

## **Marktdisziplin im Finanzsektor**

**Eine empirische Analyse disziplinierender Reaktionen von Aktionären  
auf die Berichterstattung von Versicherungsunternehmen  
nach der Einführung von Solvency II**

Nadine Rohatsch, M.Sc.

15. Dezember 2024

Vollständiger Abdruck der von der Fakultät für Wirtschafts- und Organisationswissenschaften der  
Universität der Bundeswehr München zur Erlangung des akademischen Grades eines

**Doktors der Wirtschafts- und Sozialwissenschaften (Dr. rer. pol.)**

angenommenen Dissertation.

Gutachter:

1. Univ.-Prof. Dr. Thomas Hartung
2. Univ.-Prof. Dr. Andreas Schüler

Die Dissertation wurde am 02.05.2024 bei der Universität der Bundeswehr München eingereicht und  
durch die Fakultät für Wirtschafts- und Organisationswissenschaften am 12.10.2024 angenommen.

Die mündliche Prüfung fand am 06.11.2024 statt.



## Abstract

Market discipline is a cornerstone of the regulatory framework Solvency II, introduced for insurance companies in the European Union in 2016. Key prerequisites for the effectiveness of market discipline are efficient capital markets and transparency, which Solvency and Financial Condition Reports (SFCRs) are intended to promote. Given the substantial efforts required by insurers to comply with increased disclosure obligations and by capital market participants to process this information, a critical evaluation of the benefits and the extent to which Solvency II achieves its objectives is urgently needed.

This dissertation employs event study methodology to assess the informational value of SFCRs for shareholders of insurance companies over a five-year period (2017–2021). It distinguishes between insurers with particularly high, low, increasing, and decreasing solvency ratios. The analysis of unadjusted solvency ratios – calculated without volatility adjustments or transitional measures – provides additional insights. A comparison with market reactions to disclosures on assets, financials, and earnings (e.g., quarterly, half-yearly, preliminary, and annual reports) as well as insurer financial strength ratings facilitates a comprehensive evaluation of capital market efficiency in the insurance sector and its implications for market discipline.

Furthermore, this dissertation critically examines event study methodology, focusing on challenges such as event date clustering, contaminating events, and significance testing procedures. Special attention is given to the temporal dynamics of abnormal returns – both within event windows and across the years studied – which necessitate the development of novel analytical methods. For instance, the new metric „time to first significant reaction“ is introduced. Additionally, heatmaps are used to visualize and assess the significance of abnormal returns across multiple time intervals and periods.

The findings reveal substantial variation in the strength and direction of capital market reactions to solvency reports. Notably, significant abnormal returns often emerge three to four weeks after publication. Differences compared to prior studies highlight the sensitivity of results to sample composition and methodological choices. While negative abnormal returns are predominantly observed following annual report releases, quarterly and half-yearly reports tend to trigger significant, asymmetric, and rapid reactions, frequently on the event day itself. More pronounced price movements are observed around rating upgrades and downgrades than following the publication of SFCRs.

Overall, the results point to at least weak market discipline, suggesting that the integration of market discipline with regulatory oversight in Solvency II represents a critical step toward ensuring the long-term stability and efficiency of the insurance market. Despite their limitations, SFCRs remain an essential tool for fostering transparency and market discipline. Simplifying their complexity may further enhance their effectiveness.

## Kurzfassung

Marktdisziplin ist ein zentraler Bestandteil des im Jahr 2016 für Versicherungsunternehmen in der Europäischen Union eingeführten Regulierungsstandards Solvency II. Wesentliche Voraussetzungen für eine funktionierende Marktdisziplin sind die Effizienz der Kapitalmärkte und Transparenz, die durch die Veröffentlichung von Solvency and Financial Condition Reports (SFCRs) erreicht werden soll. Angesichts des erheblichen Aufwands, der Versicherern durch die zunehmenden Offenlegungspflichten entsteht, sowie des Aufwands, den Kapitalmarktteilnehmer betreiben müssen, um diese Informationen zu verarbeiten, ist eine Überprüfung des potenziellen Nutzens und Zielerreichungsgrades von Solvency II dringend erforderlich.

Die vorliegende Dissertation verwendet Ereignisstudien, um den Informationswert von SFCRs für Aktionäre von Versicherungsunternehmen über einen Zeitraum von fünf Jahren (2017 – 2021) zu messen. Dabei wird zwischen Versicherern mit besonders hohen bzw. niedrigen und steigenden bzw. fallenden Solvenzquoten unterschieden. Die Analyse unadjustierter Solvenzquoten, die ohne Volatilitätsanpassungen und Übergangsmaßnahmen ermittelt werden, liefert zusätzliche Erkenntnisse. Ein Vergleich mit Marktreaktionen auf die Berichterstattung über die Vermögens-, Finanz- und Ertragslage (Quartals- und Halbjahresberichte, vorläufige Berichte, Geschäftsberichte) sowie auf Insurer Financial Strength Ratings ermöglicht eine umfassende Beurteilung der Effizienz der Kapitalmärkte im Versicherungssektor und der daraus resultierenden Marktdisziplin.

Darüber hinaus befasst sich die vorliegende Dissertation kritisch mit der Ereignisstudienmethodik, insbesondere im Hinblick auf Event Date Clustering, kontaminierende Ereignisse und Verfahren zur Signifikanztestung. Ein besonderer Schwerpunkt liegt auf den zeitlichen Verläufen der abnormalen Renditen – sowohl innerhalb der Ereignisfenster als auch über die betrachteten Jahre hinweg – was die Entwicklung neuer Methoden für die Analyse und Interpretation der Ergebnisse erfordert. So wird die „Dauer bis zur ersten signifikanten Reaktion“ als neue Kennzahl eingeführt. Zusätzlich erlauben Heatmaps eine Beurteilung und Visualisierung der Signifikanz abnormaler Renditen über zahlreiche Zeitintervalle und mehrere Perioden hinweg.

Die Ergebnisse zeigen erhebliche Variationen in der Stärke und Richtung der Kapitalmarktreaktionen auf Solvenzberichte. Signifikante abnormale Renditen treten zudem häufig erst drei bis vier Wochen nach der Veröffentlichung auf. Unterschiede zu früheren Studien deuten darauf hin, dass die Ergebnisse empfindlich auf die Zusammensetzung der Stichproben und die Wahl der Methoden reagieren. Während nach der Veröffentlichung von Geschäftsberichten überwiegend negative abnormale Renditen beobachtet werden, führen Quartals- und Halbjahresberichte zu signifikanten, asymmetrischen, schnellen Reaktionen, oft bereits am Ereignistag. Auch im Umfeld von Ratingherauf- und -herabstufungen sind stärkere Kursbewegungen zu beobachten als nach der Veröffentlichung von SFCRs.

Insgesamt weisen die Ergebnisse auf eine zumindest schwach ausgeprägte Marktdisziplin hin. Deshalb ist die Kombination von Marktdisziplin mit regulatorischen Eingriffen im Rahmen von Solvency II ein entscheidender Schritt, um die langfristige Stabilität und Effizienz der Versicherungsmärkte zu gewährleisten. Trotz ihrer Schwächen sind SFCRs ein wesentliches Instrument zur Förderung von Transparenz und Marktdisziplin. Eine Reduktion ihrer Komplexität könnte ihre Wirksamkeit weiter erhöhen.





# Inhaltsverzeichnis

<b>Abbildungsverzeichnis</b>	<b>xi</b>
<b>Tabellenverzeichnis</b>	<b>xii</b>
<b>Abkürzungsverzeichnis</b>	<b>xiv</b>
<b>Symbolverzeichnis</b>	<b>xvii</b>
<b>1 Einleitung</b>	<b>1</b>
1.1 Problemstellung . . . . .	1
1.2 Zielsetzung der Arbeit . . . . .	4
1.3 Gang der Untersuchung . . . . .	6
<b>2 Marktdisziplin</b>	<b>7</b>
2.1 Dimensionen von Marktdisziplin . . . . .	7
2.2 Akteure und Rollen . . . . .	9
2.2.1 Marktdisziplin durch Versicherungsnehmer . . . . .	9
2.2.2 Marktdisziplin durch Intermediäre und Bewertungsinstitutionen . . . . .	11
2.2.3 Marktdisziplin durch Investoren . . . . .	13
2.2.3.1 Rolle von Eigen- und Fremdkapitalgebern . . . . .	13
2.2.3.2 Betrachtung bestimmter Aktionärsgruppen . . . . .	16
2.3 Voraussetzungen für eine effektive Marktdisziplin . . . . .	19
2.3.1 Effiziente Märkte . . . . .	19
2.3.2 Qualität, Umfang und Kosten der Informationen . . . . .	22
2.3.3 Risikoposition der Marktakteure . . . . .	25
2.3.4 Abwägungen der Interessen von Management und Aktionären . . . . .	28
<b>3 Betrachtung ausgewählter Informationsquellen für Marktdisziplin durch Investoren</b>	<b>31</b>
3.1 Kategorisierung der Informationstypen und -quellen . . . . .	31
3.2 Jährliche und unterjährige Berichterstattung zur Vermögens-, Finanz- und Ertragslage . . . . .	33
3.2.1 Rechtliche Rahmenbedingungen und Inhalte . . . . .	33
3.2.2 Literaturüberblick über empirische Erkenntnisse zur Reaktion von Kapitalmärkten auf Berichterstattung von Unternehmen . . . . .	37
3.2.2.1 Vorläufige Berichterstattung . . . . .	37
3.2.2.2 Geschäftsbericht und andere jährliche Berichte . . . . .	40
3.2.2.3 Unterjährige Berichterstattung . . . . .	43

## Inhaltsverzeichnis

3.3	Solvency and Financial Condition Reports . . . . .	47
3.3.1	Ziele von Solvency II . . . . .	47
3.3.2	Die Drei-Säulen-Architektur von Solvency II . . . . .	49
3.3.2.1	Quantitative Anforderungen . . . . .	49
3.3.2.2	Qualitative Anforderungen . . . . .	51
3.3.2.3	Marktdisziplin, Transparenz und Veröffentlichungspflichten . . . . .	52
3.3.3	Mögliche Kosten und Nutzen von Solvency II . . . . .	54
3.3.4	Literaturüberblick: Bedeutung der Solvenz für Investoren . . . . .	59
3.4	Rating . . . . .	64
3.4.1	Arten von Ratings . . . . .	64
3.4.2	Überblick über den Ratingprozess . . . . .	67
3.4.3	Informationsgehalt von Ratings . . . . .	69
3.4.4	Literaturüberblick: Ratings im Rahmen einer möglichen Marktdisziplin . . . . .	72
<b>4</b>	<b>Untersuchungsdesign</b>	<b>79</b>
4.1	Ableitung der Hypothesen . . . . .	79
4.2	Grundlagen zur Durchführung von Ereignisstudien . . . . .	86
4.3	Darstellung des Datenerhebungsprozesses . . . . .	88
4.3.1	Zusammenstellung der Stichprobe . . . . .	88
4.3.2	Festlegung des Ereignistages . . . . .	90
4.3.3	Beschaffung der Veröffentlichungsdaten . . . . .	92
4.3.3.1	Solvency and Financial Condition Reports . . . . .	92
4.3.3.2	Berichterstattung über die Finanz-, Vermögens- und Ertragslage . . . . .	97
4.3.3.3	Ratingentscheidungen . . . . .	98
4.4	Festlegung der Rahmenbedingungen der Ereignisstudie . . . . .	101
4.4.1	Modellauswahl . . . . .	101
4.4.2	Länge des Schätzfensters . . . . .	106
4.4.3	Länge des Ereignisfensters . . . . .	108
4.4.4	Wahl des Marktindex . . . . .	111
4.5	Bestimmung der Renditen . . . . .	112
4.5.1	Festlegung des Renditeintervalls und der Berechnungsmethode . . . . .	112
4.5.2	Bereinigung der Renditezeitreihe . . . . .	115
4.5.3	Bestimmung der abnormalen Renditen . . . . .	118
4.6	Problemereiche bei Ereignisstudien . . . . .	120
4.6.1	Nicht-synchroner bzw. dünner Handel und fehlende Kursdaten . . . . .	120
4.6.2	Steigende Varianz während der Ereignisperiode . . . . .	122
4.6.3	Event Date und Industry Clustering . . . . .	123
4.6.3.1	Problem des Clustering und mögliche Folgen . . . . .	123
4.6.3.2	Lösungsansätze für Effekte durch Clustering . . . . .	127
4.7	Auswahl der Teststatistik . . . . .	130
4.7.1	Arten von Testverfahren . . . . .	130
4.7.2	Parametrische Testverfahren . . . . .	131
4.7.3	Nicht-parametrische Testverfahren . . . . .	145
4.8	Neue Verfahren zur Ergebnisinterpretation . . . . .	155
4.8.1	Betrachtung von Ereignisfenstern mit variablen Startzeitpunkten und Längen . . . . .	155
4.8.2	Visualisierung aggregierter Daten als Heatmaps . . . . .	158



<b>5</b>	<b>Ergebnisse der empirischen Untersuchung</b>	<b>161</b>
5.1	Deskriptive Analyse . . . . .	161
5.2	Überprüfung der Datenqualität . . . . .	165
5.2.1	Überprüfung der statistischen Annahmen der Residuen des Regressionsmodells . . . . .	165
5.2.2	Untersuchung der Güte der Marktmodell-Regressionen . . . . .	168
5.2.3	Prüfung der Normalverteilungsannahme der abnormalen Renditen . . . . .	170
5.3	Ereignisstudie zur Veröffentlichung der Solvency and Financial Condition Reports . . . . .	172
5.3.1	Ergebnisse für Solvency and Financial Condition Reports ohne Fallunterscheidung . . . . .	172
5.3.2	Ergebnisse der Teilstichproben auf Basis der absoluten Solvenzquoten . . . . .	186
5.3.2.1	Ergebnisse für besonders hohe Solvenzquoten . . . . .	186
5.3.2.2	Ergebnisse für besonders niedrige Solvenzquoten . . . . .	191
5.3.3	Ergebnisse der Teilstichproben auf Basis der Veränderungen der Solvenzquoten . . . . .	200
5.3.3.1	Ergebnisse der Teilstichprobe für gestiegene Solvenzquoten . . . . .	200
5.3.3.2	Ergebnisse der Teilstichprobe für gefallene Solvenzquoten . . . . .	204
5.3.4	Zwischenfazit und Ergebnisdiskussion: Reaktionen auf die Veröffentlichung von Solvency and Financial Condition Reports . . . . .	210
5.4	Ereignisstudien zur Veröffentlichung von Finanzberichten . . . . .	216
5.4.1	Reaktion auf die Veröffentlichung von Quartals- und Halbjahresberichten . . . . .	216
5.4.1.1	Reaktion auf positive Nachrichten . . . . .	216
5.4.1.2	Reaktion auf negative Nachrichten . . . . .	220
5.4.2	Reaktion auf die Veröffentlichung von vorläufigen Zahlen . . . . .	223
5.4.2.1	Reaktion auf positive Nachrichten . . . . .	223
5.4.2.2	Reaktion auf negative Nachrichten . . . . .	228
5.4.3	Reaktion auf die Veröffentlichung von Geschäftsberichten . . . . .	232
5.4.3.1	Reaktion auf positive Nachrichten . . . . .	232
5.4.3.2	Reaktion auf negative Nachrichten . . . . .	235
5.4.4	Zwischenfazit und Ergebnisdiskussion: Reaktionen auf die Finanzberichterstattung	239
5.5	Ereignisstudie zur Veröffentlichung von Ratingentscheidungen . . . . .	244
5.5.1	Heraufstufungen des Ratings . . . . .	244
5.5.2	Herabstufungen des Ratings . . . . .	248
5.5.3	Bestätigungen des Ratings . . . . .	252
5.5.4	Zwischenfazit und Ergebnisdiskussion: Reaktionen auf Ratingentscheidungen . . . . .	255
<b>6</b>	<b>Methodendiskussion zu Problembereichen von Ereignisstudien</b>	<b>259</b>
6.1	Grundsätzliche Grenzen von Ereignisstudien . . . . .	259
6.2	Eigenschaften der Ereignisse . . . . .	262
6.3	Verfahren zur Signifikanztestung . . . . .	265
6.4	Betrachteter Zeithorizont . . . . .	268
6.5	Interpretation der Ergebnisse . . . . .	270
<b>7</b>	<b>Fazit</b>	<b>275</b>
7.1	Zusammenfassung der Ergebnisse . . . . .	275
7.1.1	Inhaltliche Erkenntnisse . . . . .	275
7.1.2	Methodische Erkenntnisse . . . . .	278
7.2	Ausblick . . . . .	282

<b>Literatur</b>	<b>285</b>
<b>Anhang</b>	<b>311</b>
<b>A Überblick über die Stichprobe</b>	<b>313</b>
A.1 Veröffentlichungsdaten von Zwischenberichten . . . . .	313
A.2 Veröffentlichungsdaten von vorläufigen Berichten . . . . .	315
A.3 Veröffentlichungsdaten der Geschäftsberichte . . . . .	317
A.4 Stichprobe der Ratingentscheidungen . . . . .	319
A.5 Überblick über die gesamte Stichprobe . . . . .	321
<b>B Ergänzung der empirischen Ergebnisse</b>	<b>323</b>
B.1 Dreiecksmatrizen für SFCRs ohne Fallunterscheidung . . . . .	323
B.2 Grafiken zur Reaktion auf sehr hohe unadjustierte Solvenzquoten . . . . .	332
B.3 Grafiken zur Reaktion auf sehr hohe Veränderungen der unadjustierten Solvenzquoten . .	333
B.4 Grafiken zu den Rating-Ereignisstudien . . . . .	334

# Abbildungsverzeichnis

4.1	Zeitliche Struktur einer Ereignisstudie . . . . .	106
4.2	Schematische Darstellung der Entwicklung einer Heatmap aus den Dreiecksmatrizen für ein Ereignisfenster der Länge $L = 5$ über 3 Jahre . . . . .	159
5.1	Verteilung der Versicherungsunternehmen in der Stichprobe auf Länder . . . . .	162
5.2	In der Stichprobe abgedeckte Sparten . . . . .	162
5.3	Vergleich der berichteten und unadjustierten Solvenzquoten über die Zeit . . . . .	164
5.4	Verteilung der Ratings innerhalb der Stichprobe zu Beginn des Jahres 2017 . . . . .	164
5.5	Ergebnisse des QQ-Plots der abnormalen Renditen am Ereignistag . . . . .	171
5.6	Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite für alle SFCRs . . . . .	173
5.7	Zeit bis zur ersten signifikanten Reaktion ( $T_{min}^{AAR}$ und $T_{min}^{CAAR}$ ) auf die Veröffentlichung von SFCRs ohne Fallunterscheidung im Zeitverlauf . . . . .	184
5.8	Heatmap der Reaktionen der Aktionäre auf die Veröffentlichung von SFCRs ohne Fallunterscheidung . . . . .	185
5.9	Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite der positiven SFCRs, 25 % der höchsten berichteten Solvenzquoten . . . . .	187
5.10	Heatmap der Reaktionen der Aktionäre auf die Veröffentlichung von SFCRs mit einer hohen berichteten Solvenzquote . . . . .	190
5.11	Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite der negativen SFCRs, 25 % der niedrigsten berichteten Solvenzquoten . . . . .	192
5.12	Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite der negativen SFCRs, 25 % der niedrigsten unadjustierten Solvenzquoten . . . . .	193
5.13	Heatmaps der Reaktionen auf die Veröffentlichung von SFCRs, 25 % der niedrigsten berichteten Solvenzquoten . . . . .	198
5.14	Heatmaps der Reaktionen auf die Veröffentlichung von SFCRs, 25 % der niedrigsten unadjustierten Solvenzquoten . . . . .	199
5.15	Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite der positiven SFCRs, 25 % der höchsten Veränderungen der berichteten Solvenzquoten . . . . .	201
5.16	Heatmap der Reaktionen der Aktionäre auf die Veröffentlichung der positiven SFCRs, 25 % der höchsten Veränderungen der berichteten Solvenzquoten . . . . .	203
5.17	Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite der SFCRs, 25 % der niedrigsten (negativsten) Veränderungen der berichteten Solvenzquoten . . . . .	205
5.18	Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite der SFCRs, 25 % der niedrigsten (negativsten) Veränderungen der unadjustierten Solvenzquoten . . . . .	206
5.19	Heatmaps der Reaktionen auf die Veröffentlichung von SFCRs, 25 % der niedrigsten (negativsten) Veränderungen der berichteten Solvenzquoten . . . . .	208
5.20	Heatmaps der Reaktionen auf die Veröffentlichung von SFCRs, 25 % der niedrigsten (negativsten) Veränderungen der unadjustierten Solvenzquoten . . . . .	209
5.21	Überblick über die Ergebnisse der Stichprobe SFCRs ohne Fallunterscheidung . . . . .	211

## Abbildungsverzeichnis

5.22	Überblick über die Ergebnisse der Teilstichproben nach absoluten Solvenzquoten . . . .	213
5.23	Überblick über die Ergebnisse der Stichproben nach Veränderungen der Solvenzquoten .	215
5.24	Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite der positiven unterjährigen Berichterstattung . . . . .	217
5.25	Heatmap der Reaktionen der Aktionäre auf die Veröffentlichung von Quartals- und Halbjahresberichten mit positiven Informationen . . . . .	219
5.26	Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite der negativen unterjährigen Berichte .	221
5.27	Heatmap der Reaktionen der Aktionäre auf die Veröffentlichung von Quartals- und Halbjahresberichten mit negativen Informationen . . . . .	222
5.28	Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite der positiven vorläufigen Berichte . .	224
5.29	Heatmap der Reaktionen der Aktionäre auf die Veröffentlichung von vorläufigen Berichten mit positiven Informationen . . . . .	227
5.30	Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite der negativen vorläufigen Berichte . .	229
5.31	Heatmap der Reaktionen der Aktionäre auf die Veröffentlichung von vorläufigen Berichten mit negativen Informationen . . . . .	231
5.32	Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite der positiven Geschäftsberichte . . . .	233
5.33	Heatmap der Reaktionen der Aktionäre auf die Veröffentlichung von Geschäftsberichten mit positiven Informationen . . . . .	234
5.34	Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite der negativen Geschäftsberichte . . .	236
5.35	Heatmap der Reaktionen der Aktionäre auf die Veröffentlichung von Geschäftsberichten mit negativen Informationen . . . . .	238
5.36	Überblick über die Ergebnisse der Ereignisstudien bezüglich der Reaktion auf Berichte über die Vermögens-, Finanz- und Ertragslage . . . . .	239
5.37	Kumulierte abnormale Renditen der Heraufstufungen eines Ratings oder Ausblicks . . .	245
5.38	Heatmap der Reaktionen der Aktionäre auf die Bekanntgabe von Heraufstufungen des Ratings oder des Ausblicks . . . . .	247
5.39	Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite der Herabstufungen eines Ratings oder Ausblicks . . . . .	249
5.40	Heatmap der Reaktionen der Aktionäre auf die Veröffentlichung von Herabstufungen des Ratings oder des Ausblicks . . . . .	251
5.41	Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite bei Bestätigungen eines Ratings . . .	253
5.42	Heatmap der Reaktionen der Aktionäre auf Ratingbestätigungen . . . . .	254
5.43	Überblick über die Ergebnisse der Ereignisstudien bezüglich der Reaktion auf Ratingentscheidungen . . . . .	256
B.1	Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite der positiven SFCRs, 25 % der höchsten unadjustierten Solvenzquoten . . . . .	332
B.2	Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite positiven SFCRs, 25 % der höchsten Veränderungen der unadjustierten Solvenzquoten . . . . .	333
B.3	Entwicklung der kumulierten abnormalen Renditen bei Heraufstufungen des Ratings . .	334
B.4	Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite bei Herabstufungen des Ratings . . .	335

# Tabellenverzeichnis

4.1	Zusammenstellung der Stichprobe . . . . .	89
4.2	SFCRs in der Stichprobe, gegliedert nach Versicherungsunternehmen, Herkunftsländern und Veröffentlichungsjahren. . . . .	93
4.3	Schematische Darstellung einer Dreiecksmatrix für ein Ereignisfenster der Länge $L = 5$ .	157
5.1	Ergebnisse des Durbin-Watson- und Breusch-Godfrey-Tests für 171 Marktmodell-Regressionen im Rahmen der SFCR-Ereignisstudie . . . . .	166
5.2	Ergebnisse des Breusch-Pagan- und des White-Tests für 171 Marktmodell-Regressionen im Rahmen der SFCR-Ereignisstudie . . . . .	167
5.3	F-Statistik und $R^2$ -Gütemaß für 171 Marktmodell-Regressionen im Rahmen der SFCR-Ereignisstudie . . . . .	168
5.4	Ergebnis des quadratischen RESET-Verfahrens von RAMSEY (1969) für 171 Marktmodell-Regressionen im Rahmen der SFCR-Ereignisstudie . . . . .	169
5.5	Analyse der Parameter der 171 Marktmodell-Regressionen im Rahmen der SFCR-Ereignisstudie . . . . .	170
5.6	CAAR (Mittelwert) in Prozent um die Veröffentlichung von SFCRs und Ergebnisse der Signifikanztests über den gesamten Beobachtungszeitraum . . . . .	174
5.7	CAAR (Mittelwert) in Prozent vor der Veröffentlichung von SFCRs und Ergebnisse der Signifikanztests über den gesamten Beobachtungszeitraum . . . . .	175
5.8	Vergleich der CAAR in Prozent zwischen der vorliegenden Arbeit und den Ergebnissen von GATZERT und HEIDINGER (2019) . . . . .	178
5.9	CAAR (Mittelwert) in Prozent vor der Veröffentlichung von SFCRs und Ergebnisse der Signifikanztests im Jahr 2017 . . . . .	179
5.10	CAAR (Mittelwert) in Prozent um die Veröffentlichung von SFCRs und Ergebnisse der Signifikanztests im Jahr 2017 . . . . .	180
5.11	Vergleich der CAAR in Prozent zwischen der vorliegenden Arbeit und den Ergebnissen von MUKHTAROV et al. (2022) . . . . .	182
5.12	Vergleich der CAAR für die Teilstichproben mit niedrigen unadjustierten Solvenzquoten in Prozent zwischen der vorliegenden Arbeit und den Ergebnissen von GATZERT und HEIDINGER (2019) . . . . .	195

## Tabellenverzeichnis

A.1	Unterjährige Berichterstattung in der Stichprobe . . . . .	313
A.2	Vorläufige Ergebnismitteilungen in der Stichprobe . . . . .	315
A.3	Geschäftsberichte in der Stichprobe . . . . .	317
A.4	Rating-Herauf- und Herabstufungen in der Stichprobe . . . . .	319
A.5	Rating-Bestätigungen in der Stichprobe . . . . .	320
A.6	Überblick über alle Veröffentlichungs- bzw. Veranstaltungsdaten in der Stichprobe . . . . .	321
B.1	CAAR (Mittelwert) in Prozent vor der Veröffentlichung von SFCRs und Ergebnisse der Signifikanztests im Jahr 2018 . . . . .	324
B.2	CAAR (Mittelwert) in Prozent nach der Veröffentlichung von SFCRs und Ergebnisse der Signifikanztests im Jahr 2018 . . . . .	325
B.3	CAAR (Mittelwert) in Prozent vor der Veröffentlichung von SFCRs und Ergebnisse der Signifikanztests im Jahr 2019 . . . . .	326
B.4	CAAR (Mittelwert) in Prozent nach der Veröffentlichung von SFCRs und Ergebnisse der Signifikanztests im Jahr 2019 . . . . .	327
B.5	CAAR (Mittelwert) in Prozent vor der Veröffentlichung von SFCRs und Ergebnisse der Signifikanztests im Jahr 2020 . . . . .	328
B.6	CAAR (Mittelwert) in Prozent nach der Veröffentlichung von SFCRs und Ergebnisse der Signifikanztests im Jahr 2020 . . . . .	329
B.7	CAAR (Mittelwert) in Prozent vor der Veröffentlichung von SFCRs und Ergebnisse der Signifikanztests im Jahr 2021 . . . . .	330
B.8	CAAR (Mittelwert) in Prozent nach der Veröffentlichung von SFCRs und Ergebnisse der Signifikanztests im Jahr 2021 . . . . .	331

# Abkürzungsverzeichnis

<b>APT</b>	Arbitrage Pricing Theory
<b>BaFin</b>	Bundesanstalt für Finanzdienstleistungsaufsicht
<b>BMP</b>	durch KOLARI und PYNNÖNEN (2010) adjustierte Teststatistik von BOE- HMER, MUSUMECI und POULSEN (1991)
<b>CAPM</b>	Capital Asset Pricing Model
<b>DRS</b>	Deutscher Rechnungslegungsstandard
<b>EIOPA</b>	Europäische Aufsichtsbehörde für das Versicherungswesen und die be- triebliche Altersversorgung
<b>ETF</b>	Exchange Traded Fund
<b>EU</b>	Europäische Union
<b>EWR</b>	Europäischer Wirtschaftsraum
<b>GLS</b>	Generalized Least Squares
<b>GRANK</b>	Generalized Rank
<b>HGB</b>	Handelsgesetzbuch
<b>IAS</b>	International Accounting Standards
<b>IASB</b>	International Accounting Standards Board
<b>IFRS</b>	International Financial Reporting Standards
<b>IFSR</b>	Insurer Financial Strength Rating
<b>MCR</b>	Minimum Capital Requirement
<b>OLS</b>	Ordinary Least Squares
<b>ORSA</b>	Own Risk and Solvency Assessment
<b>QRT</b>	Quantitative Reporting Templates
<b>Refinitiv</b>	Refinitiv/Thomson Reuters Datastream
<b>RESET</b>	Regression Specification Error Test
<b>RSR</b>	Regular Supervisory Reporting
<b>SCR</b>	Solvency Capital Requirement
<b>SEC</b>	US Securities and Exchange Commission
<b>SFCR</b>	Solvency and Financial Condition Report
<b>SHU</b>	Schaden-, Haftpflicht- und Unfallversicherung
<b>TRBC</b>	Thomson Reuters Business Classification
<b>US</b>	United States
<b>USA</b>	Vereinigte Staaten von Amerika





# Symbolverzeichnis

$AAR_{\tau}$	Durchschnittliche abnormale Rendite der Wertpapiere in der Stichprobe zum Zeitpunkt $t = \tau$ im Ereignisfenster
$ AR_{i,\tau} $	Absoluter Wert der täglichen abnormalen Rendite des Wertpapiers $i$ zum Zeitpunkt $t = \tau$
$\alpha_i$	Markunabhängige, unternehmensspezifische Komponente der Rendite des Wertpapiers $i$
$AR_{i,t}$	Abnormale Rendite des Wertpapiers $i$ zum Zeitpunkt $t$
$AR_{p,t}$	Abnormale Rendite des Portfolios $p$ zum Zeitpunkt $t$
$a_t$	Anpassungsfaktor zur Bereinigung um Dividenden
$\bar{R}_{m,T}$	Durchschnittliche Rendite des Marktes im Schätzfenster
$\overline{SAR}_{\tau}$	Durchschnittliche standardisierte abnormale Rendite der Wertpapiere in der Stichprobe am Ereignistag $\tau$
$\overline{SCAR}_{\tau_1, \tau_2}$	Durchschnittliche normalisierte kumulierte abnormale Rendite der Wertpapiere in der Stichprobe im Ereignisfenster $L$
$\beta_i$	Systematisches Risiko des Wertpapiers $i$
$CAAR[\tau_1, \tau_2]$	Kumulierte durchschnittliche abnormale Rendite zwischen zwei Zeitpunkten $t_1 = \tau_1$ und $t_2 = \tau_2$ im Ereignisfenster
$CAR_{i,\tau_1, \tau_2}$	Kumulierte abnormale Rendite des Wertpapiers $i$ im Ereignisfenster $L$
$C_{i,t}$	Korrekturfaktor des Wertpapiers $i$ zum Zeitpunkt $t$ für den Vorhersagefehler
$C_{i,\tau_1, \tau_2}$	Korrekturfaktor des Wertpapiers $i$ für kumulierte abnormale Renditen für den Vorhersagefehler
$Cov(\cdot)$	Kovarianz
$d$	Zeitpunkt der letzten Dividendenzahlung im betrachteten Zeitraum
$D_t$	Dividende des Wertpapiers $i$ zum Zeitpunkt $t$
$E(\cdot)$	Erwartungswert
$\varepsilon_{i,t}$	Störterm des Wertpapiers $i$ zum Zeitpunkt $t$
$GSAR_{i,t}$	Generalisierte, standardisierte abnormale Rendite des Wertpapiers $i$ zum Zeitpunkt $t$
$\hat{\alpha}_i$	Schätzer des Parameters $\alpha_i$
$\hat{\beta}_i$	Schätzer des Parameters $\beta_i$
$\hat{\sigma}$	Geschätzte, empirische Standardabweichung
$\hat{\sigma}(K)$	Standardabweichung der gesamten Stichprobe (über $T + L$ Zeitpunkte und $N$ Unternehmen)
$\hat{\sigma}(SAR)$	Standardabweichung zur (zweiten) Standardisierung der standardisierten abnormalen Renditen im Ereignisfenster, berechnet aus den standardisierten abnormalen Renditen des Ereignisfensters (Querschnittskorrelation)

## Symbolverzeichnis

$heatmap_{i,j}$	Nummerischer Signifikanzwert des Elements $(i, j)$ in der Heatmap
$h_{i,j,y}$	Gewichteter Signifikanzwert des Elements $(i, j)$ in der Dreiecksmatrix der abnormalen Renditen des betrachteten Jahres $y$
$K_{it}$	Rangplatz der abnormalen Rendite des Wertpapiers $i$ zum Zeitpunkt $t$
$L$	Anzahl der Tage im Ereignisfenster
$N$	Anzahl der Wertpapiere in der Stichprobe
$N^+$	Anzahl der positiven (kumulierten) abnormalen Renditen
$n_k$	Anzahl der Wertpapiere im $k$ -ten Cluster
$n_t$	Anzahl der gültigen zum Zeitpunkt $t$ verfügbaren <i>GSAR</i>
$\psi_i$	Indikatorfunktion des Wertpapiers $i$ , die den Wert 1 annimmt, wenn die abnormale Rendite positiv ist und 0 im Falle von negativen Renditen
$q$	Anzahl der Cluster in der Stichprobe
$r_{ij}$	Paarweise Korrelationen der Wertpapiere in der Stichprobe
$r_{i,j,k}$	Stichproben-Korrelation der Residuen des Marktmodells der Renditen $i$ und $j$ in der $k$ -ten Gruppe, berechnet über die Schätzperiode
$R_{i,t}$	Tägliche Rendite des Wertpapiers $i$ zum Zeitpunkt $t$
$R_{m,t}$	Marktrendite zum Zeitpunkt $t$
$R_{m,\tau}$	Rendite des Marktes am Ereignistag $\tau$
$SaAR_{i,\tau}$	Standardisierte absolute abnormale Rendite des Wertpapiers $i$ zum Zeitpunkt $t = \tau$
$SAR_{i,t}$	Standardisierte abnormale Rendite zum Zeitpunkt $t$
$SAR_{i,t}^*$	Standardisierte abnormale Rendite, wobei die Renditen aus dem Schätzfenster und dem Ereignisfenster unterschiedlich standardisiert werden
$SCAR_{i,\tau_1,\tau_2}$	Standardisierte kumulierte abnormale Rendite des Wertpapiers $i$ im Ereignisfenster $L$
$\sigma$	Standardabweichung
$\sigma_{\varepsilon_i}^2$	Element $(i, i)$ der Varianz-Kovarianz-Matrix der Störterme $\varepsilon_i$
$S_{i,t}$	Kurs der Aktie $i$ zum Zeitpunkt $t$
$S_{i,t}^{adj}$	Dividendenbereinigter Aktienkurs zum Zeitpunkt $t$
$S(AR_{i,t})$	Individuelle Zeitreihen-Standardabweichung des Wertpapiers $i$ im Schätzfenster
$S(CAR_{i,T})$	Geschätzte Standardabweichung der kumulierten abnormalen Renditen im Schätzfenster $T$
$star_{i,j,y}$	Anzahl der aus dem betrachteten Signifikanztest für das Element $(i, j)$ in der Dreiecksmatrix der abnormalen Renditen des betrachteten Jahres $y$ resultierenden Signifikanzzeichen
$T$	Anzahl der Tage im Schätzfenster
$T'$	$T + 1$ , adjustierte Anzahl an Beobachtungen im kombinierten Schätz- und Ereignisfenster
$T_1$	Startzeitpunkt des Schätzfensters
$T_2$	Endzeitpunkt des Schätzfensters
$\theta$	Teststatistik zur Signifikanztestung der abnormalen Renditen
$\theta_{BMP}$	Teststatistik von BOEHMER et al. (1991)
$\theta_{BMP(Adj)}$	Adjustierte Teststatistik für kumulierte abnormale Renditen von BOEHMER et al. (1991)
$\theta_{BMP(kumul)}$	Teststatistik für kumulierte abnormale Renditen von BOEHMER et al. (1991)
$\theta_{BW}$	Teststatistik für den Cross-Sectional Independence Test von BROWN und WARNER (1980)

$\theta_{BW(Adj)}$	Teststatistik für den Cross-Sectional Dependence Test mit Crude Adjustment von BROWN und WARNER (1980) und BROWN und WARNER (1985)
$\theta_C$	Rang-Test von CORRADO (1989)
$\theta_{CZ}$	Teststatistik von CORRADO und ZIVNEY (1992)
$\theta_{GRANK}$	Teststatistik mit generalisierten Rängen von KOLARI und PYNNÖNEN (2011)
$\theta_{MP}$	Teststatistik von MIKKELSON und PARTCH (1988b)
$\theta_P$	Teststatistik von PATELL (1976)
$\theta_{P(kumul)}$	Teststatistik für kumulierte abnormale Renditen von PATELL (1976)
$\theta_{VT}$	Teststatistik für den einfachen Vorzeichentest
$\theta_W$	Teststatistik von WILCOXON (1945) für $N > 20$
$\tilde{r}$	Durchschnittliche Stichproben-Korrelation der beschränkten Stichprobe (durchschnittliche Stichproben-Korrelation über einen Block der Korrelationsmatrix, wobei die Korrelationen zwischen den Blöcken Null betragen)
$T_{min}^{AAR}$	Anzahl der Tage bis zur Beobachtung der ersten signifikanten AAR
$T_{min}^{CAAR}$	Anzahl der Tage bis zur Beobachtung der ersten signifikanten CAAR
$t_{T-d}$	Student-t-Verteilung mit $T - d$ Freiheitsgraden
$U_{i,t}$	Standardisierter abnormaler Rang der generalisierten abnormalen Renditen
$Var(\cdot)$	Varianz
$W^+$	Teststatistik von WILCOXON (1945) für $5 \leq N \leq 20$ , entspricht der Summe der positiven Vorzeichen-Ränge
$w_i$	Gewichtungsfaktor eines im Portfolio enthaltenen Wertpapiers mit $\sum w_i = 1$
$\bar{K}$	Durchschnittlicher Rang
$\bar{r}$	Durchschnittliche Querschnittskorrelation der Wertpapiere in der Stichprobe
$\bar{r}_k$	Durchschnittliche Korrelation der Wertpapiere des k-ten Clusters
$\bar{U}_t$	Erwartungswert der standardisierten Ränge zum Zeitpunkt $t$
$Y$	Anzahl der betrachteten Jahre in der (Teil-)Untersuchung



# 1 Einleitung

## 1.1 Problemstellung

Das regulatorische Umfeld von Finanzinstitutionen wie Banken und Versicherungsunternehmen verändert sich schnell und zeichnet sich durch eine hohe Komplexität aus.<sup>1</sup> So wurden bis Mitte der 1990er Jahre im Finanzdienstleistungssektor verschiedene Sicherungsmechanismen eingesetzt, um die Ausfallwahrscheinlichkeit der Institute zu begrenzen. Während die Vereinigten Staaten von Amerika (USA) bereits 1994 risikobasierte Kapitalanforderungen für Versicherer einführten, folgte die Europäische Union (EU) erst zehn Jahre später mit einheitlichen Anforderungen an die Kapitaladäquanz und Mindestkapitalausstattung in Form von Solvency I.<sup>2</sup> Solche Markteingriffe können jedoch falsche Anreize für Versicherer setzen und zu Regulierungs-Arbitrage führen.<sup>3</sup> Zusätzlich zeigen u. a. der Bilanzskandal um Wirecard, dass die Kontrolle von Unternehmen durch einzelne Prüfinstanzen fehlerbehaftet sein kann.<sup>4</sup>

Neuere Regulierungsmechanismen verlassen sich deshalb nicht nur auf die Prüfung der Unternehmen durch einzelne Institutionen wie Wirtschaftsprüfungsgesellschaften oder Aufsichtsbehörden, sondern ziehen zusätzlich den Markt hinzu. Eine Ausübung von Marktdisziplin durch Dritte – also andere Marktteilnehmer – kann eine Möglichkeit sein, das Finanzsystem sich selbst effizient steuern zu lassen. Aus diesem Grund integrieren Regulierungsbehörden immer öfter die Märkte in ihre Aufsichtssysteme. Analog zu Basel II/III im Bankensektor wurde deshalb in der EU im Jahr 2016 für den Versicherungssektor Solvency II eingeführt, das die Anforderungen an die Kapitaladäquanz in der ersten Säule um erhöhte Transparenz- und Offenlegungsanforderungen in einer dritten Säule ergänzt. Die Informationen über die Kapitalausstattung, die Risikosituation und die interne Organisation der Versicherer ermöglichen Marktteilnehmern eine bessere Überwachung der Aktivitäten der Unternehmen. In der Folge sollte das Management der Versicherungsunternehmen seine Risikoübernahme im Sinne der Stakeholder anpassen, sodass Marktdisziplin die Aufsichtsbehörden bei ihrer Arbeit unterstützen kann.<sup>5</sup>

Wissenschaftliche Betrachtungen beschränken sich häufig auf Marktdisziplin in Form der Überwachung, da diese leichter zu messen ist als die Beeinflussungskomponente. „Der Markt“ kann dabei sowohl die Kunden und Versicherungsnehmer als auch den Kapitalmarkt bezeichnen. Kunden können abhängig von der Risikosituation ihre Nachfrage ändern und Anleger ihre Zahlungsbereitschaft für Eigen- und Fremdkapitaltitel des betreffenden Unternehmens anpassen.<sup>6</sup> Eine wichtige Prämisse für funktionierende Marktdisziplin ist dabei die Informationsversorgung der Marktteilnehmer.<sup>7</sup> Nur, wenn diese über qualitativ hochwertige, standardisierte Informationen über die Versicherer verfügen, kann die finanzielle

---

<sup>1</sup>Vgl. TOMIC (2022), S. 258.

<sup>2</sup>Vgl. BAFIN (2016); ELING (2012), S. 191; ELING et al. (2009), S. 2, 14.

<sup>3</sup>Institute werden in Regionen gegründet, wo die Anforderungen niedriger sind als in der ursprünglichen Jurisdiktion oder Lücken in den Regulierungsvorschriften gezielt ausgenutzt. Vgl. ELING / SCHMEISER (2010), S. 23.

<sup>4</sup>Vgl. TAGESSCHAU (2021); DEUTSCHLANDFUNK (2020).

<sup>5</sup>Vgl. Abschnitte 2, 3.3 und ELING (2012), S. 192.

<sup>6</sup>Vgl. ELING (2012), S. 208, 216, 219; BLISS / FLANNERY (2002), S. 362–363.

<sup>7</sup>Vgl. NIER / BAUMANN (2006), S. 333–334.

## 1 Einleitung

Stabilität einzelner Unternehmen und des Finanzsystems als Ganzes erreicht und erhalten werden.<sup>8</sup> So weisen verschiedene Untersuchungen nach, dass mangelnde Transparenz hinsichtlich des Risikogehalts eines Versicherers die Marktdisziplin beeinträchtigt.<sup>9</sup> Häufig wurden in der Vergangenheit die Qualität und Konsistenz der Berichterstattung europäischer Versicherer bemängelt, da die Rechnungslegung nur eingeschränkte Einblicke in die tatsächliche Risiko- und Ertragslage gewährte. Deshalb wird bereits seit einiger Zeit das Ziel verfolgt, durch international einheitliche Standards die Transparenz der Versicherer, ihre Rechenschaftsablage und in der Folge die Effizienz der Kapitalmärkte zu fördern.<sup>10</sup>

Versicherungsunternehmen sehen sich im Zuge von Solvency II einer herausfordernden, komplexen und kostspieligen Aufgabe gegenüber. In einer Finanz- und Risikomodellierung müssen sie fristgerecht qualitativ hochwertige Daten generieren (Säule 1). Gleichzeitig gilt es, zur Erfüllung der Anforderungen an das Reporting in Säule 3 einen transparenten und strukturierten Prozess zur Berichterstattung zu etablieren. Das Ergebnis dieser Bemühungen ist der jährlich erscheinende Solvency and Financial Condition Report (SFCR).<sup>11</sup> Die Offenlegungs- und Berichtspflichten sollen die Versicherer durch Selbstdisziplinierung dazu veranlassen, eine angemessene Risikoposition einzugehen. Zudem liefert die Beobachtung der Reaktionen der Marktteilnehmer den Aufsichtsbehörden wichtige Informationen.<sup>12</sup> Allerdings führt die Umsetzung der Anforderungen zu hohen Kosten für die Unternehmen.<sup>13</sup> Während die EU in anderen Bereichen den verbesserten Anlegerschutz geringer einstuft als den mit der Publikation von Informationen verbundenen Aufwand,<sup>14</sup> geschieht dies bei Solvency II explizit nicht,<sup>15</sup> sodass eine Überprüfung des potentiellen Nutzens und des Zielerreichungsgrades von Solvency II dringend geboten ist.

In einem sich selbst verstärkenden Kreislauf können adäquate Regulierungsvorschriften die Markteffizienz verbessern, während gleichzeitig Markteffizienz die Regulierung von Finanzmärkten unterstützt.<sup>16</sup> Die Effizienz der Kapitalmärkte und die dadurch mögliche Marktdisziplin wurden bislang häufiger für den Bankensektor als für die Versicherungsbranche überprüft. Regional liegt der Schwerpunkt dabei auf dem US-amerikanischen Markt. Für den Bankensektor konnte zwar regelmäßig effiziente Marktdisziplin nachgewiesen werden, allerdings ist eine Übertragung der Ergebnisse auf den Versicherungssektor trotz vieler Gemeinsamkeiten nur begrenzt möglich. So spielen Fremdkapitalinstrumente für Banken eine größere Rolle als für Versicherer. Letztere weisen zudem eine höhere Intransparenz auf, da Höhe und Dauer der Schadenzahlungen nicht exakt ermittelbar sind und die Schadenrückstellungen somit zu größeren Informationsasymmetrien zwischen dem Versicherer und seinen Stakeholdern führen. Dagegen sind im Bankensektor Verbindlichkeiten in Bezug auf Dauer und Höhe meist klar definiert.<sup>17</sup> So werfen HÖRING und GRÜNDL (2011) die Frage auf, ob Marktdisziplin in der Versicherungsbranche effektiv funktioniert, da in ihrer Untersuchung mehrere Versicherer trotz guter Risk-Disclosure-Praktiken während der Finanzkrise von 2008 Finanzspritzen benötigten.<sup>18</sup> Auch die Ergebnisse von ELING und SCHMIT (2012) deuten darauf hin, dass die Marktdisziplin in Deutschland anders ausgeprägt ist als in den USA,<sup>19</sup> sodass die europäische Versicherungswirtschaft hier noch Potenzial für Erkenntnisgewinne aufweist.

---

<sup>8</sup>Vgl. TOMIC (2022), S. 245, 252, 258.

<sup>9</sup>Vgl. HÖRING / GRÜNDL (2011), S. 409; KRAFT / NOLTE (2005), S. 441–443.

<sup>10</sup>Vgl. TOMIC (2022), S. 252, 257.

<sup>11</sup>Vgl. TOMIC (2022), S. 245; ELING (2012), S. 192; BERNERT et al. (2010), S. 2–3.

<sup>12</sup>Vgl. BALOGH-PREININGER et al. (2016), S. 20.

<sup>13</sup>Vgl. ELING / PANKOKE (2016), S. 545; LORSON et al. (2012), S. 131, 133; HÖRING / GRÜNDL (2011), S. 409.

<sup>14</sup>Vgl. Richtlinie 2013/50/EU Erwägungsgründe 4 und 5.

<sup>15</sup>Vgl. HÖRING / GRÜNDL (2011), S. 409–410.

<sup>16</sup>Vgl. GILSON / KRAAKMAN (2014), S. 350.

<sup>17</sup>Vgl. ELING (2012), S. 208, 216, 219; ZHANG et al. (2009), S. 296.

<sup>18</sup>Vgl. HÖRING / GRÜNDL (2011), S. 409.

<sup>19</sup>Vgl. ELING / SCHMIT (2012), S. 198.

In der Einführungsphase von Solvency II lag der Fokus der Versicherer vor allem auf ihrer Kapitalausstattung, der Datenbeschaffung und der Ausgestaltung der Risikomodelle. Die Forderungen der zweiten und dritten Säule zum Risikomanagement, zur Compliance und zu Offenlegungspflichten wurden dagegen häufig vernachlässigt.<sup>20</sup> Neben dem durch die Bereitstellung der notwendigen Informationen entstehenden Aufwand sehen sich Versicherer der Herausforderung gegenüber, interne Informationen der Öffentlichkeit und damit auch den Wettbewerbern preisgeben zu müssen.<sup>21</sup> Da Versicherer für die ersten SFCRs weder deren Auswirkungen einschätzen noch beurteilen konnten, welche Inhalte die höchste Relevanz aufweisen,<sup>22</sup> kann durch eine Untersuchung der Marktreaktionen auf die Veröffentlichung der Zielerreichungsgrad der dritten Säule beurteilt werden.

Erste Schritte zur Untersuchung dieser Thematik unternahmen GATZERT und HEIDINGER (2019). Die Autorinnen analysieren die Kapitalmarktreaktion auf die Veröffentlichung der ersten SFCRs. Der Fokus ihrer Arbeit liegt jedoch auf möglichen Einflussfaktoren wie z. B. textuellen Attributen und weniger auf der Reaktion selbst.<sup>23</sup> Es gilt nun, ihre Ergebnisse auf Replizierbarkeit und Persistenz hin zu überprüfen. So ermöglicht eine langfristige Analyse die Betrachtung jahres-spezifischer Entwicklungen. Des Weiteren schenken GATZERT und HEIDINGER (2019) den Eigenschaften ihrer Daten nur wenig Beachtung, sodass eine eingehendere Überprüfung und das Ziehen notwendiger Konsequenzen geboten sind.

MUKHTAROV et al. (2022) untersuchen den Informationsgehalt von Solvenzquoten und Ertragszahlen unter dem Solvency-I- und dem Solvency-II-Regime. Anders als GATZERT und HEIDINGER (2019) und die vorliegende Arbeit konzentrieren sie sich nicht auf die Solvenzberichte, sondern auf die in Quartals- und Pressemitteilungen berichteten Solvenzquoten und Gewinne.<sup>24</sup> Die Autoren betrachten somit lediglich zwei Komponenten, nicht jedoch den vollständigen Bericht. Obwohl sich ihr Betrachtungshorizont bis ins Jahr 2018 erstreckt, lässt er ebenfalls keine Rückschlüsse auf langfristige Entwicklungen zu.

Sollte sich herausstellen, dass sich Aktionäre, die eigentlich ein großes Interesse an der Entwicklung ihrer Investition haben sollten, nicht für Solvenzberichte interessieren, ist fraglich, ob den beträchtlichen Kosten in Zusammenhang mit Solvency II ein ausreichender Nutzen gegenübersteht. Zusätzlich würde dies in Frage stellen, ob in Versicherungs- bzw. Kapitalmärkten eine ausreichende Marktdisziplin vorherrscht. So setzen weder GATZERT und HEIDINGER (2019) noch MUKHTAROV et al. (2022) ihre Beobachtungen bezüglich der SFCRs ins Verhältnis zu möglichen Reaktionen auf die Veröffentlichung von Finanzberichten und Ratings, um die Marktdisziplin im Versicherungsmarkt umfänglich zu beurteilen. Zudem wurde meist die Wirkung von Anleihe-Ratings als Marktsignal untersucht,<sup>25</sup> sodass noch wenige Erkenntnisse für Insurer Financial Strength Ratings (IFSRs) in der EU vorliegen.<sup>26</sup>

Zur Überprüfung des Informationsgehalts des SFCRs sowie der Effizienz und Disziplin von Versicherungsmärkten ist die Ereignisstudienmethodik ideal geeignet. Ereignisstudien werden zur Bestimmung der Auswirkungen eines Ereignisses auf das Vermögen der Anspruchsteller eingesetzt. Die Höhe der abnormalen Kursentwicklung unter der Annahme, dass das Ereignis dem Markt neue Informationen liefert und nicht durch die Marktteilnehmer antizipiert wird, dient als Maß für den Wert der Information.<sup>27</sup>

---

<sup>20</sup>Vgl. SARIALTIN (2015), S. 60.

<sup>21</sup>Vgl. TOMIC (2022), S. 247, 258.

<sup>22</sup>Vgl. GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 2.

<sup>23</sup>Vgl. GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 3, 14.

<sup>24</sup>Vgl. MUKHTAROV et al. (2022), S. 237, 245.

<sup>25</sup>Vgl. z. B. DICHEV / PIOTROSKI (2001); GROPP / RICHARDS (2001); BILLETT et al. (1998); SCHWEITZER et al. (1992).

<sup>26</sup>Vgl. ELING und SCHMIT (2012), die die Reaktion von Versicherungsnehmern auf Ratingänderungen untersuchen.

<sup>27</sup>Vgl. z. B. HOLLER (2012), S. 9–10; RYAN / TAFFLER (2004), S. 57; HENDERSON (1990), S. 282; BOWMAN (1983), S. 562; BROWN / WARNER (1980), S. 205–206.

## 1 Einleitung

Die Schaffung von Transparenz und die aktive Ansprache der Investoren spielen dabei für Unternehmen eine immer wichtigere Rolle, da die regelmäßige Kommunikation zu einer hohen Liquidität und einer korrekten Bewertung ihrer Wertpapiere führt und den Unternehmenswert steigern kann.<sup>28</sup> Dies spiegelt sich auch in zunehmenden Anforderungen der Aufsichtsbehörden bezüglich der Häufigkeit und des Umfangs der Berichterstattung wider.<sup>29</sup> Neben den positiven Effekten auf die Effizienz der Kapitalmärkte führt dies allerdings zu unterschiedlichen Herausforderungen bei der Durchführung von Ereignisstudien. So ist es kaum mehr möglich, ereignisfreie Zeiträume zur Ermittlung der erwarteten Kursverläufe zu bestimmen.<sup>30</sup> Gleichzeitig kommt es gerade in der Berichtsperiode im Frühjahr zu Häufungen, die zu Verzerrungen der Signifikanztestung der abnormalen Renditen führen können.<sup>31</sup> In diesem Zusammenhang stellen MCWILLIAMS und SIEGEL (1997) fest, dass ihre Replikation von mehreren Ereignisstudien abweichende Ergebnisse liefert, da sie mögliche Problembereiche angemessen adressieren und berücksichtigen.<sup>32</sup> Weiterhin ist auch die Fokussierung früherer Untersuchungen auf bestimmte Ereignisfenster für die vorliegende Arbeit problematisch, da aufgrund der begrenzten Studienlage noch nicht bekannt ist, welche Zeitfenster zur Beobachtung einer möglichen Marktreaktion gewählt werden sollen. Deshalb werden neben den inhaltlichen Aspekten bezüglich der SFCRs auch die Methodik der Ereignisstudie und deren Anwendbarkeit im vorliegenden Fall kritisch beleuchtet und Lösungsmöglichkeiten aufgezeigt.

## 1.2 Zielsetzung der Arbeit

In der jüngeren Vergangenheit wurden Ereignisstudien kaum noch zur Untersuchung der Markteffizienz eingesetzt. Dagegen rückte die Bestimmung des Werts von Informationen, die dem Kapitalmarkt zur Verfügung gestellt werden, in den Vordergrund der Betrachtungen.<sup>33</sup> Demzufolge steht statt der Frage, wie schnell und korrekt der Markt bestimmte neue Informationen verarbeitet, das Ausmaß, in dem Kursrenditen auf die Veröffentlichung bestimmter Informationen reagieren, im Mittelpunkt. Dabei wird die Höhe der abnormalen Kursentwicklung als Maß für den Informationsgehalt des Ereignisses verwendet.<sup>34</sup>

Die vorliegende Arbeit kombiniert beide Ansätze: Zunächst untersucht sie, welchen Informationswert die SFCRs für Eigenkapitalgeber von Versicherungsunternehmen haben und ob SFCRs Informationen beinhalten, die für Aktionäre entscheidungsnützlich sind. Zu diesem Zweck wird die Kursreaktion auf die Veröffentlichung der SFCRs ermittelt. Da weder in GATZERT und HEIDINGER (2019) noch in MUKHTAROV et al. (2022) eine Abbildung der abnormalen Renditen im Zeitablauf mit einer Trennung von guten und schlechten Neuigkeiten erfolgt, steht neben der absoluten Höhe und dem Vorzeichen der abnormalen Renditen auch eine mögliche Veränderung der Reaktionen im Zeitablauf im Zentrum des Interesses. Dazu gehört auch die Untersuchung eines möglichen Antizipationseffekts, der sowohl bei GATZERT und HEIDINGER (2019) als auch bei MUKHTAROV et al. (2022) nicht berücksichtigt wird, um so festzustellen, ob Informationen aus den SFCRs bereits vor der Veröffentlichung durchsickern und die Aktienkurse bewegen. Zudem wird versucht, eine Einteilung der SFCRs in „gute“ und „schlechte“ Nachrichten vorzunehmen, wie es für die Prognose einer Reaktionsrichtung notwendig ist.

<sup>28</sup>Vgl. FIRK et al. (2021), S. 31; STREUER (2004c), S. 22, 30; BUSHEE (1998), S. 310.

<sup>29</sup>Vgl. Abschnitte 3.2.1 und 3.3.1.

<sup>30</sup>Vgl. Abschnitt 4.4.2.

<sup>31</sup>Vgl. Abschnitt 4.6.3.1.

<sup>32</sup>Vgl. MCWILLIAMS / SIEGEL (1997), S. 651.

<sup>33</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 23.

<sup>34</sup>Vgl. RYAN / TAFFLER (2004), S. 57; HENDERSON (1990), S. 282.



Zur Beurteilung der Reaktion der Aktionäre auf die SFCRs werden weitere bereits etablierte Formen der Informationsversorgung der Kapitalmärkte betrachtet. So fasst diese Arbeit erstmals alle drei Quellen für Marktsignale in einer Untersuchung zusammen, die regelmäßig zur Bewertung von Marktdisziplin im Versicherungssektor herangezogen werden: Informationen, die die Versicherer selbst veröffentlichen, Signale durch Bewertungsinstitutionen wie Finanzanalysten und Ratingagenturen sowie Berichte von Regulierungsbehörden.<sup>35</sup> Erstere umfassen vorläufige Berichterstattung, den Geschäftsbericht und unterjährige Berichte, für die bereits Ankündigungseffekte untersucht wurden. Da es sich bei SFCRs um eine neue Berichtsform handelt, könnten sie andere Effekte und Reaktionen hervorrufen als traditionelle Berichte.<sup>36</sup> Außerdem liefert die in den SFCRs übermittelte Solvenzquote ähnliche Aussagen über die Risikosituation eines Versicherers wie das Rating. Bei der Einschätzung der Ratingagentur handelt es sich im Gegensatz zu den umfangreichen Berichten um ein einzelnes Zeichen, das großen Bekanntheitsgrad genießt.<sup>37</sup> Deshalb wird auch das Rating als Signal einer Bewertungsinstitution in die Vergleichsgruppe zur Beurteilung der Wahrnehmung der Aktionäre aufgenommen. Insbesondere die Abteilungen zu Investor Relations und Unternehmenskommunikation von börsennotierten Versicherern erhalten dadurch wertvolle Impulse über die Relevanz der SFCRs im Vergleich zu anderen Berichts- und Kommunikationsformen und können Rückschlüsse ziehen, auf welche Aspekte sie sich konzentrieren sollen.

Zugleich liefert diese Arbeit eine umfangreiche Analyse der Kapitalmarktreaktionen auf Geschäftsberichte, unterjährige Berichterstattung und Ratings für europäische börsennotierte Versicherer über einen Zeitraum von fünf Jahren. Dabei ist nicht nur die Höhe der Reaktion von Interesse, sondern auch wie lange es dauert, bis der Markt neue Informationen verarbeitet und ob es Unterschiede zwischen den Informationsereignissen gibt. Dadurch wird gleichermaßen die Effizienz des europäischen Aktienmarkts im Versicherungssektor untersucht und ob dies beobachtbar ist. Da die Markteffizienz eine wichtige Prämisse der Marktdisziplin ist, ermöglicht dieses Vorgehen zudem die Beurteilung, ob Aktionäre disziplinierend auf europäische Versicherungsunternehmen einwirken. Dies liefert Aufsichtsbehörden wertvolle Hinweise darüber, ob und wenn ja, inwieweit das Ziel von Solvency II, die Marktdisziplin als Überprüfungsmechanismus im Versicherungssektor einzusetzen, erreicht wird.

Während MUKHTAROV et al. (2022) sich auf die erste Säule von Solvency II konzentrieren,<sup>38</sup> legt diese Arbeit den Fokus auf die dritte Säule und die Auswirkungen der Veröffentlichung der SFCRs. Diese übermitteln neben quantitativen auch qualitative Informationen über das Risikomanagement und Governance-Strukturen. Da für Risiko- und Solvenzberichte bereits textuelle Analysen erfolgten und für SFCRs festgestellt wird, dass Kennzahlen größere Auswirkungen haben als textliche Attribute,<sup>39</sup> verzichtet die vorliegende Arbeit auf eine qualitative Inhaltsanalyse sowie die Ermittlung der Einflussfaktoren auf die kumulierten abnormalen Renditen und wählt einen breiten Untersuchungsansatz.

Neben diesen inhaltlichen Komponenten beleuchtet diese Arbeit Aspekte und Problembereiche zur Ereignisstudienmethodik. Insbesondere das Vorliegen von Event Date Clustering und kontaminierenden Ereignissen erfordern einen bewussten Umgang mit dieser Methode, da in diesen Fällen davon auszugehen ist, dass einige Annahmen bezüglich der zugrundeliegenden Wertpapierrenditen nicht erfüllt sind. In Fachzeitschriften veröffentlichte Ereignisstudien vernachlässigen diese Probleme häufig.<sup>40</sup> Vor diesem Hintergrund werden eine Methodendiskussion geführt und verschiedene Vorgehensweisen miteinander

<sup>35</sup>Vgl. ELING (2012), 190. Obwohl die SFCRs durch die Versicherer selbst veröffentlicht werden, schreiben Regulierungsbehörden ihre Inhalte weitestgehend vor.

<sup>36</sup>Vgl. GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 2.

<sup>37</sup>Vgl. Abschnitt 3.4.3; EVERLING (2004), S. 330; WAKEMAN (1990), S. 412.

<sup>38</sup>Vgl. MUKHTAROV et al. (2022), S. 240.

<sup>39</sup>Vgl. GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 1, 3; KRAFT / NOLTE (2005), S. 424, 427–428.

<sup>40</sup>Vgl. MCWILLIAMS / SIEGEL (1997), S. 651.

## 1 Einleitung

verglichen. Da seit der Analyse von HOLLER (2012) keine umfassende Bestandsaufnahme der Verfahren zur Signifikanztestung erfolgte, beleuchtet diese Arbeit die Eigenschaften verschiedener Signifikanztests, stellt diese gegenüber und bewertet ihre Eignung hinsichtlich eines Einsatzes in der vorliegenden Untersuchung. Das hier gewählte Forschungsdesign ermöglicht jedoch keine gezielte Analyse der Ergebnisgüte und Trennschärfe von Signifikanztests.

Der Fokus der Arbeit liegt dabei auf dem zeitlichen Verlauf der abnormalen Renditen – sowohl innerhalb der jeweiligen Ereignisfenster als auch über die betrachteten Jahre hinweg. Dies macht die Entwicklung neuer Formen der Ergebnisanalyse und Ergebnispräsentation notwendig. So werden neue Kennzahlen und ein Verfahren zur aggregierten Ergebnisbetrachtung eingeführt.

### 1.3 Gang der Untersuchung

Um die geschilderten Zielsetzungen zu erreichen, greift Kapitel 2 zunächst wichtige Aspekte der Marktdisziplin heraus. In diesem Sinne erfolgt auch eine Vorstellung der möglichen Akteure und ihrer Rollen in der Marktdisziplin, wobei der Fokus auf der Marktdisziplin durch Investoren, insbesondere durch Aktionäre, liegt. Zuletzt werden wichtige Voraussetzungen für eine effektive Marktdisziplin dargestellt und auf ihr Vorliegen hin überprüft.

Da die Versorgung der Marktakteure mit Informationen eine zentrale Rolle in der Marktdisziplin spielt, nimmt Kapitel 3 eine Kategorisierung der Informationstypen vor, um anschließend die für diese Arbeit relevanten Informationsquellen zu betrachten. Dazu erfolgt zunächst eine Darstellung der rechtlichen Rahmenbedingungen der Finanzberichterstattung, wobei der Fokus auf Veröffentlichungszeiträumen und Inhalten liegt. Im Anschluss werden Ziele und Aufbau von Solvency II dargelegt und die Inhalte der SFCRs beschrieben. Im Sinne der Forschungsfrage nach dem Nutzen der aufwendigen zusätzlichen Offenlegungspflichten erfolgt zudem eine Gegenüberstellung von Kosten und Nutzen von Solvency II. Als eines der etabliertesten Mittel zur Risikokommunikation werden anschließend Ratings vorgestellt. Der Präsentation verschiedener Ratings folgen eine Eingrenzung und die Beleuchtung möglicher Effekte am Kapital- und Versicherungsmarkt. Die Beschreibung der Informationsquellen schließt jeweils mit einem umfassenden Literaturüberblick ab. Dieser stellt Erkenntnisse über deren Rolle in der Marktdisziplin und Ergebnisse von Ereignisstudien, die denselben Untersuchungsgegenstand haben, zusammen.

Kapitel 4 leitet zunächst die zu testenden Hypothesen ab und erläutert die Zusammenstellung der Stichprobe. Auf die Methodendiskussion vorbereitend werden die Schritte einer Ereignisstudie dargestellt und besondere Problemfelder sowie Lösungsmöglichkeiten herausgearbeitet. Dies umfasst auch die Entwicklung neuer Verfahren zur Interpretation der Ergebnisse.

In Kapitel 5 schließt sich die deskriptive Analyse des Datensatzes und die Überprüfung der Datenqualität an. Gemäß dem Forschungsschwerpunkt erfolgt eine sehr ausführliche Präsentation und Interpretation der Ergebnisse der Ereignisstudien für die SFCRs, um im Anschluss diese Ergebnisse mit denjenigen für Ratings, Geschäfts- und Quartalsberichte vergleichen zu können.

Kapitel 6 betrachtet abschließend die aufgetretenen Probleme und Lösungsansätze in Zusammenhang mit Ereignisstudien. Die im Rahmen dieser Arbeit entwickelten Kennzahlen und Aggregationsmethoden werden ebenfalls auf ihre Vorteile und mögliche Schwächen hin überprüft.

Das abschließende Fazit fasst die inhaltlichen Ergebnisse sowie die methodischen Erkenntnisse zusammen und gibt einen Ausblick auf zukünftige Forschungsfelder.

## 2 Marktdisziplin

Der Fokus dieser Arbeit liegt auf der Marktdisziplin im Versicherungssektor im Rahmen des Regulierungsstandards Solvency II. Das folgende Kapitel gibt deshalb einen Überblick über Marktdisziplin im Finanzsektor und legt damit die theoretische Grundlage für die Bestimmung der zu betrachtenden Zielgruppen und Marktmechanismen. Zunächst werden das Konzept der Marktdisziplin sowie die vorherrschenden Formen erläutert. Daran schließt sich eine Beschreibung der Akteure an den Kapitalmärkten an und welche Rollen sie im Rahmen einer möglichen Disziplinierung der Unternehmen einnehmen. Der letzte Abschnitt zeigt wichtige Voraussetzungen für eine funktionierende Marktdisziplin auf und wie sich die Regelungen unter Solvency II darauf auswirken.

### 2.1 Dimensionen von Marktdisziplin

Einer der Gründe für die Einbindung der Marktdisziplin in die dritte Säule des neuen Regulierungsstandards (siehe Abschnitt 3.3.2.3) ist die Fähigkeit des Marktes, eine effektive und effiziente Ressourcenallokation herbeizuführen. So hängt der Erfolg von Solvency II unter anderem davon ab, wie stark die Marktdisziplin im Versicherungsmarkt ausgeprägt ist.<sup>41</sup>

Obwohl bei der Gestaltung des Rahmenwerks von Solvency II offen gelassen wurde, auf welchen „Markt“ sich die Marktdisziplin bezieht, kann davon ausgegangen werden, dass damit nicht die breite Öffentlichkeit gemeint ist, sondern lediglich interessierte Marktakteure, die mindestens über finanzielle Grundkenntnisse verfügen. Die Disziplinierung von Unternehmen erfolgt dabei nicht nur durch Kapitalmarktteilnehmer (insbesondere auf Aktien- und Anleihemärkten), sondern auch durch Kunden auf dem Absatzmarkt, den Arbeitsmarkt für Führungs- und Fachkräfte sowie durch Übernahmen auf dem Markt für Unternehmenskontrolle.<sup>42</sup> Die fehlende Spezifizierung bzw. die offene Bezeichnung der „Marktteilnehmer“ ermöglicht einen Einbezug verschiedenster Stakeholder, da es nur begrenzte empirische Belege dafür gibt, dass eine einzelne Anspruchsgruppe dieser Aufgabe gerecht würde.<sup>43</sup> Diese vielfältigen Facetten der Marktdisziplin im Versicherungssektor beschreibt ELING (2012) in seiner Arbeit, deren Kernaussagen hier aufgegriffen, diskutiert und ergänzt werden.<sup>44</sup>

Die Marktdisziplin in der Versicherungsbranche bezeichnet im weiteren (direkten) Sinn das Ausmaß, in welchem Absatz- und Kapitalmärkte die Risikoübernahme von Versicherern disziplinieren.<sup>45</sup> Dies umfasst regelmäßig zwei Elemente: *Überwachung* bezeichnet die Fähigkeit von Marktakteuren und Behörden, die finanzielle Lage, die Risikosituation und die Servicequalität eines Unternehmens korrekt

---

<sup>41</sup>Vgl. ELING / SCHMIT (2012), S. 180.

<sup>42</sup>Vgl. RUDKOWSKI (2016), S. 168–169; BLISS / FLANNERY (2002), S. 363.

<sup>43</sup>Vgl. DE CEUSTER / MASSCHELEIN (2003), S. 761.

<sup>44</sup>Vgl. ELING (2012).

<sup>45</sup>Vgl. HARRINGTON (2004), S. 159.

## 2 Marktdisziplin

zu beurteilen. Zu diesem Zweck informieren sich aktuelle und potentielle Anspruchsteller wie Versicherungsnehmer und Investoren über das Unternehmen und passen Zahlungsbereitschaften bzw. Renditeforderungen entsprechend an. Unterstützt werden sie dabei von Vermittlern, Wirtschaftsprüfern, Analysten, Ratingagenturen und Aufsichtsbehörden.<sup>46</sup> Zusätzlich haben auch die Versicherer selbst einen Anreiz zur gegenseitigen Überwachung, um Ansteckungseffekte in Folge einer Insolvenz zu vermeiden. Dieser Anreiz wird durch den Finanzierungsmechanismus der meisten Sicherungsfonds verstärkt, in die alle Versicherer gemeinsam einzahlen, um Zahlungsausfälle einzelner Mitglieder zu verhindern. Es scheinen demnach genügend Marktteilnehmer die Risikoübernahme von Versicherern überwachen zu können und zu wollen.<sup>47</sup>

Das zweite Element der Marktdisziplin ist die *Einflussnahme*. Sie beschreibt die Fähigkeit der Marktakteure, die Handlungen des Managements so zu beeinflussen, dass sie die in der Überwachung gewonnenen Einschätzungen angemessen berücksichtigen. Beispielsweise können Kapitalgeber das Management eines Versicherers durch höhere Renditeforderungen und die daraus resultierenden steigenden erwarteten Kapitalkosten dazu zwingen, die eingegangenen Risiken zu verringern oder gar nicht erst zu erhöhen. Allerdings können nur durchgeführte Maßnahmen des Managements beobachtet werden und solche Reaktionen hervorrufen, während die Entscheidung, eine Aktion zu unterlassen, meist unsichtbar bleibt. Zudem ist die Einflussnahme der Marktteilnehmer häufig asymmetrisch, da negative Marktsignale den Wunsch der Investoren nach einer Veränderung widerspiegeln, während positive Rückmeldungen üblicherweise signalisieren, dass keine Anpassungen gewünscht sind. Auch Regulierungsbehörden konzentrieren sich vornehmlich auf die Vermeidung adverser Veränderungen des Unternehmenszustands. Im Zentrum der Untersuchungen zur Marktdisziplin stehen deshalb die Risikosensitivität der Nachfrage der Versicherungsnehmer nach Versicherungsprodukten und die Zahlungsbereitschaft der Investoren für Eigen- und Fremdkapital bzw. die damit einhergehenden Renditeforderungen.<sup>48</sup> Somit ist neben der Fähigkeit der Marktteilnehmer, den wahren Zustand eines Unternehmens beurteilen zu können, die Fähigkeit des Managements, auf die in den Wertpapierpreisen verarbeiteten Rückmeldungen der Investoren und die in den Nachfragereaktionen der Kunden enthaltenen Informationen reagieren zu können, entscheidend für das Funktionieren der Marktdisziplin.<sup>49</sup>

Der Literaturüberblick von ELING (2012) zeigt nicht nur für den Bankensektor zahlreiche Belege für eine starke Marktdisziplin, sondern auch für den Versicherungssektor, wobei Unterschiede je nach Sparte und Land zu beobachten sind. Jedoch ist die Marktdisziplin im Versicherungsbereich noch nicht so umfassend erforscht wie im Bankensektor und die Mehrheit der Arbeiten beschränkt sich auf Banken aus den USA. Aufgrund der vielen Gemeinsamkeiten lassen sich jedoch einige Erkenntnisse bezüglich der Marktdisziplin vom Banken- auf den Versicherungssektor übertragen.<sup>50</sup>

Dabei liefern sowohl die Überwachung als auch die Einflussnahme Marktinformationen, die die Aufsichtsbehörden in ihrer Arbeit unterstützen.<sup>51</sup> Andererseits scheinen die Verfügbarkeit von Informationen und das regulatorische Umfeld eine entscheidende Rolle in der Marktdisziplin zu spielen, da die Fähigkeit zur Überwachung und Kontrolle von Anreizkonflikten zwischen Prinzipalen (Kapitalgebern) und Agenten (Leitung des Unternehmens) abhängt (vgl. Abschnitte 2.3.2 und 2.3.4).<sup>52</sup>

<sup>46</sup>Vgl. ELING (2012), S. 186–187; BLISS / FLANNERY (2002), S. 361, 363; FLANNERY (2001), S. 110.

<sup>47</sup>Vgl. ELING (2012), S. 187; DOWNS / SOMMER (1999), S. 477–478.

<sup>48</sup>Vgl. ELING (2012), S. 186–187, 190; BLISS / FLANNERY (2002), S. 361, 363, 372; FLANNERY (2001), S. 109–110.

<sup>49</sup>Vgl. BLISS / FLANNERY (2002), S. 362.

<sup>50</sup>Vgl. ELING (2012), S. 208, 216; ELING / SCHMIT (2012); EPERMANIS / HARRINGTON (2006); POP (2006); SIRONI (2003); MORGAN / STIROH (2001).

<sup>51</sup>Vgl. FLANNERY (2001), S. 107.

<sup>52</sup>Vgl. ELING / SCHMIT (2012), S. 183.

Traditionell wird dabei zwischen investoren- und kundengetriebener Marktdisziplin unterschieden. Jedoch umfasst Marktdisziplin in einem versicherungsspezifischen Kontext neben Kunden und Investoren auch Intermediäre (Versicherungsvermittler, d. h. Vertreter und Makler, sowie Finanzberater etc.), die überwachend und beeinflussend tätig sein können. Hinzu kommen Akteure wie Analysten, Wirtschaftsprüfer und Ratingagenturen, die Bewertungs- und Gutachterfunktionen übernehmen. Diese Marktteilnehmer agieren zwar nicht direkt, beeinflussen jedoch indirekt die Entscheidungen von Kunden und Investoren. Marktdisziplin im Versicherungssektor wird deshalb als die Fähigkeit von Kunden, Investoren, Intermediären und Bewertern bzw. Gutachtern definiert, das Management von Versicherungsunternehmen zu überwachen und zu beeinflussen. Dabei umfasst Marktdisziplin sowohl direkte als auch indirekte Mechanismen zur Überwachung und Beeinflussung von Versicherern.<sup>53</sup>

## 2.2 Akteure und Rollen

### 2.2.1 Marktdisziplin durch Versicherungsnehmer

Grundsätzlich kann zwischen „professionellen“ und „nicht-professionellen“ Versicherungsnehmern unterschieden werden. Erstere sind Erst- und Rückversicherer sowie Industrie- und große Gewerbebetriebe, die aufgrund der Bedeutung dieser Form der Risikoübertragung für ihre Geschäftstätigkeit und den hohen Volumina eine gewisse Expertise besitzen. Private Haushalte, kleine Gewerbebetriebe und Selbstständige verfügen dagegen tendenziell über wenig Fachwissen. Ihnen fällt die Wahl zwischen Versicherungsprodukten verschiedener Anbieter aufgrund deren Immaterialität und Komplexität besonders schwer.<sup>54</sup>

Unabhängig von ihrer Expertise können Versicherungsnehmer auf zwei Arten auf eine veränderte Risikosituation oder ein steigendes Insolvenzrisiko eines Versicherers reagieren und so die Versicherer dazu motivieren, ihre Risiken angemessen zu managen. Zum einen können sie ihre Zahlungsbereitschaft für Produkte des betreffenden Unternehmens senken. Neben diesem Preiseffekt können sie auch die Nachfrage nach den Produkten des Versicherers reduzieren, sodass es zu einem Mengeneffekt kommt. Empirische Untersuchungen zeigen, dass Kunden auf ein steigendes Ausfallrisiko des Versicherers mit Anpassungen ihrer Nachfrage reagieren, wenn sie über die notwendigen Informationen verfügen. Dies umfasst sowohl Mengeneffekte als auch die Anpassung von Zahlungsbereitschaften.<sup>55</sup>

So weisen PHILLIPS et al. (1998), SOMMER (1996) und CUMMINS und DANZON (1997) eine risikosensitive Nachfrage nach Versicherungsprodukten nach, bei der ein zunehmendes Insolvenzrisiko zu einer sinkenden Zahlungsbereitschaft der Versicherungsnehmer führt. Diese Reaktion fällt umso stärker aus, je länger die Schadenregulierungsdauer der betrachteten Versicherungsprodukte ist, da bei längerer Abwicklungsdauer die finanzielle Stabilität des Versicherers an Bedeutung gewinnt.<sup>56</sup> Allerdings ist die Richtung der Ursache-Wirkungs-Beziehung nicht eindeutig, da einerseits ein gestiegenes Ausfallrisiko bzw. eine schwache Kapitalisierung die Zahlungsbereitschaft der Versicherungsnehmer verringern und so zu fallenden Preisen führen kann, während andererseits niedrige Preise das Ausfallrisiko erhöhen können.<sup>57</sup> Den Mengeneffekt belegt DONG (2014) und zeigt unter der Annahme, dass börsennotierte

<sup>53</sup>Vgl. ELING (2012), S. 185–188; HARRINGTON (2004), S. 159.

<sup>54</sup>Vgl. SÖNNICHSEN (1996), S. 427–428.

<sup>55</sup>Vgl. ELING (2012), S. 187–189, 218–219; ZIMMER et al. (2009), S. 11; HARRINGTON (2004), S. 159; POTTIER / SOMMER (1999), S. 623–624; WAKKER et al. (1997), S. 7.

<sup>56</sup>Vgl. PHILLIPS et al. (1998), S. 614, 627; CUMMINS / DANZON (1997), S. 23, 33; SOMMER (1996), S. 504–505, 512.

<sup>57</sup>Vgl. ELING (2012), S. 208, 215.

## 2 Marktdisziplin

Versicherer aufgrund umfangreicher Offenlegungspflichten transparenter sind als Versicherungsvereine auf Gegenseitigkeit, dass eine erhöhte Transparenz bei Lebensversicherern zu einer signifikant steigenden Nachfrage nach Versicherungsprodukten führt.<sup>58</sup>

Die Grundlage für die Messung von Marktdisziplin bildet die Identifikation von Marktsignalen, die die Risikosensitivität der Kunden beeinflussen und zu einer Anpassung der Nachfrage und/oder Zahlungsbereitschaft führen. Als Signale werden dabei regelmäßig die (Produkt-)Ratings von Ratingagenturen, die Überschussbeteiligungen der Lebensversicherer oder Beschwerdestatistiken herangezogen, die sich positiv bzw. negativ auf die Nachfrage auswirken sollten.<sup>59</sup> Deshalb konzentrieren sich zahlreiche empirische Untersuchungen auf den Einfluss von Ratingänderungen – als Maß für die finanzielle Stärke eines Unternehmens – auf das Prämienvolumen und die Anzahl der Policen. Eine Herabstufung des Ratings führt dabei regelmäßig zu einem signifikanten Rückgang der Wachstumsraten des Bestandes und/oder Prämienvolumens. Der Impuls scheint dabei vor allem von professionellen Versicherungsnehmern auszugehen, da Garantiesysteme sie häufig nicht so umfassend schützen wie Privatkunden. Die Heraufstufung eines Ratings hat meist einen Anstieg des Prämienwachstums zur Folge, der jedoch regelmäßig schwächer ausfällt als der Rückgang nach einer Ratingherabstufung. Allerdings können diese Veränderungen des Prämienvolumens sowohl auf Mengen- als auch auf Preiseffekte zurückzuführen sein, sodass eine differenziertere Betrachtung notwendig ist.<sup>60</sup>

Speziell für Lebensversicherer zeigt ZANJANI (2002), dass niedrigere Ratings zu signifikant höheren Stornoquoten führen als bei besser kapitalisierten Unternehmen.<sup>61</sup> Diese positive Beziehung zwischen Risiko (ausgedrückt in Ratings) und Stornoquoten ist ein weiterer Hinweis auf das Vorliegen von Marktdisziplin. BARANOFF und SAGER (2007) kommen zu vergleichbaren Ergebnissen, da in ihrer Untersuchung die Anzahl an Versicherungsverträgen nach einer Ratingherabstufung signifikant abnimmt. Allerdings hat eine Heraufstufung keine Änderung der Nachfrage zur Folge.<sup>62</sup> ELING und SCHMIT (2012) bestätigen diese Befunde für den deutschen Markt. Sie beobachten nach einer Ratingherabstufung sowohl Prämienrückgänge als auch erhöhte Stornoquoten, während eine Heraufstufung oder eine Verbesserung der Kundenzufriedenheit offenbar keinen Einfluss auf das Prämienvolumen haben.<sup>63</sup>

Somit scheint die Versicherungsnachfrage eine gewisse Risikosensitivität aufzuweisen, vor allem wenn mit einer Beeinträchtigung der Versicherungsbeziehung auch der Verlust bestimmter Vermögenswerte wie z. B. der Altersvorsorge einhergeht. Diese Effekte können über den reinen Überwachungs- und Kontrolleffekt hinaus zu einer direkten Einflussnahme der Versicherungsnehmer auf das Management führen, wenn es diese Reaktionen beobachtend die Risikoposition des Unternehmens anpasst. Darüber hinaus können die Signale der Versicherungsnehmer zu Eingriffen der Aufsichtsbehörden führen und so indirekte Effekte auslösen, sodass diese Form der Marktdisziplin für Versicherer hoch relevant ist.<sup>64</sup>

Allerdings hat diese beeinflussende Komponente im Versicherungssektor eine geringere Relevanz als im Bankensektor, da für Banken das Risiko eines Bank Runs höher ist als für Versicherer. Dies liegt unter anderem an den Stornokosten, die eine Kündigung von Lebensversicherungen für Versicherungsnehmer

---

<sup>58</sup>Vgl. DONG (2014), S. 7, 25.

<sup>59</sup>Vgl. ELING (2012), S. 190–191.

<sup>60</sup>Vgl. GRACE et al. (2019), S. 1, 3, 29; ELING / SCHMIT (2012), S. 204; EPERMANIS / HARRINGTON (2006), S. 1541–1542; HARRINGTON (2004), S. 168–169.

<sup>61</sup>Vgl. ZANJANI (2002), S. 8.

<sup>62</sup>Vgl. BARANOFF / SAGER (2007), S. 18.

<sup>63</sup>Vgl. ELING / SCHMIT (2012), S. 203.

<sup>64</sup>Vgl. GRACE et al. (2019), S. 2; ELING (2012), S. 187, 189, 218–219; HARRINGTON (2004), S. 159; FLANNERY (2001), S. 110; POTTIER / SOMMER (1999), S. 623–624.

unattraktiv machen und dem deutlich kürzeren Zeithorizont bei Nicht-Lebensversicherungen, bei denen die Zahlungen an Schäden gekoppelt sind.<sup>65</sup> Außerdem ist der Einfluss privater Versicherungsnehmer auf die Entscheidungen des Managements aufgrund ihrer geringen Versicherungssummen begrenzt.<sup>66</sup>

So stellt auch ELING (2012) fest, dass die Stärke der Marktdisziplin von der Sparte und der Rechtsform abhängt: Während im Privatkundengeschäft bei komplexen Produkten und bei Versicherungsverein auf Gegenseitigkeit nur geringe Effekte beobachtet werden können, ist die Marktdisziplin im Firmenkundengeschäft und bei Aktiengesellschaften stärker ausgeprägt.<sup>67</sup> Dies wird häufig auf die Verfügbarkeit relevanter Informationen und die Fähigkeit insbesondere von privaten Versicherungsnehmern zurückgeführt, diese Informationen auszuwerten und korrekt zu interpretieren (vgl. hierzu auch die Ausführungen in Abschnitt 2.3.2). Zahlreiche Untersuchungen belegen, dass nicht-professionelle Versicherungsnehmer von Versicherern zur Verfügung gestellte Informationen häufig nur schwer verstehen können, was die Identifikation eines qualitativ hochwertigen Versicherers erschwert und die effektive Risikosensitivität der Versicherungsnachfrage reduziert. Dass Versicherer ihren Prämienkalkulationen unterschiedliche Erwartungen über die Schadenkosten zugrunde legen können, die jedoch nicht öffentlich bekannt sind, macht eine weitere Überwachung und Kontrolle durch Regulierungsbehörden sowie eine Beschränkung der Risikoübernahme notwendig.<sup>68</sup> Somit spielen auch Regulierungsbehörden und weitere Intermediäre bzw. Bewertungsinstanzen eine wichtige Rolle bei der Ausübung von Marktdisziplin.

### 2.2.2 Marktdisziplin durch Intermediäre und Bewertungsinstitutionen

Zahlreiche privatwirtschaftliche Institutionen unterstützen als Intermediäre Versicherungsnehmer dabei, einen finanziell soliden Anbieter für Versicherungsprodukte zu finden. Ratingagenturen und Aufsichtsbehörden wirken dabei als unabhängige Institutionen bei der Überwachung des Risikomanagements und der Versicherungsprogramme sowie der Sicherheiten für Fremdkapital mit.<sup>69</sup>

Ratingagenturen können sowohl durch Produkt- als auch durch Unternehmensratings Marktdisziplin ausüben.<sup>70</sup> Zusätzlich können Credit Ratings für Schuldverschreibungen von Versicherern zur Beurteilung der Kreditwürdigkeit und finanziellen Stärke eine wichtige Informationsquelle darstellen.<sup>71</sup> Marktsignale wie z. B. die Änderung eines Ratings haben einen direkten Einfluss auf das Verhalten der Versicherungsnehmer und Investoren und dadurch einen indirekten Einfluss auf das betroffene Versicherungsunternehmen. Durch diesen Übergang eines direkten zu einem indirekten Effekt können sie als Intermediäre und Bewerter wiederum selbst einen direkten Einfluss auf das Unternehmen ausüben, wenn z. B. das Management eines Unternehmens Maßnahmen zur Verhinderung einer Herabstufung des eigenen Ratings ergreift.<sup>72</sup> Häufig wird jedoch die Unabhängigkeit der Ratingagenturen aufgrund ihrer vertraglichen Beziehung zum bewerteten Unternehmen angezweifelt, da dies die Ratings nach oben verzerren könnte. Auch stehen Ratings immer wieder in der Kritik, die Risiko- und Finanzlage nur unzureichend abzubilden und nur verzögert auf eine Verschlechterung der finanziellen Situation eines Unternehmens zu reagieren.<sup>73</sup> Dagegen kann empirisch gezeigt werden, dass Ratings sensitiv auf die vom Versicherer

<sup>65</sup>Vgl. ELING / SCHMEISER (2010), S. 10.

<sup>66</sup>Vgl. ELING (2012), S. 187.

<sup>67</sup>Vgl. ELING (2012), S. 186.

<sup>68</sup>Vgl. SCHWARZBACH / WESTON (2016), S. 20–21; CUDE (2005), S. 57–58; HARRINGTON (2004), S. 162–163.

<sup>69</sup>Vgl. ELING (2012), S. 187–188; HARRINGTON (2004), S. 162.

<sup>70</sup>Vgl. ELING (2012), S. 189.

<sup>71</sup>Vgl. HARRINGTON (2004), S. 165.

<sup>72</sup>Vgl. ELING (2012), S. 188.

<sup>73</sup>Vgl. HARRINGTON (2004), S. 166; POTTIER / SOMMER (1999), S. 628, 637, 640.

## 2 Marktdisziplin

berichteten Finanzverhältnisse reagieren und als Indikator für das Insolvenzrisiko dienen können.<sup>74</sup> Eine ausführliche Analyse der Rolle von Ratings und Ratingagenturen bei der Ausübung von Marktdisziplin sowie eine Darstellung entsprechender empirischer Erkenntnisse finden sich in Abschnitt 3.4.

Neben Versicherungsnehmern setzen auch Versicherungsvermittler und Finanzberater Ratings im Gespräch mit ihren Kunden ein. Sie verlassen sich bei ihren Empfehlungen häufig auf Ratings zur Einschätzung der finanziellen Stärke eines Versicherers und seiner Zahlungsfähigkeit im Schadenfall. Charakteristisch für Versicherungsvermittler ist, dass sie vorab in die Beziehung zu ihren Kunden und die Entwicklung ihres Geschäftsbuches investieren. Da eine Insolvenz für die Versicherungsnehmer Kosten verursacht – entweder in Form direkter Kosten durch einen Verlust ihrer Ansprüche oder in Form von Aufwand für die Suche nach einer Alternative, würde dies die vertragliche Beziehung und die damit verbundene Vorabinvestition beeinträchtigen. Deshalb sind Versicherer darum bemüht, glaubwürdige Sicherheiten für ihre dauerhafte finanzielle Stabilität zu präsentieren, um Versicherungsvermittler auf sich aufmerksam zu machen und eine Geschäftsbeziehung mit ihnen aufzubauen. Allerdings hängt die effektive Risikosensitivität der Versicherungsnachfrage davon ab, ob private Versicherungsnehmer und kleine Unternehmen die Fähigkeiten ihres Vermittlers korrekt beurteilen und einen sachkundigen Berater finden können. Dies wiederum macht eine Überwachung und Kontrolle durch Regulierungsbehörden und eine aufsichtsrechtliche Beschränkung der Risikoübernahme von Versicherern notwendig.<sup>75</sup>

Aufsichtsbehörden haben gegenüber anderen Intermediären und Marktteilnehmern den Vorteil, dass sie Zugang zu internen, vertraulichen Informationen verlangen können, die ein Versicherungsunternehmen nicht veröffentlicht. Zusätzlich kann ihnen die Entwicklung der Marktpreise vorher unerkannte Probleme aufzeigen. Aufsichtsbehörden können diese Marktinformationen dann zur Beurteilung des „wahren“ Zustandes eines Versicherers heranziehen. Dazu müssen sie jedoch die relevanten Informationen aus den verrauschten Signalen des Marktes herausfiltern. Außerdem ist der Handlungsspielraum der Aufsichtsbehörden durch Gesetze und politische Rahmenbedingungen beschränkt. Da sie ihre Methoden nur relativ selten anpassen, können sie zudem nur verzögert auf neue Entwicklungen reagieren.<sup>76</sup>

Wirtschaftsprüfer und Finanzanalysten unterliegen solchen Einschränkungen nicht und können durch ihre Prüfungen und Empfehlungen die Entscheidungen der Marktteilnehmer beeinflussen. Während Wirtschaftsprüfer im Rahmen der Prüfung auch Zugang zu internen Informationen erhalten, verfügen Analysten meist über weniger unternehmensinterne Daten.<sup>77</sup> Analysten konzentrieren sich deshalb häufig auf die Sammlung und Aufbereitung branchen- und marktweiter Entwicklungen. Sie geben ihre privaten Informationen durch unternehmensspezifische Gewinnprognosen und Aktienempfehlungen an den Markt weiter und verbessern so den Informationstransfer. So zeigen PIOTROSKI und ROULSTONE (2004), dass Analysten die in den Wertpapierpreisen verarbeitete Menge an branchen- und marktweiten Informationen erhöhen und so die Effizienz der Wertpapierpreise verbessern.<sup>78</sup> Indem Analysten vielfältige Un-

<sup>74</sup>Vgl. POTTIER / SOMMER (1999), S. 628, 637, 640.

<sup>75</sup>Vgl. HARRINGTON (2004), S. 162, 164; SÖNNICHSEN (1996), S. 435–438.

<sup>76</sup>Vgl. FLANNERY (2001), 112–113. Abschnitt 3.3 liefert eine detaillierte Betrachtung der Inhalte, Kosten und Nutzen durch Solvency II als Regulierungsstandard.

<sup>77</sup>Es werden zwei Arten von Analysten unterschieden: Sell-Side-Analysten arbeiten meist für Banken und Brokerhäuser. Ihre Aufgabe ist es, durch Berichte und Einschätzungen Transaktionen von privaten und institutionellen Investoren zu unterstützen und zu fördern, da mit höheren Transaktionsvolumina höhere Transaktionsgebühren einhergehen. Buy-Side-Analysten sind dagegen für Fonds- und Vermögensverwaltungsgesellschaften tätig und verfolgen das Ziel, das Kapitalanlageergebnis des eigenen Unternehmens zu optimieren. Trotz des verhältnismäßig kleineren Empfängerkreises der Buy-Side-Analysten können ihre Berichte und Empfehlungen aufgrund der hohen Anlagevolumina somit auch zu größeren Kursbewegungen führen. Deshalb zählen neben institutionellen und privaten Anlegern auch Analysten und Wirtschaftsjournalisten zur Zielgruppe der Investor-Relations-Abteilungen von Unternehmen. Vgl. DÜSTERLHO / HUBER (2004), S. 187, 189–190.

<sup>78</sup>Vgl. PIOTROSKI / ROULSTONE (2004), S. 1121.



ternehmensinformationen schnell verdichten und als Handlungsempfehlungen an Investoren weitergeben, können sie große Auswirkungen auf deren Investitionsentscheidungen haben, sodass ihnen eine wichtige Multiplikatorfunktion zukommt.<sup>79</sup>

Alle Intermediäre und Institutionen mit Bewertungs- und Kontrollfunktion können somit sowohl direkt als auch indirekt Kontrollen durchführen und Einfluss ausüben.<sup>80</sup> Jedoch stellen LI und RAMESH (2009) fest, dass Analysten rund um regelmäßige Berichterstattung schweigen, und schlussfolgern, dass Analysten keine Rolle beim Informationstransfer auf dem Kapitalmarkt spielen.<sup>81</sup> Auch ELING (2012) misst dem Einfluss von Wirtschaftsprüfern und Analysten nur eine untergeordnete Bedeutung bei, während er den Einfluss der Ratingagenturen auf den Versicherungssektor als hoch relevant einstuft,<sup>82</sup> sodass Ratings auch im weiteren Verlauf dieser Arbeit eine wichtige Rolle spielen.

Im Gegensatz zu Aufsichtsbehörden haben Investoren jedoch den Vorteil, dass sie jegliche ihnen relevant erscheinenden Informationen untersuchen und frei über die anzuwendenden analytischen Methoden entscheiden können. Sobald die Umstände dies erfordern, können sie die Untersuchungsmethode schnell und unkompliziert anpassen.<sup>83</sup> Deshalb sind Investoren eine wichtige Zielgruppe bei der Ausübung von Marktdisziplin, sodass ihre Rolle im folgenden Kapitel näher betrachtet wird.

### 2.2.3 Marktdisziplin durch Investoren

#### 2.2.3.1 Rolle von Eigen- und Fremdkapitalgebern

Neben der Risikosensitivität der Nachfrage nach Versicherungsprodukten können auch Investoren die Risikoübernahme von Versicherungsunternehmen durch eine Anpassung ihrer Renditeforderungen disziplinieren, wenn Verluste von Vermögensgegenständen oder Kosten durch finanzielle Schwierigkeiten und Insolvenz drohen. Letztere entstehen dabei vor allem bei der Finanzierung mit Fremdkapital von Holdinggesellschaften. Durch ihre risikosensitive Reaktion stellen Eigen- und Fremdkapitalgeber einen entscheidenden Faktor im Rahmen einer möglichen Marktdisziplin dar. Um Versicherer überwachen und kontrollieren zu können, müssen Investoren Veränderungen der finanziellen Situation eines Unternehmens genau verstehen und diese Bewertung auch prompt in den Wertpapierpreisen dieses Unternehmens verarbeiten. Um die nächste Ebene der Marktdisziplin in Form der Beeinflussung zu erreichen, müsste eine Veränderung der Wertpapierpreise eine Reaktion des Managements eines Versicherers hervorrufen, um den Aktienkurs wieder in die gewünschte Richtung zu korrigieren. Die Messung von Marktdisziplin setzt deshalb die Identifikation von Marktsignalen voraus, die die Risikosensitivität der Investoren beeinflussen können. Anschließend erfolgt eine Prüfung, ob diese Signale einen signifikanten Einfluss auf deren Zahlungsbereitschaft haben.<sup>84</sup> So zeigen SCHWEITZER et al. (1992), dass Anleger sensitiv auf Veränderungen des Unternehmensrisikos reagieren und damit Marktdisziplin ausüben können.<sup>85</sup>

<sup>79</sup>Vgl. DÜSTERLHO / HUBER (2004), S. 187.

<sup>80</sup>Vgl. ELING (2012), S. 188, 189.

<sup>81</sup>Vgl. LI / RAMESH (2009), S. 1205.

<sup>82</sup>Vgl. ELING (2012), S. 188–189.

<sup>83</sup>Vgl. FLANNERY (2001), S. 112.

<sup>84</sup>Vgl. ELING (2012), S. 188–190; HARRINGTON (2004), S. 159, 163; BLISS / FLANNERY (2002), S. 363.

<sup>85</sup>Vgl. SCHWEITZER et al. (1992), 250–251, 260–262. Wie Anleger auf einzelne Marktsignale reagieren und ob daraus disziplinierende Mechanismen entstehen wird in den Literaturüberblicken zu den einzelnen Informationsquellen beleuchtet.

## 2 Marktdisziplin

Als überwachende Stakeholder können Investoren in Eigen- und Fremdkapitalgeber unterschieden werden. Bei den Eigenkapitalgebern handelt es sich im Regelfall um Aktionäre, die in Folge einer veränderten Risikosituation die Aktienkurse anpassen und auf diese Weise Marktdisziplin ausüben können. Trotz ihres festen Anspruchs agieren jedoch auch Fremdkapitalgeber risikosensitiv und sollten deshalb ein effizientes Risikomanagement fordern. Da sie im Falle einer Verschlechterung der finanziellen Situation sogar einen Kontrollwechsel herbeiführen können, hat die Geschäftsleitung einen Anreiz, die Übernahme von Risiken ex post zu begrenzen. Zusätzlich hält dies die Unternehmensführung ex ante von einer exzessiven Risikoübernahme ab. Da Anleiherenditen sensitiv auf eine Veränderung der Risikosituation reagieren, werden in Zusammenhang mit Marktdisziplin meist Anleihegläubiger betrachtet.<sup>86</sup>

Jedoch gelingt BLISS und FLANNERY (2002) für den Bankensektor nur der Nachweis eines geringen Einflusses der Investoren auf die Entscheidungen des Managements, da die Renditen von Schuldverschreibungen nur schwach und genauso häufig positiv wie negativ reagieren. Obwohl sie zahlreiche Marktsignale, Aktionen des Managements und Reaktionszeiträume betrachten, scheinen Gläubiger von Anleihen keinen Einfluss auf das Management zu haben. Dies könnte daran liegen, dass Eigenkapitalgeber weitreichendere Kontrollrechte haben als Fremdkapitalgeber.<sup>87</sup>

Andererseits stellt SAUNDERS (2001) fest, dass grundsätzlich sowohl Anleihe- als auch Aktienkurse dieselben Informationen über den Zustand eines Unternehmens verarbeiten, da die Bewertung beider Finanzierungsformen sensitiv auf eine Veränderung der Volatilität des Basiswerts reagiert. Gleichzeitig reagieren bei unveränderter Risikosituation die Werte von Eigen- und Fremdkapital direkt auf Wertveränderungen des Unternehmens.<sup>88</sup>

Zahlreiche empirische Untersuchungen attestieren Investoren im Bankenbereich die Fähigkeit, den Zustand eines Unternehmens korrekt zu beurteilen, da sowohl Fremdkapitalgeber ihre Risikospreads umgehend anpassen als auch Aktionäre neue Informationen rasch in den Aktienkursen verarbeiten, sodass die Wertpapierpreise die Risikosituation der Unternehmen korrekt widerspiegeln. Dabei scheinen sie die Implikationen dieser Informationen für ihr Unternehmen folgerichtig zu implementieren und rational zu handeln.<sup>89</sup>

Dagegen schätzt ELING (2012) die Relevanz beider Investorengruppen für den Versicherungssektor als gering ein. So wählen Versicherer häufig andere Rechtsformen als die einer Aktiengesellschaft. Zusätzlich wird bei börsennotierten Versicherern meist nur ein kleiner Teil der ausstehenden Aktien an einer Börse gehandelt.<sup>90</sup> Damit Marktdisziplin durch Aktionäre jedoch funktionieren kann, müssen Versicherer auf deren Kapital angewiesen sein und als Nachfrager nach Kapital auf den Kapitalmärkten auftreten.<sup>91</sup>

Dennoch investieren Versicherer zuweilen erhebliche finanzielle und personelle Ressourcen in die Kommunikation mit diesen Stakeholdern, sodass mit dieser Beachtung auch eine gewisse Relevanz einhergehen sollte. Dies zu überprüfen, wird eine weitere Aufgabe dieser Arbeit sein.

---

<sup>86</sup>Vgl. ELING (2012), S. 189; HARRINGTON (2004), S. 165; FLANNERY (2001), S. 115; RUDOLPH (1994), S. 898–902.

<sup>87</sup>Vgl. BLISS / FLANNERY (2002), S. 363–364, 393; FLANNERY (2001), S. 114, Fremdkapitalgeber können die Verlängerung bestehender Finanzierungsverträge verweigern und so das Verhalten der Unternehmensleitung disziplinieren. Außerdem können Risiko erhöhende Maßnahmen die Kosten zusätzlichen Fremdkapitals erhöhen und/oder dessen Verfügbarkeit einschränken. Fremdkapitalgeber erhalten jedoch nur in extremen Situationen direkte Kontrollrechte.

<sup>88</sup>Vgl. SAUNDERS (2001), S. 189.

<sup>89</sup>Vgl. FLANNERY (2001), S. 108; FLANNERY (1998), S. 300; GILBERT (1990), S. 17.

<sup>90</sup>Vgl. ELING (2012), S. 188–189.

<sup>91</sup>Vgl. HARTUNG (2005), S. 68.

Da Eigen- und Fremdkapitalgeber Risiko unterschiedlich bewerten, kann es für Aufsichtsbehörden vorteilhaft sein, die Renditen von Aktien und Anleihen zu beobachten.<sup>92</sup> So werten BLISS und FLANNERY (2002) ihre Beobachtung, dass sich Aktien- und Anleihekurse von Banken häufig in unterschiedliche Richtungen bewegen, als ein Indiz für diese unterschiedlichen Risikopräferenzen der Kapitalgeber.<sup>93</sup>

Zur Stärkung der Marktdisziplin durch Fremdkapitalgeber wurde in der Vergangenheit im Rahmen der dritten Säule von Basel II diskutiert, ob Banken dazu verpflichtet werden sollten, nachrangige Verbindlichkeiten zu emittieren.<sup>94</sup> Dies wirft die Frage auf, ob die Marktdisziplin im Versicherungsbereich ausreichend stark ausgeprägt ist. Im Versicherungssektor haben Fremdkapitalinstrumente allerdings eine geringere Bedeutung als im Bankwesen, da die Geschäftsmodelle dieser beiden Finanzinstitutionen unterschiedliche Gestalt haben. So sind die wichtigsten Schuldtitel für Versicherer ihre Rückstellungen, die jedoch nicht an Kapitalmärkten gehandelt werden. Die häufig als Maß für die Disziplinierung des Managementverhaltens durch den Markt eingesetzten Spreads auf Schuldverschreibungen sind deshalb für Untersuchungen innerhalb des Versicherungssektors ungeeignet.<sup>95</sup>

Aufgrund der untergeordneten Rolle von Fremdkapital im Versicherungssektor liegt der Schwerpunkt der weiteren Ausführungen auf der Marktdisziplin durch Aktionäre als wichtige Eigenkapitalgeber. Allerdings kann auch der Informationsgehalt von Aktienkursen grundsätzlich den konservativen Zielen der Aufsicht entgegenwirken, da das Eigenkapital eines Unternehmens gerade dann an Wert gewinnt, wenn das zugrundeliegende Risiko steigt.<sup>96</sup> Es ist somit fraglich, ob Aktionäre tatsächlich wie angenommen disziplinierend auf eine veränderte Risikosituation reagieren.

Der folgende Abschnitt zeigt deshalb die Informationsbedürfnisse und Einflussmöglichkeiten verschiedener Aktionärsgruppen auf, um deren Motive nachvollziehen zu können.

---

<sup>92</sup>Vgl. FLANNERY (2001), S. 115; RUDOLPH (1994), S. 898–902; GAVISH / KALAY (1983), S. 21–27; MYERS (1977), S. 148–149; MERTON (1974), S. 452; BLACK / SCHOLES (1973), S. 644; MERTON (1973), S. 161, 168, Unter der Annahme, dass der Wert des Eigenkapitals als Long Position einer Call Option und der Wert des Fremdkapitals als Long Position einer Put Option modelliert werden kann, kann es aufgrund der unterschiedlichen Bewertung von Risiken zum Problem der Asset Substitution bzw. des Underinvestment kommen. Ursächlich hierfür sind die fixen Zins- und Tilgungszahlungen an die Fremdkapitalgeber, während Eigenkapitalgeber den Residualgewinn erhalten.

<sup>93</sup>Vgl. BLISS / FLANNERY (2002), S. 364.

<sup>94</sup>Vgl. HARRINGTON (2004), S. 159.

<sup>95</sup>Vgl. ELING (2012), 188, 216. In den USA wird dagegen der Großteil des von Versicherern emittierten Fremdkapitals als Senior Debt der Holding-Gesellschaft dargestellt, das jedoch den Ansprüchen der Versicherungsnehmer der Tochtergesellschaften untergeordnet ist. Diese Form der Fremdfinanzierung erlaubt es den Unternehmen, ihre Kapitalkosten und ihre Steuerlast zu senken. Da die Emittenten aber auch ex ante die möglichen direkten Insolvenzkosten der Fremdfinanzierung tragen, haben sie einen Anreiz, die Wahrscheinlichkeit einer Insolvenz zu reduzieren. Allerdings hatte beispielsweise die Reliance Group Holdings im Jahr 2001 vier Jahre vor ihrer Insolvenz eine der höchsten Fremdkapital-zu-Eigenkapitalquoten unter den Nicht-Lebensversicherern, sodass die Zuverlässigkeit dieses Mechanismus in Frage gestellt werden kann. Vgl. HARRINGTON (2004), S. 165.

<sup>96</sup>Vgl. FLANNERY (2001), S. 115; RUDOLPH (1994), S. 898–902; MERTON (1974), S. 452; BLACK / SCHOLES (1973), S. 644; MERTON (1973), S. 161, 168, Der Wert des Eigenkapitals kann als Long Position einer Call Option dargestellt werden. Nach BLACK und SCHOLES (1973) steigt der Wert der Option bzw. des Eigenkapitals, wenn die Varianz und damit das Risiko des zugrundeliegenden Basiswerts zunimmt.

## 2 Marktdisziplin

### 2.2.3.2 Betrachtung bestimmter Aktionärsgruppen

Zunächst können Aktionäre in aktuelle und potentielle Investoren unterschieden werden.<sup>97</sup> Dabei sind beide Investorengruppen an Informationen über die Höhe, die Sicherheit und die zeitliche Struktur zukünftiger Zahlungen sowie über die zukünftige Entwicklung der Wertpapierpreise interessiert.<sup>98</sup>

Entscheidend für den Informationsbedarf der Kapitalgeber ist neben den Anlagemotiven der damit verbundene Anlagehorizont. Insbesondere potentielle Investoren benötigen Informationen, die sie bei einer Entscheidung über die Kapitalüberlassung bzw. den Kauf von Wertpapieren unterstützen. Aber auch aktuelle Investoren legen ihren Entscheidungen über den Kauf weiterer bzw. den Verkauf von Unternehmensanteilen diese Informationen zugrunde. Besonders wichtig sind dabei die Auswirkungen der Handlungen und Entscheidungen des Managements der vergangenen Periode auf die zukünftige Entwicklung des Unternehmens bzw. dessen Wert. Wichtige Kommunikationsinhalte sind deshalb die Erläuterung der Geschäftstätigkeit, der Unternehmensstrategie sowie der Ziele und Erfolge. Investoren können so die mit ihrer Geldanlage verbundenen Chancen und Risiken besser beurteilen und treffen seltener falsche Investitionsentscheidungen. Dies erhöht die Effizienz des Kapitalmarktes, da die Wertpapierkurse nun die Bewertung des Zustands und der zukünftigen Entwicklung des Unternehmens korrekt verarbeiten.<sup>99</sup>

Eine weitere wichtige Unterscheidung kann bezüglich der Professionalität vorgenommen werden. Die wichtigste Gruppe der professionellen Investoren sind institutionelle Anleger wie Banken, Versicherer und Kapitalanlagegesellschaften, die als juristische Personen im Kapitalmarkt auftreten.<sup>100</sup> Im Vergleich zu Privatanlegern zeichnen sie sich durch größere Anlagevolumina aus, sodass sie eine wichtige Rolle beim Aktienumsatz spielen. Zudem wird davon ausgegangen, dass sie rationalere Entscheidungen treffen, da sie entsprechend ihrer Zielvorgaben konsequent agieren und ggf. schnell Kauf- und Verkaufsentscheidungen fällen. Dagegen gelten Privatanleger häufig als treue Kapitalgeber, die langfristig in das Unternehmen investieren.<sup>101</sup>

Obwohl grundsätzlich alle Investoren ähnliche Informationsbedürfnisse haben, wird institutionellen Investoren regelmäßig ein höherer Grad der Informiertheit unterstellt als Privatanlegern, da sie erhebliche Ressourcen in die Informationssuche, -beschaffung und -auswertung investieren.<sup>102</sup> Ihre Investitionsentscheidungen basieren auf internen Anlagerichtlinien, sodass sie das betreffende Unternehmen im Vorfeld anhand umfassender Bewertungskriterien analysieren, um anschließend die zukünftige Entwicklung des Unternehmens prognostizieren zu können.<sup>103</sup> Zudem haben institutionelle Investoren eine treuhänderische Verantwortung gegenüber ihren Kunden, sodass sie einen starken Anreiz haben, durch die Beschaffung von privaten Informationen über ein Unternehmen einen Wissensvorsprung zu generieren und so die Performance ihres Portfolios zu steigern. Zu diesem Zweck stehen institutionellen Investoren regelmäßig mehr Ressourcen zur Verfügung als Privatanlegern.<sup>104</sup>

---

<sup>97</sup>Vgl. UTAMA / CREADY (1997), S. 133.

<sup>98</sup>Vgl. LACKMANN (2010), S. 112; SCHMIDT / TERBERGER (1997), S. 50.

<sup>99</sup>Vgl. LACKMANN (2010), S. 110, 112; VOLLBRECHT (2004), S. 295; BLISS / FLANNERY (2002), S. 362; CRONE / HOCH (2002), S. 43.

<sup>100</sup>Vgl. STREUER (2004a), S. 52; VOLLBRECHT (2004), S. 295.

<sup>101</sup>Vgl. STREUER (2004b), S. 33.

<sup>102</sup>Vgl. UTAMA / CREADY (1997), S. 133; LEV (1992), S. 19–20; POTTER (1992), S. 146–147.

<sup>103</sup>Vgl. DÜSTERLHO / HUBER (2004), S. 190–193.

<sup>104</sup>Vgl. EL-GAZZAR (1998), S. 119, 128.

Aufgrund des Zugangs zu beschränkten Informationsquellen und der Erfahrung in der Informationsverarbeitung sollte ihnen die Informationsbeschaffung üblicherweise zu geringeren Grenzkosten gelingen als individuellen Investoren.<sup>105</sup> WILSON (1975) stellt dagegen fest, dass die Informationskosten relativ konstant sind, aber institutionelle Investoren höhere Renditen erhalten als Privatanleger, wenn sie aufgrund dieser Informationen handeln.<sup>106</sup>

Institutionelle Investoren können sich dabei auf wenige Unternehmen konzentrieren, sodass sie relativ große Anteile an den ausstehenden Aktien eines Unternehmens halten. Aufgrund ihres langfristigen Anlagehorizonts agieren sie als Eigentümer und haben einen Anreiz, das Management zu überwachen. Dabei verfügen sie über mehr Erfahrung und Expertise als Privatanleger und berücksichtigen bei der Beurteilung der Unternehmensführung neben dem Gewinn weitere Informationen.<sup>107</sup> Je nach Höhe der Beteiligung und Anlagehorizont können institutionelle Investoren somit entweder als „Quasi-Insider“ oder als Außenstehende betrachtet werden.<sup>108</sup> In diesem Zusammenhang zeigt BUSHEE (1998), dass institutionelle Investoren eine überwachende und kontrollierende Rolle spielen, die ein kurzsichtiges Verhalten der Unternehmensführung reduziert. Das Management wählt in der Folge Investitionen aus, die den Unternehmenswert langfristig steigern.<sup>109</sup>

Andererseits wird institutionellen Investoren regelmäßig nur ein kurzer Anlagehorizont mit häufigen Umwälzungen ihrer Portfolios unterstellt. Sollte dies zutreffen, könnte dies ein kurzsichtiges Agieren des Managements begünstigen, um durch kurzfristige Gewinne einen Wertpapierverkauf und den damit einhergehenden Kursverlust zu vermeiden. In diesem Fall reduzieren sich allerdings auch die Möglichkeiten der Überwachung und Kontrolle durch institutionelle Investoren.<sup>110</sup> EL-GAZZAR (1998) zeigt in diesem Zusammenhang, dass die Volatilität der Wertpapierrenditen nach Gewinnmitteilungen geringer ausfällt, wenn der Großteil der Wertpapiere von institutionellen Investoren gehalten wird.<sup>111</sup>

Je nachdem, welcher der beiden Einflüsse überwiegt, kann dies zu einem kurzfristig agierenden, nach schnellen Erträgen suchenden Management führen oder zu einer Unternehmensführung, die sich auf langfristige Wertschöpfung konzentriert.<sup>112</sup> Dabei ist davon auszugehen, dass institutionelle Investoren große Volumina wahrscheinlich aufgrund von privaten Informationen handeln. Wollen sie dagegen ihr Portfolio nur umschichten oder Liquidität generieren, bewegen sie nur kleine Volumina.<sup>113</sup>

Eine weitere Gruppe umfasst institutionelle Investoren, die Index-Strategien einsetzen. Diese Investoren kaufen Aktien und halten sie meist über einen längeren Zeitraum. Die resultierenden Portfolios sind im Normalfall stark diversifiziert und werden nur selten umgewälzt. Anpassungen finden häufig nur einmal im Jahr statt und diese Investoren verhalten sich passiv. So sammeln sie deutlich weniger Fundamentaldaten über Unternehmen und haben aufgrund ihrer fragmentierten Eigentümerstruktur ebenso wie die meisten Privatanleger nur einen geringen Anreiz, die Unternehmensführung zu überwachen. Dieses Verhalten kann jedoch ein kurzsichtiges Investitionsverhalten seitens der Unternehmensführung fördern und so den Zielen der Marktdisziplin entgegenwirken.<sup>114</sup>

<sup>105</sup>Vgl. LEV (1988), S. 5–6.

<sup>106</sup>Vgl. UTAMA / CREADY (1997), S. 133–134; WILSON (1975), S. 189–190.

<sup>107</sup>Vgl. BUSHEE (1998), S. 310; PORTER (1992), S. 7–9.

<sup>108</sup>Vgl. PIOTROSKI / ROULSTONE (2004), S. 1121.

<sup>109</sup>Vgl. BUSHEE (1998), S. 305–306.

<sup>110</sup>Vgl. BUSHEE (1998), S. 305, 310; PORTER (1992), S. 7–9; JACOBS (1991), S. 37–38; GRAVES / WADDOCK (1990), S. 76–77.

<sup>111</sup>Vgl. EL-GAZZAR (1998), S. 119, 128.

<sup>112</sup>Vgl. BUSHEE (1998), S. 310; PORTER (1992), S. 7–9.

<sup>113</sup>Vgl. PIOTROSKI / ROULSTONE (2004), S. 1121.

<sup>114</sup>Vgl. BUSHEE (1998), S. 311; PORTER (1992), S. 7–9.

## 2 Marktdisziplin

Im Gegensatz zu institutionellen Investoren agieren Privatanleger unabhängig, sind keinem Anlageausschuss Rechenschaft schuldig und müssen keine Quartalsfristen einhalten. Allerdings reicht ihr Anlageverhalten vom Day-Trader bis hin zu Buy-and-Hold-Strategien für die Altersvorsorge. Während erstere eher kurzfristig orientiert sind und die technische Chartanalyse nutzen, verfolgen letztere einen mittel- bis langfristigen Anlagehorizont und setzen sich auch fundamental mit dem Unternehmen und seinem Geschäftsmodell auseinander. Sind langfristige Privatanleger von der zukünftigen Entwicklung überzeugt, können sie aufgrund ihrer Unabhängigkeit und ihres Anlagehorizonts antizyklisch und weniger profitorientiert handeln. Dies stabilisiert den Aktienkurs und reduziert dessen Volatilität.<sup>115</sup>

Obwohl Privatanleger für große Unternehmen mit viel Streubesitz somit eine wichtige Zielgruppe sind, können Maßnahmen der Investor Relations sie nur schwer erreichen. Zudem haben sie wahrscheinlich einen geringeren Einfluss auf die Aktienkursentwicklung als institutionelle Investoren.<sup>116</sup> Da komplexe Informationen einfacher an eine kleine Gruppe von institutionellen Investoren mit fundierten Kenntnissen kommuniziert werden können als an verteilte, meist uninformierte Privatanleger, bevorzugen Unternehmen häufig eine Aktionärsstruktur, die überwiegend Großaktionäre umfasst. Außerdem üben institutionelle Investoren häufig eine bessere, zukunftsgerichtete Kontrolle über das Unternehmen aus.<sup>117</sup>

Grundsätzlich haben jedoch alle Investoren die gleichen Informationsbedürfnisse, da sie für ihre Anlageentscheidung korrekte und umfassende Informationen über die Vermögens-, Finanz- und Ertragslage benötigen. Dabei müssen die Informationen transparent und nachvollziehbar sein und die Versorgung hat zeitnah zu erfolgen. Allerdings beschäftigen sich die meisten Privatanleger mit dem Geschäftsmodell und den Kennzahlen auf einem geringeren Niveau als institutionelle Investoren.<sup>118</sup> So ziehen in den USA lediglich ca. 22 % der Privatanleger verschiedene Informationsquellen zu Rate, während ca. 48 % der Befragten ein moderates Informationsverhalten zeigen. 30 % der Anleger beschaffen keine eigenen Informationen, sondern verlassen sich auf ihre Finanzberatung.<sup>119</sup>

Dagegen verfügen Privatanleger wahrscheinlich im Vorfeld einer Veröffentlichung über genauere Informationen, wenn sie einen großen Anteil der Aktien eines Unternehmens halten. Private Großinvestoren sollten deshalb einen ähnlichen Grad der Informiertheit aufweisen wie institutionelle Investoren. Umgekehrt sorgt ein hoher Streubesitz für mehr Veröffentlichungen des Unternehmens, um die Informationsbedürfnisse der Investoren zu befriedigen, während konzentrierte Eigentümerstrukturen eine direkte Informationsweitergabe ohne Einbezug der Öffentlichkeit ermöglichen.<sup>120</sup> Gleichzeitig kann ein hoher Anteil an institutionellen Investoren dazu führen, dass Unternehmen freiwillig umfangreichere Informationen im Vorfeld von Pflichtveröffentlichungen bekanntgeben.<sup>121</sup>

So scheinen insbesondere institutionelle Investoren das Potential zu haben, Marktdisziplin auszuüben. Andererseits können auch Privatanleger ihrem Willen durch ihre große Zahl Nachdruck verleihen und Unternehmen disziplinieren.<sup>122</sup> Neben Kunden können somit auch Investoren Versicherer überwachen und gegebenenfalls Managemententscheidungen beeinflussen.<sup>123</sup>

<sup>115</sup>Vgl. VOLLBRECHT (2004), S. 293–295; UTAMA / CREADY (1997), S. 143.

<sup>116</sup>Vgl. VOLLBRECHT (2004), S. 296.

<sup>117</sup>Vgl. LEV (1992), S. 19.

<sup>118</sup>Vgl. VOLLBRECHT (2004), S. 296–297.

<sup>119</sup>Vgl. LOIBL / HIRA (2009), S. 31.

<sup>120</sup>Vgl. ALI (2005), S. 119; VOLLBRECHT (2004), S. 293–295; UTAMA / CREADY (1997), S. 143.

<sup>121</sup>Vgl. EL-GAZZAR (1998), S. 119, 128.

<sup>122</sup>Zu Beginn des Jahres 2021 verabredeten sich zahlreiche Kleinanleger über Soziale Medien, die Aktien des Videospiehhändlers GameStop zu kaufen, und provozierten so Kursanstiege von über 700 %. Vgl. LONG et al. (2023), S. 20.

<sup>123</sup>Vgl. ELING (2012), S. 187–188.

## 2.3 Voraussetzungen für eine effektive Marktdisziplin

Die Verfügbarkeit von Informationen prägt deshalb nicht nur die Investitionsentscheidung, sondern ermöglicht Aktionären die Gestaltung anreizkompatibler Verträge, damit unternehmerische Entscheidungen in ihrem Sinne getroffen werden. Die wohl drastischste Form der Einflussnahme durch Aktionäre ist die Ermöglichung einer (feindlichen) Übernahme. Allerdings begrenzen rechtliche Einschränkungen diese disziplinierenden Instrumente und beeinträchtigen so die effiziente Ausübung von Marktdisziplin. Dagegen streben Aufsichtsbehörden ohnehin nach einer konstruktiven und weniger extremen Form der Marktdisziplin.<sup>124</sup>

Jedoch belegen zahlreiche Untersuchungen, dass zwar die Beobachtung bzw. Kontrolle durch den Markt funktioniert, aber der Einfluss der Investoren auf das Management eines Unternehmens nur begrenzt ist. So deuten die von BLISS und FLANNERY (2002) beobachteten Aktien- und Anleiherenditen lediglich auf einen schwachen Einfluss der Eigen- und Fremdkapitalgeber auf die Entscheidungen des Managements hin. Ein signifikanter Nachweis bleibt aus.<sup>125</sup>

Diese Erkenntnisse legen nahe, eine Untersuchung der Marktdisziplin auf die Komponente der Kontrolle zu beschränken. Damit Marktdisziplin jedoch überhaupt funktionieren kann, müssen bestimmte Voraussetzungen erfüllt sein, die im Folgenden erläutert werden. Obwohl obige Ausführungen verschiedensten Gruppen von Aktionären eine hohe Kompetenz bei der Auswertung und Interpretation von Unternehmensinformationen zuschreiben, ist die wohl wichtigste Voraussetzung das Vorliegen eines effizienten Kapitalmarkts.

## 2.3 Voraussetzungen für eine effektive Marktdisziplin

### 2.3.1 Effiziente Märkte

Die Hauptaufgabe von Kapitalmärkten ist die effiziente Allokation des Eigentums am Kapitalstock einer Ökonomie. Diese Ressourcenallokation wird auf einem vollkommenen und vollständigen Markt durch Preise ermöglicht. Unter der Annahme, dass sie jederzeit alle verfügbaren Informationen vollständig widerspiegeln, dienen sie als Signale und Entscheidungsgrundlage. So treffen Unternehmen Entscheidungen über Produktion und Investitionen, während Investoren im Rahmen ihrer Anlageentscheidung ihre Beteiligung an einem Unternehmen erwägen. FAMA (1970) bezeichnet einen Markt, der diese Bedingungen erfüllt, als effizient. Er unterscheidet dabei drei Stufen: In der *schwachen Form* sind alle historischen Informationen über das Unternehmen im aktuellen Marktpreis verarbeitet. Dann sollte beispielsweise die Ankündigung einer Ratingänderung durch eine Ratingagentur eine werthaltige Information darstellen, die den entsprechenden Aktienkurs beeinflusst. Bei der *mittelstrengen Form* enthalten die Marktpreise alle allgemein verfügbaren Informationen, d. h. sowohl die historischen als auch die aktuellen öffentlichen Informationen, sodass beispielsweise Gewinnmitteilungen oder die Bekanntgabe einer Ratingänderung sofort in den Aktienkursen verarbeitet werden. Dies sollte insbesondere dann gelten, wenn es sich bei der Verlautbarung um eine werthaltige Information handelt. In der *strengen Form* haben bestimmte Investoren exklusiven Zugang zu Informationen, sodass der Marktpreis alle existierenden Informationen inkl.

<sup>124</sup>Vgl. ELING (2012), S. 187; BLISS / FLANNERY (2002), S. 363–364; FLANNERY (2001), S. 114; AGGARWAL / SAMWICK (1999), S. 66.

<sup>125</sup>Vgl. BLISS / FLANNERY (2002), S. 361.

## 2 Marktdisziplin

Insiderinformationen<sup>126</sup> sofort widerspiegelt. Da folglich keine Informationsasymmetrien mehr vorliegen, sollte die Bekanntgabe einer Unternehmensnachricht keinen Effekt auf die Aktienkurse haben, da jegliche darin enthaltene Information bereits in den Preisen verarbeitet ist.<sup>127</sup>

Einige Jahre später präzisierte FAMA (1976) seine Aussage und beschrieb einen Markt dann als effizient, wenn er dies hinsichtlich der Informationsverarbeitung ist. In einem effizienten Markt spiegeln die Wertpapierpreise zu jedem beliebigen Zeitpunkt die korrekte Bewertung aller zu diesem Zeitpunkt verfügbaren Informationen wider.<sup>128</sup> Die akkurate Abbildung des Zustands eines Unternehmens in den Marktpreisen ist dabei eine essentielle Voraussetzung dafür, dass die Kontrolle von Unternehmen durch den Markt funktionieren kann.<sup>129</sup> Das Vorliegen eines effizienten Marktes ist jedoch unter anderem an die Bedingung geknüpft, dass alle Informationen für alle Marktteilnehmer kostenlos verfügbar sind und alle Marktteilnehmer homogene Erwartungen bilden, d. h. sie interpretieren diese Informationen auf die gleiche Weise und ihre Erwartungen bezüglich des Einflusses auf den aktuellen Preis und dessen zukünftige Entwicklung stimmen überein.<sup>130</sup>

Offensichtlich sind diese Annahmen in realen Kapitalmärkten verletzt, da die Informationssuche und -verarbeitung für Investoren mit Kosten verbunden sind.<sup>131</sup> Deshalb ist davon auszugehen, dass für hochentwickelte Kapitalmärkte die mittelstrenge Form der Informationseffizienz gilt.<sup>132</sup> Die neuen Regularien unter Solvency II greifen an diesem Punkt an und sollen die Markteffizienz durch die Bereitstellung neuer und einheitlicher Informationen verbessern.

Im Rahmen der schwachen Form der Informations- bzw. Markteffizienz wird meist die Fähigkeit vergangener Renditen untersucht, zukünftige Kursentwicklungen vorherzusagen. So sollten durch die Analyse historischer Kurse keine Überrenditen erzielt werden können, da vergangene Informationen bereits vollständig in den Wertpapierpreisen verarbeitet sind und keine Rückschlüsse auf zukünftige Entwicklungen zulassen.<sup>133</sup>

Für die Untersuchung der mittelstrengen Informationseffizienz hat sich die Ereignisstudienmethodik durchgesetzt, da sie die Messung der Geschwindigkeit erlaubt, mit der Preise neue Informationen verarbeiten. Unter der Effizienzmarkthypothese können Investoren nach der Bekanntgabe neuer Informationen keine systematischen, positiven Überrenditen erzielen, da sich die Wertpapierpreise im Zuge der Informationsverarbeitung schnell anpassen. Beinhalten Wertpapierpreise jedoch alle verfügbaren Informationen, sind etwaige abnormale Renditen auf den Zufall zurückzuführen und sollten im Mittel Null sein.<sup>134</sup> In diesem Fall kann mit Hilfe einer Ereignisstudie die (Preis-)Reaktion auf unerwartete Informationen beobachtet werden.<sup>135</sup> Allerdings können die Ergebnisse einer Ereignisstudie verfälscht sein, wenn die Marktpreisbildung gestört ist, z. B. wenn die Wertpapierpreise verrauscht sind oder die Wertpapiere nur selten gehandelt werden (siehe Abschnitt 4.6.1).<sup>136</sup>

<sup>126</sup>Insiderinformationen sind „nicht öffentlich bekannte präzise Informationen, die direkt oder indirekt einen oder mehrere Emittenten [...] betreffen und [...] den Kurs [der zugehörigen] Finanzinstrumente erheblich [...] beeinflussen“ können. Verordnung (EU) Nr. 596/2014, Art. 7.

<sup>127</sup>Vgl. HALEK / ECKLES (2010), S. 805; FAMA (1970), S. 383.

<sup>128</sup>Vgl. FAMA (1976), S. 133.

<sup>129</sup>Vgl. FLANNERY (2001), S. 110.

<sup>130</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 17; FAMA (1970), S. 387.

<sup>131</sup>Vgl. FAMA (1991), S. 1575.

<sup>132</sup>Vgl. LEE et al. (2016), S. 376; HOLLER (2012), S. 23.

<sup>133</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 18; FAMA (1991), S. 1576.

<sup>134</sup>Vgl. LIM (2009), S. 2; DIMSON / MUSSAVIAN (1998), S. 95; ARMITAGE (1995), S. 25; BROWN / WARNER (1980), S. 205.

<sup>135</sup>Vgl. MUKHTAROV et al. (2022), S. 247; PATELL (1976), S. 248.

<sup>136</sup>Vgl. FLANNERY (2001), S. 112.



### 2.3 Voraussetzungen für eine effektive Marktdisziplin

Die Untersuchung der strengen Form der Markteffizienz erfolgt durch Betrachtung von Insiderinformationen, deren Ausnutzung bereits vor der Bekanntgabe eines Ereignisses zu Kursreaktionen führen sollte. Da Insiderhandel in den meisten Ländern verboten ist, werden in empirischen Untersuchungen häufig die Renditen von meldepflichtigen Directors' Dealings<sup>137</sup> analysiert.<sup>138</sup> Beispielsweise finden RAU (2004) und DEL BRIO et al. (2002) signifikante abnormale Renditen in Folge von Transaktionen durch Insider, wobei die Überrenditen bei RAU (2004) erst durch die Kursreaktionen auf die Veröffentlichung des Eigenhandels ausgelöst werden. Die Autoren schlussfolgern, dass Kapitalmärkte wohl im mittelstrengen Sinn informationseffizient sind.<sup>139</sup> Da private Informationen nur schrittweise in den Markt gelangen, wenn Außenstehende die Transaktionen von Insidern beobachten und die richtigen Schlussfolgerungen ziehen, liegt keine strenge Informationseffizienz der Preise vor.<sup>140</sup> In dieser Hinsicht kann auch die Betrachtung von institutionellen Investoren aufschlussreich sein, da sie aufgrund ihrer intensiven Analysen und ihres engen Kontakts zu den Investor-Relations-Abteilungen der Unternehmen einen Insider-ähnlichen Charakter haben können (siehe Abschnitt 2.2.3.2).<sup>141</sup>

Während sich Informationseffizienz auf die Geschwindigkeit bezieht, mit der Aktienkurse auf die Bekanntgabe neuer öffentlicher Informationen reagieren, bedeutet fundamentale Effizienz, dass unter der Voraussetzung eines von Wettbewerb geprägten Finanzmarkts der Preis eines Wertpapiers dem Barwert der erwarteten zukünftigen Zahlungsströme entspricht, die durch den Markt geschätzt und diskontiert werden. Auf einem vollkommenen und vollständigen Kapitalmarkt, auf dem alle notwendigen Informationen öffentlich verfügbar sind, spiegeln die Preise alle Informationen unverzüglich wider und Fehlbeurteilungen werden durch Arbitrage beseitigt. In diesem Fall stimmen fundamentale Effizienz und Informationseffizienz überein. Allerdings hemmen die in realen Märkten vorhandenen Friktionen den Arbitragemechanismus und die Informationsverarbeitung, da Preise öffentliche Informationen zwar schnell abbilden, aber nicht unverzüglich. Zudem sind häufig nicht alle wertrelevanten Informationen öffentlich verfügbar, insbesondere wenn es sich um interne Informationen oder die Auswirkungen zukünftiger Ereignisse handelt. Da solche private Informationen nur unter hohen Kosten zu erwerben sind, verarbeiten Wertpapierpreise sie nur langsam oder gar nicht. Je stärker die Informationseffizienz ausgeprägt ist, weil private Informationen veröffentlicht oder die Reibungen im Preisbildungsmechanismus reduziert werden, desto stärker nähern sich die Wertpapierpreise der fundamentalen Effizienz an.<sup>142</sup>

Effiziente Marktpreise sind eine wichtige Voraussetzung für eine effektive Regulierung und erhöhen die Wirksamkeit von Regulierungsmaßnahmen. So verbessert in einem sich selbst verstärkenden Kreislauf eine effektive Regulierung der Finanzmärkte die Effizienz und Transparenz der Wertpapierpreise hin zu ihrem fundamentalen Wert. Dies geschieht durch verstärkte Offenlegungspflichten für Unternehmen, strengere Kapitalanforderungen für Finanzinstitutionen und/oder direkte Eingriffe in Marktstrukturen.<sup>143</sup> So fordert Solvency II eine adäquate Kapitalunterlegung für Versicherungsunternehmen und die Veröffentlichung der Ergebnisse der zugrundeliegenden Risikomodelle sowie der zugehörigen Daten im Rahmen der dritten Säule. Damit die angestrebte Marktdisziplin jedoch funktionieren kann, ist die Qualität der publizierten Informationen von entscheidender Bedeutung.

<sup>137</sup>Director's Dealings bezeichnen Eigengeschäfte von Führungskräften. Diese müssen an die zuständige Aufsichtsbehörde gemeldet werden. Vgl. Verordnung (EU) Nr. 596/2014, Art. 19.

<sup>138</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 21–22; RAU (2004), S. 1–6.

<sup>139</sup>Vgl. RAU (2004), S. 192, 221–222; DEL BRIO et al. (2002), S. 84.

<sup>140</sup>Vgl. GILSON / KRAAKMAN (2014), S. 329; RAU (2004), S. 222.

<sup>141</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 21–22.

<sup>142</sup>Vgl. GILSON / KRAAKMAN (2014), S. 317–318, 321–322, 373.

<sup>143</sup>Vgl. GILSON / KRAAKMAN (2014), S. 320, 350.

## 2 Marktdisziplin

### 2.3.2 Qualität, Umfang und Kosten der Informationen

Den Kern aller Überlegungen rund um Marktdisziplin bilden Informationen, die als Grundlage für die Erwartungsbildung dienen. Um bei Entscheidungsträgern eine Verhaltensänderung hervorzurufen, wie z. B. eine Transaktion bei Aktionären, müssen Informationen deren Erwartungen beeinflussen.<sup>144</sup> Sind die Kosten der Informationsbeschaffung und -auswertung jedoch zu hoch, übersteigen sie den privaten Nutzen der Beobachtung und Kontrolle. Neben der Menge der Informationen, spielt vor allem ihre Qualität eine wichtige Rolle. Für eine effektive Marktdisziplin sind deshalb die Standardisierung, Konsistenz und Zugänglichkeit von Informationen wichtige Voraussetzungen. So sind Informationen nur nützlich, wenn sie durchgehend und öffentlich verfügbar sind. Zudem müssen sie in einer standardisierten Form bereitgestellt werden, damit Marktteilnehmer Vergleiche zwischen Versicherern anstellen können.<sup>145</sup>

Börsennotierte Unternehmen sehen sich der Herausforderung gegenüber, dass sie im Sinne einer hohen Kommunikationsbereitschaft sowohl über positive als auch negative Ereignisse berichten sollten, da eine kontinuierliche Berichterstattung insbesondere in Krisenzeiten Vertrauen schafft. Erhalten Privatanleger dadurch jedoch Kenntnis von einer negativen Entwicklung, die ihnen sonst verborgen geblieben wäre, könnten sich die Auswirkungen verstärken. Andererseits kann es zu großen Vertrauensverlusten führen, wenn Investoren feststellen, dass ihnen wichtige Informationen verschwiegen wurden.<sup>146</sup>

Die zunehmende Transparenz der Risikosituation kann somit einerseits die Informationsasymmetrie und die ex ante Unsicherheit der Investoren über die Ausfallwahrscheinlichkeit und das Insolvenzrisiko eines Versicherers reduzieren, sodass die Risikoprämie und die Kapitalkosten sinken. Andererseits kann die verbesserte Information über die Risikolage zu einer stärkeren Wahrnehmung der Risiken führen, sodass die Kapitalkosten steigen.<sup>147</sup> Risikoaverse Individuen würden in diesem Fall ihre Nachfrage nach Aktien des betreffenden Unternehmens reduzieren. Um diese ex post auftretenden Effekte zu vermeiden, würden Versicherer ihre Risikoübernahme auch ex ante reduzieren. Dagegen versuchen Versicherer mit einem hohen Risikogehalt regelmäßig, diese Tatsache zu verschleiern. Dies erschwert eine Überwachung durch Marktteilnehmer, insbesondere wenn die Informationsbeschaffung kostspielig ist. Mehrere Studien stellen in diesem Zusammenhang fest, dass die Offenlegung von Informationen, insbesondere über die Risikolage, dazu führt, dass Finanzinstitutionen ihre Kapitalposition stärken und auf diese Weise ihre Ausfallwahrscheinlichkeit senken. DONG (2016) beobachtet, dass Versicherer zudem häufig weniger Kapitalanlagerisiken eingehen. NIER und BAUMANN (2006) führen dies auf eine stärkere Disziplinierung dieser Institutionen durch den Markt zurück.<sup>148</sup> Auch LAMBERT et al. (2007) zeigen, dass sich die Informationsqualität und Offenlegung von Informationen aus dem Rechnungswesen auf die Kapitalkosten auswirken und diese unter Umständen senken.<sup>149</sup>

In diesem Sinne ist vor allem die Intransparenz einiger Versicherer kritisch zu bewerten, da sie die Bereitschaft und die Fähigkeit der Marktteilnehmer einschränkt, das Verhalten der Versicherer zu überwachen.<sup>150</sup> Im Normalfall halten Versicherer z. B. Informationen über die der Prämienberechnung zugrunde gelegten Schadenverteilungen oder die Bewertung der Schadenrückstellungen zurück, sodass Investoren

---

<sup>144</sup>Vgl. BEAVER (1968), S. 69.

<sup>145</sup>Vgl. ELING (2012), S. 218; BLISS / FLANNERY (2002), S. 361–362.

<sup>146</sup>Vgl. GAULKE (2004), S. 163.

<sup>147</sup>Vgl. CAMPBELL et al. (2014), S. 399; KRAVET / MUSLU (2013), S. 1089; LEUZ / VERRECCHIA (2000), S. 92; POTTIER / SOMMER (1999), S. 623–624; BERBLINGER (1996), S. 48.

<sup>148</sup>Vgl. DONG (2016), S. 1–2, 22; NIER / BAUMANN (2006), S. 356.

<sup>149</sup>Vgl. LAMBERT et al. (2007), S. 410–411.

<sup>150</sup>Vgl. ELING (2012), S. 187.

### 2.3 Voraussetzungen für eine effektive Marktdisziplin

den fundamentalen Wert der Unternehmen nicht korrekt bestimmen können.<sup>151</sup> Zusätzlich verstärkt werden diese Effekte durch komplexe Produkte sowie intransparente Eigentümerstrukturen und Geschäftsorganisationen, z. B. weil Versicherer zum Zweck der Risikodiversifikation zahlreiche Rückversicherungsbeziehungen unterhalten, die jedoch die Transparenz der Risiko- und Finanzlage verringern.<sup>152</sup> So stellen POTTIER und SOMMER (2006) fest, dass für mehr als 77 % der Versicherer in ihrer Stichprobe die IFSRs von Moody's und Standard and Poor's nicht übereinstimmen und werten dies als Indikator für die Intransparenz von Versicherungsunternehmen.<sup>153</sup> Zusätzlich zeigt MORGAN (2002), dass dies für Versicherer häufiger zutrifft als für Banken und führt dies auf eine höhere Intransparenz zurück.<sup>154</sup>

Die Rechnungslegung unterscheidet dabei häufig zwischen Transparenz und Guidance. Zur Schaffung von Transparenz wird der Kapitalmarkt über die Unternehmensstrategie und die zugehörigen Aktivitäten, ihren Beitrag zum Unternehmenserfolg sowie Chancen und Risiken informiert. Die Guidance liefert dagegen Hinweise auf die zukünftige Entwicklung wichtiger Kennzahlen. Um rationale Anlageentscheidungen treffen zu können, müssen Investoren kontinuierlich Informationen über die Unternehmen in ihren Portfolios sammeln und verarbeiten, wobei sich ihre Informationsbedürfnisse auf den Ertrag und das Risiko ihrer Kapitalanlage konzentrieren.<sup>155</sup>

Um Kapitalgeber bei ihrer Anlageentscheidung zu unterstützen, wurde durch die International Financial Reporting Standards (IFRS) der Begriff der entscheidungsnützlichen Informationen geprägt, die als Ziel aller Finanzberichterstattung die Vermittlung von Informationen über die Vermögens-, Finanz- und Ertragslage sowie deren Veränderungen postuliert. Die Berichterstattung der Unternehmen soll es sowohl gegenwärtigen als auch potentiellen Kapitalgebern ermöglichen, entscheidungsnützliche Informationen in ihre Abwägung der Chancen und Risiken ihrer Investition einzubeziehen. Nur entscheidungsnützliche Informationen haben für Kapitalgeber auch einen Nutzen. Treffen Anleger seltener falsche Investitionsentscheidungen, erhöht dies die Effizienz der Kapitalmärkte (siehe Abschnitt 2.2.3.2).<sup>156</sup>

Auf Basis der IFRS lassen sich die Eigenschaften entscheidungsnützlicher Informationen ermitteln. Um die Vergleichbarkeit sowohl auf Zeitreihenebene als auch über mehrere Unternehmen hinweg sicherzustellen, erfolgt zunächst die Darlegung der verwendeten Bewertungsgrundsätze.<sup>157</sup> Außerdem fordert der Grundsatz der Verständlichkeit, dass die vermittelten Informationen für einen fachkundigen und interessierten Leser verständlich sind.<sup>158</sup> Um eine glaubwürdige Darstellung der finanziellen Situation zu gewährleisten, müssen die vermittelten Informationen vollständig, objektiv, vorsichtig und fehlerfrei sein. Sind diese Voraussetzungen erfüllt, können Kapitalgeber den Informationen vertrauen, sodass sich eine anschließende Anpassung ihrer Erwartungen im Nachhinein als richtig erweisen sollte.<sup>159</sup>

Neben der Glaubwürdigkeit ist die Relevanz von besonderer Bedeutung für die Entscheidungsnützlichkeit, die durch die Art der Informationen und ihre Wesentlichkeit konkretisiert wird. Eine Information ist dann entscheidungsrelevant, wenn durch ihre (Nicht-)Offenlegung oder fehlerhafte Darstellung Sachverhalte anders beurteilt und unternehmerische Entscheidungen anders getroffen würden, sodass der Ertrag

<sup>151</sup>Vgl. ADAMSON et al. (2014), S. 93–94; ZHANG et al. (2009), S. 295–296; BABEL / MERRILL (2005), S. 11.

<sup>152</sup>Vgl. ELING (2012), S. 217, 219; HARRINGTON (2004), S. 162–163.

<sup>153</sup>Vgl. POTTIER / SOMMER (2006), S. 151.

<sup>154</sup>Vgl. MORGAN (2002), S. 874–875.

<sup>155</sup>Vgl. STREUER (2004c), S. 31–32; BLISS / FLANNERY (2002), S. 362.

<sup>156</sup>Vgl. IAS CF.1.2, CF.1.3; LACKMANN (2010), S. 112–113; CRONE / HOCH (2002), S. 43.

<sup>157</sup>Vgl. IAS CF.2.24–CF.2.29; PETERSEN et al. (2019), S. 8; LACKMANN (2010), S. 113.

<sup>158</sup>Vgl. IAS CF.2.34–CF.2.36; PETERSEN et al. (2019), S. 8; LACKMANN (2010), S. 113.

<sup>159</sup>Vgl. IAS CF.2.12–CF.2.19; PETERSEN et al. (2019), S. 8; LACKMANN (2010), S. 113–114, 116.

## 2 Marktdisziplin

und/oder das Risiko der Investition des Kapitalgebers beeinflusst wird. Zur Befriedigung der finanziellen Interessen der Kapitalgeber müssen relevante Informationen sowohl die Bildung von Erwartungen über zukünftige Entwicklungen als auch die ex post Überprüfung der vergangenen Investitionsentscheidungen ermöglichen. Die Information muss in diesem Fall wesentlich, inhaltlich richtig, vollständig, verständlich und rechtzeitig sein. Neben der zeitlichen Wirkung der Information ist auch der Zeitpunkt der Zugänglichkeit für die Kapitalgeber entscheidend, damit Informationen rechtzeitig in einen Entscheidungsprozess eingebunden werden können.<sup>160</sup> Gerade die Zugänglichkeit einer Information ist dabei für die im Rahmen dieser Arbeit durchzuführenden Ereignisstudien von größter Bedeutung.

Für eine Prognose der zukünftigen Unternehmensentwicklung benötigen gegenwärtige und potentielle Kapitalgeber zukunftsbezogene Informationen. Diese sind jedoch regelmäßig mit Unsicherheit behaftet, da sie auf Annahmen über Eintrittswahrscheinlichkeiten bestimmter Szenarien beruhen. Wird auf diese Unsicherheit hingewiesen, ist es für Kapitalgeber immer vorteilhaft, alle für eine Entscheidungssituation relevanten Informationen zu erhalten, da die alleinige Vermittlung von absolut sicheren Informationen keinen Nutzen bringt, wenn sie nicht relevant sind.<sup>161</sup> Um die Anlageentscheidung eines Investors zu beeinflussen, muss eine Information nicht nur hinreichend genau sein, sondern auch einen gewissen Neuigkeitswert aufweisen, d. h. die Information darf den Investoren vor der Veröffentlichung nicht bekannt gewesen sein. Zusätzlich kann die vermutete Motivation des Unternehmens, eine Nachricht zu veröffentlichen, die Bereitschaft der Investoren verändern, entsprechend dieser Information zu handeln.<sup>162</sup>

Die Verbesserung des Informationsumfelds wird regelmäßig durch Gesetze und Regulierungsvorschriften erreicht. Neben strengeren Anforderungen an die Kapitalausstattung und/oder die Berechnung von Rückstellungen zur Überwachung der finanziellen Lage und Geschäftstätigkeit von Versicherern streben sie auch nach einer höheren Transparenz, Qualität und Rechtzeitigkeit der Berichterstattung.<sup>163</sup> Hinsichtlich der SFCRs ist davon auszugehen, dass die Regulierungsbehörden die in dieser Berichtsform vermittelten Informationen als relevant ansehen, andernfalls würden sie keine verpflichtende Veröffentlichung verlangen. Im Folgenden stellt sich jedoch die Frage, ob auch die Kapitalgeber – im Speziellen die Aktionäre – den Inhalten der SFCRs eine gewisse Relevanz beimessen. Da SFCRs auch Einschätzungen über zukünftige Entwicklungen vermitteln, sind auch ihre Inhalte zumindest teilweise mit Unsicherheit behaftet.<sup>164</sup> Die nachfolgende empirische Untersuchung soll deshalb nicht nur die Frage nach der Relevanz der Informationen beantworten, sondern auch beurteilen, ob die Verlässlichkeit der dargebotenen Inhalte ausreicht, um eine Investitionsentscheidung zu ermöglichen.

Dabei besteht die Schwierigkeit für Investoren nicht nur darin, Informationen zu beschaffen, sondern auch darin, sie zu interpretieren und mit weiteren Informationen z. B. über die Unternehmensstrategie in Einklang zu bringen. So betonen SINGH und POWER (1992), dass Finanzinformationen alleine nicht zur abschließenden Beurteilung eines Wertpapiers ausreichen.<sup>165</sup>

Das Funktionieren der Informationsverarbeitung in den Preisen, d. h. der Marktmechanismus, hängt zudem von den Kosten ab, die durch den Erwerb, die Überprüfung und Bewertung der Informationen entstehen. Regulatorische Eingriffe können diese Kosten senken, indem sie z. B. die Anforderungen an

<sup>160</sup>Vgl. IAS CF.2.5–CF.2.11; PETERSEN et al. (2019), S. 7–8; LACKMANN (2010), S. 113–116; STREUER (2004c), S. 31.

<sup>161</sup>Vgl. LACKMANN (2010), S. 116–119.

<sup>162</sup>Vgl. PATELL (1976), S. 248.

<sup>163</sup>Vgl. GRACE et al. (2019), S. 30.

<sup>164</sup>Vgl. MAY (2018), S. 70.

<sup>165</sup>Vgl. SINGH / POWER (1992), S. 316.

## 2.3 Voraussetzungen für eine effektive Marktdisziplin

die Berichterstattung erhöhen.<sup>166</sup> Die Bereitstellung von Informationen reduziert Informationsasymmetrien zwischen dem Unternehmen und seinen Stakeholdern und sollte die Kapitalkosten des Versicherers senken. Insbesondere das Internet erleichtert den Zugang zu Informationen und ermöglicht allen Investorengruppen eine gleichmäßige Informationsversorgung, sodass auch Informationsasymmetrien zwischen institutionellen Investoren und anderen Anlegern reduziert werden.<sup>167</sup>

So zeigt der Kapitalmarkt bei ASTHANA und BALSAM (2001) signifikante Reaktionen, wenn Rechnungslegungsinformationen im Internet allen Marktteilnehmern gleichzeitig und nahezu kostenlos zur Verfügung gestellt werden. Müssen die Investoren Informationen jedoch mühsam beim Unternehmen erfragen, kommt es zu keiner einheitlichen Reaktion, da Anleger nur dann Zeit und Geld in die rechtzeitige Beschaffung der Information investieren, wenn sie darin einen Vorteil sehen. Das Internet stellt den Investoren Informationen schnell und einheitlich zur Verfügung und senkt gleichzeitig die Beschaffungskosten. Ein maschinenlesbares Format reduziert die Kosten für die Analyse zusätzlich.<sup>168</sup>

SFCRs greifen einige dieser Überlegungen bezüglich der Informationsversorgung der Aktionäre auf. So steuern Solvenzberichte zu den Inhalten der Finanzberichterstattung Informationen über die Risikoposition der Versicherer, strategische Aspekte und die Geschäftsorganisation bei. Neben den Inhalten schafft die vorgegebene Struktur der Berichte mehr Transparenz, indem sie die Vergleichbarkeit zwischen den Unternehmen erhöht. Allerdings schränken interne Modelle und weitere Anpassungsmöglichkeiten diese Vergleichbarkeit ein, da zwar die Struktur der Daten erhalten bleibt, sich aber die zugrundeliegende Berechnungsmethodik unterscheidet (siehe hierzu Abschnitte 3.3.2.1, 3.3.2.3 und 3.3.3).

Neben der Verfügbarkeit von qualitativ hochwertigen Informationen muss der Nutzen der Überwachung und Kontrolle der Versicherungsunternehmen durch ihre Investoren die zugehörigen Kosten überwiegen, damit Marktdisziplin funktioniert. Daneben müssen sich die Beteiligten selbst als risikobehaftet sehen, da sie nur dann einen Anreiz haben, Unternehmen zu überwachen und zu kontrollieren.<sup>169</sup>

### 2.3.3 Risikoposition der Marktakteure

Die Verfügbarkeit von Informationen zu angemessenen Kosten versetzt Investoren in die Lage, die Risikosituation eines Versicherers zu beobachten und zu beurteilen. Für eine effektive Marktdisziplin müssen Kapitalgeber jedoch auch selbst einen Teil dieses Risikos tragen und sich dessen bewusst sein. Dazu zählen neben dem möglichen Verlust von Vermögensgegenständen auch die Übernahme der Kosten für finanzielle Schwierigkeiten oder gar eine Insolvenz. Nur dann haben sie auch einen Anreiz, den Risikoappetit von Versicherern zu disziplinieren, indem sie auf eine veränderte Risikolage reagieren. Neben einer Verringerung ihrer Zahlungsbereitschaft oder ihrer Nachfrage ist es Kapitalmarktteilnehmern unter Umständen auch möglich, das Management zu einer Verringerung der Risikoübernahme zu bewegen.<sup>170</sup>

Jedoch zeigt bereits der vorhergehende Abschnitt, wie komplexe Produkte und intransparente Geschäftsorganisationen die Informationslage und damit die Einschätzung der eigenen Risikoposition beeinträchtigen können.<sup>171</sup>

<sup>166</sup>Vgl. GILSON / KRAAKMAN (2014), S. 330, 351.

<sup>167</sup>Vgl. RAHMAN / DEBRECENY (2010), S. 467; WAGENHOFER (2007), S. 104; LEUZ / VERRECCHIA (2000), S. 91.

<sup>168</sup>Vgl. ASTHANA / BALSAM (2001), S. 350, 364, 369.

<sup>169</sup>Vgl. ELING (2012), S. 219; BLISS / FLANNERY (2002), S. 361–362; FLANNERY (2001), S. 110.

<sup>170</sup>Vgl. KARAS et al. (2013), S. 181; ELING (2012), S. 219; HARRINGTON (2004), S. 159.

<sup>171</sup>Vgl. ELING (2012), S. 217, 219; HARRINGTON (2004), S. 162–163.

## 2 Marktdisziplin

Zur Beurteilung der Risikolage eines Versicherers müssen Marktteilnehmer regelmäßig versicherungstechnische Risiken, Gegenparteirisiken, Marktrisiken und Zinsrisiken betrachten.<sup>172</sup> Versicherungstechnische Risiken entstehen hauptsächlich durch eine Differenz zwischen den in der Prämienkalkulation erwarteten und den tatsächlich eingetretenen Schäden (Prämienrisiken) und eine Unterschätzung der tatsächlichen Schadenkosten (Rückstellungsrisiken). Versicherer begegnen diesen Risiken im Normalfall durch Rückversicherungen, die wiederum zu Gegenparteirisiken führen können. Da Staatsanleihen und hoch geratete Unternehmensanleihen die Risikoposition kaum erhöhen, resultieren Marktrisiken überwiegend aus Aktienbeteiligungen und Immobiliengeschäften. Zinsrisiken sind für Anbieter der Schaden-, Haftpflicht- und Unfallversicherung (SHU) als relativ moderat einzustufen, da trotz einer im Vergleich zur Passivseite etwas höheren Duration auf der Aktivseite der Bilanz Schadenzahlungen an Versicherte meist eine kurze Laufzeit haben. Für Lebens- und Krankenversicherer führen Zinsanstiege jedoch aufgrund der längeren Laufzeit der Verpflichtungen zu schwerwiegenden Problemen. Neben einem Preisverfall der Kapitalanlagen kann es zu höheren Stornoquoten kommen. Unter Umständen müssten Lebensversicherer dann Kapitalanlagen zu aktuell niedrigeren Kursen verkaufen. Gleichzeitig erhöhen jedoch fallende Zinsen durch Diskontierungseffekte den Wert der Zahlungsverpflichtungen gegenüber Versicherungsnehmern relativ zu den vorhandenen Vermögenswerten. Diese vielfältige Risikolandschaft erschwert jedoch die Beurteilung des Zustands eines Versicherers.<sup>173</sup>

Aufgrund der geringen Expertise von Privatkunden und der schwerwiegenden Folgen einer Insolvenz (z. B. Verlust der Altersvorsorge) wurden deshalb verschiedene Sicherungsmechanismen eingeführt.<sup>174</sup> Zusätzlich könnte sich eine „Too-big-to-fail“-Mentalität entwickeln. Dabei antizipieren Marktteilnehmer staatliche Rettungsprogramme für Unternehmen in finanziellen Schwierigkeiten, die Regierungen zur Verhinderung von Ansteckungseffekten ergreifen könnten.<sup>175</sup> Staatliche Interventionen und Sicherungsfonds stehen jedoch als mögliche Substitute in einem Spannungsverhältnis.<sup>176</sup>

Problematisch an solchen Garantien, der Einstufung als „Too-big-to-fail“ und Sicherungsfonds ist, dass sie nicht nur die Auswirkungen des Ausfalls eines Versicherers sondern auch andere Mechanismen wie die Marktdisziplin abschwächen, die eigentlich zur Stabilität des Finanzsektors beitragen. So senkt ein Sicherungsfonds die Risikosensitivität der Marktteilnehmer und deren Anreiz, Informationen über ein Unternehmen zu sammeln. Dies gilt insbesondere für private Investoren, die sich höheren Informationskosten als institutionelle Investoren gegenüber sehen. Normalerweise würde ein gestiegenes Unternehmensrisiko bzw. eine Verschlechterung der finanziellen Situation zu einem Rückgang der Nachfrage nach Produkten dieses Versicherers sowie zu höheren Renditeforderungen der Kapitalgeber führen. Garantien schwächen diese Reaktion jedoch ab, sodass der Anreiz für Finanzinstitutionen sinkt, ihre Risikoübernahme zu beschränken.<sup>177</sup>

Dazu müssen sich Versicherungsnehmer jedoch dieses Schutzes durch Garantiefonds bewusst sein. Während Banken die Einlagensicherung offen bewerben, war es z. B. in den USA Versicherungsvermittlern früher untersagt, Verbraucher auf Sicherungsfonds hinzuweisen.<sup>178</sup> Allerdings zeigt SOMMER (1996), dass Versicherungsnehmer ihre Zahlungsbereitschaft für die Produkte schwach kapitalisierter

<sup>172</sup>Eine ähnliche Einteilung der Risiken nimmt die Standardformel unter Solvency II vor. Vgl. Richtlinie 2009/138/EG Art. 101.

<sup>173</sup>Vgl. HARRINGTON (2004), S. 160–161.

<sup>174</sup>Vgl. PROBST (2019c), S. 5.

<sup>175</sup>Vgl. ELING (2012), S. 217, 219.

<sup>176</sup>Vgl. GRACE et al. (2019), S. 29–30.

<sup>177</sup>Vgl. GRACE et al. (2019), S. 3; KARAS et al. (2013), S. 179–180; ELING (2012), S. 217, 219; HARRINGTON (2009), S. 807; FLANNERY (2001), S. 110; CALOMIRIS (1999), S. 1504.

<sup>178</sup>Vgl. GRACE et al. (2019), S. 29–30; ZANJANI (2002), S. 11.

### 2.3 Voraussetzungen für eine effektive Marktdisziplin

Versicherer reduzieren und schlussfolgert daraus, dass sie sich des lückenhaften Schutzes durch Garantiesysteme bewusst seien.<sup>179</sup> Insbesondere professionelle Versicherungsnehmer sind häufig weniger durch Garantiefonds geschützt als Privatkunden, sodass sie risikosensitiver reagieren.<sup>180</sup> KARAS et al. (2013) zeigt empirisch, dass Privatkunden, die der Einlagensicherung unterliegen, auf eine Verschlechterung der Kapitalausstattung, d. h. der Risikolage ihrer Bank, reagieren. Allerdings ist die von ihnen ausgehende Marktdisziplin weniger stark ausgeprägt als bei ungeschützten Kunden.<sup>181</sup> Im Bankensektor scheint die Existenz einer Einlagensicherung die finanzielle Stabilität der Unternehmen negativ zu beeinflussen, wobei eine effiziente Regulierung diesen Effekt abschwächen kann.<sup>182</sup> So zeigen NIER und BAUMANN (2006), dass implizite staatliche Garantien die durch Banken vorgehaltenen Kapitalpuffer reduzieren. Andererseits senken Banken, die mehr Informationen über ihre Risikosituation veröffentlichen und/oder vermehrt nachrangige Verbindlichkeiten herausgeben, ihre Ausfallwahrscheinlichkeit durch höhere Kapitalpuffer. Sie scheinen einer strengeren Marktdisziplin zu unterliegen, sodass Marktdisziplin die Finanzstabilität stärken kann. Obwohl die Autoren grundsätzlich feststellen, dass verstärkter Wettbewerb die Risikoübernahme von Banken erhöht, können sie auch zeigen, dass Marktdisziplin in Ländern mit stärkerem Wettbewerb besser funktioniert.<sup>183</sup>

Diese Ergebnisse lassen sich zum Teil auf den Versicherungssektor übertragen. Zunächst ist zu beachten, dass als Begründung für die Notwendigkeit einer Einlagensicherung im Bankensektor häufig die Eindämmung systemischer Risiken angeführt wird. Empirische und theoretische Untersuchungen belegen allerdings, dass von Versicherern ein relativ geringes systemisches Risiko ausgeht, vor allem von SHU-Versicherern. Die Auswirkungen größerer Schocks<sup>184</sup> werden durch Diversifikation im Markt verteilt. Obwohl aus Rückversicherungsbeziehungen vertragliche Abhängigkeiten zwischen Versicherern entstehen und Fehlentwicklungen an den Kapitalmärkten zu Stornierungswellen bei Lebensversicherern führen können, gibt es keine Hinweise auf daraus resultierende Ansteckungseffekte.<sup>185</sup> Der Nutzen von Sicherungsmechanismen im Versicherungssektor kann deshalb in Frage gestellt werden.

Im Gegensatz zum Bankensektor gab es beispielsweise für US-amerikanische Lebensversicherer keine über Garantiefonds hinausgehenden staatlich finanzierten Rettungsaktionen. GRACE et al. (2019) stellen fest, dass ohne Garantiesystem eine Ratingherabstufung in Folge einer Zunahme des Unternehmensrisikos zu einer Reduktion der Nachfrage nach Lebens- und Rentenversicherungen führt, während heraufgestufte Unternehmen einen Anstieg des Prämienwachstums verzeichnen. Somit scheinen Versicherungsnehmer disziplinierend auf Versicherer einzuwirken. Diese Ergebnisse ändern sich kaum durch die Einführung staatlicher Garantiefonds. Lediglich für Versicherer mit einem niedrigen Finanzstärkerating können signifikante Effekte beobachtet werden. Eine Erhöhung der Deckung durch Garantiefonds führt ebenfalls zu keinem signifikanten Anstieg des Unternehmensrisikos.<sup>186</sup> Auch ZANJANI (2002) findet nur wenige Hinweise darauf, dass Garantiefonds die Reaktion von Kunden von Lebensversicherern auf Herabstufungen des Finanzstärkeratings in Form von erhöhten Stornoquoten abschwächen. Es ist deshalb davon auszugehen, dass Garantiefonds die Marktdisziplin nicht beeinträchtigen.<sup>187</sup>

<sup>179</sup>Vgl. SOMMER (1996), S. 512–513.

<sup>180</sup>Vgl. HARRINGTON (2004), S. 162; SOMMER (1996), S. 512–513.

<sup>181</sup>Vgl. KARAS et al. (2013), S. 179, 198–199.

<sup>182</sup>Vgl. DEMIRGÜÇ-KUNT / DETRAGIACHE (2002), S. 1402–1403.

<sup>183</sup>Vgl. NIER / BAUMANN (2006), S. 335, 356.

<sup>184</sup>Im Finanzsysteme werden Ereignisse mit niedriger Eintrittswahrscheinlichkeit, die extrem hohe Verluste zur Folge haben, als Schocks bezeichnet.

<sup>185</sup>Vgl. HARRINGTON (2004), S. 162. Für eine vertiefende Analyse des systemischen Risikos in Versicherungsmärkten sei an dieser Stelle auf HARRINGTON (2009), PROKOPCZUK (2009) und BILLIO et al. (2012) verwiesen.

<sup>186</sup>Vgl. GRACE et al. (2019), S. 1, 3, 29–30.

<sup>187</sup>Vgl. ZANJANI (2002), S. 2.

## 2 Marktdisziplin

Jedoch weisen DOWNS und SOMMER (1999) nach, dass Sicherungsfonds die gegenseitige Überwachung von Versicherern verringern.<sup>188</sup> Zudem erhöhen bei LEE et al. (1997) SHU-Versicherer in der Rechtsform einer Aktiengesellschaft nach der Einführung von Garantiefonds die Risikoübernahme in ihrer Kapitalanlage.<sup>189</sup>

BREWER et al. (1997) zeigen, dass Lebensversicherer in Staaten mit einem steuerfinanzierten Garantiesystem ein höheres Kapitalanlagerisiko aufweisen als in Staaten ohne Garantien. Dagegen halten Versicherer mehr Eigenkapital vor, wenn ein privatwirtschaftlich organisierter Sicherungsfonds existiert, der durch die nach einer Insolvenz verbleibenden Wettbewerber finanziert wird. Die Autoren führen dies darauf zurück, dass Versicherer, die Mitglied eines solchen Sicherungsfonds sind, auf eine effiziente aufsichtsrechtliche Überwachung drängen.<sup>190</sup>

Eine verstärkte Risikoübernahme in Gegenwart eines Garantie- oder Sicherungsfonds ist somit ein Hinweis auf eine beeinträchtigte Disziplinierung von Versicherern, da die Überwachungsanreize für Versicherungsnehmer und Kapitalmarktteilnehmer sinken.<sup>191</sup> Eine funktionierende Versicherungsaufsicht könnte ähnliche Effekte auslösen und ebenfalls den Anreiz senken, Informationen über die Risikolage eines Versicherers auszuwerten.<sup>192</sup>

Strengere Regulierungsanforderungen und höhere Ansprüche der Ratingagenturen könnten eine solche Ausnutzung der Schutzmechanismen wiederum eindämmen.<sup>193</sup> Alternativ schlägt HARRINGTON (2004) zur Förderung der Marktdisziplin eine signifikante Beschränkung der Garantien für Versicherungsprodukte und -unternehmen vor.<sup>194</sup>

Empirische Nachweise gibt es allerdings regelmäßig nur für die überwachende Komponente der Marktdisziplin. So untersuchen die meisten Arbeiten, ob Investoren und Kunden Veränderungen des Zustands der Unternehmen korrekt interpretieren und ihre Zahlungsbereitschaft bzw. Nachfrage anpassen. Eine zweite wichtige Frage ist jedoch, ob diese gesendeten Signale die Entscheidungen der Unternehmensleitung beeinflussen und eine entsprechende Reaktion provozieren können.<sup>195</sup> Damit dies geschehen kann, müssen die Interessen des Managements und der Investoren übereinstimmen.<sup>196</sup>

### 2.3.4 Abwägungen der Interessen von Management und Aktionären

Eine effektive Beeinflussung des Managements im Rahmen der Marktdisziplin setzt voraus, dass das Management eines Unternehmens im Sinne der Kapitalgeber agiert. Jedoch sind gerade in Aktiengesellschaften üblicherweise Kontrolle und Eigentum voneinander getrennt. Die konfliktären Interessen und Anreize der verschiedenen Stakeholder führen zu unterschiedlichen Principal-Agent-Problemen.<sup>197</sup> Da sich die vorliegende Arbeit bei der Untersuchung der Marktdisziplin auf die überwachende Komponente beschränkt, wird im Folgenden jedoch nur ein kurzer Überblick über ausgewählte Aspekte gegeben.

<sup>188</sup>Vgl. DOWNS / SOMMER (1999), S. 493–494.

<sup>189</sup>Vgl. LEE et al. (1997), S. 22–23.

<sup>190</sup>Vgl. BREWER et al. (1997), S. 320–321.

<sup>191</sup>Vgl. ELING (2012), S. 217.

<sup>192</sup>Vgl. WAGNER / ZEMP (2012), S. 240.

<sup>193</sup>Vgl. GRACE et al. (2019), S. 31.

<sup>194</sup>Vgl. HARRINGTON (2004), S. 162.

<sup>195</sup>Vgl. ELING (2012), S. 208; BLISS / FLANNERY (2002), S. 363.

<sup>196</sup>Vgl. BLISS / FLANNERY (2002), S. 362.

<sup>197</sup>Vgl. BLISS / FLANNERY (2002), S. 362; FLANNERY (2001), S. 107.



### 2.3 Voraussetzungen für eine effektive Marktdisziplin

Bereits JENSEN und MECKLING (1976) stellen fest, dass die Entscheidungen des Managements den Unternehmenswert nicht zwangsläufig maximieren. Deshalb wird regelmäßig eine Angleichung der Interessen zwischen Management und Eigentümern durch Budgetrestriktionen, anreizbasierte Vergütungssysteme und andere Kontrollmechanismen angestrebt.<sup>198</sup> Häufig wird das Management am Eigenkapital des Unternehmens beteiligt, z. B. in Form von Aktienpaketen, um in der Folge stärker zur Steigerung des Unternehmenswertes beizutragen.<sup>199</sup>

Neben negativen Auswirkungen auf die Marktdisziplin verstärkt die begrenzte Verfügbarkeit von Informationen Principal-Agent-Probleme. Aufgrund der im Vergleich zu Versicherungsvereinen auf Gegenseitigkeit höheren Publizitätspflichten von kapitalmarktorientierten Aktiengesellschaften sollten letztere weniger von diesen Beeinträchtigungen betroffen sein. Außerdem reduziert die intensive Beobachtung durch Finanzanalysten mögliche Informationsasymmetrien. Allerdings ist das operative Geschäft von börsennotierten Gesellschaften komplexer, sodass ihre finanzielle Lage schwieriger einzuschätzen ist und sich dem Management größere Ermessens- und Entscheidungsspielräume bieten. Die aus der Trennung von Eigentum und Kontrolle resultierenden Problematiken sind deshalb stärker ausgeprägt. Die sich ergebenden Überwachungskosten erschweren eine Beeinflussung des Managements durch die Marktteilnehmer.<sup>200</sup>

Weitere Interessenkonflikte können zwischen einzelnen Stakeholder-Gruppen auftreten. Nur wenn ihre Reaktionen auf Unternehmensentwicklungen in die gleiche Richtung wirken, kann die Marktdisziplin ihre Wirkung entfalten.<sup>201</sup> In der Vergangenheit wurde jedoch mehrfach gezeigt, dass Eigen- und Fremdkapitalgeber zwar ein gemeinsames Interesse an der nachhaltigen Profitabilität des Unternehmens haben, aber grundsätzlich eine unterschiedliche Risikoposition anstreben. Während Anleihe-Gläubiger stärker an der Sicherheit ihrer Anlage als an Gewinnpotentialen interessiert sind, bevorzugen Aktionäre eine riskantere Anlagestrategie.<sup>202</sup> Demzufolge sollten sich die Reaktionen verschiedener Stakeholder-Gruppen auf die in den SFCRs vermittelte Risikolage unterscheiden. So stellen BLISS und FLANNERY (2002) fest, dass Anleihe- und Aktienrenditen zwar grundsätzlich positiv korreliert sind, sich die Preise von Aktien und Anleihen jedoch häufig in entgegengesetzte Richtungen bewegen.<sup>203</sup> Eigen- und Fremdkapitalgeber scheinen die Entscheidungen des Managements somit unterschiedlich zu bewerten. Allerdings ist davon auszugehen, dass die in dieser Untersuchung betrachtete Stakeholder-Gruppe der Aktionäre relativ homogene Interessen bei einer möglichen Ausübung der Marktdisziplin verfolgt.

---

<sup>198</sup>Vgl. JENSEN / MECKLING (1976), S. 317, 323.

<sup>199</sup>Vgl. MORCK et al. (1988), S. 311–313.

<sup>200</sup>Vgl. ELING (2012), S. 216, 218; POTTIER / SOMMER (2006), S. 159; BLISS / FLANNERY (2002), S. 363.

<sup>201</sup>Vgl. BLISS / FLANNERY (2002), S. 363.

<sup>202</sup>Vgl. BLISS / FLANNERY (2002), S. 363, 365–366; GAVISH / KALAY (1983), S. 21–27; MYERS (1977), S. 148–149; MERTON (1974), S. 452; MERTON (1973), S. 161, 168, siehe auch Abschnitt 2.2.3.1. Der Wert des Eigenkapitals steigt mit zunehmendem Risiko, zumindest solange die zu erwartende Rendite das zusätzliche Risiko kompensiert.

<sup>203</sup>Vgl. BLISS / FLANNERY (2002), S. 368–371.



## 3 Betrachtung ausgewählter Informationsquellen für Marktdisziplin durch Investoren

Das vorhergehende Kapitel thematisierte u. a. die Versorgung der Kapitalmarktteilnehmer mit hochqualitativen Informationen als wichtige Voraussetzung für eine funktionierende Marktdisziplin. Im Folgenden werden deshalb nach einer kurzen Kategorisierung unterschiedlicher Informationstypen die im Rahmen dieser Arbeit betrachteten Informationsquellen beschrieben. Anschließend werden die Inhalte und der Informationsgehalt von Geschäftsberichten, unterjährigen Berichten und Solvenzberichten dargestellt. Um die Inhalte des SFCRs einordnen zu können, werden auch die Ziele und die anderen beiden Säulen von Solvency II erläutert. Da das Timing der Berichte für die spätere Durchführung der Ereignisstudien eine wichtige Rolle spielt, werden auch Veröffentlichungsfristen thematisiert. Das Kapitel schließt mit einer Betrachtung von Ratings und ihrem Informationsgehalt. Die Beschreibung der einzelnen Informationskategorien endet jeweils mit einem Literaturüberblick zu Untersuchungen bezüglich der jeweiligen Berichte bzw. Ratings mit einem Schwerpunkt auf Marktdisziplin und den Versicherungssektor.

### 3.1 Kategorisierung der Informationstypen und -quellen

Grundsätzlich bilden Marktpreise den Konsens der Marktteilnehmer über ihre unterschiedlichen Einschätzungen ab, die sie aus der Analyse der im Markt verfügbaren Informationen über die betrachteten Unternehmen ableiten. Diese Informationen werden sowohl von den Unternehmen selbst als auch von zahlreichen anderen Parteien bereitgestellt und gestalten so ein reichhaltiges, vielfältiges und komplexes Informationsumfeld für die Marktteilnehmer.<sup>204</sup> Des Weiteren lassen sich die im Aktienkurs eines Unternehmens enthaltenen Informationen in marktweite, branchenspezifische und unternehmensspezifische Informationen kategorisieren.<sup>205</sup>

Während eine marktweite Information (fast) alle börsennotierten Unternehmen einzelner Branchen, Länder oder des gesamten Aktienmarktes betrifft, beziehen sich branchenspezifische Informationen auf eine bestimmte Anzahl an Unternehmen. Dabei werden endogene Informationen von einem Unternehmen der betreffenden Branche in den Markt gegeben. Beeinflusst diese Veröffentlichung neben dem eigenen Aktienkurs auch die Wertpapierpreise anderer Unternehmen in der gleichen Branche, kann sie zu einem branchenweiten Ereignis führen. Exogene Informationen werden dagegen von übergeordneten Institutionen wie Behörden veröffentlicht. Da dies ohne die Beteiligung der Unternehmen geschieht, sind alle Unternehmen der Branche gleichermaßen davon betroffen, sodass ihre Aktienkurse auf diese Information reagieren sollten. Als dritte Möglichkeit können die Informationen aus völlig unbeteiligten Quellen stammen wie z. B. der Berichterstattung in den Medien.<sup>206</sup>

<sup>204</sup>Vgl. RYAN / TAFFLER (2004), S. 52.

<sup>205</sup>Vgl. PIOTROSKI / ROULSTONE (2004), S. 1120.

<sup>206</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 29–31; YUN / ALAGANAR (1998), S. 1.

### 3 Betrachtung ausgewählter Informationsquellen für Marktdisziplin durch Investoren

Exogene, unternehmensspezifische Informationen betreffen nur ein einzelnes Unternehmen und können nicht durch das betroffene Unternehmen beeinflusst werden. So produzieren Ratingagenturen durch ihre Finanzstärke-Ratings für Versicherungsunternehmen exogene Signale für den Markt. Das gleiche gilt für Übernahmeangebote durch Wettbewerber. Dagegen verfassen und veröffentlichen Unternehmen endogene, unternehmensspezifische Informationen im Rahmen der gesetzlichen Regelungen selbst. Versicherungsunternehmen können beispielsweise Marktsignale über ihre Risikosituation durch jährliche und unterjährige Berichterstattung und Ad-hoc-Mitteilungen senden.<sup>207</sup> In diesem Zusammenhang zeigen PIOTROSKI und ROULSTONE (2004), dass unternehmensindividuelle Informationen überwiegend durch Insider-Handel in den Aktienkursen verarbeitet werden, während die Aktivitäten von Analysten eher branchenweite Informationen übermitteln. Durch institutionelle Investoren scheinen dagegen keine Informationen in den Markt zu gelangen.<sup>208</sup>

Zur Untersuchung der Marktdisziplin ist entscheidend, ob und in welcher Höhe Informationen kursbeeinflussenden Charakter haben. Zu diesem Zweck werden ereignisinduzierte Renditen berechnet unter der Annahme, dass diese Renditen den Wert der Information widerspiegeln. Bei der Durchführung von Ereignisstudien wird der Inhalt einer Information dabei regelmäßig in drei Kategorien unterteilt: Eine Information, die „keine Neuigkeit“ darstellt, sollte keinen kursbeeinflussenden Wert haben. Nach ihrer Veröffentlichung sollten keine signifikanten abnormalen Renditen identifiziert werden können. Dagegen sollten „gute Nachrichten“ zu positiven ereignisinduzierten Renditen führen, während „schlechte Nachrichten“ eine negative Kursreaktion zur Folge haben sollten. HOLLER (2012) fügt als vierte Kategorie „undefinierbare Neuigkeiten“ hinzu. Diese bezeichnet alle Ereignisse, die keine eindeutige Zuordnung in die traditionellen Kategorien zulassen. Infolgedessen können positive, negative oder keine abnormalen Renditen beobachtet werden, da die Aktienkursreaktion keine eindeutige Richtung aufweist.<sup>209</sup>

In den Untersuchungen zur Unternehmenspublizität wird häufig zwischen finanziellen und nicht finanziellen Informationen unterschieden. So gibt es zahlreiche Belege dafür, dass Analysten und Kapitalanleger in ihre Investitionsentscheidungen nicht nur finanzielle, sondern beispielsweise auch ethische oder soziale Themen einbeziehen.<sup>210</sup> Auch die SFCRs greifen dies auf und vermitteln neben finanziellen Informationen über die Risiko- und Ertragslage auch Einblicke in die Geschäftsorganisation und Prozesse (siehe hierfür Abschnitt 3.3.2.2).

Die wichtigste Informationsquelle für Aktionäre und Interessenten stellt dabei das Internet dar.<sup>211</sup> Die Möglichkeiten der elektronischen Informationsverarbeitung führen zu einer immer kontinuierlicheren Berichterstattung durch die Unternehmen in Echtzeit. Als Plattformen dienen dabei die unternehmens-eigene Internetseite sowie diejenigen von Börsen und Regulierungsbehörden, sodass die Informationen auch der breiten Öffentlichkeit zugänglich sind. Intermediäre wie Bloomberg, Yahoo! Finance und die Medien bereiten diese Inhalte anschließend weiter auf.<sup>212</sup> Unternehmen bemühen sich deshalb, auf ihren Internetseiten umfassende, korrekte und aktuelle Informationen anzubieten. Zudem ermöglichen sie häufig eine Registrierung für einen Verteiler, um Interessierte regelmäßig per Post oder E-Mail informieren zu können.<sup>213</sup>

<sup>207</sup>Vgl. ELING (2012), S. 191; HOLLER (2012), S. 25–26; GERPOTT / JAKOPIN (2006), S. 2.

<sup>208</sup>Vgl. PIOTROSKI / ROULSTONE (2004), S. 1146–1147.

<sup>209</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 23–24; MACKINLAY (1997), S. 17.

<sup>210</sup>Vgl. GRÜNING (2011), S. 68; HOLLAND (2006), S. 313; SOLOMON / SOLOMON (2006), S. 564.

<sup>211</sup>Vgl. WAGENHOFER (2007), S. 101; VOLLBRECHT (2004), S. 298.

<sup>212</sup>Vgl. RAHMAN / DEBRECENY (2010), S. 457–458, 462.

<sup>213</sup>Vgl. VOLLBRECHT (2004), S. 298.

### 3.2 Jährliche und unterjährige Berichterstattung zur Vermögens-, Finanz- und Ertragslage

Zu den häufigsten Veröffentlichungen zählen Pressemitteilungen. Sie ermöglichen eine schnelle und kostengünstige Bekanntgabe von Neuigkeiten bezüglich der Struktur und des Erfolgs des Unternehmens. Dabei fallen kursbeeinflussende Aspekte unter die Ad-hoc-Publizität, die eine über eine Pressemitteilung hinausgehende Bekanntgabe notwendig macht. Um die Aufmerksamkeit der Adressaten nicht zu verlieren, sollte nur für relevante Sachverhalte eine Pressemitteilung herausgegeben werden. Gleichzeitig muss die Frequenz der Pressemitteilungen jedoch eine grundsätzliche Kommunikationsbereitschaft signalisieren (siehe Abschnitt 2.3.2). Als indirekte, unpersönliche Kommunikationsform können Pressemitteilungen genauso wie Geschäfts- oder Ratingberichte jedoch missverstanden und fehlinterpretiert werden.<sup>214</sup> Ihr großer Vorteil ist dagegen, dass sie neben institutionellen Investoren und Analysten auch kleine Privatinvestoren erreichen.<sup>215</sup> Aufgrund ihrer weiten Verbreitung sind Pressemitteilungen deshalb die wichtigste Informationsquelle für die Datenerhebung innerhalb des empirischen Teils dieser Arbeit.

Bei der Bekanntgabe von Informationen kann zwischen fakultativen und obligatorischen Instrumenten unterschieden werden. Während die Veranstaltung von Investorenkonferenzen oder die Veröffentlichung freiwilliger Informationen auf der Internetseite im Ermessen des Unternehmens liegen, müssen beispielsweise Zwischen- und Geschäftsberichte publiziert werden. Dabei stellt der jährlich zu veröffentlichende Geschäftsbericht das wohl wichtigste Medium der Unternehmenspublizität dar.<sup>216</sup> Der folgende Abschnitt gibt einen Überblick über gesetzliche Anforderungen und Inhalte der jährlichen und unterjährigen Berichterstattung, soweit diese für die vorliegende Untersuchung relevant sind.

## 3.2 Jährliche und unterjährige Berichterstattung zur Vermögens-, Finanz- und Ertragslage

### 3.2.1 Rechtliche Rahmenbedingungen und Inhalte

Zu Beginn des 21. Jahrhunderts konnten trotz der Anstrengungen zur Harmonisierung der Rechnungslegungsstandards immer noch deutliche Unterschiede bezüglich der Offenlegung und Transparenz in Geschäftsberichten zwischen verschiedenen Ländern der EU festgestellt werden. Ursächlich hierfür waren die Freiheitsgrade, die den Mitgliedsstaaten bei der Umsetzung der Vorgaben auf nationaler Ebene gewährt wurden, sowie unterschiedliche Finanz- und Governance-Systeme.<sup>217</sup>

Deshalb erließ das Europäische Parlament im Jahr 2004 zur Förderung effizienter, transparenter und integrierter Kapitalmärkte die Richtlinie 2004/109/EG. Durch zuverlässige und umfassende Informationen sollten Anleger in die Lage versetzt werden, die Geschäftsergebnisse und die Vermögenslage von Unternehmen besser beurteilen zu können. Dies stärkt das Vertrauen der Anleger und den Anlegerschutz. Gleichzeitig verbessern sich die Kapitalallokation und die Markteffizienz.<sup>218</sup> Um die regelmäßige und laufende Information der Anleger sicherzustellen, sollten die nationalen Gesetze über die Pflichten von Wertpapieremittenten weiter harmonisiert werden.<sup>219</sup>

<sup>214</sup>Dagegen können Versicherungsunternehmen bei persönlichen Maßnahmen wie Hauptversammlungen und Investorenkonferenzen direkt mit den Investoren in Kontakt treten.

<sup>215</sup>Vgl. GRÜNING (2011), S. 24–25; KIRCHHOFF (2005), S. 47; BARTSCHERER (2004), S. 313, 315; DÜSTERLHO / HUBER (2004), S. 194; NIX (2004), S. 97; BÖRNER (1995), S. 697, zitiert nach BARTSCHERER (2004), S. 313.

<sup>216</sup>Vgl. GRÜNING (2011), S. 24–25; KIRCHHOFF (2005), S. 47; NIX (2004), S. 97; ACHLEITNER et al. (2001), S. 20.

<sup>217</sup>Vgl. CAMFFERMAN / COOKE (2002), S. 19.

<sup>218</sup>Vgl. Richtlinie 2004/109/EG Erwägungsgrund 1.

<sup>219</sup>Vgl. Richtlinie 2004/109/EG Erwägungsgrund 5.

### 3 Betrachtung ausgewählter Informationsquellen für Marktdisziplin durch Investoren

So hat ein kapitalmarktorientiertes Unternehmen spätestens vier Monate nach Ablauf eines Geschäftsjahres seinen von einem Wirtschaftsprüfer bestätigten Jahresfinanzbericht zu veröffentlichen. Der Jahresabschluss, der „ein den tatsächlichen Verhältnissen entsprechendes Bild der Vermögenswerte und Verbindlichkeiten sowie der Finanz- und der Ertragslage des Emittenten“<sup>220</sup> vermittelt, wird dabei durch einen Lagebericht ergänzt, der den Geschäftsverlauf, die damit verbundenen Risiken und das Unternehmensergebnis beschreibt. Der Umfang des Jahresabschlusses ist zwar nicht explizit vorgegeben, jedoch kann aus Richtlinie 2004/109/EG Art. 5 (3) geschlossen werden, dass der Jahresabschluss mindestens eine Bilanz, eine Gewinn- und Verlustrechnung sowie einen Anhang umfasst.<sup>221</sup> Diese Berichte auf Einzelunternehmensebene werden ggf. um einen Konzernabschluss und -lagebericht ergänzt, wenn das Mutterunternehmen zur Erstellung solcher Berichte verpflichtet ist.<sup>222</sup>

Grundsätzlich sind alle an einer amtlichen europäischen Börse notierten Unternehmen verpflichtet, einen Konzernabschluss nach International Accounting Standards (IAS)/IFRS aufzustellen.<sup>223</sup> Dieser Abschluss besteht aus Bilanz, Gewinn- und Verlustrechnung, Eigenkapitalveränderungs- und Kapitalflussrechnung sowie Anhang und Segmentberichterstattung.<sup>224</sup> Hinsichtlich der Anwendung der IFRS auf Einzelabschlüsse und nicht-kapitalmarktorientierte Konzernabschlüsse besteht jedoch ein Wahlrecht der EU-Mitgliedsstaaten.<sup>225</sup> Deshalb finden in einigen Staaten die IFRS auch auf den Einzelabschluss Anwendung, während in anderen Ländern auf Einzelunternehmensebene immer noch die nationale Gesetzgebung vorherrscht.<sup>226</sup> So wird mit den IAS zwar explizit das Ziel der Vergleichbarkeit der Abschlüsse des eigenen Unternehmens sowohl mit denjenigen vergangener Perioden als auch mit Abschlüssen anderer Unternehmen verfolgt,<sup>227</sup> jedoch schränkt die Fülle nationaler Regelungen auf Einzelunternehmensebene diese Vergleichbarkeit ein und wirkt den Zielen der Transparenz und der Steigerung der Markteffizienz entgegen.

Aus diesem Grund scheinen auf den IFRS basierende Konzernabschlüsse besser als Einzelabschlüsse geeignet zu sein, um die Reaktionen europäischer Aktionäre auf die Veröffentlichung von Geschäftszahlen im Sinne einer möglichen Marktdisziplin zu untersuchen. Allerdings sind Konzerne keine juristischen Personen und können daher nicht Träger von Rechten oder Pflichten sein. In der Folge können sie auch keine Schuldner (Gläubiger) von Verbindlichkeiten (Forderungen) sein, sodass viele relevante Informationen über die Vermögens-, Finanz- und Ertragslage nur in Einzelabschlüssen enthalten sind. Dies schränkt die Aussagekraft für externe Kapitalgeber wie Aktionäre von börsennotierten Versicherungsunternehmen ein, obwohl Konzernabschlüsse genau für diese Zielgruppe konzipiert sind.<sup>228</sup> Aufgrund der relativen Wichtigkeit der Finanzinformationen für eine mögliche Marktdisziplin werden im weiteren Verlauf der Arbeit Geschäftsberichte und Zwischenberichte auf Einzelunternehmensebene betrachtet.

Obwohl der Begriff „Geschäftsbericht“ seit 1986 nicht mehr gesetzlich kodifiziert ist, wird er häufig zur Bezeichnung des Jahresabschlusses eines Unternehmens eingesetzt. Dieser umfasst neben den gesetzlich vorgeschriebenen Dokumenten (Bilanz, Gewinn- und Verlustrechnung und Anhang sowie ggf. Lagebericht) auch freiwillige Informationen, die Unternehmen ihren Stakeholdern zur Verfügung stellen

<sup>220</sup>Richtlinie 2004/109/EG Art. 4.

<sup>221</sup>Vgl. Richtlinie 2004/109/EG Art. 5 (3).

<sup>222</sup>Vgl. BAFIN (2020b).

<sup>223</sup>Vgl. TOMIC (2022), S. 250; GRÜNING (2011), S. 37, Verordnung (EG) 1606/2002, Art. 4.

<sup>224</sup>Vgl. GRÜNING (2011), S. 36, IAS 1.10.

<sup>225</sup>Es handelt sich dabei um ein Wahlrecht auf nationaler Ebene und nicht um ein Wahlrecht der Unternehmen.

<sup>226</sup>Vgl. THEILE (2019b), S. 27, Rz. 3.3–3.4; THEILE (2019a), S. 38, Rz. 4.1; GRÜNING (2011), S. 37, Richtlinie 2004/109/EG Art. 5 (3). Beispielsweise unterliegen in Deutschland Einzelabschlüsse dem Handelsgesetzbuch (HGB).

<sup>227</sup>Vgl. IAS 1.1

<sup>228</sup>Vgl. BARTSCHERER (2004), S. 297; FARNY (2001), S. 92–93.

### 3.2 Jährliche und unterjährige Berichterstattung zur Vermögens-, Finanz- und Ertragslage

wollen.<sup>229</sup> Mit dem Geschäftsbericht legt die Geschäftsführung damit nicht nur Rechenschaft gegenüber ihren Kapitalgebern darüber ab, wie sie mit dem überlassenen Kapital gewirtschaftet hat, sondern liefert den Aktionären regelmäßig wichtige Informationen über die wirtschaftliche Lage und die zukünftige Entwicklung. Der Geschäftsbericht stellt somit das wichtigste Informationsinstrument für Aktionäre dar. Allerdings genügt die Veröffentlichung der Umsatz- und Ertragsentwicklung den Transparenzanforderungen der Aktionäre nicht mehr. In der Folge berichten Unternehmen detaillierter über strategische Aspekte, wertorientierte Steuerung und Corporate Governance. Neben der vergangenheitsorientierten, quantitativen Berichterstattung sind die qualitativ geprägte Equity Story und die zukünftige Geschäftsentwicklung deshalb wichtige Elemente. Jedoch lässt der Geschäftsbericht weiterhin nur wenige Rückschlüsse über die Risikolage und die Fähigkeit, überlassenes Kapital zu bedienen, zu.<sup>230</sup> Gerade hier setzt die umfangreiche Berichterstattung im Rahmen von Solvency II an und liefert den Aktionären detaillierte Informationen über die Risikolage und die Geschäftsorganisation (siehe Abschnitt 3.3.2).

Unterjährige Berichte ermöglichen es Investoren, Entwicklungen der Geschäftstätigkeit zu verfolgen und zeitnah zu beurteilen.<sup>231</sup> Die unterjährige Information über Geschäftsentwicklungen und Veränderungen in der Geschäftsführung erfolgt bei börsennotierten Unternehmen über den Halbjahresfinanzbericht, der die ersten sechs Monate des Geschäftsjahres erfasst. Die Elemente entsprechen grundsätzlich denjenigen des Jahresfinanzberichts, jedoch in verkürzter Form. Die Veröffentlichung hat innerhalb von drei Monaten nach Ende des Berichtszeitraums zu erfolgen.<sup>232</sup> Diese Frist gilt dabei auch für die Hinweise, die vor der Publikation der Berichte zu erfolgen haben.<sup>233</sup>

Um Anlegern Informationen noch zeitnaher zugänglich zu machen,<sup>234</sup> wurde von börsennotierten Unternehmen zusätzlich eine Zwischenmitteilung pro Halbjahr verlangt. So musste die Geschäftsführung wesentliche Ereignisse und Transaktionen, die Auswirkungen auf die Vermögens- und Ertragslage hatten, sowie eine Beschreibung der Finanzlage bekanntgeben. Diese Pflicht entfiel, wenn das Unternehmen aufgrund nationaler Vorschriften oder Börsenordnungen einen Quartalsbericht veröffentlichte.<sup>235</sup>

Mit solchen Zwischenmitteilungen können Unternehmen ihren Investoren eine dauerhafte Kommunikationsbereitschaft demonstrieren. Dabei führt eine hohe Publikationsfrequenz wahrscheinlich zu geringeren Kursänderungen, während seltene Veröffentlichungen die Kurse bei neuen Nachrichten extremer reagieren lassen.<sup>236</sup> In diesem Zusammenhang zeigen RAHMAN und DEBRECENY (2010), dass sich die Häufigkeit der Unternehmensberichterstattung positiv auf die Effizienz von Kapitalmärkten auswirkt, da sie zu steigenden Aktienrenditen und Handelsvolumina sowie kleineren Bid-Ask-Spreads führt.<sup>237</sup>

Dabei verlangen gerade kurzfristig investierende Anleger häufiger Rechenschaft über die Geschäftsentwicklung. Gleichzeitig verstärkt die häufige Berichterstattung den kurzfristigen Zeithorizont der Investoren. Dies wiederum verleitet Unternehmen dazu, langfristige Investitionen zugunsten kurzfristiger Gewinne zu unterlassen. Aus diesem Grund entfällt Art. 6 der Richtlinie 2004/109/EG mit der Einführung der Richtlinie 2013/50/EU ersatzlos. Nationale Rechtsvorschriften dürfen demnach keine häufigere Berichterstattung als halbjährliche Berichte vorschreiben. Diese Verordnung soll den kurzfristigen Druck

<sup>229</sup>Vgl. GRÜNING (2011), S. 27, 29; BARTSCHERER (2004), S. 297–298; HÜTTEN / KÜTING (2001), S. 490.

<sup>230</sup>Vgl. BARTSCHERER (2004), S. 297–298; NIX (2004), S. 97–98.

<sup>231</sup>Vgl. BARTSCHERER (2004), S. 305–306.

<sup>232</sup>Vgl. NIX (2004), S. 140, Richtlinie 2013/50/EU Art. 1 Nr. 4, Richtlinie 2004/109/EG Art. 5 (3).

<sup>233</sup>Vgl. BAFIN (2020b).

<sup>234</sup>Vgl. Richtlinie 2004/109/EG Erwägungsgrund 16.

<sup>235</sup>Vgl. Richtlinie 2004/109/EG Art. 6.

<sup>236</sup>Vgl. BARTSCHERER (2004), S. 304–306; REHKUGLER (1999), S. 29.

<sup>237</sup>Vgl. RAHMAN / DEBRECENY (2010), S. 457–458, 462.

### 3 Betrachtung ausgewählter Informationsquellen für Marktdisziplin durch Investoren

von dem Management nehmen und die Anleger zu einer nachhaltigen Investitionsstrategie motivieren. Insbesondere kleine und mittlere börsennotierte Unternehmen profitieren von einer Verringerung des Verwaltungsaufwands und einem leichteren Zugang zu Kapital. In diesem Fall misst die EU dem verbesserten Anlegerschutz durch Zwischenberichte ein geringeres Gewicht bei als dem mit der Publikation verbundenen Aufwand. Ausnahmen gelten jedoch, wenn die Kosten gering sind, die Informationen die Anlageentscheidung unterstützen oder für Finanzinstitutionen. Auch stellt die EU es Börsenbetreibern frei, die Veröffentlichung zusätzlicher Informationen zu verlangen.<sup>238</sup>

So verlangt beispielsweise die Frankfurter Wertpapierbörse explizit eine Quartalsmitteilung, die die wesentlichen Ereignisse und Geschäfte sowie deren Auswirkungen auf die Finanzlage des Unternehmens erläutert. Die Mitteilung zum dritten Quartal kann sich dabei lediglich auf das dritte Quartal oder auf die ersten drei Quartale des Geschäftsjahres beziehen. Die Veröffentlichung hat innerhalb von zwei Monaten nach dem Ende des jeweiligen Berichtszeitraums zu erfolgen.<sup>239</sup>

Obwohl Versicherer weltweit mit börsennotierten Unternehmen um Kapital von Investoren konkurrieren, wird häufig angezweifelt, ob diese kurzfristige Kommunikation der Langfristigkeit und Zeitraumbezogenheit des Versicherungsgeschäfts ausreichend Rechnung trägt. So erschweren beispielsweise zeitliche Schwankungen oder die Dauer der Schadenabwicklung die periodengerechte Erfolgsermittlung und reduzieren die Aussagekraft der unterjährigen Berichterstattung von Versicherern.<sup>240</sup>

Hinsichtlich des Inhalts von Geschäfts- und unterjährigen Berichten gelten jedoch hohe gesetzliche Anforderungen und Normierungen, sodass sie möglichst objektiv über die Geschäftsentwicklung des betreffenden Unternehmens informieren. Gleichzeitig erhöht ein Bestätigungsvermerk des Abschlussprüfers ihre Glaubwürdigkeit.<sup>241</sup> Dem Anlegerschutz wird zusätzlich durch Regeln zur Gewinnermittlung und -ausschüttung sowie zur Reduktion von Informationsasymmetrien zwischen Management und Investoren Rechnung getragen.<sup>242</sup> Allerdings sind sowohl die jährlichen als auch die unterjährigen Berichte vergangenheitsbezogen, sodass die zukünftigen Entwicklungen, die für Investoren von besonderem Interesse sind, lediglich im Ausblick angesprochen werden.<sup>243</sup>

Für gewöhnlich erfolgt die Veröffentlichung des Geschäftsberichts in mehreren Schritten: Nach Geschäftsjahresende kann die Geschäftsleitung relativ kurzfristig eine erste Einschätzung der wichtigsten Geschäftszahlen bekanntgeben. Daraufhin wird der vorläufige Geschäftsbericht veröffentlicht, der einen detaillierteren Rückblick auf das vergangene Geschäftsjahr liefert. Der später erscheinende Geschäftsbericht ist umfangreicher, enthält jedoch grundsätzlich dieselben Informationen wie der vorläufige Bericht, sodass er nur einen relativ geringen Informationswert aufweisen sollte.<sup>244</sup>

Der folgende Abschnitt liefert einen Überblick über empirische Erkenntnisse hinsichtlich der Kapitalmarktreaktionen auf die Finanzberichterstattung von Unternehmen. Grundsätzlich können Untersuchungen zur Reaktion der Aktionäre auf die Bekanntgabe bestimmter Unternehmensnachrichten hinsichtlich des Untersuchungsgegenstands, der Langfristigkeit ihrer Betrachtungen und der betrachteten Länder bzw. Branchen unterschieden werden.<sup>245</sup>

<sup>238</sup>Vgl. KAJÜTER et al. (2022), 223, Richtlinie 2013/50/EU Erwägungsgrund 4 und 5.

<sup>239</sup>Vgl. § 53 (2) und (5) Börsenordnung für die Frankfurter Wertpapierbörse.

<sup>240</sup>Vgl. BARTSCHERER (2004), S. 305–306; HÄUSELE (1997), S. 151.

<sup>241</sup>Vgl. BARTSCHERER (2004), S. 299; GAULKE (2004), S. 157.

<sup>242</sup>Vgl. LACKMANN (2010), S. 110.

<sup>243</sup>Vgl. GAULKE (2004), S. 157.

<sup>244</sup>Vgl. BALL / BROWN (1968), S. 166.

<sup>245</sup>Vgl. BOOTH et al. (1997), S. 389.



### 3.2.2 Literaturüberblick über empirische Erkenntnisse zur Reaktion von Kapitalmärkten auf Berichterstattung von Unternehmen

#### 3.2.2.1 Vorläufige Berichterstattung

Für den Kapitalmarkt können die unterschiedlichsten Informationen eine Rolle spielen, jedoch gehören Mitteilungen über Erlöse und Gewinne wohl zu den bedeutendsten Nachrichten, die die Aktienkurse eines Unternehmens bewegen können. Ursächlich hierfür ist die Annahme, dass Erträge der aktuellen Periode auch Informationen beinhalten, die eine Prognose zukünftiger Gewinne ermöglichen. Diese wiederum bilden die Basis für die Erwartungen über zukünftige Dividendenzahlungen, deren Barwert dem aktuellen Aktienkurs entspricht. Dabei dauert die Reaktion der Aktienkurse häufig über einen signifikanten Zeitraum an, sodass es zu einem sog. Post Earnings Announcement Drift kommt.<sup>246</sup>

Allerdings ist der Vergleich von Arbeiten aus verschiedenen Ländern aufgrund der vielfältigen Rechnungslegungsstandards mit unterschiedlichen Zielvorstellungen nicht ohne Weiteres möglich.<sup>247</sup> So veröffentlichen Unternehmen in den USA häufig freiwillig eigenständige Gewinnmitteilungen im Vorfeld der verpflichtenden Berichterstattung, sodass sich zahlreiche Untersuchungen im US-amerikanischen Raum mit den Auswirkungen solcher Gewinnmitteilungen befassen. In Europa geschieht dies dagegen nur selten.<sup>248</sup> Diese Art der Veröffentlichung entspricht hier am ehesten den Pressemitteilungen zu vorläufigen Geschäftsberichten. Regelmäßig wird stattdessen jedoch der in zahlreichen Datenbanken hinterlegte Gewinn pro Aktie als Gewinnmitteilung verwendet.<sup>249</sup> Da sich die vorliegende Arbeit jedoch mit den Auswirkungen von Berichtsformaten befasst, berücksichtigt der folgende Überblick solche Untersuchungen nur in Ausnahmefällen.

Ein Forschungszweig zur Berichterstattung durch Unternehmen beschäftigt sich mit textuellen Attributen der Veröffentlichungen wie dem Ton bzw. der Stimmung der Texte, der Länge, der Komplexität, der Lesbarkeit bzw. der Verständlichkeit und deren Auswirkungen auf Investoren. Untersuchungsgegenstand sind dabei regelmäßig jährliche Gewinnmitteilungen, Geschäftsberichte und 10-K-Veröffentlichungen<sup>250</sup>, Zwischenberichterstattung und unterjährige Gewinnmitteilungen.<sup>251</sup> Da dies nicht Gegenstand der vorliegenden Untersuchung ist, sei an dieser Stelle auf GATZERT und HEIDINGER (2019) und die dort angegebene Literatur verwiesen.<sup>252</sup>

Im Folgenden wird ein knapper Überblick über einige Erkenntnisse bezüglich der Marktreaktionen auf vorläufige Berichterstattung gegeben. Eine sehr umfassende Darstellung von Untersuchungen im Zusammenhang mit Informationen aus dem Rechnungswesen und einer damit einhergehenden möglichen Markteffizienz liefert KOTHARI (2001), der sich in diesem Zuge auch eingehend mit Ereignisstudien

<sup>246</sup>Vgl. DAS et al. (2008), S. 64; BEAVER (1998), S. 69–74.

<sup>247</sup>Vgl. BOOTH et al. (1997), S. 389.

<sup>248</sup>Vgl. KAJÜTER et al. (2022), S. 217.

<sup>249</sup>Vgl. z. B. KASZNIK / McNICHOLS (2002), S. 734–735; RAMNATH (2002), S. 1356; POTTER (1992), S. 148; PATELL (1976), S. 249.

<sup>250</sup>Die 10-K-Veröffentlichung ist ein von der US Securities and Exchange Commission (SEC) vorgeschriebener umfassender Bericht, der jährlich von einem in den USA börsennotierten Unternehmen über seine finanzielle Lage eingereicht werden muss. Neben dem Jahresabschluss enthält der Bericht die Unternehmensgeschichte, die Organisationsstruktur, Risikofaktoren, Finanzkennzahlen der letzten fünf Jahre und eine Analyse und Diskussion des Managements über die finanzielle Situation und das operative Ergebnis. Eine 10-K-Veröffentlichung enthält somit standardmäßig deutlich detailliertere Informationen als die meisten Geschäftsberichte. Aktionäre erhalten im Vorfeld einer Hauptversammlung automatisch Zugang zu den 10-K-Veröffentlichungen. Vgl. KENTON (2020), S. 1.

<sup>251</sup>Vgl. z. B. DAVIS et al. (2012); HENRY (2008); HENRY / LEONE (2016); KRAVET / MUSLU (2013); YEKINI et al. (2015).

<sup>252</sup>Vgl. GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 2.

### 3 Betrachtung ausgewählter Informationsquellen für Marktdisziplin durch Investoren

in diesem Bereich befasst.<sup>253</sup> Da auch FINK (2021) einen umfangreichen Überblick über Arbeiten gibt, die die Reaktion von Aktienkursen auf Gewinnmitteilungen zum Gegenstand haben,<sup>254</sup> konzentrieren sich die vorliegenden Ausführungen soweit möglich auf Europa und den Versicherungssektor, der bisher weniger Beachtung fand, und heben nur historisch wichtige oder im Rahmen der vorliegenden Problemstellung besonders bemerkenswerte Befunde aus anderen Bereichen hervor.

Grundsätzlich können Untersuchungen zum Informationsgehalt und zur Bewertungsrelevanz unterschieden werden. Eine Analyse des Informationsgehalts betrachtet die veröffentlichten Informationen in vollem Umfang, d. h. ein Werk der Rechnungslegung in seiner Gesamtheit. Dies lässt jedoch keine Prognose der Richtung einer Kapitalmarktreaktion zu. Dagegen bezieht sich der Bewertungsansatz auf die Inhalte des Werks und untersucht, welche Bestandteile der Veröffentlichung einen Einfluss auf die Reaktion der Aktionäre haben, sodass auch die Richtung der Reaktion berücksichtigt werden kann.<sup>255</sup>

In einer der ersten Untersuchungen zum Informationsgehalt von jährlichen Gewinnmitteilungen US-amerikanischer Unternehmen wählen BALL und BROWN (1968) das Erscheinungsdatum der vorläufigen Geschäftsberichte als den Ereigniszeitpunkt, zu dem der Gewinn des abgelaufenen Geschäftsjahres zum ersten Mal der Öffentlichkeit zugänglich ist. Für die Unterscheidung positiver und negativer Nachrichten verwenden die Autoren die Differenz zwischen der tatsächlichen Veränderung des Gewinns und den diesbezüglichen Erwartungen der Investoren.<sup>256</sup> Bei der Untersuchung eines Ereignisfensters, das von 11 Monaten vor bis 6 Monate nach dem Ereignistag reicht, finden die Autoren sowohl für positive als auch für negative Gewinnmitteilungen signifikant positive bzw. negative abnormale Renditen mit dem erwarteten Vorzeichen. Dabei tritt der größte Teil der Reaktion bereits vor der Veröffentlichung der Zahlen ein.<sup>257</sup> Auch in der Untersuchung von NICHOLS und WAHLEN (2004) führen sowohl das Vorzeichen als auch die absolute Höhe der Veränderungen jährlicher Gewinne zu signifikanten Aktienkursbewegungen. Diese Reaktionen fallen stärker aus, wenn Gewinne nachhaltig, d. h. dauerhaft, erzielt werden.<sup>258</sup>

Neben diesen langfristigen Betrachtungen werden zur Ermittlung des Informationsgehalts auch kurzfristige Aktienkursbewegungen nach der Bekanntgabe von jährlichen Gewinnmitteilungen untersucht. Bei der Betrachtung wöchentlicher Renditen unterscheidet BEAVER (1968) nicht zwischen positiven und negativen Nachrichten, sodass keine Prognose der Reaktionsrichtung möglich ist. Deshalb verwendet der Autor quadrierte standardisierte abnormale Renditen (vergleiche hierzu Abschnitt 4.5) und findet im Ereignisfenster um 67 % höhere abnormale Renditen als außerhalb dieses Zeitraums. Obwohl die stärkste Reaktion innerhalb der Ereigniswoche auftritt, können auch in der Woche vor der Bekanntgabe ein ausgeprägter Antizipationseffekt und in den beiden Wochen danach ein anhaltender Ankündigungseffekt in Form abnormaler Preisbewegungen beobachtet werden. Somit scheinen Gewinnmitteilungen neue Informationen in den Markt zu geben. Allerdings stellt BEAVER (1968) auch unterdurchschnittliche Kursbewegungen in einem Zeitraum von zwei bis acht Wochen vor der Ereigniswoche fest.<sup>259</sup>

Um die Rolle der Offenlegungsaktivitäten von Unternehmen zu untersuchen, verwenden LUNDHOLM und MYERS (2002) und GELB und ZAROWIN (2002) eine von Branchenanalysten vorgenommene Bewertung der Qualität der von Unternehmen veröffentlichten jährlichen und quartalsweisen Informationen. Die Autoren finden einen signifikanten Einfluss der Offenlegungsaktivitäten von Unternehmen auf

---

<sup>253</sup>Vgl. KOTHARI (2001), S. 105, 186–207.

<sup>254</sup>Vgl. FINK (2021).

<sup>255</sup>Vgl. LO / LYS (2000), S. 8–9.

<sup>256</sup>Vgl. BALL / BROWN (1968), S. 162, 166.

<sup>257</sup>Vgl. BALL / BROWN (1968), S. 168–170.

<sup>258</sup>Vgl. NICHOLS / WAHLEN (2004), S. 22–23.

<sup>259</sup>Vgl. BEAVER (1968), S. 79, 81.

### 3.2 Jährliche und unterjährige Berichterstattung zur Vermögens-, Finanz- und Ertragslage

den Zusammenhang zwischen der aktuellen Rendite und den zukünftigen Gewinnen. Somit scheint das Verhalten der Unternehmen bei der Veröffentlichung von Unternehmensnachrichten mit den in der Aktienrendite verarbeiteten Informationen über zukünftige Gewinne sowohl im Querschnittsvergleich als auch über die Zeit in Verbindung zu stehen.<sup>260</sup>

Einen weiteren zeitlichen Aspekt in Zusammenhang mit Verlustereignissen von Banken untersuchen BIELL und MULLER (2013). Das besondere an ihrer Arbeit ist, dass sie nicht von vornherein das zu untersuchende Ereignisfenster festlegen, sondern den kleinsten Zeitraum bestimmen, der die größte Marktreaktion enthält. Zu diesem Zweck ermitteln sie für jedes Ereignis diejenigen kumulierten abnormalen Renditen, die unter einem kritischen Wert in Höhe von 60 % des Minimums liegen.<sup>261</sup> Aus diesen kumulierten abnormalen Renditen wählen sie im Anschluss diejenige mit dem kürzesten Ereignisfenster aus. Die Autoren zeigen, dass der Median der Länge des Ereignisfensters kleiner als 25 Tage ist, sodass Kapitalmärkte zwar relativ schnell auf ein Verlustereignis reagieren, jedoch die vollständige Verarbeitung in den Aktienkursen einige Zeit in Anspruch nimmt. Zudem stellen sie fest, dass in einem Marktumfeld mit steigenden Kursen (Bullen-Märkten) die Reaktion früher erfolgt und auch länger andauert, während bei fallenden Kursen (Bären-Märkten) die Marktreaktion verzögert erfolgt.<sup>262</sup> Demzufolge würden nicht nur die berichteten Inhalte, sondern auch externe Faktoren die Reaktion der Aktionäre beeinflussen.

Sowohl UTAMA und CREADY (1997) als auch EL-GAZZAR (1998) stellen fest, dass Aktionäre auf jährliche Gewinnmitteilungen reagieren. Allerdings fällt die Marktreaktion geringer aus, wenn der Großteil der Wertpapiere von institutionellen Investoren gehalten wird. Dies zeigt sich in einer abnormalen Abnahme des Handelsvolumens in Folge einer Gewinnmitteilung bzw. in einer geringeren Volatilität der Renditen rund um deren Bekanntgabe. Privatinvestoren könnten demzufolge über weniger präzise Informationen verfügen und in der Folge ihre Erwartungen stärker anpassen, während institutionelle Anleger über so präzise Informationen zu verfügen scheinen, dass sie nur einen geringen Handlungsbedarf sehen. Insofern stellen Gewinnmitteilungen für Privatinvestoren eine wertvollere Information dar als für institutionelle Investoren. Werden Unternehmen nur von wenigen Analysten beobachtet, ist die Informationsasymmetrie zwischen individuellen und institutionellen Investoren stärker ausgeprägt, sodass Analysten eine besondere Rolle bei der Reduktion von Informationsasymmetrien einnehmen.<sup>263</sup> Während institutionelle Investoren durch ihre Handelsaktivitäten vor allem die Verarbeitung von unternehmensspezifischen Gewinnmitteilungen in den Aktienkursen beschleunigen, tragen Analysten zur Verarbeitung von unternehmensspezifischen und branchenweiten Nachrichten über Gewinne bei.<sup>264</sup>

Für den Versicherungssektor zeigen FAH und SIN (2014), dass malaysische Versicherer nach unerwarteten Gewinnen signifikant positive Koeffizienten für Aktienkursreaktionen aufweisen. Die Autoren verwenden zur Bestimmung der unerwarteten Gewinne ein naives Vorhersagemodell, bei dem die erwarteten Gewinne ihrer letzten Realisation entsprechen. Dagegen haben die verdienten Prämien, die Kapitalerträge und die aufgetretenen Schäden keinen signifikanten Einfluss.<sup>265</sup> Andererseits stellen BEAVER und MCNICHOLS (2001) fest, dass für SHU-Versicherer die Gewinne des aktuellen Jahres signifikant negativ mit den abnormalen Renditen der folgenden Jahre verknüpft sind.<sup>266</sup> Gleichzeitig beobachten

<sup>260</sup>Vgl. GELB / ZAROWIN (2002), S. 50; LUNDHOLM / MYERS (2002), S. 818, 837.

<sup>261</sup>Die Autoren betrachten Verlustereignisse mit zu erwartenden negativen Kursreaktionen. Die minimale kumulierte abnormale Rendite stellt somit die negativste Kursreaktion dar und entspricht der größtmöglichen Reaktion der Aktionäre.

<sup>262</sup>Vgl. BIELL / MULLER (2013), S. 2630–2631, 2633, 2638.

<sup>263</sup>Vgl. EL-GAZZAR (1998), S. 119, 128; UTAMA / CREADY (1997), S. 129–130, 148–149.

<sup>264</sup>Vgl. PIOTROSKI / ROULSTONE (2004), S. 1147.

<sup>265</sup>Vgl. FAH / SIN (2014), 167, 172. Die Beschreibung des Untersuchungsdesigns lässt keine Rückschlüsse darauf zu, aus welchen auf dem Jahresabschluss basierenden Mitteilungen die betrachteten Kennzahlen entnommen werden.

<sup>266</sup>Vgl. BEAVER / MCNICHOLS (2001), S. 199.

### 3 Betrachtung ausgewählter Informationsquellen für Marktdisziplin durch Investoren

CUMMINS et al. (2006) in Folge der Bekanntgabe eines hohen Verlusts von Versicherern und Banken in den USA eine starke, signifikant negative Reaktion der Aktienkurse, wobei die Kursbewegungen für Versicherer größer ausfallen als für Banken. Die Reduktion des Marktwerts der betreffenden Unternehmen übersteigt dabei regelmäßig die Höhe des eigentlichen Verlusts, sodass Aktionäre aus dieser Information weitere Schlussfolgerungen über die zukünftigen Entwicklungen zu ziehen scheinen.<sup>267</sup>

In diesem Zusammenhang stellen auch ANTHONY und PETRONI (1997) fest, dass offen gelegte Fehleinschätzungen früherer Gewinne von SHU-Versicherern in den USA die Bewertung aktueller Gewinne durch Investoren beeinflussen. So fällt die Reaktion auf Gewinnmitteilungen für Versicherer mit stärkeren Schätzfehlern kleiner aus. Demzufolge scheinen Investoren die Genauigkeit früherer Einschätzungen des Managements auf die Verlässlichkeit der aktuellen Gewinnmitteilungen zu übertragen.<sup>268</sup>

Somit stellen frühere Arbeiten durchweg Reaktionen der Investoren auf Gewinnmitteilungen bzw. vorläufige Geschäftszahlen fest. Dabei scheinen Aktionäre besonders auf Verluste sehr sensibel zu reagieren. Während jedoch in den Gewinnmitteilungen und den vorläufigen Berichten häufig nur die wichtigsten Kennzahlen des Unternehmens präsentiert werden, vermittelt der Geschäftsbericht einen umfassenden Blick auf das vergangene Geschäftsjahr. Der folgende Abschnitt gibt deshalb einen Überblick über Erkenntnisse bezüglich der Reaktionen auf diese Berichtsform.

#### 3.2.2.2 Geschäftsbericht und andere jährliche Berichte

BALL und BROWN (1968) zeigen, dass aus den im Laufe eines Jahres veröffentlichten Informationen über ein Unternehmen mehr als die Hälfte bereits in den vorläufigen Berichten abgebildet wird. Der Geschäftsbericht wäre in diesem Fall kein zeitnahes Informationsmedium, da bereits 85 % bis 90 % der Inhalte durch kurzfristigere Kommunikationsmöglichkeiten wie Zwischenberichte in den Markt gelangen.<sup>269</sup> Aus diesem Grund wurde der Informationsgehalt von Geschäftsberichten bzw. Jahresabschlüssen in der Vergangenheit regelmäßig überprüft. Neben einem möglichen Ankündigungseffekt einer Veröffentlichung stehen dabei auch Fragen zu Inhalten und Zeiträumen im Zentrum der Betrachtungen.

Je länger die Zeitspanne zwischen dem Ende der Berichtsperiode und der Veröffentlichung des zugehörigen Berichts, desto wahrscheinlicher gelangen die im Bericht enthaltenen Informationen in der Zwischenzeit in den Markt, da die Aktionäre aktiv danach suchen oder die Unternehmen bzw. andere Marktteilnehmer diese Informationen in anderen freiwilligen Publikationen veröffentlichen. Es ist deshalb anzunehmen, dass in diesem Fall die Reaktion der Aktionäre geringer ausfallen sollte. Jedoch zeigen CHAMBERS und PENMAN (1984), dass eine längere Zeitspanne zwischen dem Ende der Berichtsperiode und der Veröffentlichung des zugehörigen Berichts keinerlei Auswirkungen auf die Kursreaktion hat. So enthalten Berichte wohl immer einige Informationen, die auf anderem Wege nicht zu beschaffen sind. Allerdings zeigen die Autoren auch, dass ein Bericht, der früher als erwartet veröffentlicht wird, zu positiven abnormalen Renditen führt, während verspätete Publikationen negative abnormale Renditen zur Folge haben. Dies deutet darauf hin, dass gute Nachrichten schneller verbreitet werden, während schlechte Nachrichten möglichst lang hinausgezögert werden.<sup>270</sup> Allerdings finden DOYLE und MAGILKE (2009) keine Hinweise darauf, dass schlechte Gewinnmitteilungen bevorzugt nach Börsenschluss oder freitags veröffentlicht werden.<sup>271</sup>

---

<sup>267</sup>Vgl. CUMMINS et al. (2006), S. 2605.

<sup>268</sup>Vgl. ANTHONY / PETRONI (1997), S. 257.

<sup>269</sup>Vgl. BALL / BROWN (1968), S. 176.

<sup>270</sup>Vgl. CHAMBERS / PENMAN (1984), S. 21–22.

<sup>271</sup>Vgl. DOYLE / MAGILKE (2009), S. 157.

### 3.2 Jährliche und unterjährige Berichterstattung zur Vermögens-, Finanz- und Ertragslage

LI und RAMESH (2009) stellen fest, dass sich vor allem nach den Quartalsenden im Mai, August und November die Veröffentlichungsdaten von Berichten häufen. Die Autoren können signifikante Preis- und Volumenänderungen nachweisen, wenn der regelmäßige Bericht erstmalige Informationen über Gewinne beinhaltet. Folgt die Veröffentlichung dagegen auf eine Gewinnmitteilung kommt es meist zu keiner Marktreaktion, die über generelle Kursschwankungen zum Quartalsende hinausgeht.<sup>272</sup>

ASTHANA und BALSAM (2001) untersuchen für US-Unternehmen die Kapitalmarktreaktion nach der Veröffentlichung von 10-K-Berichten. Dabei nehmen sie keine Unterscheidung nach positiven und negativen Nachrichten vor, da nicht zu erwarten ist, dass 10-K-Berichte systematisch positive oder negative Informationen enthalten. In der Folge sollte die durchschnittliche abnormale Rendite nach der Veröffentlichung nicht signifikant von Null abweichen. Deshalb verwenden die Autoren die standardisierte absolute Rendite und die standardisierte absolute abnormale Rendite. In dem Zeitraum als interessierte Aktionäre diese Berichte explizit bei den Unternehmen anfragen mussten, können die Autoren keine signifikante Reaktion auf die Veröffentlichung von 10-K-Berichten beobachten. Es ist in diesem Fall davon auszugehen, dass institutionelle Investoren, Analysten und Privatanleger zu unterschiedlichen Zeitpunkten Zugang zu diesen Informationen erhalten. Dagegen ist die mittlere standardisierte absolute Rendite im Zeitfenster  $[-1; 2]$  signifikant positiv, wenn die 10-K-Berichte zentral in einer elektronischen Datenbank zugänglich sind. Die standardisierte absolute abnormale Rendite führt zu ähnlichen, aber weniger signifikanten Ergebnissen.<sup>273</sup> Für die Marktdisziplin und eine signifikante Reaktion der Marktteilnehmer auf Rechnungslegungsinformationen ist es somit unabdingbar, dass Informationen allen Marktteilnehmern gleichzeitig und nahezu kostenlos im Internet zur Verfügung gestellt werden.<sup>274</sup>

Grundsätzlich scheinen börsennotierte Unternehmen in ihren Geschäftsberichten mehr Informationen zu veröffentlichen als Unternehmen, die an keiner Börse gelistet sind.<sup>275</sup> Jedoch profitieren auch nicht kapitalmarkt-orientierte Unternehmen von sinkenden Kapitalkosten und einem besseren Zugang zu Krediten, sodass auch sie einen Anreiz haben, Finanzberichte zu veröffentlichen.<sup>276</sup>

In der Metaanalyse von AHMED und COURTIS (1999) hat die Unternehmensgröße einen hoch signifikanten Einfluss auf den Umfang der Veröffentlichungen. Die Autoren führen dies auf steigende Informationsansprüche einer breiteren Masse an Eigentümern und ein professionelleres Berichtswesen zurück. Zudem veröffentlichen große Unternehmen mehr Informationen in Geschäftsberichten, um Aktionären eine fundierte Investitionsentscheidung zu ermöglichen. Neben umfangreicheren Pflichtveröffentlichungen stellen große Unternehmen auch vermehrt freiwillige (auch nicht-finanzielle) Informationen bereit. Die Anzahl der Veröffentlichungen steigt aufgrund der zunehmenden Publizitätspflichten zusätzlich, wenn ein Unternehmen an einer Börse notiert ist. Dagegen scheint die Profitabilität keinen signifikanten Einfluss auf den Umfang von Veröffentlichungen zu haben.<sup>277</sup>

Auch neuseeländische Lebensversicherer veröffentlichen umfangreichere freiwillige Informationen im Geschäftsbericht, wenn sie börsennotiert und groß sind. Auch die Produktvielfalt und die gewählten Vertriebskanäle haben einen Einfluss. Vermehrte freiwillige Veröffentlichungen ermöglichen Versicherungsnehmern und Aktionären ex ante eine Beurteilung, ob der Versicherer vertragliche Pflichten erfüllen kann, und ex post eine Kontrolle der Managemententscheidungen.<sup>278</sup>

<sup>272</sup>Vgl. LI / RAMESH (2009), S. 1175–1177, 1205.

<sup>273</sup>Vgl. ASTHANA / BALSAM (2001), S. 350–354, 364–366.

<sup>274</sup>Vgl. ASTHANA / BALSAM (2001), S. 369.

<sup>275</sup>Vgl. COOKE (1989), S. 121.

<sup>276</sup>Vgl. ALLEE / YOHN (2009), S. 24.

<sup>277</sup>Vgl. AHMED / COURTIS (1999), S. 53–55.

<sup>278</sup>Vgl. ADAMS / HOSSAIN (1998), S. 276–277.

### 3 Betrachtung ausgewählter Informationsquellen für Marktdisziplin durch Investoren

So stellen auch LEUZ und VERRECCHIA (2000) fest, dass zunehmende Transparenz in deutschen Geschäftsberichten zu einer Reduktion der Informationsasymmetrie führt (gemessen in sinkenden Bid-Ask-Spreads und steigendem Handelsvolumen der Wertpapiere).<sup>279</sup>

Im Bankensektor senkt die zunehmende Offenlegung von Informationen im Jahresabschluss die Unsicherheit der Aktionäre über den Unternehmenswert und damit einhergehend die Aktienkursvolatilität. Zusätzlich profitieren Banken von geringeren Kapitalkosten und effektiveren aktienbasierten Entlohnungssystemen. Eine niedrige Volatilität reduziert zudem die Wahrscheinlichkeit, dass der Aktienkurs falsche Signale über die Profitabilität oder das Risiko vermittelt.<sup>280</sup>

BOOTH et al. (1997) finden für finnische börsennotierte Unternehmen höhere abnormale Renditen in Folge einer positiven Überraschung nach der Veröffentlichung von Gewinn- und Verlustrechnungen als bei einer Unterschreitung der Erwartungen. Dabei hält der Effekt für negative Ereignisse länger an als für positive Nachrichten. Da Gewinne in Finnland jedoch nach Steuergesichtspunkten optimiert werden, ist davon auszugehen, dass die abnormalen Renditen ihren Ursprung nicht in den Gewinnen haben, sondern andere Inhalte der Berichte diese Reaktion der Aktionäre hervorrufen.<sup>281</sup>

Auch KASZNIK und MCNICHOLS (2002) zeigen, dass die abnormalen Renditen signifikant höher sind für Unternehmen, die die Erwartungen der Investoren – ausgedrückt in den Prognosen der Analysten – erfüllen. Eine mögliche Ursache für diese Beobachtung könnten aber auch höhere erwartete zukünftige Gewinne sein. So weisen die Autoren nach, dass Unternehmen, die die Erwartungen treffen, signifikant höhere Gewinnprognosen und realisierte Gewinne als andere Unternehmen aufweisen. Unter Berücksichtigung dieser Faktoren stimmt die Marktbewertung der Unternehmen mit den Fundamentaldaten überein. Darüberhinaus bewertet der Markt Unternehmen höher, die die Erwartungen erfüllen.<sup>282</sup>

Allerdings haben gemäß LEV und ZAROWIN (1999) berichtete Gewinne, Cash Flows und Buch- bzw. Eigenkapitalwerte über einen Zeitraum von 20 Jahren zunehmend an Relevanz verloren und einen geringeren Einfluss auf die Aktienrendite. Die Autoren zeigen in diesem Zusammenhang, dass das Berichtswesen Veränderungen des Wettbewerbs, der Konjunktur oder der gesetzlichen Rahmenbedingungen nicht adäquat abbildet. Dies ist besonders problematisch, da sowohl Investoren als auch Regulierungsbehörden relevante, qualitativ hochwertige und zeitnah veröffentlichte Finanzinformationen fordern.<sup>283</sup>

So stellen auch MALAFRONTÉ et al. (2016) fest, dass die Geschäftsberichte europäischer Versicherer schwierig zu lesen sind und für Versicherungsnehmer kaum Informationen offenlegen. Dies schränkt den Schutz der Versicherungsnehmer bzw. die durch sie ausgeübte Marktdisziplin ein. Da sich die Lesbarkeit im Beobachtungszeitraum kaum verändert, scheinen sich Versicherer nicht um eine Verbesserung der Verständlichkeit ihrer Berichte zu bemühen.<sup>284</sup> Aufgrund dieser Beobachtungen ist davon auszugehen, dass Aktionäre durch ihr Engagement am Kapitalmarkt noch am ehesten über die Fähigkeit verfügen, die im Geschäftsbericht veröffentlichten Informationen zu interpretieren und danach zu handeln.

Neben der Profitabilität ist für Aktionäre von Versicherungsunternehmen auch das mit ihrer Investition verbundene Risiko von Interesse. Obwohl die Risikoberichterstattung innerhalb des Geschäftsberichts erfolgt, wird sie aufgrund der inhaltlichen Parallelen in der vorliegenden Arbeit im Literaturüberblick zur Solvenzberichterstattung in Abschnitt 3.3.4 näher betrachtet.

<sup>279</sup>Vgl. LEUZ / VERRECCHIA (2000), S. 99, 121.

<sup>280</sup>Vgl. BAUMANN / NIER (2004), S. 37.

<sup>281</sup>Vgl. BOOTH et al. (1997), S. 381, 384, 389.

<sup>282</sup>Vgl. KASZNIK / MCNICHOLS (2002), S. 727, 733.

<sup>283</sup>Vgl. LEV / ZAROWIN (1999), S. 353, 383.

<sup>284</sup>Vgl. MALAFRONTÉ et al. (2016), S. 368.

### 3.2 Jährliche und unterjährige Berichterstattung zur Vermögens-, Finanz- und Ertragslage

Die vorgestellten Untersuchungen konzentrieren sich häufig auf die Verständlichkeit der Geschäftsberichte und den Umfang der Offenlegungsaktivitäten. Die Reaktion der Aktionäre auf den Bericht steht dagegen seltener im Zentrum der Betrachtungen, sodass die vorliegende Arbeit diese Lücke für den Versicherungssektor schließt. Dies ist von besonderer Relevanz, da unterjährige und vorläufige Berichte wichtige Kennzahlen vorwegnehmen und so den Neuigkeitswert der Geschäftsberichte reduzieren können. Der folgende Abschnitt gibt deshalb einen Überblick über die Erkenntnisse bezüglich des Informationsgehalts von Zwischenberichten und möglicherweise resultierenden Kapitalmarktreaktionen.

#### 3.2.2.3 Unterjährige Berichterstattung

Wie andere Neuigkeiten sollten auch Quartalsberichte innerhalb eines bestimmten Zeitraums um die Veröffentlichung abnormale Aktienrenditen induzieren, wenn sie für Investoren relevante Informationen enthalten.<sup>285</sup> So beobachten NICHOLS und WAHLEN (2004) nach der Veröffentlichung vierteljährlicher Gewinne eine schnelle Anpassung der Aktienkurse. Dabei antizipiert der Kapitalmarkt den Großteil der Information in den Wochen vor der Bekanntgabe. Ist die Überraschung der Aktionäre jedoch sehr groß, reagieren die Aktienkurse über den Ereignistag hinaus auch in den darauffolgenden Wochen.<sup>286</sup>

Diese Reaktionen treten jedoch nur auf, wenn die Informationen vorher nicht anderweitig publiziert werden. Einen umfassenden Literaturüberblick hierzu liefern KAJÜTER et al. (2022), sodass im Folgenden nur einige Untersuchungen beispielhaft herausgegriffen werden. Der Fokus liegt dabei wiederum auf dem europäischen Raum und dem Versicherungssektor. Grundsätzlich zeigt sich, dass unterjährige Berichte einen gewissen Informationsgehalt aufweisen, da Investoren auf die Veröffentlichung von Quartalsberichten durchweg signifikant reagieren. Hinsichtlich einer möglichen Erhöhung der Frequenz der Berichterstattung liefert der Überblick jedoch gemischte Nachweise.<sup>287</sup>

Während LEV und ZAROWIN (1999) eine sinkende Relevanz von Berichtsinhalten dokumentieren,<sup>288</sup> schlussfolgern LANDSMAN und MAYDEW (2002) bei ihrer Analyse von Quartalsberichten, dass der Informationsgehalt dieser Gewinnmitteilungen über einen Zeitraum von 30 Jahren ansteigt, da die Kapitalmarktreaktion nach der Veröffentlichung einer Gewinnmitteilung nicht abnimmt.<sup>289</sup> Dagegen ermitteln LO und LYS (2000) über 30 Jahre einen konstanten Informationsgehalt von Quartalsmitteilungen. Wie BEAVER (1968) verwenden sie die quadrierte abnormale Rendite und vergleichen den Wert innerhalb des Ereignisfensters mit demjenigen in ereignisfreien Zeiträumen. Die widersprüchlichen Ergebnisse von LANDSMAN und MAYDEW (2002) führen sie auf die Zusammenstellung der Stichprobe zurück. Unterscheiden LO und LYS (2000) zwischen großen und kleinen Unternehmen, steigt auch in ihrer Untersuchung der Informationsgehalt für große Unternehmen um 2,6 %, während er für kleine Unternehmen um 2,7 % fällt.<sup>290</sup> Zusätzlich ermitteln die Autoren die Bewertungsrelevanz, indem sie wie BALL und BROWN (1968) den „Earnings Response Coefficient“ bestimmen, d. h. den Koeffizienten der Regression der Gewinnmitteilungen auf die beobachtete abnormale Rendite. Obwohl der Informationsgehalt insgesamt im Zeitablauf unverändert ist, nimmt die Bewertungsrelevanz ab und sinkt um ca. 0,15 % pro Jahr von etwa 5 % auf 1 %. Die Autoren finden jedoch keine Erklärung für diese Beobachtung.<sup>291</sup>

<sup>285</sup> Vgl. DAS et al. (2008), S. 64.

<sup>286</sup> Vgl. NICHOLS / WAHLEN (2004), S. 23.

<sup>287</sup> Vgl. KAJÜTER et al. (2022), S. 209, 217, 223–224.

<sup>288</sup> Vgl. LEV / ZAROWIN (1999), S. 353, 383.

<sup>289</sup> Vgl. LANDSMAN / MAYDEW (2002), S. 806–807.

<sup>290</sup> Vgl. LO / LYS (2000), S. 2, 4.

<sup>291</sup> Vgl. LO / LYS (2000), S. 2, 6, 21.

### 3 Betrachtung ausgewählter Informationsquellen für Marktdisziplin durch Investoren

Obwohl die Untersuchung von MACKINLAY (1997) vor allem aufgrund ihrer intensiven Auseinandersetzung mit der Ereignisstudienmethodik viel Beachtung findet, analysiert auch er die vierteljährlichen Gewinnmitteilungen von 30 US-amerikanischen Unternehmen. Der Autor generiert mehrere Teilstichproben (gute Nachrichten, schlechte Nachrichten und ein neutrales Portfolio), indem er die Differenz zwischen den erwarteten und den tatsächlichen Gewinnen bildet.<sup>292</sup> Für Unternehmen mit guten Nachrichten kann er bei Verwendung des Marktmodells am Ereignistag eine hoch signifikante abnormale Rendite in Höhe von 0,965 % nachweisen, im Falle von negativen Nachrichten beträgt die hoch signifikante abnormale Rendite  $-0,679$  %. Einen Tag später sind die kumulierten abnormalen Renditen immer noch signifikant, aber nicht mehr so hoch. MACKINLAY (1997) führt dies darauf zurück, dass Gewinnmitteilungen möglicherweise am Ereignistag erst abends veröffentlicht werden, sodass eine Reaktion erst am nächsten Handelstag erfolgt. Annahmegemäß kann er für das neutrale Portfolio keine abnormale Rendite nachweisen.<sup>293</sup>

Ebenfalls für den US-Markt weist GRIFFIN (2003) eine signifikante Reaktion der Investoren auf 10-K- und 10-Q-Veröffentlichungen sowohl am Ereignistag als auch an den darauf folgenden Tagen nach, jedoch keinen Antizipationseffekt im Vorfeld der Offenlegung. Der Autor setzt hierfür standardisierte absolute abnormale Renditen ohne Berücksichtigung eines Vorzeichens ein. Überraschenderweise ist die Reaktion auf jährliche Berichte größer als auf Quartalsberichte, obwohl einige Informationen wie z. B. die Gewinne aufgrund der Meldeverzögerung bereits im Markt verfügbar sein könnten. Somit scheinen 10-K- und 10-Q-Veröffentlichungen über den Gewinn hinausgehende Informationen bereitzustellen.<sup>294</sup> In ihrer Replikationsstudie kommen LI und RAMESH (2009) zu vergleichbaren Ergebnissen. Zusätzlich zeigen sie, dass Quartalsmitteilungen, denen keine Pressemitteilung mit vorläufigen Zahlen vorausging, zu einer sehr starken Reaktion der Aktionäre führen, während die Reaktion auf mit Pressemitteilungen „kontaminierte“ Quartalsmitteilungen geringer ausfällt.<sup>295</sup>

Dagegen werden die Reaktionen der Investoren auf quartalsweise Gewinnmitteilungen nicht abgeschwächt, wenn ihnen Analystenberichte vorausgehen. Obwohl Analysten den Informationsgehalt von Gewinnmitteilungen schmälern könnten, scheinen sich diese beiden Bekanntmachungen nicht zu substituieren, sondern komplementär zu ergänzen. In der Untersuchung von FRANCIS et al. (2002a) nimmt die Reaktion der Investoren im Zeitablauf zu. Dies deutet auf eine steigende Fähigkeit der Investoren hin, Informationen zu finden, zu verarbeiten und zu analysieren, oder auf einen höheren Informationsgehalt der Gewinnmitteilungen und Analystenberichte.<sup>296</sup> Allerdings stellen FRANCIS et al. (2002b) bei ihrer Untersuchung von Gewinnmitteilungen und Pressemitteilungen zur Bekanntgabe von Gewinnen eine signifikante Zunahme konkurrierender Veröffentlichungen fest. Die von FRANCIS et al. (2002a) beobachtete gestiegene Marktreaktion ist dabei weder auf einen Anstieg der unerwarteten Gewinne noch auf stärkere durchschnittliche Reaktionen der Investoren zurückzuführen. Dagegen können speziell Gewinn- und Verlustrechnungen den Anstieg der Marktreaktionen auf Gewinnmitteilungen erklären. Da Pressemitteilungen neben dem Gewinn noch zahlreiche andere Informationen enthalten, scheinen Gewinne ihren Informationsgehalt und ihre Wichtigkeit somit nicht verloren zu haben. Vielmehr betrachten Investoren nicht mehr eine einzelne Kennzahl, da ihre Reaktion auf Gewinne über die Zeit abnimmt, sondern sehen Pressemitteilungen als umfangreiches Informationspaket, das die Zusammensetzung des Gewinns und weitergehende Informationen übermittelt.<sup>297</sup>

---

<sup>292</sup>Vgl. MACKINLAY (1997), S. 16.

<sup>293</sup>Vgl. MACKINLAY (1997), S. 25–26.

<sup>294</sup>Vgl. GRIFFIN (2003), S. 433, 440, 454–455.

<sup>295</sup>Vgl. LI / RAMESH (2009), S. 1178.

<sup>296</sup>Vgl. FRANCIS et al. (2002a), S. 313, 340.

<sup>297</sup>Vgl. FRANCIS et al. (2002b), S. 515, 543.



### 3.2 Jährliche und unterjährige Berichterstattung zur Vermögens-, Finanz- und Ertragslage

Hinsichtlich des Einflusses der Eigentümerstruktur findet POTTER (1992) einen positiven Zusammenhang zwischen dem Grad, zu dem Aktien eines Unternehmens von institutionellen Investoren gehalten werden, und der Aktienkursvariabilität nach der Veröffentlichung vierteljährlicher Gewinnmitteilungen. Obwohl institutionelle Anleger über umfangreiches Wissen bezüglich der Unternehmen verfügen, scheinen Gewinnmitteilungen zusätzliche, ihnen noch nicht bekannte, Informationen zu beinhalten. Allerdings reduziert eine Konzentration institutioneller Investoren in der Eigentümerstruktur den Informationsgehalt von Aktienkursen im Vorfeld der Veröffentlichung einer Gewinnmitteilung.<sup>298</sup>

An der Brüsseler Börse analysieren HUFFEL et al. (1996) die Halbjahresberichte von Unternehmen, die keine Quartalsberichte veröffentlichen. Die Autoren bestimmen unerwartete Gewinne durch naive Erwartungsbildung mit Hilfe des vorhergehenden Gewinns je Aktie.<sup>299</sup> Sie finden dabei keine Hinweise auf einen Post Earnings Announcement Drift, d. h. eine langfristige Reaktion auf die Bekanntgabe einer Gewinnmitteilung (Zeitfenster  $[-60; +90]$ ). Das gleiche gilt für einen Antizipationseffekt und einen Ankündigungseffekt am Ereignistag selbst. Halbjahresberichte stellen somit für den Markt keine wertvolle Information dar oder der verhältnismäßig kleine Kapitalmarkt in Brüssel ist nicht effizient.<sup>300</sup>

Auch HEW et al. (1996) untersuchen halbjährliche Gewinnmitteilungen für britische Unternehmen und finden positive (negative) abnormale Renditen bei einer positiven (negativen) Gewinnüberraschung, wobei die Reaktion auf positive Nachrichten stärker ausfällt. Im Gegensatz zu HUFFEL et al. (1996) berechnen sie die standardisierten unerwarteten Gewinne durch einen autoregressiven Prozess. Allerdings scheinen diese Ergebnisse nur für kleine an der Londoner Börse notierte Unternehmen zu gelten, während große Unternehmen keine signifikante Reaktion hervorrufen.<sup>301</sup>

RYAN und TAFFLER (2004) finden für den britischen Aktienmarkt heraus, dass 65 % der ökonomisch signifikanten Kursbewegungen und Reaktionen des Handelsvolumens durch Veröffentlichungen von Informationen erklärt werden können. Dazu betrachten sie diejenigen Zeitpunkte, an denen die abnormale Rendite mehr als zwei Standardabweichungen von ihrem Jahresmittelwert abweicht und identifizieren anschließend mögliche Ereignisse im Umfeld des Extremwerts. Dabei verursachen jährliche und unterjährige Berichterstattung 17 % der extremen Kursreaktionen. Dies gilt auch, wenn positive und negative Nachrichten getrennt voneinander betrachtet werden. Umgekehrt führen 70 % aller jährlichen und unterjährigen Berichte zu ökonomisch signifikanten Kursreaktionen der Aktionäre.<sup>302</sup>

Für den baltischen Raum finden LAIDROO (2008) in 22 % bis 37 % der Fälle in einem Zeitfenster von  $[-5; +5]$  um die beobachtete ökonomisch signifikante abnormale Rendite auch eine Bekanntgabe einer Unternehmensnachricht. Dabei handelt es sich in den meisten Fällen um Zwischenberichte oder Erläuterungen zu Finanzergebnissen.<sup>303</sup> In einer weiteren Untersuchung berechnen LAIDROO und GRIGALIUNIENE (2012) die abnormalen Renditen in Zeitfenstern von drei Tagen vor bis drei Tage nach der Veröffentlichung einer vierteljährlichen Gewinnmitteilung. In ihrer Regression der unerwarteten Gewinne auf die (kumulierten) abnormalen Renditen ist der Koeffizient der Gewinnreaktion positiv, jedoch nicht signifikant. Zudem fällt die Reaktion auf negative Nachrichten schwächer als auf positive Nachrichten aus, wobei die Ergebnisse keine statistisch signifikante asymmetrische Reaktion zeigen.<sup>304</sup>

<sup>298</sup>Vgl. POTTER (1992), S. 146, 152, 155.

<sup>299</sup>Vgl. HUFFEL et al. (1996), S. 695, 697.

<sup>300</sup>Vgl. HUFFEL et al. (1996), S. 701, 704, 710.

<sup>301</sup>Vgl. HEW et al. (1996), S. 285, 290–292.

<sup>302</sup>Vgl. RYAN / TAFFLER (2004), S. 51, 56, 64.

<sup>303</sup>Vgl. LAIDROO (2008), S. 179, 187–188.

<sup>304</sup>Vgl. LAIDROO / GRIGALIUNIENE (2012), S. 73, 75.

### 3 Betrachtung ausgewählter Informationsquellen für Marktdisziplin durch Investoren

Eine der wenigen Arbeiten, die explizit den Effekt eines Clustering von Ereignisdaten (siehe hierzu Abschnitt 4.6.3) berücksichtigt, ist die Arbeit von DAS et al. (2008), die die Aktienkursbewegungen der 30 größten an der Börse von Mumbai gelisteten Unternehmen nach der Veröffentlichung vierteljährlicher Gewinnmitteilungen untersucht.<sup>305</sup> Die Autoren verwenden den Portfolio-Ansatz zur Berücksichtigung der Ereignishäufung, können jedoch für die vollständige Stichprobe weder am Ereignistag noch an den Tagen davor und danach signifikante Reaktionen finden. Die kumulierten durchschnittlichen abnormalen Renditen sind für fast alle Zeiträume negativ und zeigen außer für die ersten sechs Tage nach der Veröffentlichung eine kontinuierliche Verschiebung nach unten. Dies könnte eine unterdurchschnittliche Entwicklung des Index im Rahmen des Marktmodells widerspiegeln. Auch wenn ausschließlich „gute Nachrichten“ betrachtet werden, sind keine signifikanten Reaktionen am Ereignistag nachweisbar. Lediglich für den darauffolgenden Tag ist die durchschnittliche abnormale Rendite in Höhe von 1,18 % auf dem 5 %-Niveau signifikant. Für das negative Portfolio kann ebenfalls kein signifikanter Zusammenhang zwischen Quartalsmitteilungen und abnormalen Renditen nachgewiesen werden. So scheinen Gewinnmitteilungen für Investoren keine wertrelevante Information zu beinhalten. Andererseits stehen große Unternehmen unter strengerer Beobachtung durch die Marktteilnehmer, sodass Informationen schnell in den Aktienkursen verarbeitet werden und nur wenig Raum für Überrenditen bleibt.<sup>306</sup>

Allerdings stellen auch CHRISTENSEN et al. (1999) die Hypothese auf, dass die von SHU-Versicherern berichteten Gewinne ein Rauschen beinhalten. Da das Management zur Sicherstellung der Einhaltung regulatorischer Anforderungen Anreize zur Steuerung von Gewinnen hat, sollten berichtete Gewinne weniger Informationen vermitteln als die aus einer Rechnungslegung ohne Bilanzpolitik resultierenden Zahlen. Je höher dieser Anreiz ist, desto geringer sollte der Informationsgehalt der Quartalsberichte sein und desto schwächer sollte die Aktienkursreaktion ausfallen. Die Ergebnisse bestätigen diese Vermutung. Ferner zeigen die Autoren, dass Manager Gewinne mit hoher Wahrscheinlichkeit steuern, wenn sie die Möglichkeit dazu haben.<sup>307</sup> In einer weiteren Untersuchung belegt CHRISTENSEN (2002) eine steigende Nachfrage nach Informationen in Folge von Katastrophenereignissen, um die Unsicherheit darüber zu beseitigen, ob ein Versicherer davon betroffen ist. In solchen Perioden vermitteln quartalsweise Gewinnmitteilungen mit höherer Wahrscheinlichkeit zeitnahe und wertrelevante Informationen an Investoren.<sup>308</sup> So nimmt in der Untersuchung von CHRISTENSEN et al. (2005) die abnormale Kursreaktion nach der Publikation eines Quartalsberichts zu, wenn im Vorfeld der Veröffentlichung erhöhte Unsicherheit über den Unternehmenswert herrscht, gemessen in der Bandbreite der Analystenmeinungen.<sup>309</sup>

Auch hier zeigt sich, dass sich nur wenige Arbeiten auf den Versicherungssektor konzentrieren. Die Ergebnisse von CHRISTENSEN et al. (1999) lassen zudem vermuten, dass die Aktionäre von Versicherern andere Informationsbedürfnisse haben als diejenigen anderer Unternehmen. Da sich die bisherigen Pflichtpublikationen wie Geschäfts- und Zwischenberichte vor allem auf die Vergangenheit beziehen, müssen Versicherer zusätzliche Informationen zur Verfügung stellen, die eine Einschätzung zukünftiger Entwicklungen ermöglichen und die zugrunde liegenden Annahmen beschreiben.<sup>310</sup> Ähnliche Ziele verfolgt die Solvenzberichterstattung, die ebenfalls neben einer Analyse vergangener Entwicklungen die zukünftige Widerstandsfähigkeit beleuchtet. Der folgende Abschnitt gibt einen Überblick über die Ziele, Inhalte und den möglichen Nutzen von Solvency II.

<sup>305</sup>Vgl. DAS et al. (2008), S. 64.

<sup>306</sup>Vgl. DAS et al. (2008), S. 69–71, 74, 76–77.

<sup>307</sup>Vgl. CHRISTENSEN et al. (1999), S. 809–812, 822, 828.

<sup>308</sup>Vgl. CHRISTENSEN (2002), S. 226, 248.

<sup>309</sup>Vgl. CHRISTENSEN et al. (2005), S. 26.

<sup>310</sup>Vgl. DÜSTERLHO / HUBER (2004), S. 190–193.

## 3.3 Solvency and Financial Condition Reports

### 3.3.1 Ziele von Solvency II

Auf einem vollkommenen Markt führt das individuelle nutzenmaximierende Verhalten aller Marktteilnehmer durch den Marktmechanismus zu einer optimalen Ressourcenallokation. In diesem Fall kann keine übergeordnete Instanz eine weitere Verbesserung des Allokationsergebnisses herbeiführen. Da reale Märkte jedoch nicht vollkommen sind,<sup>311</sup> kann die eingeschränkte Verfügbarkeit von Informationen die Effektivität von regulatorischen Bemühungen begünstigen. Dagegen funktioniert Marktdisziplin effektiv, wenn viele Informationen in hoher Qualität zu geringen Kosten verfügbar sind.<sup>312</sup>

Unabhängig davon kann Marktdisziplin Eingriffe durch Regulierungsbehörden nicht vollständig ersetzen. Selbst auf einem vollkommenen und arbitragefreien Markt mit perfekten Informationen könnte ein Nachfrager von Versicherungsschutz eine Versicherung mit einem niedrigen Sicherheitsniveau erwerben und das damit einhergehende Ausfallrisiko akzeptieren, wenn der Preis dafür fair ist. Da Versicherungsnehmer durch die freie Wahl ihres Versicherungsschutzes disziplinierend auf den Versicherer einwirken können, wäre in diesem Fall keine Kapitalregulierung notwendig. Jedoch müssen im Schadenfall Versicherungsnehmer und Geschädigter nicht übereinstimmen. Der Geschädigte hat dann ex ante keine vertragliche Beziehung mit dem Versicherer oder dem Versicherungsnehmer und kann deshalb der schwachen Kapitalisierung des Anbieters nicht zustimmen, sodass er besonderen Schutzes bedarf. Auch das Prinzip der Pflichtversicherung steht einer effektiven Marktdisziplin entgegen, da wenig Vermögende ungeachtet des zugrundeliegenden Insolvenzrisikos die billigste Versicherung wählen. In diesen Fällen kann der Bedarf an Regulierung nicht durch eine verstärkte Marktdisziplin ersetzt werden.<sup>313</sup>

Häufig wird zudem angeführt, dass Versicherungsnehmer einen besonderen Schutz ihrer Ansprüche gegenüber Versicherungsunternehmen genießen sollten. Versicherungsprodukte sind immateriell, oft schwierig zu verstehen und zwischen der Prämienzahlung und der Inanspruchnahme kann ein langer Zeitraum liegen. Die Absicherung existenzbedrohender Risiken unterstützt Versicherungsnehmer bei ihrer finanziellen Planung und Wirtschaftlichkeitsbetrachtungen. Zudem fungieren Versicherer durch ihre Risikoübernahme als Treiber für Investitionen und Wachstum, entlasten Sozialversicherungsträger und ihre eigene Investitionstätigkeit stärkt die Kapitalversorgung der Volkswirtschaft.<sup>314</sup> Deshalb ist die Versicherungsbranche als Teil des Finanzdienstleistungssektors einer der am stärksten regulierten Wirtschaftszweige. Sie unterliegt zahlreichen Gesetzen und Verordnungen, die die Kapitalstruktur und die Geschäftstätigkeit der Versicherer regeln. Hinzu kommen Anforderungen an die Finanzberichterstattung und die Kapitalausstattung sowie die Überwachung durch Aufsichtsbehörden.<sup>315</sup>

Das ursprüngliche Solvency-I-Rahmenwerk wurde auf europäischer Ebene in den 1970er Jahren entwickelt und zuletzt 2002 nach der Veröffentlichung des so genannten „Müller-Reports“ aktualisiert. Die relativ einfache Berechnung der Solvenzquote wurde beibehalten, die sich als Quotient des verfügbaren Kapitals und der Kapitalanforderung ergibt. Das verfügbare Kapital entspricht der Differenz aus Vermögensgegenständen und Fremdkapital, wobei die Bewertung je nach nationaler Gesetzgebung nach

<sup>311</sup>Vgl. SCHRADIN (2003), S. 612.

<sup>312</sup>Vgl. ELING / SCHMIT (2012), S. 183.

<sup>313</sup>Vgl. ELING (2012), S. 192; HARRINGTON (2004), S. 163.

<sup>314</sup>Vgl. FARNY (2011), S. 96–97, 110, 393–395; ELLIS (1990), S. 277–278; EISEN (1986), S. 339.

<sup>315</sup>Vgl. GRACE et al. (2019), S. 30; SCHRADIN (2003), S. 611.

### 3 Betrachtung ausgewählter Informationsquellen für Marktdisziplin durch Investoren

Markt- oder Buchwerten erfolgte. Die Kapitalanforderung sollte das zur Risikotragung notwendige Kapital widerspiegeln und basierte auf einem relativ einfachen Maß des versicherungstechnischen Risikos.<sup>316</sup> Allerdings belegen zahlreiche Arbeiten, dass das Insolvenzrisiko eines Versicherers von zahlreichen unternehmensspezifischen und makroökonomischen Faktoren abhängt.<sup>317</sup>

In der Folge zeigte ein Bericht der Wirtschaftsprüfungsgesellschaft KPMG und der sog. „Sharma-Report“ verschiedene Anpassungsbedarfe auf. Kritisiert wurden eine zu geringe Risikosensitivität der Kapitalanforderungen unter Solvency I, die die Risikosituation nicht akkurat abbildeten. Zudem führten die Regelungen zu einer Kapitalallokation, die aus Sicht der Aktionäre und ihrer Risiko-Rendite-Abwägungen nicht effizient und somit nicht optimal war. Auf Basis dieser Empfehlungen wurde das Rahmenwerk für die Solvency-II-Richtlinie<sup>318</sup> entwickelt und trat am 01. Januar 2016 in Kraft. Die neue Regulierung soll eine genauere Einschätzung der Risiken ermöglichen, um ein rechtzeitiges Eingreifen der Aufsichtsbehörden sicherzustellen.<sup>319</sup>

Hierfür wurde basierend auf den damals neuen Entwicklungen im Risikomanagement und den bereits im Bankensektor existierenden Vorschriften ein risikobasierter Regulierungsansatz gewählt. Er soll den Versicherern Anreize für ein angemessenes Risikomanagement bieten, das Risiken korrekt misst und handhabt.<sup>320</sup> Dies soll der Erreichung des Hauptziels von Solvency II dienen, d. h. dem Schutz der Versicherungsnehmer durch eine präzisere Solvabilitätsregelung und ein verbessertes Risikomanagement. Weitere, jedoch untergeordnete Ziele stellen die Etablierung fairer Märkte und die Finanzstabilität dar, wobei insbesondere die Prozyklizität des Finanzsystems in Krisenzeiten berücksichtigt werden soll.<sup>321</sup> Wirksame Regulierungsmaßnahmen und ein Aufsichtsregime, das regelmäßig die finanzielle Situation von Versicherern überprüft, bewertet und überwacht, kann die Effizienz der Finanzmärkte verbessern und so einen funktionierenden Binnenmarkt sicherstellen. Während unter Solvency I sowohl Buch- als auch Marktwerte zur Bestimmung des verfügbaren Kapitals herangezogen wurden, sollen nun einheitliche Regelungen zur Bewertung von Forderungen, Verbindlichkeiten und versicherungstechnischen Rückstellungen die Vergleichbarkeit europäischer Versicherungsunternehmen erhöhen und die Harmonisierung des europäischen Binnenmarkts vorantreiben.<sup>322</sup> Damit unterscheiden sich die Ziele der Regulierungsbehörden grundsätzlich von den Zielen der Rechnungslegung, die z. B. die Bereitstellung entscheidungsrelevanter Informationen für aktuelle und zukünftige Investoren verfolgt.<sup>323</sup>

Um diese Ziele zu erreichen, baut Solvency II – analog zu Basel II/III – auf drei Säulen auf: Den Kapitalanforderungen und quantitativen Informationen über die Risikosituation, die um qualitative Anforderungen an das Risikomanagement, die Corporate Governance und die Geschäftsorganisation ergänzt werden, und der Berichterstattung, Transparenz und Marktdisziplin. Das folgende Kapitel gibt einen Überblick über die drei Säulen. Der Schwerpunkt liegt dabei entsprechend den Zielen dieser Arbeit auf der dritten Säule. Für eine umfassende Einführung in Solvency II sei an dieser Stelle auf GRÜNDL und KRAFT (2019) verwiesen.<sup>324</sup>

<sup>316</sup>Vgl. MUKHTAROV et al. (2022), S. 239–240; JACOBS / VAN VUUREN (2013), S. 311; FARNY (2011), S. 817–830; MÜLLER (1997), S. 1, 41–42.

<sup>317</sup>Vgl. z. B. CAPORALE et al. (2017); CHENG / WEISS (2012); LEADBETTER / DIBRA (2008); CUMMINS et al. (1995).

<sup>318</sup>Richtlinie 2009/138/EG des Europäischen Parlaments und des Rates vom 25.11.2009 betreffend die Aufnahme und Ausübung der Versicherungs- und der Rückversicherungstätigkeit (Solvabilität II) (Neufassung).

<sup>319</sup>Vgl. PROBST (2019a), S. 1; PROBST (2019c), S. 6; RAE et al. (2018), S. 1–2; KPMG (2002), S. 241; SHARMA (2002), S. 9–10.

<sup>320</sup>Vgl. Richtlinie 2009/138/EG (2016) Erwägungsgrund 15.

<sup>321</sup>Vgl. Richtlinie 2009/138/EG (2016) Erwägungsgrund 16, 17, Art. 28.

<sup>322</sup>Vgl. RAE et al. (2018), S.1–2, Richtlinie 2014/51/EU Erwägungsgrund 65, Richtlinie 2009/138/EG Erwägungsgrund 15, 24.

<sup>323</sup>Vgl. BARTH / LANDSMAN (2010), S. 401–402.

<sup>324</sup>Vgl. GRÜNDL / KRAFT (2019).

### 3.3.2 Die Drei-Säulen-Architektur von Solvency II

#### 3.3.2.1 Quantitative Anforderungen

Das Ziel der ersten Säule der Solvency-II-Architektur ist der Schutz der Versicherungsnehmer und die Gewährleistung der Stabilität des Finanzsystems durch quantitative Anforderungen an die Kapitalausstattung von Versicherern.<sup>325</sup> Säule 1 berücksichtigt vor allem diejenigen Aspekte, die bereits vor der Einführung von Solvency II unter die traditionelle Finanzaufsicht fielen. Diese umfassen vor allem Vorschriften zur Solvabilität und zu den versicherungstechnischen Rückstellungen. Eine der wichtigsten Kennzahlen ist die Solvenzquote, die dem Verhältnis von anrechenbaren Eigenmitteln zur Solvenzkapitalanforderung (Solvency Capital Requirement (SCR)) entspricht.<sup>326</sup>

Die Solvenzkapitalanforderung ergibt sich durch Betrachtung der verschiedenen, einem Versicherer innewohnenden Risiken und der Bestimmung des Value-at-Risk der zur Vermeidung einer Insolvenz notwendigen Eigenmittel. Dem Kalkül liegt ein Konfidenzniveau von 99,5 % über den Zeitraum eines Jahres zugrunde. Es werden mindestens folgende Risiken berücksichtigt:

- versicherungstechnische Risiken (Nichtleben/Leben/Kranken)
- Marktrisiko
- Kreditrisiko
- operationelles Risiko

Die Bestimmung der Kapitalanforderungen je Risikomodul erfolgt dabei mit Hilfe der Standardformel oder eines selbst erstellten und durch die Aufsicht genehmigten internen (Teil-)Modells. Auch Vereinfachungen der Standardformel sind möglich.<sup>327</sup>

Die Standardformel gibt sowohl die Struktur der zu berücksichtigenden Risikomodule als auch die Berechnungsformen vor. Sie berücksichtigt Risikominderungstechniken und verfolgt unterschiedliche Ansätze zur Bestimmung der Solvenzkapitalanforderung. Zum einen werden Stressszenarien verwendet, die so kalibriert sind, dass sie dem 99,5 %-Value-at-Risk entsprechen. Beim faktorbasierten Ansatz wird das Risikoexposure mit einem Faktor multipliziert, der die Stärke des Risikos widerspiegelt und ebenfalls auf Basis des 99,5 %-Value-at-Risks kalibriert ist.<sup>328</sup> Das SCR ergibt sich durch Aggregation der einzelnen Risikomodule, bei der Korrelationsmatrizen etwaige Diversifikationseffekte abbilden. Darüber hinaus wird das Minimum Capital Requirement (MCR) bestimmt, das 25 % bis 45 % des SCR beträgt und dem Value-at-Risk der Basiseigenmittel auf dem 85 %-Konfidenzniveau entspricht.<sup>329</sup>

Grundlage für die Bestimmung der Basiseigenmittel sind die mit Marktwerten bewerteten Vermögensgegenstände und Schulden.<sup>330</sup> Die Höhe der versicherungstechnischen Rückstellungen entspricht dabei dem „besten Schätzwert“, d. h. dem mit der maßgeblichen risikofreien Zinskurve berechneten erwarteten Barwert künftiger Zahlungsverpflichtungen, auf den eine „Risikomarge“ aufgeschlagen wird. Die

<sup>325</sup>Vgl. GRÜNDL / SCHLÜTTER (2019), S. 41, Richtlinie 2009/138/EG (2018) Art. 27, 28.

<sup>326</sup>Vgl. MUKHTAROV et al. (2022), S. 240; ZÖBISCH (2009), S. 98.

<sup>327</sup>Vgl. Richtlinie 2009/138/EG (2018) Art. 100–101, 112. Siehe für eine kurze Beschreibung der Risiken Abschnitt 2.3.3. Richtlinie 2009/138/EG (2018) Art. 105 gibt einen Überblick über die abzubildenden Inhalte.

<sup>328</sup>Vgl. POST (2019), S. 58–59, Richtlinie 2009/138/EG (2018) Art. 101, 104–105.

<sup>329</sup>Vgl. Richtlinie 2009/138/EG (2018) Art. 101, 104–105, 129

<sup>330</sup>Wenn Marktwerte verfügbar sind, werden diese verwendet (mark-to-market), andernfalls werden Modellierungstechniken eingesetzt (mark-to-model).

### 3 Betrachtung ausgewählter Informationsquellen für Marktdisziplin durch Investoren

Eigenmittel ergeben sich aus der Differenz der Vermögensgegenstände und der versicherungstechnischen Rückstellungen, gegebenenfalls ergänzt um zusätzliche Eigenmittel. Im Anschluss werden sie der Solvenzkapitalanforderung gegenübergestellt. Übersteigen die Eigenmittel die Kapitalanforderung, so gilt das Versicherungsunternehmen als ausreichend kapitalisiert und erfüllt die Solvenzanforderungen.<sup>331</sup>

Um dem Versicherungssektor einen schrittweisen Übergang in das neue Aufsichtsregime zu ermöglichen, erlauben Übergangsmaßnahmen eine vorübergehende Anpassung der risikofreien Zinskurve zur Bewertung langfristiger Garantien oder einen Abzug bei den versicherungstechnischen Rückstellungen, wenn ihre Anwendung durch die Aufsichtsbehörde genehmigt wurde.<sup>332</sup> Daneben stehen Versicherern mit der Matching-Anpassung und der Volatilitätsanpassung auch dauerhafte Wahlrechte zur Verfügung, deren Einsatz jedoch durch die Aufsicht genehmigt werden muss. Durch eine Korrektur des Diskontierungssatzes zur Bewertung risikobehafteter Anleihen bzw. der versicherungstechnischen Rückstellungen kann die Höhe der verfügbaren Eigenmittel und der Solvenzkapitalanforderung beeinflusst werden. Allerdings dürfen diese Maßnahmen nicht alle gemeinsam und nur in bestimmten Kombinationen eingesetzt werden. Zudem kann nicht beliebig zwischen Inanspruchnahme und Unterlassung gewechselt werden.<sup>333</sup> Letztendlich schränken diese Wahlrechte die Vergleichbarkeit der Solvenzquoten – auch wenn zur Berechnung die Standardformel verwendet wird – ein. Um den Einfluss transparent und nachvollziehbar zu machen, müssen Versicherer in ihren SFCRs die Folgen der Anwendung auf das SCR und die verfügbaren Eigenmittel veröffentlichen.<sup>334</sup>

Kann ein Versicherer das SCR nicht durch Eigenmittel decken, muss er innerhalb von sechs Monaten seine Eigenmittel aufstocken oder sein Risikoprofil ändern, um seine Solvenz wiederherzustellen. Unterschreiten die Eigenmittel eines Versicherers jedoch das MCR, kann die Aufsicht zum Schutz der Versicherungsnehmer sogar die Geschäfte des Versicherers übernehmen bis ordentliche Verhältnisse wiederhergestellt sind. Sollte dies nicht gelingen, wird die Betriebserlaubnis entzogen.<sup>335</sup>

Um die Standardformel individueller an einzelne Versicherungsunternehmen anzupassen, kann die Aufsichtsbehörde Versicherern erlauben oder sie dazu verpflichten, unternehmensspezifische Parameter in der Standardformel einzusetzen, wenn es sonst zu einer inadäquaten Abbildung der Unternehmenssituation kommen würde. Das Unternehmen kann diese Parameter selbstständig bestimmen.<sup>336</sup> Die präziseste Abbildung der Risikosituation ermöglichen interne (Partial-)Modelle. Die Versicherer können ein vollständiges Modell entwickeln oder einzelne Module des Standardansatzes durch eigene Modelle ersetzen. Häufig werden die Modellierung der Schocks bzw. der Schockhöhen angepasst oder statt der faktor- oder szenariobasierten Ansätze umfassendere Simulationen eingesetzt. Darüber hinaus können eigene, über den Standardansatz hinausgehende, Risikomodule hinzugefügt werden.<sup>337</sup>

Diese rein quantitative Sicht auf die Risikolage eines Versicherers wird in der zweiten Säule um qualitative Anforderungen an Governance und Risikomanagement ergänzt, um ein umfassendes Bild über die Fähigkeiten zur Risikobewältigung zu erhalten.

<sup>331</sup> GRÜNDL / SCHLÜTTER (2019), S. 41, Richtlinie 2009/138/EG (2018) Art. 75, 77, 87–89.

<sup>332</sup> Vgl. Richtlinie 2009/138/EG (2018) Art. 308a–308e.

<sup>333</sup> Vgl. Richtlinie 2009/138/EG (2018) Art. 77b–77d.

<sup>334</sup> Vgl. Richtlinie 2009/138/EG (2018) Art. 51 Abs. 1a, Art. 308c Abs. 4 Buchstabe c, Art. 308d Abs. 5 Buchstabe c; GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 8–9.

<sup>335</sup> Vgl. Richtlinie 2009/138/EG (2018) Art. 129, 138, 142, 144

<sup>336</sup> Vgl. SCHULZE (2019), S. 84–86, Richtlinie 2009/138/EG (2018) Art. 104. Die Parameter werden auf Basis interner Daten oder – falls diese nicht vorhanden sind – mit Daten, die die Geschäftstätigkeit des Versicherers zutreffend abbilden, bestimmt.

<sup>337</sup> Vgl. SCHULZE (2019), S. 86–87, Richtlinie 2009/138/EG (2018) Art. 112.

### 3.3.2.2 Qualitative Anforderungen

Der Sharma-Bericht verdeutlicht, dass neben einer möglichst vollständigen quantitativen Erfassung der Risikolage und den Anforderungen an die Ausstattung mit Eigenmitteln auch die Handhabung und Überwachung der Risiken großen Einfluss auf die finanzielle Sicherheit haben. Deshalb soll die Aufsicht die implementierten Risikomanagementprozesse und die internen Kontrollen individuell beurteilen und sich ein differenzierteres Bild von der Risikolage machen.<sup>338</sup> Gleichzeitig erhöhen die Vorschriften zur Corporate Governance die interne Transparenz, um die Eigenkontrolle durch den Versicherer selbst zu stärken.<sup>339</sup> Säule 2 soll deshalb einen harmonisierten aufsichtsrechtlichen Überprüfungsprozess etablieren, der qualitative Anforderungen an das Risikomanagement und die Geschäftsorganisation stellt. Ein wirksames Governance System umfasst u. a. eine transparente Organisationsstruktur mit klaren Zuständigkeiten sowie Eignungsanforderungen an das Management, ein funktionierendes Risikomanagementsystem, ein internes Kontrollsystem sowie die Einrichtung verbindlicher Schlüsselfunktionen.<sup>340</sup>

So umfasst das Risikomanagement neben dem eigentlichen Prozess zur Identifikation, Bewertung, Steuerung und Überwachung von Risiken auch die Festlegung einer Risikostrategie, eines Risikotragfähigkeitskonzepts und eines Limitsystems.<sup>341</sup> Zusammen mit der Compliance- und der versicherungsmathematischen Funktion bildet das Risikomanagement die zweite Verteidigungslinie des internen Kontrollsystems und übernimmt eine Überwachungs- und Frühwarnfunktion. Dieser Ebene gehen die operativen Geschäftsbereiche als erste Verteidigungslinie voraus, die die Verantwortung für Prozesse und interne Kontrollen tragen. Die interne Revision als prozessunabhängige Institution zur Prüfung der ersten beiden Verteidigungslinien vervollständigt das interne Kontrollsystem. Die Compliance-, die Risikomanagement- und die versicherungsmathematische Funktion sowie die interne Revision werden deshalb als Schlüsselfunktionen bezeichnet.<sup>342</sup> Personen, die Schlüsselaufgaben innehaben, und das Management müssen ihre fachliche und persönliche Qualifikation nachweisen.<sup>343</sup>

Das letzte Element der Säule 2 bildet die unternehmenseigene Risiko- und Solvabilitätsbeurteilung (Own Risk and Solvency Assessment (ORSA)), die die Bereiche Organisation, Prozesse und Kapitalausstattung miteinander verbindet.<sup>344</sup> Dabei sollen alle Risiken identifiziert und bewertet werden, auch die über die Berechnung der Solvenzkapitalforderungen hinausgehenden Risiken. Der Gesamtsolvabilitätsbedarf ergibt sich aus dieser individuellen Risikosituation auf Basis der Risikotoleranzschwellen des Limitsystems und der Unternehmensstrategie. Der Betrachtungszeitraum wird im Gegensatz zur Säule 1 auf mehrere Jahre ausgedehnt. Ziel ist die kontinuierliche Einhaltung der Eigenkapitalanforderungen unter Berücksichtigung der individuellen Gegebenheiten und eine aktive Auseinandersetzung der Geschäftsleitung mit den Risiken des Versicherers. Besonderes Interesse gilt dabei den Abweichungen der eigenen Risikosituation von der im Standardmodell von Säule 1 vorgegebenen Risikolage.<sup>345</sup>

Diese Kontrollen werden anschließend auf weitere Interessengruppen ausgeweitet. Zur Verbesserung der Marktdisziplin etabliert Säule 3 die dafür notwendige Transparenz durch Veröffentlichungspflichten, um Versicherer zu einem risikokonformen Verhalten zu motivieren (siehe Abschnitt 2.1).

<sup>338</sup>Vgl. ZÖBISCH (2009), S. 98; SHARMA (2002), S. 9.

<sup>339</sup>Vgl. RUDKOWSKI (2016), S. 39.

<sup>340</sup>Vgl. PELZER (2019), S. 96; ZÖBISCH (2009), S. 98; HARTUNG / HELTEN (2004), S. 299–300, Richtlinie 2009/138/EG (2018) Art. 41.

<sup>341</sup>Vgl. PELZER (2019), S. 98–99, 102; VIEVERS (2019), S. 107, Richtlinie 2009/138/EG (2018) Art. 44.

<sup>342</sup>Vgl. PELZER (2019), S. 101–103, Richtlinie 2009/138/EG (2018) Art. 46, 47.

<sup>343</sup>Vgl. Richtlinie 2009/138/EG (2018) Art. 42.

<sup>344</sup>Vgl. PELZER (2019), S. 95.

<sup>345</sup>Vgl. VIEVERS (2019), S. 107–108, 113, Richtlinie 2009/138/EG (2018) Art. 44, 45.

### 3.3.2.3 Marktdisziplin, Transparenz und Veröffentlichungspflichten

In der klassischen Finanzaufsicht verfügt die Aufsichtsbehörde über das notwendige Wissen, die Fähigkeiten und die Befugnisse für die Kontrolle. Als prinzipienbasierte Regulierungsvorschrift gibt Solvency II den Unternehmen mehr Freiheiten, fordert jedoch gleichzeitig eine bessere Informationsversorgung der Aufsicht, um die Einhaltung der Prinzipien kontrollieren zu können. Obwohl Offenlegungspflichten gegenüber Aufsichtsbehörden seit jeher Bestandteil des Finanzaufsichtsrechts sind, müssen Versicherer nun nicht nur einzelne Aspekte ihres Unternehmens preisgeben, sondern ein umfassendes Bild ihrer Geschäftstätigkeit vermitteln, um so die Erfüllung der quantitativen und qualitativen Anforderungen transparent zu machen.<sup>346</sup> Dies geschieht in Form eines Regular Supervisory Reportings (RSRs) und Quantitativer Berichtsformate (Quantitative Reporting Templates (QRTs)).<sup>347</sup>

Die begrenzte Kapazität der Aufsichtsbehörden macht jedoch weitere Kontrollmechanismen notwendig.<sup>348</sup> Zudem werden große Finanzinstitutionen zunehmend komplexer und können kaum noch mit traditionellen Regulierungsansätzen überwacht und kontrolliert werden.<sup>349</sup> Die verstärkten Melde- und Publizitätspflichten für Versicherungsunternehmen ermöglichen es nun allen Marktteilnehmern, die Qualität des betrachteten Versicherers zu beurteilen. So können sie die Risiken der Unternehmen identifizieren und deren Steuerung durch die Versicherer überwachen. Durch die Verringerung von Informationsasymmetrien werden Märkte vollkommener und die Disziplinierung durch den Markt kann intensiviert werden. Auf diese Weise schafft Transparenz über die Risikosituation ein Marktkorrektiv, bei dem Marktkräfte die Erreichung regulatorischer Ziele aktiv unterstützen, indem das Verhalten der Versicherungsnehmer und Aktionäre den Versicherern einen Anreiz bietet, die gewünschte Kapitalausstattung auch ohne Eingriffe der Aufsichtsbehörden herzustellen. Das Sicherheitsniveau eines Versicherers wird so zu einem wettbewerbsrelevanten Faktor im Markt. Die Öffentlichkeit tritt als neue Kontrollinstanz neben die Aufsichtsbehörde zur Überwachung der finanziellen Gesundheit der Unternehmen und der Einhaltung der Regulierungsvorgaben. Letztendlich sollte sich die verbesserte Marktdisziplin dann auch auf die Stabilität des Finanzsystems positiv auswirken.<sup>350</sup>

Deshalb wird innerhalb von 20 Wochen nach Ende des betreffenden Geschäftsjahres der SFCR für die Öffentlichkeit publiziert. Während der Übergangsphase verkürzt sich diese Frist jährlich um 2 Wochen bis das Ziel von 14 Wochen erreicht ist.<sup>351</sup> Um sowohl der Aufsicht als auch der Öffentlichkeit Zugang zu denselben Inhalten zu gewähren, sind der RSR und der SFCR identisch gegliedert. Jedoch sind die Offenlegungspflichten im SFCR zum Schutz unternehmensinterner, wettbewerbsrelevanter Informationen beschränkt, sodass der SFCR weniger Details enthält. Diesem Vorgehen liegt zudem die Annahme zugrunde, dass die Öffentlichkeit nur eine begrenzte Informationsmenge verarbeiten kann. Dabei versucht grundsätzlich auch schon die Rechnungslegung, den Stakeholdern eines Unternehmens ein den tatsächlichen Verhältnissen entsprechendes Bild der Risiko- und Ertragslage zu vermitteln.<sup>352</sup>

Zur zusätzlichen Objektivierung und Präzisierung sowie um der besonderen Relevanz des Risikos in der Versicherungswirtschaft Rechnung zu tragen, regelt der Deutsche Rechnungslegungsstandard (DRS) Nr. 5-20 die Risikoberichterstattung für Versicherer. Diese Norm nahm bereits 2001 eine Kategorisierung

<sup>346</sup>Vgl. RUDKOWSKI (2016), S. 134, 141.

<sup>347</sup>Vgl. Richtlinie 2009/138/EG (2018) Art. 35, 51

<sup>348</sup>Vgl. RUDKOWSKI (2016), S. 154.

<sup>349</sup>Vgl. BLISS / FLANNERY (2002), S. 362; FLANNERY (2001), S. 108.

<sup>350</sup>Vgl. PROBST (2019b), S. 125, 127; RUDKOWSKI (2016), S. 165–166; ELING (2012), S. 190, 192; BARTH / LANDSMAN (2010), S. 403; ZÖBISCH (2009), S. 98–99; FLANNERY (2001), S. 108.

<sup>351</sup>Vgl. Richtlinie 2009/138/EG (2018) Art. 35, 51, 308b (5) und (6).

<sup>352</sup>Vgl. PROBST (2019b), S. 127, 130, Deligierte Verordnung 2015/35 Art. 290, 299, 304.



### 3.3 Solvency and Financial Condition Reports

in versicherungstechnische Risiken, Risiken aus dem Ausfall von Forderungen, Kapitalanlagerisiken, operationale und sonstige Risiken vor und weitete so den Fokus von Solvency I aus, der lediglich auf der Versicherungstechnik lag. Zudem ähneln die festgelegten Kategorien bereits stark denjenigen im Standardmodell von Solvency II.<sup>353</sup>

Jedoch bildet die bisherige Risikoberichterstattung von Versicherungsunternehmen die tatsächliche Risikolage nur unzureichend ab, da häufig Quantifizierungen der Risiken fehlen.<sup>354</sup> So weisen SFCRs und Geschäftsberichte zwar einen ähnlichen Umfang auf, jedoch konzentriert sich die traditionelle Berichterstattung auf die Vermögens-, Finanz- und Ertragslage und weniger auf die Risikosituation eines Versicherers.<sup>355</sup> Die Berichterstattung im Rahmen der dritten Säule von Solvency II ergänzt dagegen die verbale Beschreibung der Risikolage um die Zahlen aus den QRTs, sodass im Vergleich zur klassischen Risikoberichterstattung eine verstärkte Quantifizierung der Risikolage erfolgt.<sup>356</sup>

Die einheitliche Gliederung des SFCRs sowie die Vorgabe der abzubildenden Inhalte für alle europäischen Versicherer ermöglicht eine intensive Analyse der Kapitalausstattung und Risikosituation eines Versicherers über Unternehmens- und Ländergrenzen hinweg.<sup>357</sup> Diese EU-weite Vereinheitlichung der Vorgaben zur Risikoberichterstattung innerhalb der dritten Säule von Solvency II erhöht die Transparenz und verbessert die Überwachung der Geschäftstätigkeit durch verschiedene Kontrollinstanzen. Neben der Kontrolle durch die Aufsichtsbehörden ist hier insbesondere die Marktdisziplin gemeint, die neben den Reaktionen von Versicherungsnehmern und Investoren auch darin bestehen kann, dass die Berichterstattung unter Solvency II kritisch mit den Beurteilungen der Ratingagenturen verglichen wird.<sup>358</sup>

Auf diese Weise bilden die Transparenz und die Offenlegungspflichten der Säule 3 ein Gegengewicht zu den größeren Ermessensspielräumen und Befugnissen der Aufsichtsbehörden im Rahmen der von ihnen durchzuführenden Kontrollen und ermöglichen eine einheitliche Anwendung der Grundsätze in Europa. Dies treibt die Harmonisierung des Binnenmarktes zusätzlich voran.<sup>359</sup> So profitieren nicht nur Investoren von einer Verbesserung der Transparenz und der Informationseffizienz der Wertpapierpreise, die sich dadurch ihrem fundamentalen Wert annähern, sondern auch die Effektivität der Regulierung, sodass ein sich selbst verstärkender Kreislauf entsteht. Neben Stress-Tests, Kapitalanforderungen oder direkten Eingriffen in die Strukturen der Kapitalmärkte kann hier vor allem eine durch Offenlegungspflichten geförderte Marktdisziplin positive Auswirkungen haben.<sup>360</sup>

Die Idee, Marktkräfte zu Aufsichtszwecken zu nutzen, ist dabei nicht neu und wurde bereits 1976 von HESBERG (1976) vorgebracht.<sup>361</sup> Zudem zeigt VAUHKONEN (2012) für den Bankensektor, dass Kapitalanforderungen die Stabilität des Finanzsystems nur erhöhen, wenn diese Informationen auch der Öffentlichkeit zugänglich sind. Ohne Offenlegungspflichten tragen Einleger zwar die Kosten der Kapitalanforderungen, während das Management kein riskiertes Kapital einsetzt, können das Risiko jedoch nicht beobachten und somit keine Marktdisziplin ausüben. Offenlegungspflichten und Kapitalanforderungen verhalten sich dementsprechend komplementär zueinander und stärken sich gegenseitig.<sup>362</sup>

<sup>353</sup>Vgl. EIOPA (2014), S. 120; KRAFT / NOLTE (2005), S. 426, 428–429.

<sup>354</sup>Vgl. KRAFT / NOLTE (2005), S. 424, 441–443.

<sup>355</sup>Vgl. Richtlinie 2004/109/EG Art. 4.

<sup>356</sup>Vgl. PROBST (2019b), S. 127–128.

<sup>357</sup>Vgl. ELING (2012), S. 190.

<sup>358</sup>Vgl. PROBST (2019b), S. 127; KRAFT / NOLTE (2005), S. 445.

<sup>359</sup>Vgl. ZÖBISCH (2009), S. 98–99.

<sup>360</sup>Vgl. GILSON / KRAAKMAN (2014), S. 320, 350.

<sup>361</sup>Vgl. HESBERG (1976), S. 393–395.

<sup>362</sup>Vgl. VAUHKONEN (2012), S. 38–39.

### 3 Betrachtung ausgewählter Informationsquellen für Marktdisziplin durch Investoren

Das Aufsichtsregime Solvency II strebt deshalb eine enge Verknüpfung der drei Säulen an, indem die Ergebnisse der Solvenzttests und die resultierenden risikobasierten Kapitalanforderungen der Säule 1 den Ergebnissen des ORSA aus Säule 2 gegenübergestellt und für die Berichterstattung an die Öffentlichkeit und die Marktdisziplin in Säule 3 verwendet werden.<sup>363</sup>

Dabei zählen die regelmäßig zu veröffentlichenden SFCRs zu den aktiven Offenlegungspflichten,<sup>364</sup> die einen von der Gesetzgebung angenommenen typischen Informationsbedarf der Marktakteure decken sollen. Die Versorgung mit Informationen hat deshalb unaufgefordert und regelmäßig zu erfolgen.<sup>365</sup> Die SFCRs stellen in diesem Fall sowohl eine endogene als auch eine exogene unternehmensspezifische Informationen dar: Da die generelle Struktur und die Inhalte vorgeschrieben sind, handelt es sich um exogene Informationen. Gleichzeitig bleiben den Unternehmen jedoch gewisse Freiheiten bei der Gestaltung der SFCR und sie können diese Berichte zur gezielten Kommunikation mit ihren Investoren über ihre Risikolage und strategische Positionierung nutzen. Insofern haben die durch sie übermittelten Informationen auch endogenen Charakter.

Allerdings stehen dem Ziel einer umfassenden Transparenz der Unternehmen – wie sie für eine effektive Marktdisziplin benötigt wird – die Interessen der Unternehmen entgegen, ihre Geschäftsgeheimnisse zu wahren. Offenlegungspflichten bewegen sich somit immer in einem Spannungsfeld zwischen öffentlichen Interessen und der Berufsausübungs- und Unternehmensorganisationsfreiheit,<sup>366</sup> sodass eine Abwägung von Kosten und Nutzen unabdingbar ist. Dies geschieht im folgenden Abschnitt.

#### 3.3.3 Mögliche Kosten und Nutzen von Solvency II

Die Ziele der Regulierung von Versicherungsmärkten wurden in Abschnitt 3.3.1 ausführlich erläutert. Allerdings ist die Einhaltung dieser Vorschriften für die Versicherer mit hohen finanziellen und organisatorischen Belastungen verbunden.<sup>367</sup> Zudem können komplexe Systeme wie das Finanzsystem nur schwer kontrolliert werden, da jeder Eingriff durch externe Kontrollversuche die Parameter, die Stabilität und die Dynamik des Systems beeinflusst<sup>368</sup> und deshalb auf ein Mindestmaß reduziert werden sollte. Gerade vor diesem Hintergrund ist eine Abwägung von Kosten und Nutzen einer Regulierung der Versicherungsbranche notwendig.

So zeigen DANIELSSON et al. (2002) für den Bankensektor, dass die meisten Finanzinstitutionen auch ohne eine aufsichtsrechtliche Verpflichtung Risikomanagementpraktiken einsetzen. Dabei wählen unregulierte Finanzinstitutionen ein qualitativ hochwertiges, feines Risikomanagementsystem, wenn sich dessen Kosten im Rahmen halten. Wird das Risikomanagementsystem jedoch von Behörden kodifiziert und werden Risikomaße wie der Value at Risk vorgegeben, implementieren zuvor unregulierte Finanzinstitutionen bevorzugt einen Standardansatz, d. h. ein Risikomanagementsystem von geringerer Qualität als sie es ohne Regulierung getan hätten. Häufig verwenden Banken auch zwei Risikomanagementsysteme: ein feineres System für das interne Controlling und eine grobere Version für die externe Berichterstattung. Die Autoren schlussfolgern daraus, dass eine ungeschickte Regulierung Banken einen Anreiz bieten könnte, die Qualität ihres Risikomanagements zu senken.<sup>369</sup>

<sup>363</sup>Vgl. ELING (2012), S. 192.

<sup>364</sup>Passive Offenlegungspflichten werden dagegen erst auf Nachfrage erfüllt.

<sup>365</sup>Vgl. RUDKOWSKI (2016), S. 139–140.

<sup>366</sup>Vgl. RUDKOWSKI (2016), S. 134.

<sup>367</sup>Vgl. HÖRING / GRÜNDL (2011), S. 409.

<sup>368</sup>Vgl. FARMER et al. (2012), S. 297; HELBING (2010), S. 8–10.

<sup>369</sup>Vgl. DANIELSSON et al. (2002), S. 1407, 1409–1410.

Auch MAYMIN und MAYMIN (2012) stellen für den Bankensektor fest, dass einheitliche Regulierungsstandards und Vorschriften zur Risikobewertung dazu führen, dass Banken mehr Risiken eingehen. Da die Risiken der Banken dann auch stärker miteinander korreliert sind, verringert dies die Stabilität des Finanzsystems und kann zu schweren Krisen führen.<sup>370</sup> Zusätzlich birgt der Einsatz statistischer Modelle die Gefahr, dass zu stabilen Zeiten in funktionierenden Märkten gewonnene Daten in Krisenzeiten zu verfälschten Aussagen führen können. Außerdem können sie die komplexen Verhaltensrisiken im Finanzsystem nicht ausreichend abbilden. DANIELSSON (2002) empfiehlt deshalb, Risikomodellierungstechniken nicht in Regulierungsstandards einzubeziehen.<sup>371</sup> Auch MCDONNELL (2002) konstatiert für den Versicherungssektor, dass ein überwiegend auf quantitativen Anforderungen basierendes Regulierungssystem die individuelle Risikosituation nicht ausreichend abbilden kann.<sup>372</sup>

Zudem senkt eine funktionierende Versicherungsaufsicht den Anreiz der Marktakteure, Informationen über die Risikolage der Versicherer zu sammeln und auszuwerten. In der Folge könnten disziplinierende Reaktionen abgeschwächt werden oder sogar ganz ausbleiben, sodass die staatliche Aufsicht private Überwachungsmechanismen vollkommen ersetzen müsste. Da dieses Vorgehen jedoch unter Umständen gravierende soziale Kosten zur Folge hätte, wird heutzutage die traditionelle Finanzaufsicht um Marktdisziplin ergänzt.<sup>373</sup>

Um die Marktteilnehmer zu einer vermehrten Disziplinierung der Unternehmen zu motivieren, wird regelmäßig die Abschaffung von Garantiemechanismen vorgeschlagen (siehe zu den Auswirkungen von Garantien Abschnitt 2.3.3). Daneben werden häufig individuellere und diversere Regulierungsstandards empfohlen. So umfasst ein prinzipienbasierter Ansatz neben Kapitalanforderungen auch qualitative Informationen und ein vorausschauendes Risikomanagement.<sup>374</sup> Solvency II bietet beispielsweise die Möglichkeit, interne Modelle zur Risikobewertung einzusetzen, die anders als das Standardmodell individuell auf externe Schocks reagieren und keinen einheitlichen Annahmen unterliegen. Dies begrenzt systemische Risiken in den Kapitalmärkten durch gleichgerichtete Reaktionen in Krisenzeiten und verhindert regulatorische Arbitrage, d. h. den Transfer von Risiken in weniger regulierte Sektoren.<sup>375</sup> Einen umfassenden Überblick zum Zusammenhang zwischen Marktdisziplin und Finanzstabilität gibt CROCKETT (2002).<sup>376</sup>

Eine gut funktionierende Regulierung stellt die Stabilität der Finanzmärkte sicher und unterstützt auf diese Weise die Wirtschaft, die stets ausreichend Deckung finden kann.<sup>377</sup> So führen die neuen Regularien häufig zu höheren Kapitalanforderungen als unter Solvency I. Deshalb erhöhten europäische Versicherer bereits im Vorfeld des Inkrafttretens von Solvency II und in den darauffolgenden Jahren ihr verfügbares Risikokapital, um ihr Insolvenzrisiko zu reduzieren. Steigende Kapitalanforderungen tragen so zum Schutz der Versicherungsnehmer bei.<sup>378</sup> Jedoch haben insbesondere Versicherungsvereine auf Gegenseitigkeit häufig nur eingeschränkte Möglichkeiten zur Kapitalerhöhung.<sup>379</sup>

<sup>370</sup>Vgl. MAYMIN / MAYMIN (2012), S. 299, 312.

<sup>371</sup>Vgl. DANIELSSON (2002), S. 1273, 1292.

<sup>372</sup>Vgl. MCDONNELL (2002), S. 24–25.

<sup>373</sup>Vgl. WAGNER / ZEMP (2012), S. 240; BLISS / FLANNERY (2002), S. 362; FLANNERY (2001), S. 108.

<sup>374</sup>Vgl. MAYMIN / MAYMIN (2012), S. 299, 312; MCDONNELL (2002), S. 24–25.

<sup>375</sup>Vgl. ELING / SCHMEISER (2010), S. 20–21; CUMMINS / DOHERTY (2002), S. 12; DANIELSSON et al. (2002), S. 1408.

<sup>376</sup>Vgl. CROCKETT (2002).

<sup>377</sup>Vgl. LORSON et al. (2012), S. 131, 133.

<sup>378</sup>Vgl. LORSON et al. (2012), S. 131, 133, 149.

<sup>379</sup>Vgl. ELING / PANKOKE (2016), S. 545.

### 3 Betrachtung ausgewählter Informationsquellen für Marktdisziplin durch Investoren

Auch der Effekt einer verbesserten Informationsversorgung auf den Kapitalkostensatz ist nicht eindeutig (siehe hierzu Abschnitt 2.3.2): So kann eine zunehmende Transparenz der Risikosituation zu einer Reduktion von Informationsasymmetrien und Unsicherheiten und in der Folge einem sinkenden Kapitalkostensatz führen. Andererseits sind auch steigende Kapitalkostensätze aufgrund der stärkeren Wahrnehmung der Risiken denkbar. Versicherer mit einem hohen Insolvenzrisiko, d. h. einer niedrigen Solvenz, müssten dann eine höhere Risikoprämie zahlen, sodass ihre Kapitalkosten steigen.<sup>380</sup>

Führt die Umsetzung der Anforderungen von Solvency II zu steigenden Kosten für die Versicherer, steht weniger Kapital für Investitionen und die Bereitstellung von Deckungskonzepten zur Verfügung. Werden zunehmende Kapitalkosten aufgrund von höheren Kapitalanforderungen und/oder steigenden Kapitalkostensätzen auf die Kunden umgelegt, steigen die Prämien für Versicherungsprodukte. Unter Umständen werden aufgrund zu hoher Kapitalanforderungen bestimmte Versicherungsprodukte sogar unrentabel und eingestellt, sodass die Produktvielfalt abnimmt. Wenn Versicherer zur Erfüllung ihrer Kapitalanforderungen ihr Kapitalanlagerisiko senken, reduziert dies die Renditen der Anlageprodukte zu Lasten der Versicherungsnehmer. Außerdem konnte in den letzten Jahren ein steigendes Angebot an kapitalmarktorientierten Produkten beobachtet werden, bei dem der Kunde einen Großteil des Anlagerisikos trägt.<sup>381</sup> Andererseits führt bereits ein hoher Bestand an Versicherungsverträgen zu einem höheren SCR, sodass ein hohes SCR nicht notwendigerweise eine Prämienhöhung zur Folge hat.<sup>382</sup>

ELING und PANKOKE (2016) zeigen in diesem Zusammenhang, dass entgegen des Proportionalitätsgedankens kleinere und weniger komplexe Versicherer höhere Kosten bei der Umsetzung von Solvency II tragen als große Gesellschaften. Darüber hinaus scheinen Versicherungsvereinen auf Gegenseitigkeit höhere Kosten zu entstehen als Aktiengesellschaften.<sup>383</sup> Gleichzeitig haben große Versicherer mehr Erfahrung mit Kapitalmodellen und profitieren stärker von Skalierungseffekten. Andererseits müssen sie aufgrund ihrer Größe und internationalen Geschäftstätigkeit umfangreichere Anforderungen erfüllen.<sup>384</sup>

Der Bestimmung der Kapitalanforderungen liegt dabei der Schutz der Versicherungsnehmer als Hauptziel von Solvency II zugrunde. Obwohl über die Jahre die Kapitaleffizienz der Regulierungsvorschriften und somit die Abbildung der tatsächlichen Risikosituation stetig verbessert wurde, führt dies regelmäßig zu überhöhten Kapitalanforderungen. Übersteigen diese die ökonomisch notwendige Höhe, muss mehr Kapital vorgehalten werden und die daraus resultierenden Kapitalkosten sind übermäßig hoch.<sup>385</sup> Dies erklärt, warum Versicherer teilweise erhebliche Summen in die Einführung eines internen Modells investieren, um durch Modellarbitrage die Kapitalanforderungen zu reduzieren.<sup>386</sup>

Gerade im Rahmen der regulatorischen Aufsicht über den Risikomanagementprozess oder bei der Genehmigung interner Modelle erhalten Aufsichtsbehörden Einsicht in interne Abläufe. Versicherer halten dies häufig für einen Wettbewerbsnachteil, was jedoch aufgrund der europaweit einheitlichen Regelung nicht haltbar ist. Allerdings schränken möglicherweise notwendige Umgestaltungen der internen Prozesse und die zur Erfüllung der Anforderungen erforderlichen Aktivitäten die unternehmerische Freiheit der Versicherer ein. Sie versuchen deshalb, die regulatorische Aufsicht auf ein Minimum zu begrenzen.<sup>387</sup>

<sup>380</sup>Vgl. CAMPBELL et al. (2014), S. 399; KIELHOLZ (2000), S. 4–5, 21–23; POTTIER / SOMMER (1999), S. 621.

<sup>381</sup>Vgl. MUKHTAROV et al. (2022), S. 241–242; MÜLLER (2018), S. 23; RAE et al. (2018), S. 4; SARIALTIN (2015), S. 62, 64; LORSON et al. (2012), S. 131, 133; WAGNER / ZEMP (2012), S. 240; BERNERT et al. (2010), S. 9.

<sup>382</sup>Vgl. GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 9.

<sup>383</sup>Vgl. ELING / PANKOKE (2016), S. 545; BERNERT et al. (2010), S. 2.

<sup>384</sup>Vgl. KREUTZER / WAGNER (2013), S. 239.

<sup>385</sup>Vgl. KIELHOLZ (2000), S. 22–23.

<sup>386</sup>Vgl. ELING (2012), S. 192; ELING / SCHMEISER (2010), S. 19.

<sup>387</sup>Vgl. DANIELSSON et al. (2002), S. 1408.

### 3.3 Solvency and Financial Condition Reports

Allerdings können gerade interne Modelle auch in der internen Steuerung sinnvoll eingesetzt werden. Wenn sie Risiken erfassen, die das Standardmodell nicht abbildet, ermöglichen sie eine präzisere Risikomessung. Interne Modelle haben außerdem den Vorteil, dass sie leichter auf dem aktuellen Stand gehalten werden können, da für eine Anpassung keine Reform der Regulierungsvorschriften notwendig ist. Allerdings sind sie schwieriger zu implementieren und einzusetzen.<sup>388</sup>

Unabhängig vom eingesetzten Modell herrscht grundsätzlich Einigkeit darüber, dass sich die Risikobewertung unter Solvency II im Vergleich zu Solvency I verbessert hat. Jedoch kann ein auf Marktwerten basierendes Risikomanagement zu Prozyklizität führen, wenn Kursrückgänge weitere Verkäufe induzieren und den ursprünglichen Effekt weiter verstärken. Die erhöhte Volatilität der Marktwertbilanz und des Unternehmenswerts kann sich wiederum auf die Finanzierungskosten und die Investitionstätigkeit des Versicherers auswirken. Zur Abmilderung solcher Effekte wurden bereits mehrere Korrekturen wie die Volatilitätsanpassung vorgenommen.<sup>389</sup>

Die neuen Regulierungsvorschriften stärken den Wettbewerb zwischen den Versicherern und steigern so die Effizienz des Versicherungsmarktes, da Versicherer die von ihnen angebotenen Produkte und die bedienten Märkte überprüfen. Zudem können Versicherer durch die gestiegenen Anforderungen komparative Vorteile gegenüber dem Wettbewerb generieren. Erfüllen einige Marktteilnehmer die neuen Regularien nicht (vollständig), kann sich der Wettbewerb sogar reduzieren.<sup>390</sup>

Stakeholder profitieren von einer vorgegebenen, einheitlichen Struktur der SFCRs, die die Vergleichbarkeit zwischen Versicherern erhöht (siehe hierfür Abschnitt 3.3.2.1). Gleichzeitig erfolgt häufig eine Veröffentlichung der QRTs in maschinenlesbarer Form, sodass eine kostengünstige computergestützte Auswertung der quantitativen Berichtsinhalte möglich ist.

Versicherungsnehmer und Aktionäre erhalten somit durch die Offenlegungspflichten weitreichende Informationen. Während die Marktteilnehmer jedoch bei Verwendung des Standardmodells von einer höheren Transparenz profitieren, schränkt im Gegenzug die Möglichkeit, interne Modelle einzusetzen, die Vergleichbarkeit zwischen den Versicherern und damit die Marktdisziplin ein (vergleiche hierzu Abschnitt 3.3.2.1). Dies ist vor allem problematisch, wenn interne Modelle speziell dann eingesetzt würden, wenn sie zu geringeren Kapitalanforderungen führen als das Standardmodell.<sup>391</sup>

Auch die Ausübung von Wahlrechten bei Übergangsmaßnahmen und/oder weiteren Anpassungen (vgl. hierzu Abschnitt 3.3.2.1) schränkt die Aussagekraft der berichteten Solvenzquoten ein. Aus diesem Grund fordert Solvency II, dass die Auswirkungen dieser Korrekturen auf die Eigenmittel und das Solvenzkapital im SFCR transparent und nachvollziehbar gemacht werden. Dies geschieht im QRT S.22.01.22. Auf Basis dieser Angaben kann eine unadjustierte Solvenzquote berechnet werden, die zwar die tatsächliche Risikosituation eines Versicherers besser als die berichtete Solvenzquote widerspiegelt, jedoch auch erheblich von dieser Kennzahl abweichen kann (siehe Abschnitt 5.1).<sup>392</sup>

<sup>388</sup>Vgl. ELING / SCHMEISER (2010), S. 20–21; CUMMINS / DOHERTY (2002), S. 12; DANIELSSON et al. (2002), S. 1408.

<sup>389</sup>Vgl. MUKHTAROV et al. (2022), S. 240; EUROPEAN SYSTEMIC RISK BOARD (2020), S. 10; GRÜNDL / SCHLÜTTER (2019), S. 46; RAE et al. (2018), S. 4, 6, 67; CREAN / FOROUGHI (2017), S. 4; BANK OF ENGLAND AND THE PROCYCLICALITY WORKING GROUP (2014), S. 2, 12.

<sup>390</sup>Vgl. LORSON et al. (2012), S. 131; BERNERT et al. (2010), S. 2.

<sup>391</sup>Vgl. ELING (2012), S. 192; LORSON et al. (2012), S. 131.

<sup>392</sup>Vgl. GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 8–9, Richtlinie 2009/138/EG (2018) Art. 51 Abs. 1a, Art. 308c Abs. 4 Buchstabe c, Art. 308d Abs. 5 Buchstabe c.

### 3 Betrachtung ausgewählter Informationsquellen für Marktdisziplin durch Investoren

In dem Bemühen, regulatorische Anforderungen einzuhalten, können Informationen aus der Rechnungslegung jedoch an Aussagekraft verlieren.<sup>393</sup> Wie Abschnitt 2.3.2 ausführt, spielen Informationen eine große Rolle für Investoren und ihre Investitionsentscheidungen und sind eine wichtige Voraussetzung für funktionierende Marktdisziplin. Dennoch wurde trotz einer Verbesserung der Risikoberichterstattung von Versicherern häufig ein mangelhafter Informationsgehalt durch eine unzureichende Abbildung der tatsächlichen Risikolage festgestellt.<sup>394</sup> Der SFCR hat das Potential, diese Unzulänglichkeiten der Risikoberichterstattung zu beseitigen und Investoren mit detaillierten Informationen über die Risikosituation des betreffenden Versicherers zu versorgen. Solvency II verbessert die Transparenz durch eine zunehmende Vergleichbarkeit der europäischen Versicherer und führt zu einer stärkeren Risikoorientierung der Aufsicht. Quantitative Elemente können einen zusätzlichen Mehrwert schaffen. Ob diese Informationen auch tatsächlich entscheidungsnützlich sind und bei den Anlageentscheidungen der Investoren berücksichtigt werden, ist Gegenstand dieser Arbeit.

Vermehrte Offenlegungspflichten, vergleichbare Rechnungslegungsstandards und die damit einhergehende Transparenz können dabei nicht nur die Informationskosten von Investoren senken, sondern auch die Kosten der Beaufsichtigung selbst.<sup>395</sup> Neben der Informationsversorgung der Aktionäre kann Solvency II auch das Finanzergebnis der Versicherer verbessern, an dem die Aktionäre wiederum beteiligt sind.<sup>396</sup> Grundsätzlich steht das über die Höhe des geforderten Solvenzkapitals hinausgehende Kapital auch für Dividendenzahlungen, Akquisitionen oder Aktienrückkaufprogramme zur Verfügung, solange es sich dabei nicht um einmalige Effekte handelt, sodass die Solvenzquote Anhaltspunkte für zukünftig zu erwartende Dividenden liefert. Somit werden Dividenden nicht nur durch buchhalterische Gewinne begrenzt, sondern auch durch die Kapitalanforderungen unter Solvency II. Zudem informiert die Solvenzquote unter Solvency II den Aktionär besser über die Risikolage des Versicherers als die volumenbasierte Solvenzquote unter Solvency I. Investoren können diese Informationen in die Risikokomponente der Eigenkapitalkosten bzw. des Diskontierungsfaktors bei der Ermittlung des Unternehmenswerts einfließen lassen. Entspricht der Aktienkurs den diskontierten erwarteten zukünftigen Dividenden, besteht somit eine direkte Verbindung zwischen Solvenzquote und Aktienkurs.<sup>397</sup> Einige Versicherer knüpfen ihre Dividendenzahlungen explizit an die Solvenzquote. So möchte die Triglav Group regelmäßig 30 % bis 50 % des Gewinns zur Ausschüttung vorschlagen, solange die Kapitaladäquanz des Unternehmens größer als 250 % ist.<sup>398</sup> Auf diese Weise können Versicherer die Solvenzquote und den SFCR als weiteres Kommunikationsmittel einsetzen, um Aktionäre über die Lage ihrer Investitionsobjekte zu informieren. Gleichzeitig erhalten Investoren eine weitere Informationsquelle, um sich Erwartungen über die zukünftigen Dividenden und die Entwicklung des Unternehmenswerts zu bilden.<sup>399</sup>

ALTEMEYER-BARTSCHER et al. (2019) erläutern weitere Kosten und Nutzen einer Regulierung des Versicherungssektors.<sup>400</sup> Eine umfassende ökonomische Analyse der Regulierung der deutschen Versicherungswirtschaft nimmt dagegen STELZER (2023) vor.<sup>401</sup> Der folgende Abschnitt liefert einen Überblick über Erkenntnisse bezüglich der Kapitalausstattung von Finanzinstitutionen, ihrer Risikoberichterstattung und deren Auswirkungen.

<sup>393</sup>Vgl. LORSON et al. (2012), S. 131.

<sup>394</sup>Vgl. MALAFRONTÉ et al. (2013), S. 21; KRAFT / NOLTE (2005), S. 441–443.

<sup>395</sup>Vgl. DI GIORGIO (2015), S. 100.

<sup>396</sup>Vgl. LORSON et al. (2012), S. 131.

<sup>397</sup>Vgl. MUKHTAROV et al. (2022), S. 241–242, 262; CREAN / FOROUGH (2017), S. 4.

<sup>398</sup>Vgl. TRIGLAV GROUP (2017), S. 57.

<sup>399</sup>Vgl. MUKHTAROV et al. (2022), S. 244.

<sup>400</sup>Vgl. ALTEMEYER-BARTSCHER et al. (2019).

<sup>401</sup>Vgl. STELZER (2023).

### 3.3.4 Literaturüberblick: Bedeutung der Solvenz für Investoren

In der Theorie wird regelmäßig gezeigt, dass Unternehmen durch die Veröffentlichung von Informationen die Unsicherheit über ihre zukünftigen Zahlungsströme senken können. So reduziert zunehmende Transparenz die Informationsasymmetrie bezüglich der Ausfallwahrscheinlichkeit eines Unternehmens. In der Folge sollten die Risikoprämie und die Kapitalkosten sinken, d. h. die Eigenkapitalkosten und/oder das Beta des Unternehmens. Beispielsweise veröffentlicht das Management in dem Modell von HEINLE und SMITH (2017) mehr Informationen, wenn das Unternehmensrisiko höher als erwartet ist und senkt so die Kapitalkosten des Unternehmens.<sup>402</sup> Dagegen zeigen JORGENSEN und KIRSCHENHEITER (2003), dass das Management freiwillig nur positive Informationen veröffentlicht, während es nachteilige Informationen eher zurückhält.<sup>403</sup> So ist das von einem negativen Marktsignal ausgehende Verlustrisiko üblicherweise höher als das Gewinnpotenzial eines positiven Marktsignals.<sup>404</sup>

Auch die Empirie kommt zu widersprüchlichen Ergebnissen. So beobachtet KIELHOLZ (2000) sinkende Kapitalkostensätze für Versicherer von 1980 bis 2000. Eine Ursache könnte die gestiegene Verfügbarkeit von Informationen durch neue Informationstechnologien sein. Das Ergebnis könnte aber auch in den Modellierungstechniken begründet sein, die eine präzisere Beurteilung der Risikosituation ermöglichen und so die Informationskosten verringern. Jedoch zeigt KIELHOLZ (2000), dass der Großteil der gefallen Kapitalkostensätze auf gesunkene Nominalzinsen in den Industrieländern zurückzuführen ist. Gleichzeitig ist das Risiko für Versicherer im Vereinigten Königreich und der Schweiz in diesem Zeitraum gestiegen, während es in Frankreich und Deutschland zurückgegangen ist.<sup>405</sup>

Die Relevanz des Unternehmensrisikos zeigt sich auch darin, dass Risikoberichte eines der am häufigsten analysierten Elemente der 10-K-Veröffentlichungen sind.<sup>406</sup> Grundsätzlich stellen u. a. HELBOK und WAGNER (2006) eine signifikante Zunahme sowohl des Umfangs als auch des Inhalts der Risikoberichterstattung bei Banken fest.<sup>407</sup> Um entscheidungsrelevante Informationen zu vermitteln, müssen die Berichtsinhalte jedoch verständlich sein. Obwohl Lesbarkeit nicht mit Verständlichkeit gleichzusetzen ist, zeigen LINSLEY und LAWRENCE (2007) in diesem Zusammenhang, dass die Risikoberichte von 25 britischen Unternehmen außerhalb des Finanzsektors (sehr) schwer lesbar sind.<sup>408</sup> So ist es nicht überraschend, dass in der Untersuchung von BAO und DATTA (2014) nahezu zwei Drittel der in den 10-K-Veröffentlichungen berichteten Risikoarten keinen signifikanten Einfluss auf die Volatilität der Aktienkurse haben. Dasjenige Drittel, das einen Informationsgehalt für Investoren aufzuweisen scheint, erhöht dabei nicht zwingend deren Risikowahrnehmung.<sup>409</sup>

Dagegen kann Risikoberichterstattung in 10-K-Veröffentlichungen auch zu steigenden Risikoparametern, einer höheren Volatilität und negativen abnormalen Renditen führen, sodass Investoren Informationen über die Risikolage des Unternehmens in ihrer Bewertung der Risikosituation zu verarbeiten scheinen. Da der Bid-Ask-Spread durch zunehmende Offenlegung von Informationen sinkt, gehen CAMPBELL et al. (2014) von einer sinkenden Informationsasymmetrie aus.<sup>410</sup> Auch in der Untersuchung von

<sup>402</sup>Vgl. HEINLE / SMITH (2017), S. 1459, 1480.

<sup>403</sup>Vgl. JORGENSEN / KIRSCHENHEITER (2003), S. 449, 461.

<sup>404</sup>Vgl. ELING (2012), S. 216.

<sup>405</sup>Vgl. KIELHOLZ (2000), S. 4.

<sup>406</sup>Vgl. GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 5, 7; CAMPBELL et al. (2014), S. 399; KRAVET / MUSLU (2013), S. 1089; LEUZ / VERRECCHIA (2000), S. 92; POTTIER / SOMMER (1999), S. 621.

<sup>407</sup>Vgl. HELBOK / WAGNER (2006), S. 23.

<sup>408</sup>Vgl. LINSLEY / LAWRENCE (2007), S. 620.

<sup>409</sup>Vgl. BAO / DATTA (2014), S. 1386, 1390.

<sup>410</sup>Vgl. CAMPBELL et al. (2014), S. 398–399, 438–439.

### 3 Betrachtung ausgewählter Informationsquellen für Marktdisziplin durch Investoren

LI (2006) hat ein Anstieg der Risikoberichterstattung in den 10-K-Veröffentlichungen signifikant negative Renditen zur Folge.<sup>411</sup> Als alternatives Maß für die Risikobewertung durch Investoren beobachten KRAVET und MUSLU (2013) signifikante Anstiege der Aktienkursvolatilität und des Handelsvolumens in Folge einer Erhöhung der verbalen Risikoberichterstattung in 10-K-Berichten.<sup>412</sup>

Für den Bankensektor stellen auch ARIFF et al. (2013) eine signifikante Korrelation zwischen Solvenzrisiken und abnormalen Renditen nach einer Gewinnmitteilung fest.<sup>413</sup> JORION (2002) zeigt für US-Banken, dass die auf dem Value-at-Risk basierenden Vorhersagen in den 10-K- und 10-Q-Berichten signifikant mit dem zukünftigen Marktrisiko in Verbindung stehen. So scheinen Banken mit einem niedrigen Value-at-Risk nur schwachen Verlustrisiken ausgesetzt zu sein, während die Handelserträge von Banken mit einem höheren Wert stärkere Volatilitäten aufweisen.<sup>414</sup> Ebenfalls für US-Banken finden JORDAN et al. (2000) signifikant negative kumulierte Renditen in Höhe von  $-5\%$  innerhalb eines dreitägigen Ereignisfensters  $[-1; +1]$  in Folge der Ankündigung aufsichtsrechtlicher Eingriffe. Ein großer Teil dieser Reaktion wird dabei durch die Qualität und zeitliche Gestaltung der Berichterstattung erklärt.<sup>415</sup> Deutsche Banken zeigen einen signifikant positiven Zusammenhang zwischen der Qualität und der Quantität der veröffentlichten Informationen. OORSCHOT (2010) schließt daraus, dass Banken, die mehr quantitative Inhalte bekanntgeben, auch Informationen höherer Qualität bereitstellen.<sup>416</sup>

Dagegen bleibt bei MALAFRONTÉ et al. (2016) trotz zunehmender Quantifizierung der Risiken der Informationsgehalt der Geschäftsberichte, d. h. die Qualität der Offenlegung, für europäische Versicherer im Untersuchungszeitraum weitestgehend konstant.<sup>417</sup> Jedoch konstatieren KRAFT und NOLTE (2005) für Versicherungsunternehmen eine zunehmende Qualität der Risikoberichterstattung von 1999 bis 2003, da sowohl der Umfang als auch der Detailgrad der Darstellung von Risiken und Risikomanagement zunahm. Bei ihrer Untersuchung der Risikoberichte von 22 Versicherungsunternehmen prüfen sie für jede Risikokategorie, ob sie genannt und beschrieben wird, ob Maßnahmen zur Risikosteuerung dargelegt werden und ob eine Einstufung der Relevanz des Risikos erfolgt. So erhöht sich der Anteil der Versicherungsunternehmen, die ihr Risikomanagementsystem beschreiben, von  $67\%$  auf  $95\%$ . Die Autoren stellen jedoch auch weiterhin Verbesserungsbedarfe fest, da sie beispielsweise bei einigen Versicherern sehr kurze und über die Zeit wörtlich übereinstimmende Risikoberichte finden. Auch die Erfüllung der aufsichtsrechtlichen Solvabilitätsanforderungen wird nur selten thematisiert und noch seltener erfolgt eine Quantifizierung der notwendigen und der vorhandenen Eigenmittel. Zudem werden meist allgemeine Beschreibungen verwendet, Selbstverständlichkeiten wie die Einhaltung rechtlicher Vorgaben betont oder Risiken nur unvollständig aufgezählt und nicht ausreichend konkretisiert und quantifiziert. Viele Aussagen sind dabei inhaltslos und mehrdeutig, sodass die Risikoberichte kaum Rückschlüsse auf die tatsächliche Risikolage zulassen.<sup>418</sup>

HÖRING und GRÜNDL (2011) zeigen mit Hilfe eines Risk Disclosure Index, dass die Risikoberichterstattung in den Geschäftsberichten europäischer Versicherer von 2005 bis 2009 an Bedeutung gewinnt. Sie führen dies auf die Einführung der IFRS, Basel II für den Bankensektor und die Finanzkrise zurück. Allerdings weist die Risikoberichterstattung im Durchschnitt nur ein moderates Niveau auf und zeigt eine hohe Varianz innerhalb der Stichprobe. So besteht ein signifikant positiver Zusammenhang zwischen

<sup>411</sup>Vgl. LI (2006), S. 26.

<sup>412</sup>Vgl. KRAVET / MUSLU (2013), S. 1113.

<sup>413</sup>Vgl. ARIFF et al. (2013), S. 97.

<sup>414</sup>Vgl. JORION (2002), S. 930.

<sup>415</sup>Vgl. JORDAN et al. (2000), S. 300, 317.

<sup>416</sup>Vgl. OORSCHOT (2010), S. 155–156.

<sup>417</sup>Vgl. MALAFRONTÉ et al. (2016), S. 379.

<sup>418</sup>Vgl. KRAFT / NOLTE (2005), S. 423, 428–429, 439–443.



dem Risiko eines Versicherers und dessen Offenlegungsaktivitäten. Auch ein hoher Free Float hat einen positiven Einfluss auf die Risikoberichterstattung, da Informationen an externe Kleinanleger weitergegeben werden müssen. Dagegen können die Autoren einen signifikant negativen Zusammenhang zwischen der Profitabilität und dem Grad der Offenlegung feststellen, da eine geringe Profitabilität den durch den Markt wahrgenommenen Risikogehalt und damit die Forderung nach Transparenz erhöht.<sup>419</sup>

So stellen auch PÉRIGNON und SMITH (2010) fest, dass zwar der Umfang der Value-at-Risk-basierten Berichterstattung im Bankensektor gestiegen ist, aber sich die Qualität der Veröffentlichungen nicht verbessert hat. Hauptgrund scheint die geringe Aussagekraft des Value-at-Risk bezüglich der zukünftigen Volatilität zu sein, da ihm historische Simulationen zugrunde liegen.<sup>420</sup> Dagegen werden häufig die in den Geschäftsberichten offengelegten operationellen Risiken nur qualitativ beschrieben und nicht quantitativ unterfüttert. Aufgrund der fehlenden Konsistenz und der nur vagen Angaben sind die Risikoeinschätzungen verschiedener Finanzinstitutionen für externe Anspruchsgruppen nicht vergleichbar.<sup>421</sup> Auch OLIVEIRA et al. (2011) stellen fest, dass die Risikoberichterstattung von Banken in ihren Geschäftsberichten kaum vergleichbar ist, da häufig verschiedene Zeithorizonte, unterschiedliche Annahmen zur Value-at-Risk-Berechnung und verschiedene Berichtsstrukturen zugrunde gelegt werden.<sup>422</sup>

Deshalb weisen auch KRAFT und NOLTE (2005) auf die hohe Relevanz von Quantifizierungen der Risikolage hin. Einerseits gehen sie aufgrund der Verbesserung der externen Berichterstattung davon aus, dass sich auch die interne Risikodarstellung und das -management verbessert haben. Andererseits haben sie jedoch weiterhin den Eindruck, dass lediglich eine Pflicht erfüllt wird, ohne das Risikomanagement tatsächlich in die Geschäftsorganisation einzubetten.<sup>423</sup> In diesem Zusammenhang sollten sowohl die Quantifizierung der Risiken in Säule 1 als auch die weitere Professionalisierung des Risikomanagements und seine Integration in die Organisation des Versicherers unter Säule 2 von Solvency II zu erheblichen Verbesserungen gegenüber der früheren Risikoberichterstattung führen.

Bei der Untersuchung der Frage, welche Informationen regulatorische Kapitalanforderungen vermitteln können, stellen POTTIER und SOMMER (2002) fest, dass die von A.M. Best ermittelten Risikomaße die Insolvenz eines Versicherers deutlich besser vorhersagen können als der US-amerikanische Regulierungsstandard Risk-Based Capital. Da auch das IFSR von A.M. Best eine höhere Prognosegüte als das von der US-amerikanischen Aufsicht verwendete Pendant hat, scheinen privatwirtschaftliche Risikobeurteilungen die Einschätzungen der Regulierungsbehörde zu übertreffen. Die Autoren führen dies darauf zurück, dass die aufsichtsrechtlichen Risikomaße rein quantitativ sind, während das Rating von A.M. Best auch qualitative Aspekte und Beurteilungen durch Experten berücksichtigt.<sup>424</sup>

Dies bestätigen auch CUMMINS et al. (1995), da weniger als die Hälfte der US-amerikanischen Versicherer in der Zeit vor ihrer Insolvenz ein Risk-Based Capital aufwiesen, das einen Eingriff des Unternehmens oder der Aufsicht erfordert hätte. Werden dagegen weitere Variablen wie die Unternehmensgröße und die Rechtsform hinzugenommen, verbessert sich die Vorhersagekraft des Kapitalstandards.<sup>425</sup> Neben regulatorischen Kapitalanforderungen scheinen somit auch andere Aspekte die Ausfallwahrscheinlichkeit eines Versicherers zu beeinflussen.

<sup>419</sup>Vgl. HÖRING / GRÜNDL (2011), S. 390–391, 406–408; ALI (2005), S. 119.

<sup>420</sup>Vgl. PÉRIGNON / SMITH (2010), S. 375–376.

<sup>421</sup>Vgl. SUNDMACHER (2006), S. 2, 9.

<sup>422</sup>Vgl. OLIVEIRA et al. (2011), S. 100.

<sup>423</sup>Vgl. KRAFT / NOLTE (2005), S. 441.

<sup>424</sup>Vgl. POTTIER / SOMMER (2002), S. 113–114.

<sup>425</sup>Vgl. CUMMINS et al. (1995), S. 511, 526.

### 3 Betrachtung ausgewählter Informationsquellen für Marktdisziplin durch Investoren

Hinsichtlich der Offenlegungspflichten der Säule 3 von Basel II entwickeln VAUHKONEN (2012) ein Modell über die Auswirkungen auf die Sicherheit von Banken. Die Offenlegung vormals privater Informationen senkt dabei die Eigenkapitalkosten und stärkt den Qualitätswettbewerb der Banken. So hat das Management einen Anreiz, in die Qualität des Risikomanagementsystems zu investieren, um Kapitalanforderungen zu reduzieren. Die Autoren stellen dabei fest, dass der positive Effekt eines Anstiegs der Kapitalanforderungen auf die Sicherheit von Banken umso größer ist, je strenger die Offenlegungspflichten sind.<sup>426</sup> Für den Bankensektor in Europa, USA, Kanada und Australien können POSHAKWALE und COURTIS (2005) auch empirisch zeigen, dass zunehmende Offenlegung die Kapitalkosten für Eigenkapital durchweg senkt. Ihren Disclosure Index ermitteln die Autoren mit Hilfe von 29 Kennzahlen aus den Geschäftsberichten. Dabei stellen die Autoren fest, dass die Berichterstattung über das Risikomanagement der Teil des Jahresabschlusses ist, der die Eigenkapitalkosten am meisten reduziert.<sup>427</sup>

Eine umfassende Bewertung von Solvency II nehmen RAE et al. (2018) vor. Die Autoren stellen fest, dass Solvency II gegenüber Solvency I eine deutliche Verbesserung darstellt, obwohl (noch) nicht alle Ziele erreicht werden. So zeigt ihre Umfrage, dass von einer Verbesserung des effektiven Risikomanagements auszugehen ist. Andererseits wird das Ziel der Harmonisierung nur bedingt erreicht, da Wahlrechte und interne Modelle die Vergleichbarkeit einschränken. Insbesondere die aus der Bewertung resultierende Prozyklizität kann die Stabilität der Finanzmärkte beeinträchtigen.<sup>428</sup>

Der Informationsgehalt der durch Solvency II neu zum Berichtswesen hinzugekommenen SFCRs wird dagegen das erste Mal von GATZERT und HEIDINGER (2019) untersucht. Ihre Stichprobe besteht aus 48 an Börsen gelisteten Versicherern in der EU, die einen SFCR in englischer Sprache veröffentlicht haben. Da die SFCRs zum ersten Mal veröffentlicht wurden, sollten sie neue und preissensitive Informationen über zukünftige Cashflows und die Risikosituation der Versicherer übermitteln und so zu einer Marktreaktion führen.<sup>429</sup> Bei ihren Untersuchungen unterscheiden die Autorinnen zwischen der berichteten und der unadjustierten Solvenzquote, die ohne Anpassungen, Übergangsmaßnahmen und Wahlrechte mit Hilfe der Angaben aus dem QRT S.22.01.22 berechnet wird. Die unadjustierte Solvenzquote sollte deshalb die Risikosituation des Versicherers präziser und unverfälscht abbilden und verlässlichere Informationen liefern.<sup>430</sup> Die Autorinnen beobachten in ihrer Ereignisstudie, dass die Veröffentlichung der ersten SFCRs zu schwach positiven kumulierten mittleren abnormalen Renditen in einem Zeitfenster über fünf bzw. drei Tage führt. Für besonders niedrige Solvenzquoten beträgt die abnormale Rendite im Zeitfenster über fünf Handelstage auf dem 5 %-Niveau signifikante  $-2,49\%$ , während für besonders hohe Solvenzquoten keine signifikante Reaktion festgestellt werden kann. Grundsätzlich weist die Teilstichprobe mit positiven abnormalen Renditen eine signifikant höhere (unadjustierte) Solvenzquote als das Portfolio mit negativen abnormalen Renditen auf. Weitere Analysen zeigen jedoch, dass höhere unadjustierte Solvenzquoten zu signifikant höheren abnormalen Renditen führen, während die berichtete Solvenzquote keinen signifikanten Einfluss auf die Höhe der abnormalen Renditen hat.<sup>431</sup>

---

<sup>426</sup>Vgl. VAUHKONEN (2012), S. 37–39.

<sup>427</sup>Vgl. POSHAKWALE / COURTIS (2005), S. 434, 441.

<sup>428</sup>Vgl. RAE et al. (2018), S. 1, 6–8.

<sup>429</sup>Vgl. GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 3, 5–6.

<sup>430</sup>Vgl. GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 8.

<sup>431</sup>Vgl. GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 14, 23.

MUKHTAROV et al. (2022) beschränken ihre Untersuchung auf den Informationsgehalt von Solvenzquoten als Kennzahl statt der vollständigen SFCRs. Zusätzlich betrachten sie Ertragskennzahlen von 46 europäischen Versicherern sowohl unter dem Solvency-I- als auch dem Solvency-II-Regime. Während ihres Beobachtungszeitraumes von 2012 bis 2018 kommen sie so auf 571 Ankündigungen. Als Ereigniszeitpunkt definieren die Autoren die Veröffentlichung von Pressemitteilungen, die Solvenzquoten oder Gewinnmitteilungen enthalten. SFCRs werden dagegen nur herangezogen, wenn die Solvenzquote in keiner Pressemitteilung erwähnt wird. Aufbauend auf den Erkenntnissen von GATZERT und HEIDINGER (2019), die eine stärkere Reaktion auf unadjustierte als auf berichtete Solvenzquoten feststellen, geben MUKHTAROV et al. (2022) an, dass sie die Solvenzquoten ebenfalls nicht um Übergangsmaßnahmen und Volatilitätsanpassungen adjustieren, sondern die unadjustierten Solvenzquoten verwenden.<sup>432</sup> Die Autoren scheinen dabei die Bezeichnung „unadjustiert“ fehlinterpretiert zu haben, da ihr Untersuchungsdesign die Verwendung der im Sinne von GATZERT und HEIDINGER (2019) unadjustierten Solvenzquoten nicht zulässt.<sup>433</sup> Es ist deshalb davon auszugehen, dass die Autoren die berichtete Solvenzquote heranziehen. Neben Einblicken in ein verändertes Risikoprofil liefert die Solvenzquote wertvolle Informationen über zukünftige Dividendenzahlungen (siehe Kapitel 3.3.3), sodass ihre Veränderung für den Unternehmenswert relevant sein sollte.<sup>434</sup> MUKHTAROV et al. (2022) beobachten, dass Investoren über den gesamten Beobachtungszeitraum auf höhere (niedrigere) Gewinnmitteilungen mit signifikant positiven (negativen) abnormalen Renditen reagieren. Dagegen können sie keine Reaktion auf berichtete Solvency-I-Quoten feststellen. Erwartungsgemäß folgt erst nach der Einführung von Solvency II auf die Bekanntgabe von höheren (niedrigeren) Solvenzquoten eine signifikant positive (negative) abnormale Rendite. Während Gewinnmitteilungen somit stets einen informativen Charakter aufweisen, scheinen Solvenzquoten erst mit der Einführung von Solvency II interessant zu werden. Eine Zerlegung der erklärenden Varianz zeigt zudem, dass unter dem neuen Aufsichtsregime der relative Beitrag von Gewinninformationen zur Erklärung abnormaler Renditen abnimmt, während der Beitrag von Solvenzinformationen steigt. So scheint die Profitabilität an Bedeutung zu verlieren und sich die Aufmerksamkeit der Investoren zum Risiko hin zu verschieben. Die Autoren schlussfolgern daraus, dass die risikobasierte Solvenzbetrachtung unter Solvency II wertrelevante Informationen bereitstellt, während die durch Solvency I vermittelten Aspekte nicht ausreichend über die zukünftigen Aussichten des Unternehmens informieren. Während früher nur Ertragszahlen Aufschluss über zukünftige Dividendenzahlungen geben konnten, können diese Informationen nun auch aus der Solvenzquote gewonnen werden.<sup>435</sup>

Dass Solvenzrisiken nicht nur Investoren betreffen, zeigen ZIMMER et al. (2009). In ihren Experimenten senkt bereits ein minimaler Anstieg des Ausfallrisikos die Zahlungsbereitschaft der Probanden für Versicherungsschutz drastisch, wenn es eine risikofreie Alternative gibt. Die Autoren empfehlen deshalb die Wahl einer Ziel-Solvvenz, die das Ausfallrisiko minimiert, auch wenn für die Maximierung der Solvenzquote erhebliche Transaktionskosten für die Risikosteuerung anfallen.<sup>436</sup>

Eine weitere Kennzahl, die sowohl von Kunden als auch von Investoren häufig zur Risikoeinschätzung hinzugezogen wird, ist das Rating. Als lang etablierte Form zur Kommunikation über Unternehmenscharakteristika bildet das Rating eine gute Vergleichsbasis, um das Ausmaß des Nutzens von Solvency II beurteilen zu können. Im Folgenden werden deshalb die Inhalte, der Informationsgehalt und die Rolle von Ratings bei Investitionsentscheidungen dargelegt.

<sup>432</sup>Vgl. MUKHTAROV et al. (2022), S. 237, 245, 248.

<sup>433</sup>Eine Bereinigung der berichteten Solvenzquoten ohne die Angaben in den SFCRs ist nicht möglich. Während die QRTs S.22.01.22 jedoch nur einmal im Jahr erscheinen, untersuchen die Autoren vierteljährliche Mitteilungen der Solvenzquoten.

<sup>434</sup>Vgl. MUKHTAROV et al. (2022), S. 241–242.

<sup>435</sup>Vgl. MUKHTAROV et al. (2022), S. 237–239, 252, 262.

<sup>436</sup>Vgl. ZIMMER et al. (2009), S. 11.

## 3.4 Rating

### 3.4.1 Arten von Ratings

Als weit verbreitetes Konzept unterstützt ein gutes Rating Versicherer bei ihrem Marktauftritt und bei der Refinanzierung, indem es den Zugang zu den Kapitalmärkten erleichtert und die Kapitalkosten senkt. Da Ratingagenturen so Versicherer bei der Versorgung mit Kapital unterstützen und zu einer optimalen Allokation dieser knappen Ressource beitragen, spielen sie eine wichtige Rolle für die Funktionsfähigkeit der Kapitalmärkte und der Volkswirtschaft. Mit Hilfe eines Ratings können Versicherer weltweit neues Kapital beschaffen und profitieren davon, dass sowohl private als auch institutionelle Investoren mit diesem Risikoindikator vertraut sind.<sup>437</sup>

Ratingagenturen, Banken oder Kreditversicherer vergeben ein Rating basierend auf einer Bonitätsanalyse. Grundsätzlich ordnet ein Rating Objekte mit ähnlichen Merkmalen einer Ratingklasse zu. Dafür verwenden Ratingagenturen eine mehrstufige, ordinale Skala von AAA bis C, wobei sich die Bezeichnungen der Ratingklassen zwischen den einzelnen Agenturen unterscheiden. Jede Ratingstufe steht für die durchschnittliche Ausfallwahrscheinlichkeit der Ratingobjekte innerhalb dieser Ratingklasse. Diese entspricht der Wahrscheinlichkeit, mit der ein Schuldner innerhalb eines festgelegten Zeitraums den aus dem betreffenden Schuldtitel resultierenden Zahlungsverpflichtungen nicht nachkommen kann. Dabei wird die wirtschaftliche Fähigkeit, die rechtliche Verpflichtung und der Wille des Schuldners beurteilt, seine zukünftigen zwingend fälligen Zahlungsverpflichtungen vollständig und fristgerecht zu erfüllen. Innerhalb des Finanzsektors werden dabei zahlreiche Ratings unterschieden. So bewerten Ratingagenturen neben Wertpapieren auch regelmäßig Versicherungsgesellschaften und deren Produkte. Aufgrund der Unschärfe des Begriffs „Unternehmensrating“ werden im Folgenden unterschiedliche Ratings sowie ihre Zwecke vorgestellt und eine Eingrenzung des Untersuchungsgegenstands vorgenommen.<sup>438</sup>

Hinsichtlich des Auftragsverhältnisses können interne Ratings, wie sie z. B. von Banken im Rahmen eines Kreditvergabeprozesses erstellt werden, und externe Ratings unterschieden werden. Mit der Vergabe eines externen Ratings werden unabhängige Institutionen wie Ratingagenturen betraut.<sup>439</sup> Diese Unabhängigkeit und die daraus resultierende Objektivität bilden die Grundlage ihrer Reputation, die für die Akzeptanz der Ratings unerlässlich ist. Allerdings werden häufig die enge Beziehung zwischen den Unternehmen als Auftraggeber und der Ratingagentur als Dienstleister und die damit verbundenen Zahlungsströme kritisiert, da diese die Ratings nach oben verzerren könnten. Die Ratingagenturen argumentieren dagegen, dass Investoren bei einem Vertrauensverlust durch mangelnde Objektivität ihren Investitionsentscheidungen andere Informationsquellen zugrundelegen würden.<sup>440</sup> Auch empirisch kann diese Kritik kaum belegt werden, während regelmäßig gezeigt wird, dass Ratings sensitiv auf die

<sup>437</sup>Vgl. EVERLING (2004), S. 346; KIELHOLZ (2000), S. 4–5; POTTIER / SOMMER (1999), S. 623–624; BERBLINGER (1996), S. 48.

<sup>438</sup>Vgl. DÜSTERLHO / PÖHLSSEN (2004), S. 423; EVERLING (2004), S. 327–328; BERBLINGER (1996), S. 31–34.

<sup>439</sup>Vgl. OTT (2011), S. 10. Neben der Möglichkeit eine Ratingagentur zu beauftragen, ein (solicited) Rating in einem gemeinsamen Prozess festzulegen, bei dem das Unternehmen interne Informationen zur Verfügung stellt, können Ratingagenturen auch unaufgefordert ein (unsolicited) Rating vergeben, in dem lediglich öffentlich verfügbare Informationen verarbeitet werden. Sie halten diese Form des Ratings für notwendig, um ihre Branchenkenntnisse zu vertiefen und die Informationsbedürfnisse der Investoren zu befriedigen. Allerdings könnten sie auf diese Weise auch Unternehmen dazu nötigen, in der Hoffnung auf eine Verbesserung ein bezahltes Rating in Auftrag zu geben. Empirische Untersuchungen zeigen in diesem Zusammenhang, dass unaufgeforderte Ratings im Vergleich zu beauftragten Ratings negativ verzerrt sind. Vgl. BEHR / GÜTTLER (2006), S. 1–2, OTT (2011), S. 6–7.

<sup>440</sup>Vgl. EVERLING (2004), S. 329; HARRINGTON (2004), S. 166; BERBLINGER (1996), S. 45.

von Versicherern berichteten Finanzverhältnisse reagieren und als Indikator für das Insolvenzrisiko dienen.<sup>441</sup> Als Oligopol verfügen Ratingagenturen jedoch über eine relativ große Marktmacht, die durch den Einfluss des Ratings auf die Kapitalkosten eines Unternehmens zusätzlich verstärkt wird.<sup>442</sup>

Je nach Art des zugrundeliegenden Objekts können Emissions-Ratings beispielsweise für lang- und kurzfristige Schuldverschreibungen vergeben werden. Ein Emissions-Rating betrachtet ein einzelnes Wertpapier und beurteilt die Fähigkeit des Schuldners, Zins- und Tilgungszahlungen fristgerecht zu leisten. Dagegen bewertet ein Emittenten-Rating eine ganze Klasse von Finanzinstrumenten eines Emittenten bzw. den Emittenten selbst. Es bezieht sich auf eine rechtlich selbstständige Einheit eines Konzerns oder Staaten und die von ihnen emittierten Schuldtitel.<sup>443</sup> Für Banken und Versicherer gibt es branchenspezifische Financial Strength Ratings.<sup>444</sup>

Da Versicherungsprodukte immateriell, zukunftsbezogen und komplex sind, müssen Versicherungsnehmer zunächst das passende Produkt und anschließend den richtigen Anbieter für ihren Versicherungsschutz auswählen. Je länger die Laufzeit des betrachteten Produkts und je höher die Deckungssumme, desto wichtiger sind die finanzielle Stabilität und dauerhafte Leistungsfähigkeit des Versicherers. Ein Rating verkürzt den Entscheidungsprozess, reduziert dessen Komplexität auf ein einzelnes Symbol und erhöht dessen Effizienz, da weniger Ressourcen für die Informationsbeschaffung und -auswertung eingesetzt werden müssen. Dies gilt insbesondere für Privatkunden, die über wenig bis kein Spezialwissen verfügen, sodass eine Ratingagentur nicht nur die Suchkosten reduziert, sondern auch die Informationsqualität verbessert. In der Versicherungswirtschaft besteht dabei ein enger Zusammenhang zwischen Produkt- und Unternehmensqualität, da Versicherungsverträge nicht nur ein zu vertreibendes Produkt, sondern als Teil des Kollektivs gleichzeitig ein Produktionsfaktor sind. Die Zahlungsfähigkeit und die Finanzstärke des Versicherungsunternehmens hängen wiederum indirekt von der Produktqualität und den Ausgleichsbeziehungen im Kollektiv ab. Deshalb berücksichtigen Versicherungsnehmer regelmäßig nicht nur Produkt-, sondern auch Unternehmensratings, die sowohl als Grundlage der Auswahlentscheidung als auch zur Festlegung der Zahlungsbereitschaft für das Produkt dienen.<sup>445</sup>

So drückt ein IFSR die Einschätzung einer Ratingagentur über die Fähigkeit eines Versicherers aus, seinen Zahlungsverpflichtungen aus Versicherungsverträgen fristgerecht und vollständig nachzukommen, und liefert eine Aussage über die Wahrscheinlichkeit und die Schwere eines möglichen Zahlungsverzugs.<sup>446</sup> Diese unabhängige Beurteilung ist für Versicherer besonders wichtig, da sie sich stärker über versicherungstechnische Rückstellungen als über Kapitalmärkte finanzieren. Versicherungsnehmer sind deshalb nicht nur Kunden, sondern gleichzeitig Gläubiger. Ein fehlendes bzw. schlechtes Rating, das die Nachfrage nach Produkten des Versicherers und/oder die Zahlungsbereitschaft dämpft, würde dann auch die Finanzierung beeinträchtigen. Da es sich bei versicherungstechnischen Rückstellungen um vorrangige Fremdkapitaltitel handelt, die bedient werden müssen, bevor andere Gläubiger oder Aktionäre Zahlungen erhalten, spiegelt ein IFSR gleichzeitig die fundamentale Finanzkraft bzw. das Insolvenzrisiko des Versicherers wider. Während Regulierungsbehörden Ratings für Schuldtitel zwingend vorschreiben, können Versicherer ein IFSR freiwillig erwerben. Jedoch ließen mehrere Insolvenzen von SHU-Versicherern in den späten 1980er Jahren in den USA das Interesse an IFSRs sprunghaft ansteigen.<sup>447</sup>

<sup>441</sup> Vgl. POTTIER / SOMMER (1999), S. 628, 637, 640.

<sup>442</sup> Vgl. BEHR / GÜTTLER (2006), S. 1–2.

<sup>443</sup> Vgl. OTT (2011), S. 5–6; BERBLINGER (1996), S. 34–35.

<sup>444</sup> Vgl. BERBLINGER (1996), S. 34.

<sup>445</sup> Vgl. POTTIER / SOMMER (1999), S. 623–624; SÖNNICHSEN (1996), S. 432–436.

<sup>446</sup> Vgl. BERBLINGER (1996), S. 41–42.

<sup>447</sup> Vgl. POTTIER / SOMMER (1999), S. 622–624, 627; SINGH / POWER (1992), S. 311.

### 3 Betrachtung ausgewählter Informationsquellen für Marktdisziplin durch Investoren

Für Versicherer sind die versicherungstechnischen Rückstellungen somit die wichtigste Fremdkapitalquelle, anders als in anderen Branchen, in denen vor allem Schuldverschreibungen der Unternehmen eine große Rolle spielen. Grundsätzlich stellen sowohl die aus den herausgegebenen Policen resultierenden versicherungstechnischen Rückstellungen als auch Anleihen eine Art Schuldverschreibung gegenüber Investoren bzw. Versicherungsnehmern dar. Während jedoch bei Anleihen fixe Zahlungsströme zu festgelegten Zeitpunkten geleistet werden müssen, sind die Leistungen aus Versicherungsverträgen sowohl hinsichtlich ihrer Fälligkeit als auch in der Höhe unsicher. So ähnelt auch die Aussagekraft von IFSRs zwar derjenigen von Credit Ratings für Anleihen, jedoch bestimmen letztere nur die Ausfallwahrscheinlichkeit des betrachteten Wertpapiers, sodass sie sich hauptsächlich an Investoren richten. Dagegen betrachten Ratingagenturen für die Ermittlung eines IFSR die Fähigkeit des gesamten Unternehmens, seinen versicherungstechnischen Verpflichtungen fristgerecht nachzukommen. IFSRs wenden sich somit an Versicherungsnehmer, um deren Informationsbedürfnisse zu befriedigen. Sie werden deshalb an Versicherer aller Größen und Eigentümerstrukturen vergeben, also auch kleine nicht börsennotierte Unternehmen. Aufgrund der deterministischen Zahlungsströme ist der Ratingprozess für Credit Ratings verhältnismäßig einfacher als für IFSRs. Letztere erfordern einen komplexen Bewertungsprozess, der unsichere Leistungen aus Versicherungsverträgen berücksichtigt.<sup>448</sup>

Versicherer senden mit einem IFSR ein Signal über ihre Risikosituation an den Kapitalmarkt. So stellen POTTIER und SOMMER (1999) fest, dass viele Versicherer über mindestens ein IFSR verfügen, auch wenn sie bereits geratete Anleihen emittiert hatten, die Rückschlüsse auf ihre finanzielle Stabilität zuließen. Dabei stimmen die Anleihe-Ratings und die IFSRs häufig nicht überein, sodass davon auszugehen ist, dass diese Ratings unterschiedlichen Zwecken dienen, verschiedene Zielgruppen ansprechen und die Risikolandschaft sowie das Unternehmensprofil unterschiedlich bewerten. Auch, wenn ein Versicherer von mehr als einer Ratingagentur bewertet wird, fallen die Urteile häufig unterschiedlich aus. Die Autoren schließen daraus, dass jede Ratingagentur eigene Kriterien anwendet und unterschiedlich gewichtet, sodass sich die Ratingskalen der Ratingagenturen nicht äquivalent zueinander verhalten.<sup>449</sup>

Jedoch wenden sich weder Credit Ratings, deren Zielgruppe Fremdkapitalgeber sind, noch IFSRs, die Versicherungsnehmer ansprechen, explizit an Aktionäre, d. h. Eigenkapitalgeber. Da diese nur den Residualgewinn erhalten, nachdem die versicherungstechnischen Rückstellungen und ggf. nachrangige Verbindlichkeiten bedient wurden, sind auch sie von einem Zahlungsausfall des Versicherers betroffen. Ein schlechtes Rating führt deshalb zu steigenden Refinanzierungskosten. Darüber hinaus geben IFSRs den Aktionären Hinweise über die zukünftige Profitabilität des Versicherers, da sie sich auf die Nachfrage nach Produkten eines bestimmten Versicherers, die Zahlungsbereitschaft der Kunden und somit indirekt auf die Fremdkapitalkosten auswirken. Handelt es sich um professionelle Nachfrager von Versicherungsschutz, verlangen sie außerdem ein bestimmtes Mindest-Rating, bevor sie eine Deckung für ihr Unternehmen erwerben. Da auch Versicherungsvermittler häufig nur Produkte mit einem Mindest-Rating in ihr Portfolio aufnehmen, kann ein fehlendes oder zu schlechtes Rating die Sichtbarkeit am Markt zusätzlich einschränken. Aktionäre lassen diese Informationen wiederum in ihre Renditeforderungen einfließen. Über diese indirekten Effekte beeinflussen sowohl das Credit Rating als auch das IFSR den Wert und die Sicherheit des Eigenkapitals und die finanzielle Stärke des Unternehmens.<sup>450</sup> So stellen auch SINGH und POWER (1992) fest, dass die Kunden von A.M. Best nicht nur Investoren zu sein scheinen, sondern vor allem Käufer, Anbieter und Verkäufer von Versicherungsprodukten.<sup>451</sup>

<sup>448</sup>Vgl. HALEK / ECKLES (2010), S. 804; POTTIER / SOMMER (1999), S. 623–624, 640.

<sup>449</sup>Vgl. POTTIER / SOMMER (1999), S. 621–624, 637, 640.

<sup>450</sup>Vgl. HALEK / ECKLES (2010), S. 801–802, 806; POTTIER / SOMMER (1999), S. 623–624, 627.

<sup>451</sup>Vgl. SINGH / POWER (1992), S. 316.

Diesen Überlegungen folgend zeigen POTTIER und SOMMER (1999) empirisch, dass IFSRs für Kapitalmärkte eine wichtige Informationsquelle darstellen, obwohl sie sich auf die Zahlungsverpflichtungen gegenüber Versicherungsnehmern beziehen.<sup>452</sup> Dies und die Parallelen des IFSRs als Finanzstärke-Rating zu den Inhalten des SFCRs, die im vorhergehenden Abschnitt aufgezeigt wurden, sprechen dafür, die folgende Untersuchung auf IFSRs zu konzentrieren. Im Rahmen der vorliegenden Arbeit werden deshalb die IFSRs der Ratingagenturen Moody's Investors Service, Standard & Poor's, Fitch Ratings und A.M. Best berücksichtigt. Um ein erstes Verständnis über die Inhalte eines IFSRs zu erhalten, folgt im nächsten Abschnitt eine kurze Beschreibung eines typischen Ratingprozesses.

#### 3.4.2 Überblick über den Ratingprozess

Die Vergabe eines Ratings erfolgt in einem formalen, strukturierten Prozess. Als Grundlage dient der öffentlich verfügbare Jahresabschluss. Allerdings beeinträchtigen zahlreiche gesetzliche Vorschriften dessen Aussagekraft, die je nach Zielsetzung den Gläubigerschutz oder den Gedanken des „True and Fair Value“ in den Vordergrund stellen. Zudem wählen Unternehmen sorgfältig aus, welche Informationen sie der Öffentlichkeit – und damit auch der Konkurrenz – zur Verfügung stellen. Für eine umfassende Beurteilung der Risiko- und Ertragskraft des Unternehmens müssen deshalb externe Berichte um unternehmensinterne Aspekte ergänzt werden. Versicherer stellen diese Informationen bereit, wenn sie dadurch ein besseres Rating erzielen können. Dies setzt allerdings die absolute Diskretion der Ratingagentur voraus.<sup>453</sup>

Das Ratingverfahren beginnt mit der Festlegung des Bewertungsziels, in diesem Fall die Beurteilung der Risiko- und Ertragslage, und des Bewertungsobjekts (gesamter Konzern, einzelne Einheiten oder bestimmte Wertpapiere).<sup>454</sup> Ratingagenturen beurteilen zunächst die den Unternehmenserfolg beeinflussenden Faktoren in einer Fundamentalanalyse, die erste Anhaltspunkte für die Bewertung der finanziellen Stärke eines Versicherers und seiner Fähigkeit, vertragliche Verpflichtungen zu erfüllen, liefert. Mit Hilfe quantitativer Kriterien soll dabei eine erste Einschätzung der langfristigen Überlebenswahrscheinlichkeit des Versicherers gelingen, die um qualitative Kriterien ergänzt wird.<sup>455</sup>

Innerhalb der quantitativen Analyse vergleicht die Ratingagentur dabei u. a. die Profitabilität, den Verschuldungsgrad oder die Liquidität des betrachteten Unternehmens mit vorher festgelegten Anforderungen, die aus branchenweiten Kennzahlen gewonnen werden. Zur Bestimmung der finanziellen Stärke steht die Analyse der Risikosituation des Versicherers im Zentrum. Diese berücksichtigt den Umfang und die Zuverlässigkeit der Rückversicherung, die Qualität und Diversifikation der Kapitalanlage sowie die Angemessenheit der Rückstellungen. Dazu wird in einem modularen Ansatz basierend auf dem Value-at-Risk das notwendige Risikokapital für einzelne Risikomodul (u. a. Zins- und Aktienkursrisiken, Gegenparteiern sowie versicherungstechnische Risiken wie Prämien-, Reserve- und Katastrophenrisiken) bestimmt. Durch Aggregation ergibt sich die Kapitalanforderung, die wiederum zum verfügbaren Kapital ins Verhältnis gesetzt wird. Dabei handelt es sich um das buchhalterische Eigenkapital, das um verschiedene Eigen- und Fremdkapitalbestandteile ergänzt und bereinigt wird (z. B. bestimmte

<sup>452</sup>Vgl. POTTIER / SOMMER (1999), S. 637.

<sup>453</sup>Vgl. GOH / EDERINGTON (1993), S. 2002; SÖNNICHSEN (1996), S. 441–442.

<sup>454</sup>Vgl. POTTIER / SOMMER (1999), S. 621; SÖNNICHSEN (1996), S. 443.

<sup>455</sup>Vgl. POTTIER / SOMMER (1999), S. 621; BERBLINGER (1996), S. 41–43; SINGH / POWER (1992), S. 311–312; SÖNNICHSEN (1996), S. 447.

### 3 Betrachtung ausgewählter Informationsquellen für Marktdisziplin durch Investoren

Bestandteile des Vermögens und der Rückstellungen), um eine ökonomische Sichtweise und eine bessere Vergleichbarkeit herzustellen.<sup>456</sup> Der hier beschriebene Prozess zeigt sowohl hinsichtlich der Struktur als auch der betrachteten Inhalte bereits zahlreiche Parallelen zu dem in Abschnitt 3.3.2.1 beschriebenen Risikomodell, wie es in der Säule 1 von Solvency II verwendet wird.

Zusätzlich werden bei der Erstellung des Ratings qualitative Aspekte berücksichtigt. Dabei werden u. a. das Geschäftsrisiko, das sich aus der Wettbewerbsposition des Versicherers ergibt, die operative Stärke des Unternehmens, die anhand der Expertise des Managements, des Humankapitals und der Betriebsorganisation beurteilt wird, und das Risikomanagementsystem betrachtet. Auf Basis dieser Informationen erfolgt eine Einschätzung der Erfolgskraft, d. h. der Fähigkeit, Unternehmensziele wie eine hohe Rentabilität zu erreichen, und des Wachstumspotenzials.<sup>457</sup> Erneut können große Ähnlichkeiten zwischen dem Ratingprozess und den qualitativen Anforderungen der zweiten Säule von Solvency II festgestellt werden.

Schlussendlich werden die quantitativen und qualitativen Aspekte zu einem Gesamturteil, dem Rating, aggregiert. Dies geschieht durch ein Risikokomitee, das zum einen individuelle Besonderheiten angemessen in das Rating einfließen lassen und zum anderen subjektive Einflüsse generalisieren soll. Letztere haben zwar ihre Berechtigung, um die Informationsbedürfnisse der Marktteilnehmer bestmöglich zu befriedigen, müssen jedoch durch einen standardisierten Prozess möglichst objektiviert werden. Das Risikokomitee soll so dem durch die Verdichtung auf ein einzelnes Symbol entstehenden Informationsverlust entgegenwirken. Üblicherweise wird das Rating zunächst der Geschäftsleitung des gerateten Unternehmens mitgeteilt und nach deren Einverständnis publiziert. Lehnt der Versicherer das Rating ab, kann er ggf. weitere Informationen zur Verfügung stellen, sodass eine Korrektur des Ratings in Erwägung gezogen werden kann. Im Anschluss kann die Ratingagentur das Rating trotz der Ablehnung durch das Unternehmen veröffentlichen oder von der Vergabe absehen.<sup>458</sup> In regelmäßigen Abständen werden die vergebenen Ratings durch die Ratingagenturen überprüft und ggf. angepasst. Zu diesem Zweck müssen geratete Versicherer am Ende jedes Quartals einen Quartalsbericht einreichen.<sup>459</sup>

Zunächst informiert die Ratingagentur die Öffentlichkeit über ein Ratingereignis und gibt einen Bericht sowie eine Pressemitteilung heraus. Auf elektronischem Weg erfolgt die weitere Verbreitung über Datenbanken wie Refinitiv Thomson Reuters Datastream oder Bloomberg, wo aktuelle und historische Ratings jederzeit abrufbar sind.<sup>460</sup> Meist zeitgleich mit der Publikation durch die Ratingagentur veröffentlichen Versicherer ihr aktuelles Rating auf ihrer Internetseite und/oder geben eine Pressemitteilung heraus. Außerdem können Stakeholder Newsletter der Ratingagenturen und/oder der Versicherer abonnieren und sich so jederzeit über Neuigkeiten informieren lassen.<sup>461</sup>

Allerdings muss auch der hier beschriebene Prozess regelmäßig an neue Entwicklungen auf den Versicherungsmärkten angepasst werden, um keine Verzerrungen zu verursachen. Zudem wird der Ratingprozess nur in seinen Grundzügen veröffentlicht, während einige Details verschwiegen werden, damit die Ratingobjekte ihr Verhalten nicht auf den Prozess optimieren.<sup>462</sup> Demzufolge ist von besonderem Interesse, welche Informationen ein Rating überhaupt liefern kann, insbesondere vor dem Hintergrund effizienter Märkte und einer möglichen Marktdisziplin.

<sup>456</sup>Vgl. MOUNT et al. (2023), S. 1–7; STANDARD & POOR'S GLOBAL RATINGS (2019), S. 3; SINGH / POWER (1992), S. 312.

<sup>457</sup>Vgl. MOUNT et al. (2023), S. 1; STANDARD & POOR'S GLOBAL RATINGS (2019), S. 3; SÖNNICHSEN (1996), S. 447.

<sup>458</sup>Vgl. EVERLING (2004), S. 333; POTTIER / SOMMER (1999), S. 621; SÖNNICHSEN (1996), S. 448–449.

<sup>459</sup>Vgl. SINGH / POWER (1992), S. 312.

<sup>460</sup>Vgl. EVERLING (2004), S. 338; BERBLINGER (1996), S. 44–45.

<sup>461</sup>Vgl. HALEK / ECKLES (2010), S. 802; BERBLINGER (1996), S. 45.

<sup>462</sup>Vgl. SÖNNICHSEN (1996), S. 443.



### 3.4.3 Informationsgehalt von Ratings

Die Arbeit von VASSALOU und XING (2003) legt nahe, dass Ratings nur einen geringen Informationsgehalt aufweisen, da die Gruppierung von Aktien nach Ratingkategorien nahezu dieselben Informationen über das Ausfallrisiko liefert wie eine Einteilung der Unternehmen nach Größe oder Buch-zu-Marktwert-Verhältnissen.<sup>463</sup> HARMELINK (1974) gelingt es, mit Rechnungslegungsdaten von Versicherern die Änderung von A.M. Best Ratings zu prognostizieren.<sup>464</sup> Zudem begründet Moody's Ratinganpassungen häufig mit Veränderungen von Geschäftskennzahlen aus der Rechnungslegung. So konzentrieren sich Ratingänderungen auf die Monate Mai und Juni, kurz nach der Berichtsperiode. Einigen Untersuchungen gelingt es, den Ratingprozess für Anleihen nur mit Informationen aus der Rechnungslegung nachzubilden und bis zu 80 % der Anleihen richtig zu klassifizieren.<sup>465</sup> Eine Ratingänderung würde dann keine neuen Informationen an die Kapitalmärkte übermitteln. Ratingagenturen scheinen zu viele Unternehmen gleichzeitig zu bewerten und sich dabei überwiegend auf jährliche Finanzkennzahlen zu stützen.<sup>466</sup>

Sollten Ratingagenturen tatsächlich nur öffentlich verfügbare Informationen aggregieren, liefern Ratings auf einem vollkommenen und wie in Abschnitt 2.3.1 in der strengen Form effizienten Kapitalmarkt dem informierten Kapitalmarktteilnehmer keine neuen Informationen. In diesem Fall sollte es weder zu einer Preis- noch zu einer Mengenreaktion kommen. Ratings liefern unter diesen Umständen keine neuen Erkenntnisse und schaffen keinen Mehrwert, da sich auf einem vollkommenen Kapitalmarkt auch ohne Unterstützung durch einen Intermediär wie eine Ratingagentur nur durch Angebot und Nachfrage ein Gleichgewicht bildet. Unternehmen sollten demnach nicht für den Erhalt eines Ratings bezahlen.<sup>467</sup>

Da der Markt jedoch nicht in der strengen Form effizient ist, ist in Folge einer Ratingänderung eine Aktienkurs- oder Nachfragereaktion zu erwarten. Ratingagenturen fungieren in diesem Fall sowohl für Versicherungsnehmer als auch für Investoren als Beobachter und versorgen sie mit neuen Informationen. Gemäß der Informationsasymmetrie- bzw. Signaling-Hypothese verfügt eine Ratingagentur über überlegene Informationen relativ zu anderen Marktteilnehmern und fügt diese komplementären, aber privaten Informationen durch die Veröffentlichung eines Ratings den öffentlichen Informationen hinzu.<sup>468</sup> So beobachten und kontrollieren Ratingagenturen kontinuierlich die Entscheidungen des Managements und reduzieren auf diese Weise die Informationsasymmetrie zwischen dem Management und den Marktteilnehmern.<sup>469</sup> Insbesondere die intensive Zusammenarbeit der Agentur mit den zu ratenden Objekten während des Vergabeprozesses liefert ihnen hier tiefe Einblicke in interne Abläufe.

Während die wiederholte Beschaffung privater Informationen durch einzelne Individuen kostspielig ist, profitieren Ratingagenturen von Spezialisierungseffekten und distributieren einmal gesammelte Informationen weiter, sodass ihnen die Informationsbeschaffung kostengünstiger gelingt.<sup>470</sup> Die ständige Überprüfung, Aktualisierung und Bekanntgabe der Ratingentscheidungen durch die Ratingagenturen und die gerateten Unternehmen reduziert die Informationskosten für die Investoren. Für diese Reduktion der Informationsasymmetrien am Markt ist eine Zahlung für diese Dienstleistung angemessen.<sup>471</sup> So zeigen

<sup>463</sup>Vgl. VASSALOU / XING (2003), S. 6–7.

<sup>464</sup>Vgl. HARMELINK (1974), S. 632.

<sup>465</sup>Vgl. WAKEMAN (1990), S. 411–412.

<sup>466</sup>Vgl. SINGH / POWER (1992), S. 316.

<sup>467</sup>Vgl. HALEK / ECKLES (2010), S. 802, 805; EVERLING (2004), S. 331; GOH / EDERINGTON (1993), S. 2003.

<sup>468</sup>Vgl. HALEK / ECKLES (2010), S. 802, 805–806; LINCiano (2004), S. 5.

<sup>469</sup>Vgl. SINGH / POWER (1992), S. 311.

<sup>470</sup>Vgl. WAKEMAN (1990), S. 412; HOLTHAUSEN / LEFTWICH (1986), S. 61.

<sup>471</sup>Vgl. HALEK / ECKLES (2010), S. 802; BERBLINGER (1996), S. 45.

### 3 Betrachtung ausgewählter Informationsquellen für Marktdisziplin durch Investoren

EDERINGTON et al. (1987), dass Ratings alleine zur Beurteilung der Kreditwürdigkeit eines Unternehmens nicht ausreichen, aber den Marktteilnehmern über die in den Geschäfts- und Zwischenberichten enthaltenen Kennzahlen hinausgehende Informationen liefern.<sup>472</sup> Als Nebeneffekt können Ratings zur Marktdisziplin beitragen und die Corporate Governance der gerateten Unternehmen verbessern.<sup>473</sup>

Finanzmärkte profitieren von der hohen Verfügbarkeit von Ratings. Die einfache Ratingskala ermöglicht Investoren eine Einschätzung ihrer Investitionsobjekte, ohne dass sie sich selbst zeitaufwändig in die verfügbaren Finanzinformationen einarbeiten müssen.<sup>474</sup> Da sich Investoren zahlreichen Anlagemöglichkeiten gegenüber sehen, müssen sie die Bonitätsrisiken verschiedener Alternativen abschätzen und vergleichen. Indem Ratings umfangreiche Informationen zu einem einfachen Symbol aggregieren, reduzieren sie die Komplexität deutlich. Dies spielt insbesondere für Privatanleger eine Rolle, da sie kaum Zugang zu unternehmensinternen Informationen haben. Obwohl neue Technologien den Aufwand für Datenbeschaffung reduzieren, bleiben für private Investoren die Interpretation der Daten und deren Integration in das bestehende Bild des Unternehmens und seiner Wettbewerber eine Herausforderung. Demzufolge entsteht der Mehrwert eines Ratings auch durch die Sammlung, Überprüfung und Bündelung öffentlich verfügbarer Informationen. Die zunehmenden Offenlegungspflichten und Transparenzanforderungen an Unternehmen erleichtern den Ratingagenturen dabei eine korrekte Bewertung.<sup>475</sup> Die Vergünstigung der Informationsbeschaffung erhöht zusätzlich die Rentabilität ihres Geschäftsmodells.<sup>476</sup>

Die weltweite Verbreitung der Ratings erhöht die Vergleichbarkeit verschiedener Investitionsobjekte und ermöglicht Versicherern die Erschließung neuer liquider Märkte.<sup>477</sup> Obwohl ein Rating keine Aussage über den Wert eines Unternehmens macht, sondern lediglich über dessen Bonität und Zukunftsfähigkeit, hat die konstatierte Ausfallwahrscheinlichkeit einen indirekten Einfluss auf die Risikoprämie bzw. die Renditeforderung der Kapitalgeber und den Unternehmenswert. Eine Verschlechterung des Ratings würde demzufolge den Unternehmenswert bzw. den Wert des Eigenkapitals senken. Liegt der neu berechnete Preis unterhalb des aktuellen Aktienkurses, reduzieren die Marktteilnehmer ihre Nachfrage und/oder Zahlungsbereitschaft für das Wertpapier.<sup>478</sup> Zudem zeigen SHARMA et al. (2021), dass IFSR im Vereinigten Königreich signifikant positiv von der Profitabilität, der Liquidität und der Unternehmensgröße abhängen, während die Rechtsform des Versicherungsvereins auf Gegenseitigkeit einen negativen Einfluss hat. Verschuldungsgrad, Wachstum und Sparte haben dagegen keine Auswirkung.<sup>479</sup>

Grundsätzlich beurteilen Ratings die finanzielle Stabilität eines Versicherers. Während sich dessen Ausfallwahrscheinlichkeit jedoch stetig ändert und Finanzinformationen kontinuierlich fließen, ist ein Rating ein diskretes Maß, dessen Überprüfung bzw. Änderung nur periodisch erfolgt. Diese Verzögerung schränkt die Aussagekraft und den Informationsgehalt ein.<sup>480</sup> Deshalb ziehen Marktteilnehmer zur Beurteilung der Kreditwürdigkeit eines Unternehmens weitere Informationen heran,<sup>481</sup> sodass Offenlegungspflichten, Verhaltenskodizes und Regulierungsmaßnahmen weiterhin notwendig sind.

<sup>472</sup>Vgl. EDERINGTON et al. (1987), S. 211.

<sup>473</sup>Vgl. LINCiano (2004), S. 5.

<sup>474</sup>Für Analysten reicht ein Rating dagegen für eine vollständige Bewertung im Normalfall nicht aus, sodass sie häufig ihre eigenen Finanz- und Branchendaten direkt bei den von ihnen betrachteten Unternehmen anfragen.

<sup>475</sup>Vgl. EVERLING (2004), S. 330; BERBLINGER (1996), S. 44–45; SINGH / POWER (1992), S. 316.

<sup>476</sup>Vgl. LINCiano (2004), S. 5; SINGH / POWER (1992), S. 311; WAKEMAN (1990), S. 412.

<sup>477</sup>Vgl. BERBLINGER (1996), S. 44–45.

<sup>478</sup>Vgl. DIEGELMANN / SCHÖMIG (2004), S. 445, 448–449.

<sup>479</sup>Vgl. SHARMA et al. (2021), S. 695.

<sup>480</sup>Vgl. HARRINGTON (2004), S. 166; LINCiano (2004), S. 14; POTTIER / SOMMER (1999), S. 628, 637, 640; SINGH / POWER (1992), S. 311; HOLTSHAUSEN / LEFTWICH (1986), S. 59.

<sup>481</sup>Vgl. EDERINGTON et al. (1987), S. 211.

Werden Ratings nur verzögert angepasst, ist eine abnormale Kursbewegung in Folge der Bekanntgabe neuer Informationen auch im Vorfeld einer Ratingänderung möglich. Sollten Ratingagenturen dagegen über Informationen verfügen, die der Öffentlichkeit noch nicht bekannt sind, sollte eine signifikante Marktreaktion erst nach einer Ratingänderung beobachtet werden können.<sup>482</sup> Analysten ziehen neben dem Rating zwar auch andere Informationsquellen heran, antizipieren aber trotzdem die Auswirkungen einer Ratingänderung und passen ihre Empfehlung entsprechend an, sodass auch über diesen Umweg eine Reaktion der Kapitalmärkte erwartet werden kann.<sup>483</sup>

So zeigen EPERMANIS und HARRINGTON (2006), dass Ratingherabstufungen von negativem Prämienwachstum begleitet werden, wobei der Effekt für Versicherer mit einem niedrigen Rating stärker ausgeprägt ist. Meiden Versicherungsnehmer den herabgestuften Versicherer und fragen mehr Versicherungsschutz bei besser gerateten Versicherern nach, wird ersterer weiter geschwächt. Um dies zu verhindern und die Nachfrage aufrecht zu erhalten, könnte ein Versicherer einen aggressiven Preiswettbewerb beginnen. Dadurch würde er zwar kurzfristig mehr Geschäft akquirieren und so die Nachfrage stabilisieren, langfristig jedoch seine finanzielle Lage weiter verschlechtern. Kommt es in der Folge zu einer weiteren Herabstufung, kann eine Abwärtsspirale und somit eine „self fulfilling prophecy“ entstehen. Andererseits kann beobachtet werden, dass Heraufstufungen eines Ratings nur zu einer geringen Steigerung der Nachfrage führen.<sup>484</sup> BARANOFF und SAGER (2007) bestätigen diese Ergebnisse für US-amerikanische Lebensversicherer.<sup>485</sup> Diese Reaktionen der Versicherungsnehmer wirken sich auf die Profitabilität und zukünftige Wachstumschancen des Versicherers und dadurch indirekt auf die Aktionäre aus. Die Kosten des Verlusts eines guten IFSRs wären immens,<sup>486</sup> sowohl hinsichtlich der Refinanzierung am Kapitalmarkt als auch ihres Marketingversprechens gegenüber dem Kunden.

Versicherer werben häufig mit ihrem Rating, um sich von ihren Mitbewerbern abzuheben und potentielle Käufer von ihrer finanziellen Stärke zu überzeugen.<sup>487</sup> Allerdings lässt ein Rating trotz des strukturierten Erstellungsprozesses keine absolut sichere Aussage über die Finanzstärke eines Versicherers zu, auch aufgrund ungewisser zukünftiger Entwicklungen.<sup>488</sup> So unterscheiden sich in der Stichprobe von POTTIER und SOMMER (2006) für 77 % der Versicherungsunternehmen die Ratings von Moody's und Standard & Poor's. Dies kann auf unterschiedliche empirische Ausfallwahrscheinlichkeiten und daraus resultierende Gewichtungen zurückzuführen sein oder auf die subjektiv geprägten Einschätzungen bezüglich der Qualität des Managements oder zukünftiger Wachstumspotenziale.<sup>489</sup> Dennoch können Ratingagenturen zur Stabilität der Finanzmärkte beitragen, wenn sie in Zeiten, in denen Investoren durch negative Nachrichten überstürzt Wertpapiere verkaufen, die Ratings der betreffenden Unternehmen bestätigen und so Zeugnis über deren unveränderte Bonität ablegen.<sup>490</sup>

Letztendlich fassen sowohl Ratings als auch die Solvenzquote komplexe Informationen in einem einfachen, leicht verständlichen Symbol bzw. einer Kennzahl zusammen.<sup>491</sup> Während die Solvenzquote jedoch nur die quantitativen Aspekte der Risikosituation abbildet, lassen Ratingagenturen in ihre Einschät-

<sup>482</sup>Vgl. LINCiano (2004), S. 3; GOH / EDERINGTON (1993), S. 2003; SINGH / POWER (1992), S. 311; HOLTHAUSEN / LEFTWICH (1986), S. 59.

<sup>483</sup>Vgl. SINGH / POWER (1992), S. 316.

<sup>484</sup>Vgl. EPERMANIS / HARRINGTON (2006), S. 1541; SÖNNICHSEN (1996), S. 442–443.

<sup>485</sup>Vgl. BARANOFF / SAGER (2007), S. 18.

<sup>486</sup>Vgl. DOHERTY / PHILLIPS (2002), S. 56–57.

<sup>487</sup>Vgl. HALEK / ECKLES (2010), S. 802; POTTIER / SOMMER (1999), S. 623.

<sup>488</sup>Vgl. BEHRENWALDT (1996), S. 295.

<sup>489</sup>Vgl. POTTIER / SOMMER (2006), S. 151–152.

<sup>490</sup>Vgl. BERBLINGER (1996), S. 49.

<sup>491</sup>Vgl. EVERLING (2004), S. 330; WAKEMAN (1990), S. 412.

### 3 Betrachtung ausgewählter Informationsquellen für Marktdisziplin durch Investoren

zung neben quantitativen Faktoren auch eine qualitative Beurteilung der Geschäftsentwicklung und der Qualität des Managements einfließen.<sup>492</sup> Diese Informationen sind lediglich im SFCR zu finden, der jedoch aufgrund seiner umfangreichen und komplexen Inhalte schwieriger zu interpretieren und deshalb in der Öffentlichkeit kaum verbreitet ist. Trotz der unterschiedlichen Berücksichtigung qualitativer Aspekte besteht dennoch ein enger Zusammenhang zwischen Finanzstärkeratings und der Solvenzquote. Wie in Abschnitt 3.4.2 beschrieben wurde, liegt beiden Kennzahlen ein ähnliches Risikomodell zugrunde. So entspricht eine Solvenzquote von 100 % in etwa einem BBB-Rating.<sup>493</sup> Diesen engen Zusammenhang zwischen den beiden Risikomaßen bestätigt auch die Società Cattolica di Assicurazioni in einer Pressemitteilung, in der das Unternehmen als Grund für die Bestätigung seines Ratings die hohe Solvenzquote nennt.<sup>494</sup> Allerdings zeigen sich später auch die inhaltlichen Unterschiede, wenn die Società Cattolica di Assicurazioni beschreibt, dass Standard & Poor's ihr Rating trotz der kurzfristigen Volatilität der Solvenzquote bestätigte. Als Ursachen führt das Unternehmen das starke technische Ergebnis an.<sup>495</sup> Ratingagenturen ziehen somit neben der Risikolage weitere Aspekte bei der Bewertung der Unternehmen hinzu. Dennoch liefern sich Ratings und SFCRs gegenseitig Einschätzungen der Risiko- und Ertragslage von Versicherern, die sie in die jeweiligen Bewertungen einbeziehen.

Aus diesem Grund ist auch eine ähnliche Rolle von Ratings und Solvenzberichterstattung im Rahmen einer möglichen Marktdisziplin vorstellbar, sodass im Folgenden die bestehenden empirischen Erkenntnisse im Kontext von Ratings und Reaktionen der Marktteilnehmer näher beleuchtet werden.

#### 3.4.4 Literaturüberblick: Ratings im Rahmen einer möglichen Marktdisziplin

Private Informationen der Versicherer führen in einem Markt, der nicht in der strengen Form effizient ist, zu Informationsasymmetrien. Wie in Abschnitt 3.4.3 dargelegt, fungiert eine Ratingagentur für Versicherungsnehmer und Aktionäre als Beobachter: Durch die Veröffentlichung eines Ratings fügt die Agentur ihre ehemals überlegenen Informationen zu den öffentlich verfügbaren Informationen hinzu. Gemäß der Signaling-Theorie sollte der Aktienkurs eines Unternehmens deshalb in Folge einer Herabstufung (Herabstufung) fallen (steigen). Obwohl die Signaling-Theorie eine symmetrische Reaktion nahelegen würde, kann für Schuldner wie Versicherer ein Bericht über eine Verschlechterung ihrer finanziellen Situation ernsthaftere Konsequenzen haben als positive Nachrichten.<sup>496</sup>

Zur Untersuchung des Informationsgehalts von Ratings werden regelmäßig Ereignisstudien eingesetzt, die die Reaktion der Kapitalmärkte auf Veränderungen der Ratings messen. Sollten Ratingaktionen tatsächlich neue Informationen in den Kapitalmarkt geben, müssten börsengehandelte Aktien von Versicherungsunternehmen darauf reagieren. Können dagegen keine signifikanten abnormalen Preisreaktionen nach einer Ratingänderung festgestellt werden, würde dies die Hypothese unterstützen, dass Ratingagenturen lediglich in Form einer Dienstleistung Informationen aggregieren. Ratingänderungen wären dann nur eine Reaktion auf bereits öffentlich bekannte Ereignisse.<sup>497</sup>

<sup>492</sup>Vgl. MOUNT et al. (2023), S. 1; STANDARD & POOR'S GLOBAL RATINGS (2019), S. 3; POTTIER / SOMMER (2002), S. 114; POTTIER / SOMMER (1999), S. 621.

<sup>493</sup>Vgl. GRÜNDL / WINTER (2005), S. 197.

<sup>494</sup>Vgl. SOCIETÀ CATTOLICA DI ASSICURAZIONE (2017).

<sup>495</sup>Vgl. SOCIETÀ CATTOLICA DI ASSICURAZIONE (2020).

<sup>496</sup>Vgl. HALEK / ECKLES (2010), S. 805–806.

<sup>497</sup>Vgl. z. B. OTT (2011), S. 109; HALEK / ECKLES (2010), S. 802; LINCiano (2004), S. 3; GOH / EDERINGTON (1993), S. 2003; SINGH / POWER (1992), S. 313.

Die Reaktion der Kapitalmärkte auf Aktionen von Ratingagenturen wurde bereits intensiv untersucht, jedoch konzentrieren sich die meisten Arbeiten auf den US-Markt, während der europäische Markt erst nach und nach betrachtet wurde.<sup>498</sup> Die meisten Studien arbeiten branchenübergreifend,<sup>499</sup> viele betrachten speziell den Bankenbereich.<sup>500</sup> Versicherer standen lange Zeit nicht im Zentrum der Forschungsarbeiten, haben jedoch an Relevanz gewonnen. Die folgenden Ausführungen geben einen kurzen Überblick über einige Arbeiten zur Reaktion auf Ratings, setzen ihren Schwerpunkt jedoch auf Versicherer und Marktdisziplin. Außerdem werden überwiegend Arbeiten berücksichtigt, die den US-amerikanischen oder europäischen Markt betrachten. Hinsichtlich des Untersuchungsgegenstands liegt der Schwerpunkt auf Finanzstärkeratings, Aktien und die Reaktion von Aktionären, wie es auch Gegenstand der vorliegenden Arbeit ist. Es gibt deutlich mehr Untersuchungen zum Einfluss von Veränderungen eines Anleihe-Ratings auf Aktienkurse als zu Reaktionen auf Finanzstärkeratings. Da beide Ratingarten neue Informationen in den Kapitalmarkt geben können, wenn sie enthüllt werden, und ähnliche Informationen vermitteln,<sup>501</sup> betrachtet dieser Literaturüberblick neben Finanzstärkeratings auch Credit Ratings.

Während die Aussagekraft früherer Arbeiten eingeschränkt ist, da sie nur monatliche Renditen verwenden und deshalb die Reaktionen am Kapitalmarkt nicht sicher auf die Ratingaktion zurückführen können (Problem der kontaminierenden Ereignisse, siehe Abschnitt 4.4.3),<sup>502</sup> sind die Arbeiten von HOLTHAUSEN und LEFTWICH (1986) und HAND et al. (1992) die ersten Untersuchungen, die tägliche Renditen verwenden und deshalb diese kontaminierenden Effekte isolieren können. Beide Studien finden signifikant negative Aktienkursreaktionen nach der Bekanntgabe einer Ratingherabstufung, während eine Heraufstufung nur zu kleinen abnormalen Renditen führt. Auch im Vorfeld der Ratingänderung weisen HOLTHAUSEN und LEFTWICH (1986) einen signifikant negativen Antizipationseffekt nach. Diese abnormalen Renditen bleiben auch nach einer Bereinigung um kontaminierende Ereignisse bestehen.<sup>503</sup>

Für einen umfassenden Literaturüberblick über die Reaktion von Kapitalmarktteilnehmern (Aktionären und Anleihe-Gläubigern) auf Ratingänderungen, die unterschiedlichen Ratingursachen, Ratingkategorien und den Einfluss des gesamtwirtschaftlichen Umfelds sei an dieser Stelle auf WIESINGER (2022) verwiesen.<sup>504</sup> Aufgrund der besonderen Erkenntnisse und Vorgehensweisen werden im Folgenden einige Arbeiten vorgestellt.

LINCIANO (2004) kann für italienische Unternehmen am Ereignistag selbst keine signifikanten abnormalen Renditen nachweisen. Im Ereignisfenster stellt die Autorin um eine Herabstufung herum nur schwach ausgeprägte, dennoch signifikant negative abnormale Renditen fest. Für Heraufstufungen werden nur im Nachgang der Bekanntgabe signifikante abnormale Renditen gefunden, sodass von einer verspäteten Reaktion der Marktteilnehmer auf positive Nachrichten auszugehen ist. Der Unterschied der Reaktion auf Herauf- und Herabstufungen ist statistisch signifikant. In beiden Fällen kann kein Antizipationseffekt festgestellt werden. Die Hauptursache scheint außerdem die Veröffentlichung von relevanten Informationen rund um die Bekanntgabe der Ratingaktion zu sein und nicht die Ratingaktion selbst, da solche kontaminierenden Informationen zu höheren abnormalen Renditen führen. Insgesamt sind die Kursreaktionen sehr gering, sodass die Autorin zu dem Schluss kommt, dass Ratingagenturen keine privaten Informationen besitzen und der Informationsgehalt eines Ratings nur moderat ist.<sup>505</sup>

<sup>498</sup>Vgl. LINCIANO (2004), S. 2.

<sup>499</sup>Vgl. z. B. WIESINGER (2022); LINCIANO (2004); GOH / EDERINGTON (1993).

<sup>500</sup>Vgl. z. B. DICHEV / PIOTROSKI (2001); GROPP / RICHARDS (2001); BILLET et al. (1998); SCHWEITZER et al. (1992).

<sup>501</sup>Vgl. HALEK / ECKLES (2010), S. 804.

<sup>502</sup>Vgl. z. B. PINCHES / SINGLETON (1978); WEINSTEIN (1977); KATZ (1974).

<sup>503</sup>Vgl. HAND et al. (1992), S. 744, 749–752; HOLTHAUSEN / LEFTWICH (1986), S. 57, 68–69.

<sup>504</sup>Vgl. WIESINGER (2022), S. 99–120.

<sup>505</sup>Vgl. LINCIANO (2004), S. 1–3, 10, 13.

### 3 Betrachtung ausgewählter Informationsquellen für Marktdisziplin durch Investoren

Obwohl zahlreiche Studien zeigen, dass Ratingherabstufungen bei Verschuldungstiteln eines Unternehmens einen Informationswert besitzen und zu einer negativen Kursreaktion an den Kapitalmärkten führen, gehen GOH und EDERINGTON (1993) davon aus, dass nicht alle Ratingherabstufungen für den Kapitalmarkt eine negative Nachricht darstellen. Tatsächlich können die Autoren zeigen, dass die Herabstufung eines Anleihe-Ratings aufgrund einer Veränderung des Verschuldungsgrades des Unternehmens zu keiner Reaktion der Kapitalmärkte führt, da der Anstieg des Unternehmensrisikos mit einem Vermögenstransfer von den Anleihegläubigern zu den Aktionären einhergeht. Dagegen hat eine Verschlechterung der finanziellen Aussichten negative Auswirkungen auf die Aktionäre, weshalb sie mit negativen abnormalen Renditen auf die damit einhergehende Herabstufung reagieren. Die Wirkung einer Herabstufung hängt folglich von den Beweggründen für diese Ratingaktion ab.<sup>506</sup> Auch MASULIS (1980) zeigt, dass eine Erhöhung des Verschuldungsgrads bei Unternehmen zu einer signifikant positiven abnormalen Rendite in Höhe von 7,6 % innerhalb des Zeitfensters [0; 1] führt. Auf eine Reduktion des Verschuldungsgrads folgt dagegen eine signifikant negative abnormale Rendite in Höhe von -5,4 %.<sup>507</sup>

Bei ihrer Untersuchung von Unternehmen, die von Standard & Poor's unaufgefordert ein Rating erhalten haben, weisen BEHR und GÜTTLER (2006) zunächst einen schwach positiven Antizipationseffekt im Zeitfenster [-15; -1] für die erstmalige Vergabe eines unaufgeforderten Ratings nach. Dieser Effekt schlägt jedoch im Nachgang der Ratingankündigung im Zeitfenster [0; 15] in eine negative Kapitalmarktreaktion um und wird erst im Zeitfenster [16; 30] wieder positiv. Allerdings ist nur die negative Reaktion auf dem 10 %-Niveau signifikant, sodass die Erwartungen der Marktteilnehmer offenbar enttäuscht werden. Da für solche Ratings nur öffentlich verfügbare Informationen verwendet werden, sollte der Kapitalmarkt aber gar keine Reaktion zeigen. Im Gegenteil sollte die erstmalige Vergabe eines Ratings einen positiven Effekt auf das Unternehmen haben, da es den Zugang zu Kapital erleichtert.<sup>508</sup> Die abnormalen Renditen für eine Ratingbestätigung nach einer Umwandlung eines unaufgeforderten in ein beauftragtes Rating sind ebenfalls nicht signifikant. Somit scheinen beauftragte Ratings nicht mehr Informationen in den Markt zu geben als unaufgeforderte Ratings. Dabei sind die abnormalen Renditen für Ratingbestätigungen niedriger als für Unternehmen mit einer Ratingheraufstufung, für die die Autoren signifikant positive abnormale Renditen auf dem 5 %-Niveau im Zeitfenster [-15; -1] finden. Auf diese Reaktion folgen nicht signifikant positive abnormale Renditen im Zeitfenster [0; 15] und nicht signifikant negative abnormale Renditen im Intervall [16; 30]. Die Ergebnisse lassen vermuten, dass der Kapitalmarkt bei der Umwandlung eines unaufgeforderten Ratings eine Heraufstufung erwartet und Unternehmen bestraft, deren Rating unverändert bleibt.<sup>509</sup> Zu ähnlichen Schlussfolgerungen kommen COLE et al. (2011), die feststellen, dass unaufgeforderte IFSRs niedriger als von den Versicherern beauftragte Ratings sind. Zudem können sie signifikante Unterschiede bei organisatorischen und finanziellen Variablen feststellen, je nachdem ob Versicherer ein unaufgefordertes oder ein beauftragtes Rating erhalten haben.<sup>510</sup>

Zahlreiche empirische Arbeiten befassen sich mit der Reaktion von Aktionären und Anleihegläubigern auf Ratingaktionen bei Banken.<sup>511</sup> Da sowohl Versicherer als auch Banken Geldanlagen, Altersvorsorgen u. ä. für Privatpersonen bereitstellen, sind hier Parallelen zu erwarten. Eine der wenigen Arbeiten für den europäischen Bankensektor ist diejenige von GROPP und RICHARDS (2001), die nach Heraufstufungen eines Anleihe-Ratings eine signifikant positive abnormale Aktienrendite in Höhe von 1,2 % am Ereignistag und nach Herabstufungen eine signifikant negative Aktienrendite in Höhe von -0,5 %

<sup>506</sup>Vgl. GOH / EDERINGTON (1993), S. 2001, 2007.

<sup>507</sup>Vgl. MASULIS (1980), S. 159–160.

<sup>508</sup>Vgl. BEHR / GÜTTLER (2006), S. 8.

<sup>509</sup>Vgl. BEHR / GÜTTLER (2006), S. 3, 14, 19–20.

<sup>510</sup>Vgl. COLE et al. (2011), S. 23.

<sup>511</sup>Vgl. z. B. DICHEV / PIOTROSKI (2001); GROPP / RICHARDS (2001); BILLET et al. (1998); SCHWEITZER et al. (1992).

beobachten.<sup>512</sup> Damit unterscheiden sich ihre Ergebnisse grundlegend von der Mehrheit der Untersuchungen von Ratingaktionen, die eine stärkere Reaktion für Herabstufungen nachweisen. So z. B. auch SCHWEITZER et al. (1992), die nach einer Herabstufung eines Anleihe-Ratings eine statistisch signifikante, negative abnormale Rendite in Höhe von  $-0,429\%$  beobachten, für Heraufstufungen aber nur schwach signifikante abnormale Renditen in Höhe von  $0,235\%$ .<sup>513</sup>

Auch für den Versicherungsmarkt kommen die empirischen Untersuchungen zu unterschiedlichen Ergebnissen. Bei ADAMS et al. (2003) erhalten Versicherungsvereine auf Gegenseitigkeit im Mittel ein besseres Rating als Aktiengesellschaften. Die Wahrscheinlichkeit, ein IFSR zu beauftragen, sinkt dabei mit der Unternehmensgröße. Je höher die Profitabilität der betrachteten Versicherer, desto höher deren IFSR.<sup>514</sup>

Grundsätzlich kann gezeigt werden, dass IFSRs sensitiv auf die vom Versicherer berichteten Finanzverhältnisse reagieren und Insolvenzen vorhersagen können. Dabei schneiden die IFSR besser ab als die von den Aufsichtsbehörden verwendeten Risikomaße, da erstere auch qualitative Faktoren berücksichtigen. So scheinen Risikomaße, die die gesamte Risikosituation beurteilen, besser zur Vorhersage von Insolvenzen geeignet zu sein als rein kapitalbasierte Risikomaße.<sup>515</sup> POTTIER und SOMMER (1999) führen eine der ersten Studien zur Analyse von IFSRs durch und finden heraus, dass Versicherer hauptsächlich Ratings beauftragen, um die ex ante Unsicherheit bezüglich ihres Insolvenzrisikos zu reduzieren. Gerade Versicherer, die einem geringeren Schutz durch Garantiefonds unterliegen, und börsennotierte Versicherer scheinen häufiger Ratings zu beauftragen. Ihre Arbeit lässt auch vermuten, dass die Ratings selbst häufig durch öffentlich verfügbare Informationen wie die Unternehmensgröße, Kapitalanlagen, Profitabilität und Prämienwachstum vorhergesagt werden können.<sup>516</sup> Auch HARMELINK (1974) prognostiziert mit Rechnungslegungsdaten von Versicherern die Bestätigung und die Herabstufung eines A.M. Best Ratings statistisch signifikant.<sup>517</sup> Letzteres würde wiederum darauf hindeuten, dass Ratings keine neuen Informationen in den Markt geben, sondern bereits vorhandene Informationen bündeln.

Dies bestätigt auch die Untersuchung von SINGH und POWER (1992). Methodisch ist diese Arbeit interessant, da die Autoren analog zum hier verfolgten Vorgehen parametrische und nicht-parametrische Testverfahren einsetzen, wobei ihre Wahl auf einen generalisierten Vorzeichentest fällt. Da weder Herauf- noch Herabstufungen eines Ratings von A.M. Best eine signifikante Reaktion der Aktienkurse von Versicherungsunternehmen hervorrufen, schlussfolgern die Autoren, dass die Marktdisziplin in der Versicherungswirtschaft nur schwach ausgeprägt ist. A.M. Best scheint als eine Art Zertifizierungsbehörde nur öffentlich verfügbare Informationen zu beobachten und für Versicherungsnehmer zu aggregieren, aber den Finanzmärkten keine neuen Informationen zur Verfügung zu stellen. Die Autoren führen dies auf das regulatorische Umfeld der Versicherungswirtschaft zurück, das die Kapitalmärkte mit Informationen über die finanzielle Gesundheit der Versicherer versorgt, bevor dies durch Ratingagenturen geschieht.<sup>518</sup>

Deshalb stellen SCHWEITZER et al. (1992) die Hypothese auf, dass Ratingaktionen für Banken eine geringere Rolle spielen als für andere Unternehmen, da Banken stärker reguliert sind. Aufgrund der zu erfüllenden Kapitalanforderungen könnten Investoren sich sicherer fühlen und sind durch die Offenlegungspflichten gleichzeitig besser informiert. Jedoch finden die Autoren keine Hinweise darauf,

<sup>512</sup>Vgl. GROPP / RICHARDS (2001), S. 19.

<sup>513</sup>Vgl. SCHWEITZER et al. (1992), S. 261–262.

<sup>514</sup>Vgl. ADAMS et al. (2003), S. 564–566.

<sup>515</sup>Vgl. POTTIER / SOMMER (2002), S. 101, 113.

<sup>516</sup>Vgl. POTTIER / SOMMER (1999), S. 637–638, 640.

<sup>517</sup>Vgl. HARMELINK (1974), S. 632.

<sup>518</sup>Vgl. SINGH / POWER (1992), S. 310–311, 314–316.

### 3 Betrachtung ausgewählter Informationsquellen für Marktdisziplin durch Investoren

dass Investoren auf Ratingänderungen von Banken schwächer reagieren als bei Unternehmen anderer Branchen. Ratingagenturen scheinen somit eine wichtige Rolle dabei zu spielen, Informationen in den Kapitalmärkten zu verbreiten.<sup>519</sup> Die Bedeutung des Ratings für Versicherer verdeutlicht die Untersuchung von DOHERTY und PHILLIPS (2002): Um ihr Rating trotz der steigenden Anforderungen der Ratingagenturen zu halten, bauen US-amerikanische Versicherer stetig Eigenkapital auf. In den Augen der Versicherer scheinen Ratings ein wichtiges Instrument zur Reduktion von Informationsasymmetrien und Suchkosten zu sein.<sup>520</sup>

So untersuchen HALEK und ECKLES (2010) den in den Änderungen von IFSRs von börsennotierten US-amerikanischen Versicherern enthaltenen Informationswert.<sup>521</sup> Anders als SINGH und POWER (1992) stellen die Autoren selbst auf kleine Ratingänderungen eine signifikante, jedoch asymmetrische Reaktion der Aktienkurse fest: Herabstufungen reduzieren Aktienkurse um beinahe 7 %, während auf Heraufstufungen nur ein kleiner signifikanter Effekt folgt. Dabei beobachten sie stärkere Reaktionen auf Herabstufungen durch A.M. Best und Standard & Poor's als durch Moody's.<sup>522</sup> Außerdem finden die Autoren einen negativen Antizipationseffekt vor einer Herabstufung, sodass der Kapitalmarkt die schlechte Nachricht vorwegnimmt. Dabei handelt es sich jedoch nicht um ein systematisches Leck, da der Großteil der negativen abnormalen Renditen am Ereignistag oder kurz danach auftritt. Die Reaktion auf Heraufstufungen fällt schwächer aus und ist weder konsistent noch persistent. Auf Ratingbestätigungen folgen nur einige untergeordnete, gemischte Reaktionen.<sup>523</sup> Ebenfalls eine asymmetrische Reaktion auf Ratingänderungen US-amerikanischer Versicherer stellt PEREZ-ROBLES (2022) fest. So kommt es in Folge einer Herabstufung zu einer signifikant negativen Reaktion, während eine Heraufstufung zu einer deutlich kleineren insignifikanten Kursänderung führt.<sup>524</sup>

Die vorangegangenen Ergebnisse widersprechen der strengen Form der Markteffizienz. Sie legen eher nahe, dass Ratingagenturen über private Informationen verfügen, die sie dem Kapitalmarkt durch das Rating zugänglich machen. Investoren wissen diese Reduktion von Informationsasymmetrien zu schätzen, da ihnen die Informationen zuvor unbekannt waren.<sup>525</sup> Da CHAMBERS und PENMAN (1984) zeigen können, dass das Management dazu neigt, gute Nachrichten frühzeitig bekanntzugeben, während es schlechte Neuigkeiten später herausgibt,<sup>526</sup> könnte auch die asymmetrische Reaktion auf Ratingänderungen auf das Timing der Informationsübermittlung durch die Versicherungsunternehmen zurückzuführen sein. Versicherer könnten versuchen, die Weitergabe von schlechten Neuigkeiten solange hinauszuzögern bis sie ein Marktteilnehmer wie z. B. eine Ratingagentur aufdeckt, während sie alle guten Nachrichten möglichst schnell veröffentlichen. In diesem Fall würden Ratingagenturen nur noch schlechte Neuigkeiten verbreiten, während die Unternehmen gute Nachrichten selbst frühzeitig weitergeben.<sup>527</sup>

<sup>519</sup>Vgl. SCHWEITZER et al. (1992), S. 250–251, 260–262.

<sup>520</sup>Vgl. DOHERTY / PHILLIPS (2002), S. 56–58.

<sup>521</sup>Vgl. HALEK / ECKLES (2010), S. 806, 808.

<sup>522</sup>Vgl. HALEK / ECKLES (2010), S. 801.

<sup>523</sup>Vgl. HALEK / ECKLES (2010), S. 816–819.

<sup>524</sup>Vgl. PEREZ-ROBLES (2022), S. 239.

<sup>525</sup>Vgl. HALEK / ECKLES (2010), S. 823.

<sup>526</sup>Vgl. CHAMBERS / PENMAN (1984), S. 22.

<sup>527</sup>Vgl. HALEK / ECKLES (2010), S. 822.



Zum einen reagieren Investoren stärker auf Herabstufungen als auf Heraufstufungen. Gleichzeitig fallen die Reaktionen auf Herabstufungen eines IFSR häufig stärker aus als diejenigen auf Anleihe-Ratings. Dies sind Hinweise auf eine möglicherweise drohende Abwärtsspirale im Versicherungsmarkt<sup>528</sup> und könnte wiederum ein Hinweis auf eine gut funktionierende Marktdisziplin durch Aktionäre sein.

Aufbauend auf den Ergebnissen von HALEK und ECKLES (2010) zeigen WADE et al. (2015), dass im Vorfeld der Ankündigung einer Ratingherabstufung nicht nur negative abnormale Renditen beobachtet werden können, sondern eine signifikant erhöhte Aktivität von Short Sellern. Gleichzeitig führen Heraufstufungen zu einem signifikanten Rückgang der Short-Selling-Aktivitäten, sodass die Autoren schlussfolgern, dass Short Seller die Fähigkeit besitzen, Ratingaktionen vorherzusehen.<sup>529</sup>

So stellen auch CHEN et al. (2018) vor allem in den zwölf Monaten vor einer Ratingänderung eine entsprechende Reaktion der Aktienkurse fest, sodass Informationen direkt nach ihrer Bekanntgabe in den Aktienkursen verarbeitet werden. Der Kapitalmarkt würde in diesem Fall von informierten Investoren dominiert. Im Nachgang einer Ratingänderung kann nur für Herabstufungen, jedoch nicht für Heraufstufungen, eine zeitnahe Reaktion beobachtet werden, sodass von einer schnellen Verarbeitung negativer Informationen durch uninformierte Investoren auszugehen ist. Die Reaktion fällt stärker aus für kleinere Unternehmen mit annahmegemäß weniger informierten Investoren, bei einer Herabstufung um mehrere Stufen oder bei Unterschreiten des Investment Grades.<sup>530</sup>

Ein weiterer Zweig der empirischen Untersuchungen der Marktdisziplin im Versicherungsbereich beschäftigt sich mit der Reaktion von Versicherungsnehmern auf Ratingänderungen. So kann ZANJANI (2002) keine signifikanten Reaktionen der Versicherungsnehmer nach einer Herab- oder Heraufstufung nachweisen. Jedoch zeigen seine Ergebnisse, dass niedrigere Ratings bei Lebensversicherern mit höheren Stornoquoten der Versicherungsnehmer verbunden sind.<sup>531</sup>

EPERMANIS und HARRINGTON (2006) finden ökonomisch und statistisch signifikante Prämienrückgänge für SHU-Versicherer, deren A.M. Best Rating herabgestuft wurde. Da professionelle Kunden geringere Suchkosten für Versicherungsschutz haben und weniger durch Garantiefonds geschützt werden, zeigen sie eine höhere Risikosensitivität, sodass der Prämienrückgang in ihrem Segment stärker ausfällt als für Privatkunden. Dies weist auf das Vorliegen von Marktdisziplin hin. Auf Heraufstufungen folgen für Versicherer mit einem niedrigen Ausgangsrating nach einem negativen Antizipationseffekt positive Effekte. Für hoch geratete Versicherer weist das abnormale Prämienwachstum dagegen keine eindeutige Richtung auf.<sup>532</sup> ELING und SCHMIT (2012) kommen für den deutschen Markt zu übereinstimmenden Ergebnissen, wobei die Reaktion in Deutschland etwas kleiner ausfällt als in den USA. So stellen die Autoren signifikante Rückgänge des Prämienvolumens und erhöhte Stornoraten nach einer Ratingherabstufung als Maß für das Ausfallrisiko und nach vermehrten Beschwerden als Maß für die Servicequalität fest. Positive Signale führen dagegen zu keinen signifikanten Reaktionen.<sup>533</sup>

Da Versicherungsnehmer in Ländern, in denen die Marktdisziplin eine umfassende Regulierung ersetzt, selbst dafür verantwortlich sind, sich über die finanzielle Situation der Versicherer zu informieren, sollte die Reaktion auf Ratingänderungen stärker ausfallen als in Ländern, in denen die Marktdisziplin

<sup>528</sup>Vgl. HALEK / ECKLES (2010), S. 806, 823; GOH / EDERINGTON (1993), S. 2005; HAND et al. (1992), S. 744, 749–752; HOLTHAUSEN / LEFTWICH (1986), S. 57, 68–69.

<sup>529</sup>Vgl. WADE et al. (2015), S. 476–477.

<sup>530</sup>Vgl. CHEN et al. (2018), S. 65.

<sup>531</sup>Vgl. ZANJANI (2002), S. 8–9.

<sup>532</sup>Vgl. EPERMANIS / HARRINGTON (2006), S. 1532–1533, 1541.

<sup>533</sup>Vgl. ELING / SCHMIT (2012), S. 204–205.

### 3 Betrachtung ausgewählter Informationsquellen für Marktdisziplin durch Investoren

nur eine ergänzende Rolle einnimmt. CASTAGNOLO und FERRO (2013) vergleichen deshalb die Reaktion von Versicherungsnehmern in der EU, der Schweiz und Neuseeland. Sie zeigen, dass Marktdisziplin in Krisenzeiten und in weniger intensiv regulierten Jurisdiktionen stärker ausgeprägt ist. Ihre Ergebnisse fallen jedoch weniger eindeutig aus als diejenigen von EPERMANIS und HARRINGTON (2006) und ELING und SCHMIT (2012).<sup>534</sup>

GRACE et al. (2019) untersuchen den Effekt einer Deckung durch Garantiefonds auf die Marktdisziplin für US-amerikanische Lebensversicherer. Die Autoren finden Hinweise auf das Vorliegen von Marktdisziplin, da ein Anstieg des Unternehmensrisikos, d. h. eine Herabstufung eines IFSRs, zu einem signifikanten Rückgang der Wachstumsraten des Bestands und der Prämieinnahmen führt. Für Ratingheraufstufungen kehrt sich der Effekt um. Somit scheinen Garantiefonds die Marktdisziplin in der Versicherungswirtschaft kaum zu beeinträchtigen.<sup>535</sup>

So stellt auch ELING (2012) nach seinem umfassenden Literaturüberblick zur Marktdisziplin in der Versicherungswirtschaft fest, dass die Marktdisziplin, die durch Ratingagenturen und die Veränderung von Ratings ausgeübt wird, von hoher Relevanz für den Versicherungssektor ist.<sup>536</sup> Da jedoch häufiger die Preis- bzw. Nachfragereaktion der Versicherungsnehmer betrachtet werden als diejenige der Investoren, widmet sich die vorliegende Arbeit der möglichen Marktdisziplin durch Aktionäre.

---

<sup>534</sup>Vgl. CASTAGNOLO / FERRO (2013), S. 13–14.

<sup>535</sup>Vgl. GRACE et al. (2019), S. 1, 3.

<sup>536</sup>Vgl. ELING (2012), S. 189.

## 4 Untersuchungsdesign

Als Vorbereitung auf die empirische Analyse nimmt das folgende Kapitel eine umfassende Beschreibung der zugrundeliegenden Methodik vor, da sich die Entscheidungen bezüglich der Konzeption auf die Untersuchungsergebnisse auswirken können.<sup>537</sup> Zunächst werden auf Basis der vorhergehenden theoretischen Ausführungen die zu untersuchenden Hypothesen abgeleitet. Im Anschluss erfolgt die Zusammenstellung der zu betrachtenden Stichprobe, da deren Charakteristika darüber entscheiden, auf welche Weise die durchzuführende Ereignisstudie spezifiziert wird. Die darauf folgenden Abschnitte diskutieren das einzusetzende renditegenerierende Modell, die zu betrachtenden Zeitintervalle und Möglichkeiten der Renditeberechnung. Den Kern des Kapitels bildet die Diskussion ausgewählter Problembereiche bei Ereignisstudien und möglicher Lösungsansätze. Auch die anschließende Auswahl der Teststatistik erfolgt basierend auf ihrer Fähigkeit, diese Probleme angemessen zu berücksichtigen. Da seit HOLLER (2012) keine umfassende Darstellung von Hypothesentests im Rahmen von Ereignisstudien und ihrer Performance mehr erfolgte, liefert Abschnitt 4.7 eine detaillierte Gegenüberstellung verschiedener Testverfahren, ihrer Stärken, Schwächen und Einsatzgebiete. Dabei können Verfahren neueren Datums identifiziert werden, die in ihrer Trennschärfe und Spezifität den traditionell in Ereignisstudien eingesetzten Teststatistiken überlegen sind. Nichtsdestotrotz machten die vorliegenden Ergebnisse die Entwicklung neuer Verfahren zur Ergebnispräsentation notwendig, die in Abschnitt 4.8 vorgestellt werden. Zudem bildet dieses Kapitel die Grundlage für die in Kapitel 6 folgende Methodendiskussion.

### 4.1 Ableitung der Hypothesen

Damit eine Ereignisstudie einen Effekt erfassen kann, muss die veröffentlichte Information einen Einfluss auf den zugehörigen Aktienkurs haben, d. h. sie muss entscheidungsnützlich sowie wertrelevant sein und darf vor der Bekanntgabe nicht öffentlich bekannt sein. Zur Bestimmung des Informationswerts muss das Ereignis zunächst eindeutig identifiziert werden, d. h. im Beobachtungszeitraum dürfen keine anderen kursrelevanten Informationen veröffentlicht werden.<sup>538</sup> Da Kapitalmärkte sehr effizient hinsichtlich der Informationsverarbeitung agieren, sollte der jeweilige Aktienkurs Informationen in relativ kurzer Zeit abbilden.<sup>539</sup> Der Bestimmung des Ereignistages und des zugehörigen Ereignisfensters kommt deshalb eine besondere Bedeutung zu, um eine potentielle Kursreaktion überhaupt erfassen zu können. Die vorliegende Arbeit betrachtet dabei Informationen, die die Versicherer selbst über ihre Geschäftsorganisation, Finanz- und Risikosituation in den Markt geben.

Um die Beziehung zwischen der Veröffentlichung einer Information und der daraus resultierenden Kursbewegung zu untersuchen, teilt MACKINLAY (1997) Informationen in drei Kategorien ein: „gute Nachrichten“, „schlechte Nachrichten“ und „keine Neuigkeit“. HOLLER (2012) fügt als vierte Kategorie

<sup>537</sup>Vgl. ARMITAGE (1995), S. 26; PETERSON (1989), S. 36; BEAVER (1982), S. 324, 329–330.

<sup>538</sup>Siehe zum Problem der überlappenden Ereignisse (Confounding Events) Abschnitt 4.4.3.

<sup>539</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 25, 37; LACKMANN (2010), S. 113–115; MCWILLIAMS / SIEGEL (1997), S. 651; BOWMAN (1983), S. 564.

#### 4 Untersuchungsdesign

„undefinierbare Neuigkeiten“ hinzu.<sup>540</sup> In diese Kategorie fallen die SFCRs. Aufgrund der Neuartigkeit dieser Berichtsform ist davon auszugehen, dass Investoren mindestens im ersten Jahr des Erscheinens noch keine Erwartungen über den Inhalt bilden. Falls sie doch Vermutungen anstellen, sind diese jedoch weder bekannt noch ermittelbar, sodass die Veröffentlichung der SFCRs zunächst den undefinierbaren Informationen zuzuordnen ist. In diesem Fall ist auch die Richtung der Reaktion der Aktionäre unklar. Ist vorab nicht bekannt, ob ein Ereignis einen Aktienkurs positiv oder negativ beeinflusst, kann lediglich eine ungerichtete Unterschiedshypothese aufgestellt werden.<sup>541</sup>

$$H_0 : x = 0$$

$$H_1 : (x > 0) \text{ oder } (x < 0)$$

Von zentraler Bedeutung ist, ob SFCRs entscheidungsnützliche und wertrelevante Informationen über einen Versicherer enthalten. Um die Relevanz und Informationsqualität der SFCRs zu untersuchen, wird deshalb folgende Forschungshypothese gebildet:

H1.A: Nach der Veröffentlichung eines SFCRs können signifikante abnormale Renditen beobachtet werden.

Wie in Abschnitt 3.3 beschrieben stellen SFCRs eine sehr umfangreiche Form der Berichterstattung dar. Gerade zu Beginn des Untersuchungszeitraums fehlt Investoren die Erfahrung bei der Analyse der veröffentlichten Inhalte. Dies sollte sich allerdings im Zeitverlauf ändern, wenn Anleger geübter in der Auswertung der vorgelegten Informationen werden, d. h. sie wissen, wo welche Informationen zu finden sind und welche Elemente eine höhere Relevanz aufweisen als andere. Deshalb lautet die zugehörige Forschungshypothese:

H1.B: Aufgrund eines Lerneffektes wird die Reaktion auf die Veröffentlichung der SFCRs gegen Ende des Untersuchungszeitraums schneller eintreten als zu Beginn.

Die in den SFCRs vermittelte allgemeine Risiko- und Ertragslage liefert keine Hinweise darauf, dass diesbezügliche Informationen bereits im Vorfeld der Veröffentlichung durchsickern könnten bzw. von Insidern in den Kapitalmarkt gegeben werden. Deshalb lautet die dritte Forschungshypothese:

H1.C: Es liegt kein Antizipationseffekt bezüglich der Veröffentlichung eines SFCRs vor.

<sup>540</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 23; MACKINLAY (1997), S. 16, Siehe Abschnitt 3.1.

<sup>541</sup>Vgl. AUER / ROTTMANN (2020), S. 350; HOLLER (2012), S. 38.

#### 4.1 Ableitung der Hypothesen

Im Zuge ihrer Untersuchung zeigen GATZERT und HEIDINGER (2019), dass die in den SFCRs vermittelten Kennzahlen für Aktionäre eine größere Rolle spielen als textuelle Attribute.<sup>542</sup> Aus diesem Grund wird im Folgenden die Solvenzquote als maßgeblicher Inhalt der Solvenzberichte herangezogen.

Da Aktionäre neben der Sicherheit ihrer Anlage vor allem deren Rentabilität im Blick haben, beurteilen sie die Solvenz eines Versicherers nach unterschiedlichen Kriterien. Versicherer mit einer niedrigen Solvenzquote haben ein höheres Insolvenzrisiko und müssen deshalb eine höhere Risikoprämie an ihre Aktionäre zahlen, um dieses erhöhte Risiko auszugleichen. Je höher das Insolvenzrisiko, desto höher sind die daraus resultierenden Risikokapitalkosten und desto geringer ist die risikoadjustierte Rendite. Zur Minimierung des Insolvenzrisikos müssen Versicherer mehr Kapital vorhalten. Obwohl sie in der Folge dafür eine niedrigere Risikoprämie bezahlen müssen, steigen die Risikokapitalkosten unter Umständen dennoch an. Eine Alternative bietet ein möglichst gut diversifiziertes Produktportfolio, das zu geringeren Kapitalanforderungen und somit *ceteris paribus* niedrigeren Kapitalkosten führt.<sup>543</sup> Diese Überlegungen führen zu dem Schluss, dass die aus Sicht der Investoren optimale Höhe der Solvenzquote nicht ohne weiteres bestimmt werden kann. Während eine zu niedrige Solvenzquote das Ausfallrisiko überproportional steigen lässt, kann eine zu hohe Solvenzquote auf verpasste Investitionsmöglichkeiten und damit einhergehend Renditechancen und unnötig hohe Kapitalkosten hindeuten. Dies wäre im Sinne einer wertorientierten Steuerung kontraproduktiv.<sup>544</sup> Jedoch führt bei GATZERT und HEIDINGER (2019) eine höhere Solvenzquote zu positiven CAAR, sodass Aktionäre eine höhere Solvenzquote grundsätzlich als gute Nachricht einzustufen scheinen.<sup>545</sup> Da nun eine explizite Richtung der Reaktion zu erwarten ist, kann eine gerichtete Nullhypothese gewählt werden.<sup>546</sup>

$$H_0 : x \leq 0 \text{ bzw. } x \geq 0$$

$$H_1 : x > 0 \text{ bzw. } x < 0$$

Deshalb lauten die Forschungshypothesen H2.A und H2.B:

H2.A: Eine hohe Solvenzquote wird als gute Nachricht aufgenommen und führt zu positiven abnormalen Renditen.

H2.B: Eine niedrige Solvenzquote wird als schlechte Nachricht aufgenommen und führt zu negativen abnormalen Renditen.

In diesem Zusammenhang stellen GATZERT und HEIDINGER (2019) fest, dass unadjustierte Solvenzquoten, die nicht um Übergangsmaßnahmen für die Rückstellungsbewertung und Diskontierungsverfahren sowie die Volatilitätsanpassung bereinigt werden, einen (schwach) signifikanten Einfluss auf die abnormalen Renditen haben, während der Effekt für berichtete Solvenzquoten nicht signifikant ist. Unadjustierte Solvenzquoten bilden scheinbar die Risikosituation präziser ab.<sup>547</sup> Andererseits weisen MUKH-

<sup>542</sup>Vgl. GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 1.

<sup>543</sup>Vgl. KIELHOLZ (2000), S. 21.

<sup>544</sup>Vgl. ROHATSCH et al. (2018), S. 83–88.

<sup>545</sup>Vgl. GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 23.

<sup>546</sup>Vgl. AUER / ROTTMANN (2020), S. 350; HOLLER (2012), S. 38.

<sup>547</sup>Vgl. GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 8, 14, 17–18.

#### 4 Untersuchungsdesign

TAROV et al. (2022) ebenfalls deutliche Reaktionen auf die Veröffentlichung von Solvenzquoten nach, wobei sie angeben, dem Verfahren von GATZERT und HEIDINGER (2019) zu folgen und unadjustierte Solvenzquoten zu betrachten. Ihr Forschungsdesign lässt jedoch vermuten, dass sie berichtete Solvenzquoten verwenden.<sup>548</sup> Allerdings kann nicht sicher davon ausgegangen werden, dass Investoren mit Hilfe der QRTs eine unadjustierte Solvenzquote ermitteln. Ein solches Vorgehen wäre lediglich institutionellen Investoren und professionellen Analysten zuzutrauen, aber nicht Privatinvestoren. Da Finanzanalysten die Ergebnisse ihrer Analysen in ihre Anlageempfehlung einfließen lassen, können Privatinvestoren jedoch auch auf diesem Wege an Erkenntnisse über die tatsächliche Risikolage gelangen. Dies würde aber wahrscheinlich zu einer Verzögerung der Reaktion führen. Angesichts dieser widersprüchlichen Ergebnisse werden die Hypothesen H2.A, H2.B, H3.A und H3.B sowohl für berichtete als auch für unadjustierte Solvenzquoten überprüft.

Spätestens ab dem zweiten Jahr der Veröffentlichung der SFCRs ist es möglich, dass Investoren Erwartungen über die Inhalte des SFCR bilden. So verwenden MUKHTAROV et al. (2022) als erwartete Solvenzquote den zuletzt berichteten Wert und berechnen die unerwartete Solvenzquote als Differenz zwischen der tatsächlichen und der erwarteten Kennzahl.<sup>549</sup> Jedoch ist fraglich, ob eine steigende (fallende) Solvenzquote eine gute (schlechte) Nachricht darstellt oder umgekehrt. Wie in Abschnitt 3.3.4 beschrieben, zeigen ZIMMER et al. (2009) in ihren Experimenten, dass Probanden bereits auf einen minimalen Anstieg des Ausfallrisikos mit einer Änderung ihrer Nachfrage nach Versicherungsprodukten reagieren und empfehlen deshalb eine möglichst hohe Ziel-Solvenz für Versicherer.<sup>550</sup> Allerdings gelten diese Erkenntnisse für Versicherungsnehmer, die vor allem die Zahlungssicherheit ihres Versicherer als Qualitätsmerkmal heranziehen. Aktionäre beurteilen die Solvenz eines Versicherers jedoch nach anderen Kriterien.<sup>551</sup> So stufen Aktionäre in der Untersuchung von MUKHTAROV et al. (2022) eine höhere unerwartete Solvenzquote grundsätzlich als gute Nachricht ein, während eine niedrigere unerwartete Solvenzquote zu signifikant negativen abnormalen Renditen führt.<sup>552</sup> Deshalb lauten die Forschungshypothesen:

H3.A: Eine hohe unerwartete bzw. steigende Solvenzquote führt zu positiven abnormalen Renditen.

H3.B: Eine niedrige unerwartete bzw. sinkende Solvenzquote führt zu negativen abnormalen Renditen.

Ob Aktionäre auf positive und negative Nachrichten gleich stark reagieren, ist ebenfalls zu überprüfen, da zwar einige Studien eine symmetrische Reaktion von Aktionären auf positive und negative Nachrichten dokumentieren, es aber auch zahlreiche Hinweise auf asymmetrische Reaktionen gibt.<sup>553</sup>

Grundsätzlich möchten Aktionäre mit ihren Investitionen entsprechende Renditen erwirtschaften. Während sich private Investoren meist mit einer angemessenen Rendite begnügen, sind die Renditeforderungen von institutionellen Anlegern häufig höher.<sup>554</sup> Sollten Aktionäre vor allem an der Performance eines

<sup>548</sup>Vgl. Abschnitt 3.3.4; GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 8; MUKHTAROV et al. (2022), S. 237–239, 248, 252, 262.

<sup>549</sup>Vgl. MUKHTAROV et al. (2022), S. 247. Diese Form der Erwartungsbildung wird als naiv bezeichnet. Vgl. FAH / SIN (2014), S. 167, HUFFEL et al. (1996), S. 695, 697.

<sup>550</sup>Vgl. ZIMMER et al. (2009), S. 11.

<sup>551</sup>Vgl. KIELHOLZ (2000), S. 21.

<sup>552</sup>Vgl. MUKHTAROV et al. (2022), S. 262.

<sup>553</sup>Vgl. Abschnitte 3.4.4 und 3.2.2.

<sup>554</sup>Vgl. KIRCHHOFF (2005), S. 42, 45.

#### 4.1 Ableitung der Hypothesen

Wertpapieres interessiert sein, würden sie deshalb schneller und/oder stärker auf die Veröffentlichung von Geschäftszahlen in Quartals- und Geschäftsberichten als auf die Risikoberichterstattung reagieren. Hat für die Aktionäre jedoch eine stetige und langfristige positive Performance einen höheren Stellenwert als kurzfristige Gewinne, gewinnt die Risikosituation eines Unternehmens an Bedeutung.<sup>555</sup> Insbesondere Versicherer sind auf den Umgang mit und das Management von Risiken spezialisiert, sodass Risiken ihrem Geschäftsmodell inhärent sind.<sup>556</sup> Insofern könnte der Risikoberichterstattung ein höherer Stellenwert zukommen als in anderen Wirtschaftszweigen. Darauf weisen auch die Erkenntnisse von MUKHTAROV et al. (2022) hin, da Gewinnmitteilungen einen geringeren Einfluss auf abnormale Renditen haben als Solvenzinformationen. Informationen über Risiken scheinen somit für Aktionäre von Versicherungsunternehmen eine wichtige Rolle zu spielen.<sup>557</sup> Deshalb lautet die Forschungshypothese:

H4.A: Die Veröffentlichung von SFCRs führt zu stärkeren Reaktionen als die Veröffentlichung von Geschäftszahlen.

Als Geschäftszahlen werden im Rahmen dieser Untersuchung Halbjahres- und Quartalsberichte, vorläufige Geschäftsberichte und die Geschäftsberichte selbst bezeichnet. Wie die Literaturüberblicke zeigen, reagieren Aktionäre regelmäßig auf ein Übertreffen (Unterschreiten) ihrer Gewinnerwartungen mit positiven (negativen) Aktienkursentwicklungen. Die zugehörigen Forschungshypothesen lauten deshalb:

H4.B: Eine positive Überraschung bei der Veröffentlichung von Geschäftszahlen führt zu positiven abnormalen Renditen.

H4.C: Eine negative Überraschung bei der Veröffentlichung von Geschäftszahlen führt zu negativen abnormalen Renditen.

Hinsichtlich der Geschäftsberichte schlussfolgern BALL und BROWN (1968), dass ca. 85 % bis 90 % der Inhalte bereits durch unterjährige Berichterstattung in den Markt gegeben werden.<sup>558</sup> Die (vorläufigen) Ergebnisse eines Jahres würden dann nur noch bereits bekannte Informationen bestätigen. Sollten sie doch zusätzlich zur unterjährigen Berichterstattung weitere Informationen beinhalten, könnten diese einen so geringen Neuigkeitswert haben, dass es trotzdem zu keiner nennenswerten Reaktion der Investoren kommt. Allerdings zeigen Anleger bei GRIFFIN (2003) eine größere Reaktion auf jährliche Berichte als auf Quartalsberichte,<sup>559</sup> sodass bei ihnen der Informationswert von Quartals- und Halbjahresberichten geringer zu sein scheint als derjenige von (vorläufigen) Geschäftsberichten. Der (vorläufige) Geschäftsbericht bringt erstmals die übermittelten Informationen in einen größeren Zusammenhang und kann so neue Impulse in den Markt geben. Aufgrund der widersprüchlichen Ergebnisse diesbezüglich kann jedoch keine eindeutige Annahme getroffen werden, sodass Hypothese 4.D lautet:

H4.D: Auf die Veröffentlichung von Zwischenberichten reagieren die Aktionäre stärker als auf die Veröffentlichung des (vorläufigen) Geschäftsberichts.

<sup>555</sup>Vgl. KUNZ (1998), S. 393–394.

<sup>556</sup>Vgl. ROMEIKE (2007), S. 7–9.

<sup>557</sup>Vgl. MUKHTAROV et al. (2022), S. 262. Siehe hierzu auch Abschnitt 3.3.4.

<sup>558</sup>Vgl. BALL / BROWN (1968), S. 176.

<sup>559</sup>Vgl. GRIFFIN (2003), S. 453.

#### 4 Untersuchungsdesign

Während die erste Einschätzung der Geschäftsleitung lediglich die wichtigsten Umsatz- und Ertragszahlen enthält, liefert der vorläufige Geschäftsbericht einen umfassenderen Überblick über das abgelaufene Geschäftsjahr. Diese vorläufigen Zahlen werden üblicherweise im Geschäftsbericht nur noch bestätigt, der somit außer dem Testat eines unabhängigen Wirtschaftsprüfers und etwas mehr Details kaum einen Mehrwert liefert. Aus diesem Grund sollten die vorläufigen Zahlen einen höheren Informationswert besitzen als der Geschäftsbericht.<sup>560</sup> Deshalb lautet die zugehörige Forschungshypothese:

H4.E: Auf die Veröffentlichung von vorläufigen Geschäftszahlen reagieren die Aktionäre stärker als auf die Veröffentlichung des Geschäftsberichts.

Zur besseren Einordnung der Reaktion der Aktionäre auf die Solvenzberichte werden in einem letzten Schritt Ratings als etablierte Kennzahl zu Vergleichszwecken herangezogen. In diesem Zusammenhang wurden bereits zahlreiche Fragestellungen zum Informationswert von Ratings untersucht,<sup>561</sup> sodass aufgrund der breiten Herangehensweise der vorliegenden Arbeit keine tiefgehende Analyse einzelner Einflussfaktoren erfolgt, sondern lediglich die Beobachtung der Reaktionen auf Herauf- und Herabstufungen sowie Bestätigungen, um diese mit der Reaktion auf SFCRs vergleichen zu können.

Da SFCRs unter Umständen sehr umfangreich sein können, beansprucht die Auswertung der Informationen trotz der hohen Standardisierung des Berichts durch die vorgegebene Gliederung einige Zeit.<sup>562</sup> Dagegen reduzieren Ratings diese komplexen Informationen auf ein einzelnes Symbol.<sup>563</sup> Investoren verfügen zudem über viel Erfahrung bei der Interpretation von Ratings und sollten demnach innerhalb einer kurzen Zeitspanne auf eine Ratinganpassung reagieren.<sup>564</sup>

H5.A: Aktionäre reagieren schneller bzw. früher auf die Bekanntgabe einer Ratingänderung als auf die Veröffentlichung eines SFCRs.

Die Ergebnisse von GATZERT und HEIDINGER (2019) lassen jedoch vermuten, dass Investoren zur Entscheidungsfindung nicht den gesamten SFCR, sondern lediglich die Solvenzquote als umfassende Kennzahl heranziehen.<sup>565</sup> Allerdings beinhaltet die Solvenzquote nur quantitative Aspekte der Risikosituation der Versicherungsunternehmen, während in die Beurteilung der Ratingagenturen auch eine qualitative Einschätzung der Geschäftsentwicklung und der Qualität des Managements einfließt.<sup>566</sup> Diese Informationen finden sich zwar auch in den SFCRs, müssen aber erst zusammengetragen und analysiert werden. Zudem erwähnen nicht alle Versicherer die Solvenzquote explizit in ihren Berichten. Investoren müssten sie dann selbst mithilfe der Zahlen aus den QRTs berechnen. Aufgrund des höheren Informationsgehalts, der größeren Verbreitung und der leichteren Auffindbarkeit von Finanzstärkeratings lautet die zugehörige Forschungshypothese:

<sup>560</sup>Vgl. BALL / BROWN (1968), S. 166.

<sup>561</sup>Siehe Abschnitt 3.4.4.

<sup>562</sup>Vgl. Delegierte Verordnung 2015/35 Art. 290.

<sup>563</sup>Vgl. EVERLING (2004), S. 330.

<sup>564</sup>Vgl. HALEK / ECKLES (2010), S. 821.

<sup>565</sup>Vgl. GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 1.

<sup>566</sup>Vgl. MOUNT et al. (2023), S. 1; STANDARD & POOR'S GLOBAL RATINGS (2019), S. 3; POTTIER / SOMMER (2002), S. 114; POTTIER / SOMMER (1999), S. 621.



H5.B: Aktionäre reagieren stärker auf die Bekanntgabe einer Ratingänderung als auf die Veröffentlichung eines SFCRs.

Insbesondere im Jahr 2020 erfolgten einige Herabstufungen nicht aufgrund einer Verschlechterung der finanziellen Situation der Versicherer, sondern durch die Kopplung der IFSRs an die Länderratings. So führte eine Steigerung des Länderrisikos infolge der Covid-19-Pandemie automatisch zu einer Herabstufung der dort ansässigen Unternehmen.<sup>567</sup> Da in diesem Fall das Rating keine negative Unternehmensentwicklung widerspiegelt, könnten Marktteilnehmer die Ratingaktion ignorieren.

Auch GOH und EDERINGTON (1993) gehen davon aus, dass Herabstufungen je nach Ursache der Steigerung des Unternehmensrisikos unterschiedliche Reaktionen der Aktienkurse hervorrufen können.<sup>568</sup> Jedoch zeigt die überwiegende Mehrheit der empirischen Befunde eine negative Aktienkursreaktion nach einer Ratingherabstufung: Sowohl die Arbeiten zu Unternehmen allgemein als auch Untersuchungen, die speziell den Banken- oder Versicherungssektor betrachten, finden mehrheitlich signifikant negative abnormale Renditen in Folge einer Herabstufung eines Ratings.<sup>569</sup>

Hinsichtlich der Heraufstufung eines Ratings sind die empirischen Belege weniger eindeutig: Während einige Untersuchungen hohe signifikant positive Kursbewegungen in Folge der Verbesserung eines Ratings beobachten,<sup>570</sup> finden mehr Arbeiten zwar signifikante, aber nur niedrige positive abnormale Renditen.<sup>571</sup> Zahlreiche Studien belegen jedoch auch eine asymmetrische Reaktion auf Ratingänderungen, indem sie zwar eine signifikant negative Reaktion auf Herabstufungen, aber keine signifikante Reaktion auf Heraufstufungen nachweisen.<sup>572</sup> Aufgrund dieser Befunde scheinen sowohl positive als auch keine Reaktionen auf eine Heraufstufung möglich zu sein.

Analog zu HALEK und ECKLES (2010) werden deshalb folgende Forschungshypothesen definiert:<sup>573</sup>

H5.C: Auf die Bekanntgabe einer Heraufstufung eines Ratings folgen positive abnormale Renditen.

H5.D: Auf die Bekanntgabe einer Herabstufung eines Ratings folgen negative abnormale Renditen.

Da Ratingaktionen scheinbar eindeutig im Falle einer Heraufstufung als gute bzw. im Falle einer Herabstufung als schlechte Nachrichten klassifiziert werden können, hat bisher die wohl größte Kategorie der Bekanntmachungen rund um Ratings – die Bestätigung eines Ratings – noch kaum Eingang in die empirische Forschung gefunden. Eine mögliche Ursache könnte sein, dass angenommen wird, dass eine

<sup>567</sup>Vgl. UNIPOL GRUPPO (2020).

<sup>568</sup>Vgl. Abschnitt 3.4.4; GOH / EDERINGTON (1993), S. 2001.

<sup>569</sup>Vgl. z. B. HALEK / ECKLES (2010), S. 801, 806; GROPP / RICHARDS (2001), S. 19; HAND et al. (1992), S. 744, 749–752; SCHWEITZER et al. (1992), S. 261–262; HOLTHAUSEN / LEFTWICH (1986), S. 57, 69.

<sup>570</sup>Vgl. z. B. GROPP / RICHARDS (2001), S. 19.

<sup>571</sup>Vgl. z. B. HALEK / ECKLES (2010), S. 801, 806; LINCIANO (2004), S. 13; SCHWEITZER et al. (1992), S. 261–262.

<sup>572</sup>Vgl. z. B. HAND et al. (1992), S. 744, 749–752; SINGH / POWER (1992), S. 314; HOLTHAUSEN / LEFTWICH (1986), S. 57, 69.

<sup>573</sup>Vgl. HALEK / ECKLES (2010), S. 808.

#### 4 Untersuchungsdesign

Ratingbestätigung keine neuen Informationen in den Kapitalmarkt übermittelt und somit keinen Informationswert aufweist. Sie wird deshalb häufig der Kategorie „keine Neuigkeiten“ zugeordnet. Dementsprechend können HALEK und ECKLES (2010) nur schwache, kaum signifikante kumulierte abnormale Renditen mit überwiegend positiven, aber wechselnden Vorzeichen feststellen.<sup>574</sup>

Allerdings deutet eine sehr starke negative Reaktion auf Herabstufungen auf eine Antizipation einer drohenden Abwärtsspirale hin.<sup>575</sup> In diesem Fall wäre die Bestätigung eines Ratings eine positive Nachricht, dass ein solcher Effekt nicht zu erwarten ist. Andererseits kann eine Bestätigung auch als negative Information aufgefasst werden, da sich die Situation des Unternehmens nicht verbessert hat. Die Reaktion auf eine Ratingbestätigung hängt somit stark von den Erwartungen der Aktionäre ab: Wird eine Herabstufung erwartet, ist eine Bestätigung eine gute Nachricht und umgekehrt. Die Bestätigung eines Ratings sollte dann zu einer schwach positiven (negativen) Reaktion führen, da der Informationswert deutlich geringer als bei einer Änderung ist. Da über die Richtung der Reaktion keine Vorhersage getroffen werden kann, wird eine ungerichtete Hypothese gebildet.

H5.E: Aktionäre reagieren auf die Bekanntgabe einer Rating-Bestätigung, jedoch schwächer als auf eine Änderung.

Die Testung dieser Hypothesen erfolgt mit Hilfe von Ereignisstudien. Der grundsätzliche Aufbau dieser Untersuchungsmethodik wird im folgenden Abschnitt erläutert.

## 4.2 Grundlagen zur Durchführung von Ereignisstudien

Grundsätzlich stellt sich die Frage, welche Eigenschaften einen Sachverhalt zu einem Ereignis machen. In der Wissenschaft und der Praxis herrscht Einigkeit darüber, dass bestimmte Informationen das Potenzial haben, den Kurs einer Aktie zu beeinflussen. Dies gilt z. B. für Gewinnmitteilungen, die Ankündigung von Mergers & Acquisitions oder Ratingänderungen.<sup>576</sup> Zur Bestimmung des Informationsgehalts von Nachrichten für Kapitalmarktteilnehmer und zur Überprüfung der Markteffizienz sind Ereignisstudien dann geeignet, wenn ein Ereignis die Vermögensposition eines Wirtschaftssubjekts beeinflusst, dem Kapitalmarkt neue Informationen liefert und dies nicht vom Markt antizipiert wird. Bei der Überprüfung der Markteffizienz liegt der Fokus auf der Geschwindigkeit, mit der der Markt neue Informationen verarbeitet, und ob dies korrekt erfolgt. Untersuchungen des Informationswerts analysieren dagegen, wie stark die Kursrenditen auf bestimmte Informationen reagieren.<sup>577</sup> Die vorliegende Arbeit kombiniert beide Aspekte und betrachtet, ob und in welchem Ausmaß es zu einer Kursreaktion kommt, und wie lange der Prozess der Informationsverarbeitung andauert.

Insbesondere die Arbeiten von FAMA et al. (1969) und BALL und BROWN (1968) haben die Untersuchung der Reaktionen der Marktteilnehmer auf neue Informationen entscheidend geprägt. Auf ihrer Basis kann aus den Veränderungen des Marktwerts eines Unternehmens abgeleitet werden, ob diese Informationen für Aktionäre entscheidungsnützlich sind.<sup>578</sup> Wenn eine Information für einen Aktionär

<sup>574</sup>Vgl. HALEK / ECKLES (2010), S. 808, 819.

<sup>575</sup>Vgl. HALEK / ECKLES (2010), S. 806.

<sup>576</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 24–26.

<sup>577</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 9–10, 23; MCWILLIAMS / SIEGEL (1997), S. 651; HENDERSON (1990), S. 282–283; BOWMAN (1983), S. 562.

<sup>578</sup>Vgl. LACKMANN (2010), S. 137; FAMA et al. (1969), S. 3–5; BALL / BROWN (1968), S. 160–163.

## 4.2 Grundlagen zur Durchführung von Ereignisstudien

einen Wert besitzt, ändert sie dessen Erwartungen bezüglich der Wahrscheinlichkeit und/oder Höhe zukünftiger Erträge. Ist die Anpassung der Erwartungen ausreichend groß, ruft sie eine Verhaltensänderung in Form einer Wertpapiertransaktion hervor. Divergieren die Einschätzungen der Investoren bezüglich der Interpretation dieser Information, steigt das Handelsvolumen der entsprechenden Aktien bis sich nach einiger Zeit ein Konsens einstellt. Kommt es dagegen direkt nach der Veröffentlichung zu einem Konsens, erfolgt bei homogenen Risikopräferenzen nur eine Preisreaktion. Bei heterogenen Risikopräferenzen reagieren hingegen häufig Preise und Handelsvolumina. Während eine Preisreaktion dabei die Einschätzung des gesamten Kapitalmarkts widerspiegelt, bildet ein verändertes Handelsvolumen die Erwartungen einzelner Investoren ab.<sup>579</sup> Der lückenhafte Forschungsstand bezüglich der SFCRs und ihrer marktlichen Auswirkungen erschwerte in Abschnitt 4.1 die Hypothesenbildung über die Erwartungen der Investoren. Da ein Konsens der Investoren unwahrscheinlich ist, wäre das Handelsvolumen als Untersuchungsgegenstand geeignet. Jedoch liegt der Fokus der vorliegenden Arbeit zur Marktdisziplin auf der Möglichkeit der Gesamtheit der Investoren, die Bewertung eines (Versicherungs-)Unternehmens in ihrem Sinne zu beeinflussen, sodass die Untersuchung möglicher Preisreaktionen zielführender ist. Zusätzlich ermöglicht die Betrachtung von Wertpapierpreisen die Bestimmung des Informationswerts.

Während sich dabei die Kalenderzeit auf die in der Realität zu beobachtenden Ereigniszeitpunkte und Zeiträume bezieht (ausgedrückt in Daten), wird in der Ereigniszeit der Ereignistag als  $t = t_0 = 0$  bezeichnet. Alle Wertpapier-Zeitreihen werden anschließend am Ereignistag ausgerichtet.<sup>580</sup> Um ereignisinduzierte Effekte, d. h. eine abnormale Entwicklung der Wertpapierpreise rund um den Zeitpunkt eines Ereignisses, sichtbar machen zu können, muss zunächst die beobachtete Rendite um marktweite Einflüsse bereinigt werden. Als Vergleichswert wird hierfür regelmäßig ein Modell zur Bestimmung der „normalen“ Renditen spezifiziert, d. h. der erwarteten Gleichgewichtsrenditen, wenn das Ereignis nicht eingetreten wäre. Die abnormale Rendite zu jedem Zeitpunkt  $t$  ergibt sich dann als die Differenz zwischen der tatsächlichen ex post realisierten Rendite und der zu erwartenden Rendite.<sup>581</sup>

Eine ereignisinduzierte Kursreaktion kann nur auftreten, wenn die Marktteilnehmer noch keine Kenntnis von der auslösenden Information haben und diese auch nicht erwarten. Es geht folglich darum, den nicht antizipierten Teil der Neuigkeit zu messen. Außerdem muss die Information einen positiven oder negativen Informationswert besitzen.<sup>582</sup> In einem effizienten Kapitalmarkt sollten abnormale Renditen nicht systematisch erzielbar sein, da Investoren Ereignisse nicht mit Sicherheit vorhersagen können. Werden Ereignisse nicht antizipiert, kann eine Ereignisstudie durch Messung der Höhe der abnormalen Renditen den Wert einer Information bestimmen. In einem von mittelstrenger Effizienz geprägten Markt sollten sich die Wertpapierpreise schnell anpassen, um die neue Information vollständig widerzuspiegeln. Langfristig bestehende, systematisch von Null verschiedene abnormale Renditen sollten nicht auftreten. Aus diesem Grund muss in einem effizienten Markt das Maß für abnormale Renditen so spezifiziert sein, dass durch das Ereignis bedingte abnormale Renditen systematisch von Null verschieden sind. Jedoch sollten abnormale Renditen einen Erwartungswert von Null aufweisen, um mit der Effizienzmarkthypothese vereinbar zu sein.<sup>583</sup> Dabei gilt, dass große Überrenditen leichter identifiziert werden können als niedrige abnormale Renditen. Ähnlich sollten Überrenditen in großen Stichproben leichter aufzudecken sein, da der Einfluss idiosynkratischer, unternehmensspezifischer Faktoren weg diversifiziert wird.<sup>584</sup>

<sup>579</sup>Vgl. ASTHANA / BALSAM (2001), S. 353–355; BEAVER (1968), S. 68–69.

<sup>580</sup>Vgl. CAMPBELL et al. (1997), S. 157.

<sup>581</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 41; PETERSON (1989), S. 37; BROWN / WARNER (1980), S. 205, 207. Siehe zudem Abschnitte 4.4.1 zur Auswahl des Rendite-generierenden Modells und 4.5 zur Bestimmung der Renditen.

<sup>582</sup>Vgl. MUKHTAROV et al. (2022), S. 263; HOLLER (2012), S. 37.

<sup>583</sup>Vgl. BROWN / WARNER (1980), S. 205–206, 208–209.

<sup>584</sup>Vgl. DYCKMAN et al. (1984), S. 5, 21.

## 4 Untersuchungsdesign

Zur sicheren Identifikation abnormaler Renditen ist eine möglichst präzise Bestimmung des Ereignisdatums notwendig.<sup>585</sup> Das Internet und die elektronische Datenverarbeitung beschleunigen dabei die Informationsverarbeitung auf einem effizienten Kapitalmarkt. Aus diesem Grund widmen sich die Abschnitte 4.4.3 und 4.4.2 der Festlegung der zu verwendenden Schätz- und Ereignisfenster sowie den dabei zu berücksichtigenden Problematiken. Um den Informationswert sicher bestimmen zu können, dürfen keine weiteren kursrelevanten Informationen im Untersuchungszeitraum veröffentlicht werden,<sup>586</sup> d. h. überlappende Ereignisse (Confounding Events), die das Ereignisfenster verunreinigen, sollten vermieden werden. Probleme wie dieses werden im weiteren Verlauf dieser Arbeit aufgegriffen (siehe Abschnitt 4.4.3). Insbesondere die negativen Folgen von Clustering auf die Durchführung der Signifikanzprüfung, wenn Ereignisse bei mehreren Versicherungsunternehmen gleichzeitig stattfinden, werden aufgrund der besonderen Relevanz für die vorliegende Arbeit intensiv betrachtet (siehe Abschnitt 4.6.3). Infolgedessen wird besonderes Augenmerk auf die Auswahl der Teststatistik gelegt, um mögliche statistische Probleme bestmöglich abbilden und umgehen zu können (siehe Abschnitt 4.7).

Der folgende Abschnitt beschreibt in diesem Sinne zunächst die Zusammenstellung der zu betrachtenden Stichprobe und die Ermittlung der Ereignisdaten.

## 4.3 Darstellung des Datenerhebungsprozesses

### 4.3.1 Zusammenstellung der Stichprobe

Der Untersuchungszeitraum erstreckt sich vom 01.01.2017 bis zum 30.06.2021, sodass er die Veröffentlichung von bis zu fünf SFCRs erfasst. Diese mehrjährige Betrachtung ermöglicht zum einen die Analyse des zeitlichen Verlaufs und möglicher Änderungen der Reaktion, zum anderen stellt sie einen ausreichenden Stichprobenumfang sicher, der die Ermittlung zuverlässiger Schätzwerte zulässt.<sup>587</sup> In diesen Zeitraum fällt auch der Ausbruch der Covid-19-Pandemie im Frühjahr 2020, die zu erheblichen (Kapital-)Markturbulenzen führte.<sup>588</sup> Diese zeigen sich auch in den jährlichen Analysen und wirken sich dementsprechend auf die jahresübergreifende Analyse aus.

Da diese Arbeit die Kursreaktion auf die Veröffentlichung von SFCRs untersucht und mit der Reaktion auf weitere Kommunikationsformen vergleicht, berücksichtigt sie alle börsennotierten Versicherungsunternehmen, die in der EU ansässig sind und somit der Regulierung durch die Europäische Aufsichtsbehörde für das Versicherungswesen und die betriebliche Altersversorgung (EIOPA) unterliegen. Zu diesem Zweck wurden bei Refinitiv/Thomson Reuters Datastream (Refinitiv) alle an einer europäischen Börse aktiv notierten Aktien (Primary Quotes) von Versicherungsunternehmen mit Sitz in der EU<sup>589</sup> ermittelt, die durch die Thomson Reuters Business Classification (TRBC) dem Sektor „Insurance“ zugeordnet werden. Zusätzlich wurden die von Refinitiv bereitgestellten Listen („Insurance“, „Reinsurance“, „Full Line Insurance“, „Life Insurance“ und „Nonlife Insurance EU“), große Aktienindizes wie beispielsweise der

---

<sup>585</sup>Vgl. DYCKMAN et al. (1984), S. 21.

<sup>586</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 37.

<sup>587</sup>Vgl. AUER / ROTTMANN (2020), S. 312.

<sup>588</sup>Vgl. MAZUR et al. (2021).

<sup>589</sup>Da das Vereinigte Königreich zu Beginn des Beobachtungszeitraums noch Mitglied der EU war und die überwiegende Mehrheit der britischen Versicherer auch nach dem Austritt aus der EU weiterhin SFCRs veröffentlichten, wird das Vereinigte Königreich bis zum Ende des Beobachtungszeitraums der EU zugerechnet.

Tabelle 4.1: Zusammenstellung der Stichprobe

Versicherer, die an einer europäischen Börse notiert sind (Refinitiv-Abfrage, europäische Indizes und Börsenplätze, Abgleich mit früheren Stichproben)	112
Ausgeschlossen werden:	
Unternehmen, deren Kerngeschäft nicht Versicherung ist	15
Unternehmen, die keinen (englischsprachigen) SFCR veröffentlicht haben	39
Unternehmen, deren SFCR kein Veröffentlichungsdatum zugeordnet werden kann	12
Unternehmen, für die keine vollständige Kurshistorie vorliegt	3
Resultierende Stichprobengröße:	43

STOXX Europe 600 Insurance und große Börsen Europas auf Versicherungsunternehmen hin überprüft, die bei der ersten Erhebung nicht erfasst wurden.<sup>590</sup>

Dabei konnten auch einige Versicherer mit Sitz in der Schweiz identifiziert werden. Die Schweiz ist durch zahlreiche bilaterale Abkommen sowohl wirtschaftlich als auch rechtlich eng mit der EU verbunden.<sup>591</sup> Die Relevanz für europäische Aktienmärkte zeigt sich zudem in der Aufnahme mehrerer Versicherer aus der Schweiz in europäische Aktienindizes. In diesen Indizes finden sich auch Unternehmen mit Sitz in Norwegen, das zwar nicht Mitglied der EU ist und deshalb nicht direkt den europäischen Regulierungsvorschriften unterliegt, jedoch als Mitglied des Europäischen Wirtschaftsraums (EWR) eine große Nähe zur EU aufweist. Deshalb berücksichtigt die vorliegende Arbeit auch diese Versicherer, wenn sie im Untersuchungszeitraum einen SFCR veröffentlicht haben.<sup>592</sup> Für andere Länder, die dem EWR angehören, jedoch nicht der EU, können keine börsennotierten Versicherer gefunden werden, die einen SFCR veröffentlichen. Als letztes werden eventuell noch fehlende Versicherungsunternehmen aus der von GATZERT und HEIDINGER (2019) verwendeten Stichprobe ergänzt.<sup>593</sup>

Die resultierende Stichprobe umfasst zunächst 112 Versicherungsunternehmen und wird wie in Tabelle 4.1 zu sehen bereinigt: In einem ersten Schritt werden 15 Unternehmen ausgeschlossen, deren Kerngeschäft nicht Versicherung ist (Makler, Bankassekuranz etc.). Weiterhin werden nur Versicherer berücksichtigt, die im Untersuchungszeitraum mindestens einen SFCR in englischer Sprache mit bekanntem Veröffentlichungsdatum herausgegeben haben.<sup>594</sup>

<sup>590</sup>Obwohl die Old Mutual plc den Großteil ihrer Geschäfte in Afrika ausübt, hat sie ihren Hauptsitz in London und ist dort an der Börse gelistet. Da sich diese Untersuchung nicht auf die Geschäftstätigkeit, sondern auf die Börsennotierung, die Aktionäre und ihre Reaktionen konzentriert, wird die Old Mutual plc in der Stichprobe belassen. Nach einer Umstrukturierung im Jahr 2018 veröffentlicht sie jedoch keine weiteren SFCRs und stellt die Börsennotierung in London ein. Vgl. OLD MUTUAL PLC (2017), S. 2, 15, 18. Auch die Hiscox Insurance Company Limited hat zwar ihren Firmensitz auf Bermuda, ist aber an der Londoner Börse notiert und veröffentlicht SFCRs. Dieses Vorgehen entspricht demjenigen von GATZERT und HEIDINGER (2019), sodass auch dort die Voraussetzung „Sitz in der EU“ aufgeweicht wird.

<sup>591</sup>Vgl. SCHWEIZERISCHER BUNDESRAT ZUR EUROPAPOLITIK (2022).

<sup>592</sup>Vgl. EUROPÄISCHES PARLAMENT (2021), S. 1.

<sup>593</sup>Vgl. GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 25.

<sup>594</sup>10 der 12 Versicherer, für die kein Veröffentlichungsdatum für SFCRs ermittelt werden konnte, sind in der Stichprobe von GATZERT und HEIDINGER (2019) enthalten: Beazley PLC, Chesnara PLC, Hansard Global PLC, Lancashire Holdings Limited, Minerva Insurance Company Public Ltd, Personal Group Holdings PLC, Phoenix Group Holdings PLC, Sampo Oyj, SCOR SE, Standard Life PLC. Diese Daten waren zum Zeitpunkt der Erhebung nicht mehr auf den Internetseiten der Unternehmen verfügbar.

## 4 Untersuchungsdesign

Da fehlende Daten bei der Durchführung von Ereignisstudien problematisch sein können (siehe Abschnitt 4.6.1), wird häufig verlangt, dass in einem bestimmten Zeitraum um das Ereignis keine Kursdaten fehlen.<sup>595</sup> Die vorliegende Untersuchung betrachtet jedoch verschiedene Ereignisse, die über das ganze Geschäftsjahr verteilt sind, und Ereignisfenster variabler Länge, sodass zahlreiche Intervalle diese Bedingung erfüllen müssen. Aus diesem Grund sind fehlende Kursdaten nicht nur während eines bestimmten Zeitraumes, sondern im gesamten Untersuchungszeitraum problematisch, sodass Unternehmen mit einer unzureichenden Kurshistorie aus der Untersuchung ausgeschlossen werden.<sup>596</sup>

Die bereinigte Stichprobe umfasst 43 Versicherer und somit 5 Unternehmen weniger als die Stichprobe von GATZERT und HEIDINGER (2019). Obwohl 12 Unternehmen aus dieser früheren Untersuchung ausgeschlossen werden mussten, konnten durch die Ausweitung auf den EWR und das Auffinden weiterer Versicherer 7 Unternehmen hinzugefügt werden.<sup>597</sup>

Zur Abgrenzung der relevanten Zeitabschnitte für die Ereignisstudie muss zunächst das Ereignis zeitlich festgelegt werden. Hierfür kommen häufig mehrere Zeitpunkte in Betracht.<sup>598</sup> Eine präzise Bestimmung des Ereignisdatums ist jedoch die Voraussetzung für einen möglichst sicheren Nachweis abnormaler Renditen.<sup>599</sup> Der folgende Abschnitt erläutert deshalb das Vorgehen zur Festlegung des zu betrachtenden Ereignistages.

### 4.3.2 Festlegung des Ereignistages

Die Berichte der in der Stichprobe enthaltenen Versicherer werden sowohl in Landessprache als auch auf Englisch veröffentlicht. Meist erfolgt zuerst die Veröffentlichung in Landessprache und später der Bericht in englischer Sprache. Grundsätzlich wäre davon auszugehen, dass der zuerst veröffentlichte Bericht aufgrund des größeren Neuigkeitswerts der vermittelten Inhalte zu einer stärkeren Kursreaktion führt. Wenn abnormale Renditen auftreten, dann in Folge der Erstveröffentlichung. Zu dem Zeitpunkt, zu dem die Berichte auf Englisch veröffentlicht werden, stellen die Inhalte bereits keine neuen Informationen mehr dar. In diesem Fall ist die mögliche Kursreaktion allerdings auf inländische Investoren beschränkt, die der Landessprache mächtig sind. Eine breite, internationale Reaktion wird dagegen erst nach der Veröffentlichung eines englischsprachigen Berichts erwartet.

Andererseits werden die für die empirische Analyse notwendigen Aktienkurse an der jeweiligen Heimatbörse ermittelt. Für dort ansässige Investoren stellen die Berichte in Landessprache eine neue Information dar, die später erscheinenden englischsprachigen Berichte jedoch nicht mehr. Allerdings fällt die Wahl vor allem deshalb auf die Heimatbörse, da dort das größte Handelsvolumen und somit die stärkste

<sup>595</sup>Vgl. KOLARI / PYNNÖNEN (2008), S. 20.

<sup>596</sup>Die Atlantic Insurance Company Public Ltd und die Cosmos Insurance PCL weisen zu große Lücken in ihrer Kurshistorie auf, da die Aktien häufig nicht gehandelt werden und sich der Kurs über größere Zeiträume nicht ändert. Beispielsweise veröffentlichte die Atlantic Insurance Company Public Ltd ihren SFCR am 02.06.2020. An den darauffolgenden Tagen fand kein Handel statt, erst wieder am 09.06.2020 zu einem Kurs von 1,20 €. Bis auf eine kleine Änderung am 10.06.2020 auf 1,19 € verblieb der Kurs bis 24.06.2020 auf dem ursprünglichen Niveau. Insbesondere der fehlende Handel ist bei der Berechnung abnormaler Renditen kritisch zu sehen, sodass die beiden zyprischen Unternehmen ausgeschlossen werden. Für die Euler Hermes Group SA ist zwar das Veröffentlichungsdatum für den SFCR 2020 bekannt, jedoch sind die Aktien des Unternehmens seit April 2018 nicht mehr gelistet. Da dies das einzige bekannte Veröffentlichungsdatum für einen SFCR ist, wird das Unternehmen vollständig aus der Stichprobe entfernt.

<sup>597</sup>ASR Nederland N.V., Gjensidige Forsikring ASA, Grupo Catalana Occidente, Societa Cattolica di Assicurazione, Storebrand ASA, Swiss Life AG, Topdanmark AS.

<sup>598</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 40.

<sup>599</sup>Vgl. ARMITAGE (1995), S. 46; DYCKMAN et al. (1984), S. 21.

Reaktion zu erwarten ist. In diesem Fall ist davon auszugehen, dass dort auch internationale Investoren aktiv sind, die auf englischsprachige Berichterstattung angewiesen sind. Im Folgenden wird deshalb das Datum der Veröffentlichung des englischsprachigen Berichts als Ereigniszeitpunkt definiert, da dieser potenziell europa- bzw. weltweit gelesen werden kann. Für dieses Vorgehen sprechen auch die Ergebnisse von GATZERT und HEIDINGER (2019), die eine stärkere Marktreaktion auf die englischsprachige Publikation nachweisen können als für die Veröffentlichung der SFCRs in Landessprache.<sup>600</sup>

Neuigkeiten, die nicht der Ad-hoc-Publizität unterliegen, aber dennoch für Investoren relevant sind, werden meist als Pressemitteilung herausgegeben. Regelmäßig bieten Versicherungsunternehmen auch E-Mail-Verteiler an, die interessierte Marktteilnehmer über aktuelle Nachrichten informieren.<sup>601</sup> Für planbare Ereignisse ist auch der Finanzkalender auf der Internetseite des Unternehmens eine häufig genutzte Kommunikationsplattform, die zusätzlich die Einrichtung einer Erinnerungsfunktion via E-Mail erlaubt. Die Wahrscheinlichkeit, dass interessierte Investoren über neue Entwicklungen in den Unternehmen zeitnah informiert sind, ist somit sehr hoch.

Neben diesen für alle Investoren gleichermaßen verfügbaren Kommunikationswegen werden viele Berichte auch in Datenbanken wie Bloomberg und Refinitiv zur Verfügung gestellt, zu denen überwiegend institutionelle Investoren Zugang haben. Jedoch verbreiten diese Informationsdienstleister die Mitteilungen teilweise mit beträchtlichen Verzögerungen. So beträgt die Differenz zwischen den Veröffentlichungsdaten auf den Internetseiten der Versicherer und denjenigen bei Refinitiv meist nur  $\pm 1$  Tag, sodass zwar die Reaktion direkt am Ereignistag verwässert sein kann, sonst aber auch in kurzen Ereignisfenstern erfasst werden sollte. Es kommt jedoch auch zu größeren Abweichungen.<sup>602</sup> Abschnitt 4.5.2 zeigt weitere Schwächen hinsichtlich der Datenqualität bei Refinitiv auf.

Unter der Annahme, dass sowohl institutionelle Investoren als auch interessierte Privatinvestoren den Newsfeed der Versicherer abonnieren, sollten die Veröffentlichungsdaten auf den Internetseiten der Unternehmen die höchste Relevanz haben. Dies ermöglicht zudem die Erfassung der Reaktionen aller Investoren, da gerade private Anleger im Normalfall keinen Zugriff auf Finanzdatenbanken wie Bloomberg oder Refinitiv/Thomson Reuters Datastream haben. Aus diesem Grund wird in der folgenden Analyse das Datum der Veröffentlichung auf der Internetseite des Versicherungsunternehmens verwendet. Liegt das Ankündigungsdatum an einem Wochenende oder einem Feiertag, wird der unmittelbar darauf folgende Handelstag als Ereignistag  $t = 0$  definiert.<sup>603</sup>

Für 10 Versicherer in der Stichprobe konnten keine Veröffentlichungsdaten gefunden werden, obwohl diese Daten in der Untersuchung von GATZERT und HEIDINGER (2019) vorlagen. Inhalte, die früher wohl zugänglich waren, sind es zum Zeitpunkt der Stichprobenerhebung nicht mehr, da sich die auf den Internetseiten verfügbaren Informationen über die Zeit verändern können.<sup>604</sup> Deshalb wurden zusätzlich die Versicherungsunternehmen um die entsprechenden Daten gebeten. Die Rücklaufquote war allerdings sehr gering.

<sup>600</sup>Vgl. GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 22.

<sup>601</sup>Vgl. GAULKE (2004), S. 156.

<sup>602</sup>Beispielsweise hat die MAPFRE S.A. ihren Quartalsbericht laut Pressemitteilung am 05.05.2020 herausgegeben, bei Refinitiv wurde er 13 Tage später am 18.05.2020 veröffentlicht. Eine ähnliche Differenz zeigt sich für die Hiscox Insurance Company Limited, die am 17.03.2021 eine Pressemitteilung zur Veröffentlichung ihres Geschäftsberichts herausgegeben hat. Bei Refinitiv wird dagegen der 12.03.2021 als Zeitpunkt der Veröffentlichung angegeben. Die Topdanmarkt A/S hat ihren Quartalsbericht laut Pressemitteilung am 26.10.2017 veröffentlicht, bei Refinitiv ist jedoch der 04.11.2017 angegeben. Für die vorläufigen Geschäftszahlen der Talanx und den Quartalsbericht der Aegon N.V. gibt es ähnliche Diskrepanzen (Pressemitteilung 06.02.2020 vs. Refinitiv 20.02.2020 bzw. 10.08.2017 vs. 14.08.2017).

<sup>603</sup>Vgl. DAS et al. (2008), S. 66.

<sup>604</sup>Jedoch machen GATZERT und HEIDINGER (2019) keine Angabe dazu, wie sie die Daten der SFCRs ermitteln.

## 4 Untersuchungsdesign

In einigen Fällen erfolgt in einer Pressemitteilung ein Hinweis auf die Veröffentlichung eines Berichts am folgenden Tag. In einigen Fällen nimmt dabei die Pressemitteilung auch die wichtigsten Zahlen und Inhalte des Berichts vorweg. Da dies jedoch nicht immer geschieht, wird weiterhin die Veröffentlichung des eigentlichen Berichts als Ereigniszeitpunkt herangezogen. Um das Problem dennoch angemessen adressieren zu können, werden auch Ereignisfenster betrachtet, die bei  $t = -1$  starten. Ein ähnliches Problem entsteht, wenn Informationen zu unterschiedlichen Zeitpunkten in den Markt gegeben werden.<sup>605</sup> Der Ereignistag entspricht dann dem früheren Veröffentlichungsdatum.

Der folgende Abschnitt führt die Ermittlung der Veröffentlichungsdaten aus. Einige Versicherer weisen eine vollständige Historie mit Daten für alle SFCRs, (vorläufige) Geschäftsberichte und Quartals- bzw. Halbjahresberichte sowie Ratingentscheidungen auf. Für andere Versicherungsunternehmen gibt es dagegen nur lückenhafte Zeitreihen, da kein Veröffentlichungsdatum ermittelt werden konnte oder die Börsennotierung während des Beobachtungszeitraums eingestellt wurde. Zur Schaffung einer möglichst umfassenden Datenbasis werden jedoch sämtliche Veröffentlichungsdaten erfasst. Insgesamt berücksichtigt die vorliegende Untersuchung über 800 Ereignisse aus fünf verschiedenen Kategorien, die wiederum nach unterschiedlichen Kriterien in Teilstichproben zerlegt werden (siehe Tabelle A.6 in Anhang A.5).

### 4.3.3 Beschaffung der Veröffentlichungsdaten

#### 4.3.3.1 Solvency and Financial Condition Reports

Versicherer veröffentlichen SFCRs sowohl für Einzelgesellschaften als auch für Gruppen. Soweit möglich werden die Veröffentlichungsdaten der SFCRs der Einzelgesellschaften verwendet, da diese die Geschäftstätigkeit der betrachteten Unternehmen besser widerspiegeln als konsolidierte Berichte.<sup>606</sup> Ein weiterer Vorteil ist der höhere Neuigkeitswert der Einzelberichte, da diese häufig vor den Gruppenberichten veröffentlicht werden. In einigen Fällen erfolgt die Veröffentlichung der SFCRs auf Einzelunternehmensebene jedoch nur in der jeweiligen Landessprache, während die SFCRs auf Gruppenebene auch auf Englisch publiziert werden.<sup>607</sup> Einige Versicherer veröffentlichen auch nur einen einzelnen SFCR, der sowohl die Solvenzinformationen der Gruppe als auch der einzelnen Geschäftseinheiten enthält.<sup>608</sup> Deshalb werden bevorzugt die Veröffentlichungsdaten der englischsprachigen SFCRs auf Einzelunternehmensebene herangezogen und um die entsprechenden Daten auf Gruppenebene ergänzt.

Eine geänderte Börsennotierung führt dabei nicht zu einem vollständigen Ausschluss der betreffenden Unternehmen, sondern lediglich einzelner Ereignisse. Aufgrund der Einstellung der Börsennotierung und der damit einhergehenden fehlenden Kurshistorien werden sechs Veröffentlichungsdaten für SFCRs nicht berücksichtigt.<sup>609</sup> Tabelle 4.2 zeigt die erfassten Veröffentlichungsdaten:

<sup>605</sup>In wenigen Fällen unterscheiden sich die Veröffentlichungsdaten beispielsweise für Nachrichten über Ratings auf den Internetseiten der Ratingagenturen und der Versicherer selbst. Auch decken sich die Daten der Pressemitteilungen nicht immer mit denjenigen im Finanzkalender.

<sup>606</sup>Dies geschieht unter der Annahme, dass die Erkenntnisse aus der gewöhnlichen Rechnungslegung bezüglich der Vermögens- und Ertragslage auch auf die Solvenzberichterstattung übertragbar sind. Vgl. BARTSCHERER (2004), S. 297; FARNY (2001), S. 92; FINKE (1971), S. 15.

<sup>607</sup>So z. B. die UNIQA Insurance Group AG und die Societa Cattolica Assicurazione.

<sup>608</sup>Vgl. z. B. ADMIRAL GROUP PLC (2017), S. 4.

<sup>609</sup>Dies sind für die esure Group plc der 18.04.2019, der 09.04.2020 sowie der 31.03.2021, da diese seit Dezember 2018 nicht mehr an der Londoner Börse gelistet ist. Die Vittoria Assicurazioni S.p.A. stellte im September 2018 ihre Börsennotierung in Mailand ein, sodass der 08.04.2019, der 07.04.2020 sowie der 18.03.2021 nicht berücksichtigt werden können.



### 4.3 Darstellung des Datenerhebungsprozesses

Tabelle 4.2: SFCRs in der Stichprobe, gegliedert nach Versicherungsunternehmen, Herkunftsländern und Veröffentlichungsjahren.

Land	Unternehmensname	2017	2018	2019	2020	2021	Summe
Belgien	ageas SA/NV	1	1	0	0	0	2
Bermuda	Hiscox Insurance Company Limited	0	0	1	1	1	3
Dänemark	Topdanmark A/S	0	0	0	1	1	2
	Tryg AS	1	1	1	1	0	4
		<b>1</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>2</b>	<b>1</b>	<b>6</b>
Deutschland	Allianz SE	0	0	1	1	1	3
	Hannover Rück SE	1	1	1	1	1	5
	Münchener Rückversicherungs-Gesellschaft	1	1	1	1	0	4
	Talanx AG	0	1	0	0	0	1
		<b>2</b>	<b>3</b>	<b>3</b>	<b>3</b>	<b>2</b>	<b>13</b>
Frankreich	AXA SA	1	1	1	1	1	5
	CNP Assurances SA	1	1	1	1	1	5
	COFACE SA	1	1	1	1	1	5
		<b>3</b>	<b>3</b>	<b>3</b>	<b>3</b>	<b>3</b>	<b>15</b>
Griechenland	European Reliance General Insurance Co. SA	0	0	0	1	1	2
Irland	FBD Holdings plc	1	1	1	1	1	5
Italien	Assicurazioni Generali S.p.A.	1	1	1	1	1	5
	Societa Cattolica di Assicurazione	1	1	1	1	0	4
	Unipol Gruppo SpA	1	1	1	1	1	5
	UnipolSai Assicurazioni SpA	1	1	1	1	1	5
	Vittoria Assicurazioni S.p.A.	1	1	0	0	0	2
		<b>5</b>	<b>5</b>	<b>4</b>	<b>4</b>	<b>3</b>	<b>21</b>
Niederlande	Aegon N.V.	1	1	1	1	1	5
	ASR Nederland N.V.	1	1	1	1	1	5
	NN Group N.V.	1	1	1	1	1	5
		<b>3</b>	<b>3</b>	<b>3</b>	<b>3</b>	<b>3</b>	<b>15</b>
Norwegen	Gjensidige Forsikring ASA	0	1	1	1	0	3
	Storebrand ASA	1	1	1	1	1	5
		<b>1</b>	<b>2</b>	<b>2</b>	<b>2</b>	<b>1</b>	<b>8</b>
Österreich	UNIQA Insurance Group AG	1	1	1	1	1	5
	Vienna Insurance Group AG	1	1	1	1	1	5
		<b>2</b>	<b>2</b>	<b>2</b>	<b>2</b>	<b>2</b>	<b>10</b>
Polen	Powszechny Zaklad Ubezpieczen	1	1	1	1	1	5

*Fortsetzung auf der nächsten Seite*

#### 4 Untersuchungsdesign

Tabelle 4.2 fortgeführt von der vorhergehenden Seite

Land	Unternehmensname	2017	2018	2019	2020	2021	Summe
Schweiz	Swiss Life AG	1	1	1	1	1	5
Slowenien	Sava Re, d.d.	1	1	1	1	1	5
	Zavarovalnica Triglav d.d.	1	1	1	1	1	5
		<b>2</b>	<b>2</b>	<b>2</b>	<b>2</b>	<b>2</b>	<b>10</b>
Spanien	Grupo Catalana Occidente S.A.	1	1	1	1	0	4
	MAPFRE S.A.	0	0	0	0	1	1
		<b>1</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>5</b>
Südafrika	Old Mutual plc	1	1	0	0	0	2
Vereinigtes Königreich	Admiral Group plc	1	1	1	1	1	5
	Aviva plc	1	1	1	1	1	5
	Direct Line Insurance Group plc	1	1	1	1	1	5
	Ecclesiastical Insurance Office plc	0	0	1	1	1	3
	esure Group plc	1	1	0	0	0	2
	Just Group plc	1	1	1	1	1	5
	Legal & General Group Plc	1	1	1	1	1	5
	Prudential plc	1	0	0	0	0	1
	RSA Insurance Group plc	1	1	1	1	1	5
	Sabre Insurance Company Limited	0	0	1	1	1	3
St. James's Place plc	1	1	1	1	1	5	
		<b>9</b>	<b>8</b>	<b>9</b>	<b>9</b>	<b>9</b>	<b>44</b>
<b>Summe</b>		<b>34</b>	<b>35</b>	<b>34</b>	<b>36</b>	<b>32</b>	<b>171</b>

Ende der Tabelle

Mehr als 25 % der betrachteten SFCRs wurden von Versicherern mit Sitz im Vereinigten Königreich veröffentlicht. Letztendlich liegt für 24 Versicherungsunternehmen eine vollständige Historie mit jeweils 5 Veröffentlichungsdaten für SFCRs vor. Insgesamt werden die Daten für 171 SFCRs von 43 Versicherern berücksichtigt, die relativ gleichmäßig über den Betrachtungszeitraum verteilt sind. Die wenigsten Veröffentlichungsdaten sind für 2021 verfügbar, die meisten für 2020. Der erste SFCR in der Stichprobe wurde am 31.03.2017 von St. James's Place plc veröffentlicht. Der letzte berücksichtigte SFCR wurde am 25.05.2021 von der Admiral Group plc publiziert. Grundsätzlich wurden alle in der Stichprobe enthaltenen SFCRs während der „Berichtsperiode“ von März bis Juni veröffentlicht. So publizierten beispielsweise 12 Versicherungsunternehmen ihre SFCRs am 19.05.2017, sodass es zu einer Häufung der Ereignisse kommt. Dieses Clustering führt zu Problemen bei der Durchführung von Ereignisstudien, die in Abschnitt 4.6.3.1 näher erläutert und im weiteren Verlauf berücksichtigt werden.

Bis 2019 veröffentlichten viele Versicherer ihre SFCRs von Jahr zu Jahr früher. Neben den in Abschnitt 3.3.2.3 genannten Übergangsregelungen könnte auch die Unsicherheit vor der ersten Veröffentlichung eine mögliche Erklärung sein.<sup>610</sup> In diesem Fall zögerten Versicherer die Bekanntgabe hinaus, um die SFCRs anderer Unternehmen zu sehen und eine mögliche Reaktion darauf seitens der Investoren

<sup>610</sup>Vgl. GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 2.

und/oder Medien beobachten zu können. Mit mehr Routine erfolgten weitere Bekanntmachungen zeitnäher. Im Jahr 2020 verlängerten die Aufsichtsbehörden die Veröffentlichungsfristen,<sup>611</sup> um Versicherern die Möglichkeit einer umfassenderen Risikobeurteilung hinsichtlich der Auswirkungen der Covid-19-Pandemie zu geben, sodass in diesem Jahr wieder eine spätere Veröffentlichung beobachtet wird.

Häufig wird geprüft, ob im Vorfeld der betrachteten Veröffentlichung bereits Informationen durchgesickert sind. Dabei stellen GATZERT und HEIDINGER (2019) fest, dass Geschäftsberichte oft auch Kennzahlen aus der Solvenzberichterstattung – vor allem die Solvenzquote – enthalten. Jedoch weisen einige Unternehmen aus ihrer Stichprobe in ihren SFCRs andere Solvenzquoten aus als in den Geschäftsberichten. Außerdem sind die Informationen über Solvency II in den Geschäftsberichten und Pressemitteilungen spärlicher als in den SFCRs, da sie weder Solvency-II-Bilanzen noch QRTs berücksichtigen. Demzufolge sollten SFCRs neue Informationen beinhalten, speziell hinsichtlich der unadjustierten Solvenzquoten, die ohne Anpassungen und Übergangsmaßnahmen berechnet werden.<sup>612</sup> Da der Kapitalmarkt zur Ausübung einer effektiven Marktdisziplin über die Solvenzquote hinausgehende Informationen wie die Erläuterungen zur Corporate Governance benötigt, betrachtet die folgende Untersuchung die Publikationsdaten der SFCRs und nicht einzelner Solvenzquoten, die lediglich eine quantitative Beurteilung der Risikosituation widerspiegeln. Dies gilt analog für Geschäftsberichte, bei denen ebenfalls nicht einzelne Kennzahlen wie der Gewinn, sondern der Bericht als Ganzes hinzugezogen wird.

Die Ergebnisse von KRAFT und NOLTE (2005) hinsichtlich des Umfangs, der Gestaltung und Informationsfülle von Risikoberichten von Versicherern lassen sich dabei auch auf SFCRs übertragen. Die Autoren finden sehr knappe und/oder wörtlich übereinstimmende Risikoberichte. Häufig gelingt es ihnen, die Berichte ohne großen Informationsverlust stark zu kürzen. Es gibt aber auch sehr informative und sich im Zeitablauf verbessernde Publikationen.<sup>613</sup> Die SFCRs in der Stichprobe weisen sehr unterschiedliche Umfänge auf, die von sehr kurzen, nüchternen bis zu aufwendig gestalteten und sehr ausführlichen Berichten reichen. Da einige Versicherer die SFCRs als Kommunikations- und Marketing-Instrument gezielt einzusetzen scheinen, stellt sich die Frage, ob der Aufwand für die Erstellung eines informativen und ansprechend gestalteten SFCRs gerechtfertigt ist und Investoren die übermittelten Informationen auch tatsächlich lesen und verarbeiten, d. h. welchen Informationswert diese Berichtsform aufweist.

Zusätzlich zeigt die Analyse der SFCRs, dass die Just Group plc in allen fünf betrachteten Jahren eine negative unadjustierte Solvenzquote aufweist.<sup>614</sup> Da das SCR grundsätzlich positiv ist, deutet dies auf einen negativen Wert der Eigenmittel hin, der sich ergibt, wenn die ohne Übergangsmaßnahmen und Anpassungen ermittelten Marktwerte der versicherungstechnischen Rückstellungen die Marktwerte der Vermögensgegenstände übersteigen. Dies belegt zum einen, welchen großen Einfluss diese Maßnahmen und Anpassungen auf die Solvenzquote haben, da die Just Group plc im Jahr 2016 eine Solvenzquote in Höhe von 151 % berichtet, obwohl die unadjustierte Solvenzquote –56 % beträgt. Zum anderen geht der Bericht nicht auf diese Besonderheit ein, liefert keine Erklärung und erläutert folglich auch keine Maßnahmen, die zur Verbesserung der Situation erforderlich wären.<sup>615</sup> Da sich SFCRs somit scheinbar auf berichtete Solvenzquoten fokussieren, erscheint es sinnvoll, dies auch in der vorliegenden Analyse der Reaktion der Investoren zu tun. Zu Plausibilisierungszwecken werden jedoch auch die unadjustierten Solvenzquoten in der Analyse betrachtet, da sie ein unverfälschteres Bild der Risikolage liefern.<sup>616</sup>

<sup>611</sup>Vgl. z. B. BAFIN (2020a), S. 24.

<sup>612</sup>Vgl. GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 6–7.

<sup>613</sup>Vgl. KRAFT / NOLTE (2005), S. 441, 443.

<sup>614</sup>Auch die Legal & General Group plc zeigt in zwei Jahren eine negative unadjustierte Solvenzquote.

<sup>615</sup>Vgl. JUST GROUP PLC (2017), S. 76, 81, 86.

<sup>616</sup>Vergleiche hierzu die Diskussion in Abschnitt 4.1.

#### 4 Untersuchungsdesign

Für die Bildung der Teilstichproben mit guten und schlechten Neuigkeiten werden zunächst analog zu GATZERT und HEIDINGER (2019) die Versicherungsunternehmen betrachtet, deren Solvenzquoten im oberen bzw. unteren 25 %-Quantil liegen.<sup>617</sup> Um über die Jahre hinweg Teilstichproben ähnlicher Größe zu erhalten, werden dabei die 25 %-Quantile pro Jahr verwendet. Auf diese Weise können Effekte wie insgesamt fallende (steigende) Solvenzquoten in einem Jahr beispielsweise aufgrund der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung vermieden werden, die zu einer Unterrepräsentation dieses Jahres führen würden. Da nicht die absolute Höhe der Solvenzquote in der Gesamtstichprobe, sondern die absolute Höhe pro Jahr herangezogen wird, ändert sich grundsätzlich die Aussage dieser Analyse. Jedoch zeigt ein Vergleich der beiden Herangehensweisen, dass die Zusammensetzung der Teilstichproben nur wenige Unterschiede aufweist. Da die jährlichen Teilstichproben nur noch neun bis zehn Ereignisse umfassen, sind die Voraussetzungen für die Anwendung eines parametrischen Signifikanztests nicht mehr erfüllt. Parametrische Tests werden dennoch zu Plausibilisierungszwecken berechnet.

Da noch nicht ausreichend erforscht ist, auf welche Aspekte der SFCRs Aktionäre reagieren, kann neben der absoluten Höhe der Solvenzquote auch die Veränderung der Solvenzquote ausschlaggebend sein (als Näherung für die unerwartete Solvenzquote). Deshalb erfolgt eine zweite Aufteilung in gute und schlechte Nachrichten auf Basis der Erwartungen der Aktionäre. Um den Neuigkeitswert einer Ankündigung bestimmen zu können, muss der nicht antizipierte Teil einer Nachricht gemessen werden. Da die erwarteten Solvenzquoten nicht ohne weiteres beobachtbar sind, ist eine näherungsweise Bestimmung durch Modelle notwendig. Üblicherweise würden hierfür Analysten- oder Unternehmensprognosen eingesetzt. Da diese für Solvenzquoten jedoch regelmäßig nicht verfügbar sind, wird analog zu MUKHTAROV et al. (2022) die unerwartete Solvenzquote als Differenz zwischen der tatsächlichen und der erwarteten Kennzahl berechnet, wobei die erwartete Solvenzquote der zuletzt veröffentlichten (berichteten oder unadjustierten) Solvenzquote entspricht. Dies erscheint angemessen vor dem Hintergrund, dass die Erwartungen der Marktteilnehmer häufig auf der letzten verfügbaren, vergleichbaren Beobachtung basieren, wenn kaum Analysten-Meinungen bezüglich Solvency II existieren.<sup>618</sup> Wie in Abschnitt 4.1 dargelegt, sollte eine steigende Solvenzquote einem Übertreffen der Erwartungen und somit einer positiven Nachricht gleichkommen. Durch die Differenzbildung können nur noch die Veröffentlichungen der Jahre 2018 bis 2021 betrachtet werden, sodass die Erwartungsbildung und damit die Fallunterscheidung für 137 Veröffentlichungsdaten möglich ist. Da kleine Änderungen wahrscheinlich zu keiner signifikanten Reaktion der Aktionäre führen, werden die 25 % der größten und der kleinsten Differenzen der Solvenzquoten bestimmt, um die extremsten Veränderungen zu erfassen.<sup>619</sup>

Im Folgenden bezieht sich das angegebene Jahr auf die Beobachtung und nicht das Geschäftsjahr.<sup>620</sup> Für den Vergleich der Reaktionen auf SFCRs mit denjenigen auf bereits etablierte Marktsignale ermittelt der nächste Abschnitt die Veröffentlichungsdaten der klassischen Finanzberichterstattung.

<sup>617</sup>Vgl. GATZERT / HEIDINGER (2019), 14. Die Autorinnen wählen das 20 %-Quantil. Da die Hintergründe dieser Wahl nicht bekannt sind, wird zugunsten einer größeren Teilstichprobe, das obere bzw. untere Quartil herangezogen.

<sup>618</sup>Vgl. MUKHTAROV et al. (2022), 247, 263. Häufig werden auch außerhalb der SFCRs in Quartals- und Geschäftsberichten und anderen Pressemitteilungen die Solvenzquoten berichtet. Allerdings ist anzunehmen, dass Investoren die unterschiedlichen Berichte mit verschiedenen Schwerpunkten betrachten, d. h. dass bei Quartals- und Geschäftsberichten der Fokus eher auf den Gewinn- und Geschäftszahlen liegen dürfte, sodass zur Erwartungsbildung bezüglich der SFCRs die im vorhergehenden SFCR berichtete Solvenzquote als Vergleichswert herangezogen wird.

<sup>619</sup>Da die positiven und negativen Veränderungen der Solvenzquoten sehr ungleich über die Jahre verteilt sind, würde eine vorherige Aufteilung in positive und negative Veränderungen und die anschließende Betrachtung des oberen bzw. unteren 25 %-Quantils zu jährlichen Teilportfolios von sehr unterschiedlicher Größe führen, es gäbe häufiger Teilstichproben mit nur zwei bis drei Beobachtungen. Die 25 % der kleinsten Differenzen entsprechen gleichzeitig negativen Veränderungen, d. h. fallenden Solvenzquoten.

<sup>620</sup>Beispielsweise umfassen Ereignisse des Jahres 2017 Zwischenberichte und Ratingentscheidungen des Jahres 2017 sowie die SFCRs und (vorläufigen) Geschäftsberichte des Jahres 2016, die erst im darauffolgenden Jahr veröffentlicht werden.

#### 4.3.3.2 Berichterstattung über die Finanz-, Vermögens- und Ertragslage

Die Teiluntersuchung zur jährlichen und unterjährigen Berichterstattung berücksichtigt unter anderem die Veröffentlichungsdaten von Quartals- und Halbjahresberichten. Manche Versicherer wechseln dabei innerhalb des Untersuchungszeitraums von einer quartalsweisen auf eine halbjährliche Berichterstattung oder umgekehrt, so z. B. die Aviva plc oder die Just Group plc.<sup>621</sup> In der Stichprobe finden sich somit alle Spielarten der unterjährigen Berichterstattung. Einige Versicherer veröffentlichen zudem im Vorfeld ihrer Quartals- bzw. Halbjahresberichte vorläufige Berichte. In diesem Fall wird abgewogen, ob diese Mitteilung bereits so viele Inhalte transportiert, dass die nachfolgende Veröffentlichung keine neue Information mehr für den Kapitalmarkt darstellt. Dann entspricht der Ereignistag dem Datum der Pressemitteilung.

Die Aufteilung der jeweiligen Stichproben in Teilstichproben mit positiven und negativen Nachrichten erfolgt mit Hilfe des von Refinitiv zur Verfügung gestellten Surprise-Indikators. Dieser Indikator entspricht dem prozentualen Unterschied zwischen dem tatsächlichen Jahresüberschuss und dem sog. SmartEstimate, das auf Basis von Analystenmeinungen gebildet wird. Analog zu VIEIRA et al. (2019) werden nur Abweichungen größer als  $\pm 2\%$  berücksichtigt.<sup>622</sup>

Jedoch zeigt sich, dass einige Versicherer von mehreren Analysten beobachtet werden, während es für andere gar kein SmartEstimate gibt. Häufig geben auch nur wenige Analysten eine Prognose zu den Geschäftszahlen der betrachteten Versicherungsunternehmen ab, sodass ihre Meinung nicht dem Marktkonsens entsprechen muss. Oft verändert sich auch die Intensität der Beobachtung über den Zeitablauf. Zudem scheinen Analysten überwiegend halbjährliche Einschätzungen abzugeben, auch wenn Quartalszahlen verfügbar wären. Berücksichtigen sie auch die Quartalsberichte, geschieht dies häufig nur für das erste Quartal, während sie das dritte Quartal vernachlässigen.

So kann ein Versicherer im Untersuchungszeitraum maximal 13 Quartalsberichte veröffentlichen. Obwohl die Stichprobe die Daten für 450 Zwischenberichte enthält, liegen nur für 232 Daten auch die Analysteneinschätzungen bei Refinitiv vor. Da für 22 Beobachtungen die Abweichung der Gewinnmitteilung von der Erwartung zu gering ausfällt ( $< 2\%$ ), umfasst die finale Stichprobe 210 Beobachtungen von 31 Versicherern, wovon 139 eine positive Überraschung für die Kapitalmärkte darstellen und 71 eine negative. Dies deutet auf eher konservative Erwartungen der Analysten hin, da Gewinne deren Prognose häufiger übertreffen als sie sie unterschreiten. Die Beobachtungen sind dabei relativ gleichmäßig über die Jahre 2017 bis 2020 verteilt, lediglich für das Jahr 2021 gibt es aufgrund des gewählten Untersuchungszeitraums nur wenige Veröffentlichungen. Die meisten Daten können für deutsche Versicherer erfasst werden, gefolgt von italienischen Unternehmen (siehe Tabelle A.1 in Anhang A).

Wie schon bei den SFCRs kommt es auch in der regulären Berichterstattung zu einem Clustering der Ereignistage, da sich die Veröffentlichungszeitpunkte regelmäßig häufen. Dies stellen auch LI und RAMESH (2009) in ihrer Untersuchung fest, da sich die Veröffentlichungen nach den Quartalsenden, und insbesondere nach dem ersten Quartal, konzentrieren.<sup>623</sup>

Für die vorläufige Berichterstattung ist für 33 Versicherer in der Stichprobe der Surprise-Indikator von Refinitiv bekannt (siehe Tabelle A.2 in Anhang A). 7 dieser Unternehmen haben ihren Sitz im Vereinigten Königreich und haben zu insgesamt 33 bekannten Zeitpunkten vorläufige Geschäftsberichte

<sup>621</sup>Die Aegon N.V. veröffentlicht beispielsweise im Jahr 2017 noch Quartalsberichte und ab 2018 nur noch Halbjahresberichte. Ab 2020 erscheinen zusätzlich Berichte für das erste Quartal, jedoch nicht für das dritte. Siehe zu den unterjährigen Publizitätspflichten Abschnitt 3.2.1.

<sup>622</sup>Vgl. VIEIRA et al. (2019), S. 2.

<sup>623</sup>Vgl. LI / RAMESH (2009), S. 1175–1177.

#### 4 Untersuchungsdesign

veröffentlicht. Die 4 italienischen Versicherer kommen auf 16 Veröffentlichungen, in Deutschland sind es im Untersuchungszeitraum 13. Insgesamt werden im Beobachtungszeitraum 171 vorläufige Berichte zu bekannten Zeitpunkten veröffentlicht, von denen für 128 auch eine Analysten-Einschätzung vorliegt. Diese teilen die Stichprobe in 79 positive und 49 negative Mitteilungen.

Da der Surprise-Indikator nicht zwischen vorläufiger Berichterstattung und Geschäftsberichten unterscheidet,<sup>624</sup> werden in beiden Fällen die positiven und negativen Teilstichproben mit Hilfe derselben Kennzahlen gebildet. Aus diesem Grund sind die Teilstichproben grundsätzlich identisch aufgebaut, wobei nicht für alle Versicherer die Veröffentlichungsdaten für vorläufige Berichte bekannt sind.

Für insgesamt 136 Veröffentlichungsdaten von Geschäftsberichten von 34 Versicherern ist ein Surprise-Indikator und eine für die Parameterschätzung der Ereignisstudie ausreichend lange Kurshistorie verfügbar (siehe A.3 in Anhang A). Die meisten Veröffentlichungsdaten können erneut für das Vereinigte Königreich registriert werden. In dieser Untergruppe sind jedoch mit 7 Versicherern auch die meisten Unternehmen vertreten. Für Italien sind von 4 Versicherungsunternehmen 16 Veröffentlichungsdaten bekannt. Vollständige Historien gibt es für 14 Unternehmen. Die verfügbaren Veröffentlichungsdaten verteilen sich relativ gleichmäßig auf die einzelnen Jahre, sodass in jedem Jahr des Beobachtungszeitraums 25 bis 30 Geschäftsberichte veröffentlicht wurden. Insgesamt sind in der Stichprobe 85 Geschäftsberichte mit einem positiven Surprise-Indikator und 51 Berichte mit negativem Indikator enthalten.

Hinsichtlich der zeitlichen Struktur veröffentlicht beispielsweise die Gjensidige Forsikring ASA ihre vorläufigen Zahlen bereits im Januar und den Geschäftsbericht im Februar. Jedoch gibt es von den meisten Versicherern frühestens im Februar vorläufige Zahlen. Andere Versicherer wie die Just Group plc geben ihre vorläufigen Zahlen dagegen erst im März heraus und den Geschäftsbericht im April.

Als letzte Vergleichsgruppe wird die Reaktion der Aktionäre auf die Bekanntgabe von Ratingänderungen betrachtet. Der folgende Abschnitt beschreibt deshalb die Gewinnung der notwendigen Ereignisdaten sowie die Unterteilung in positive und negative Teilstichproben.

##### 4.3.3.3 Ratingentscheidungen

Insbesondere bei der Betrachtung von Ratingentscheidungen kommt es zu Problemen bei der Feststellung des Ereignistages, da zu den bereits bekannten Konflikten zwischen den Daten der Versicherer selbst und der Finanzdatenbanken nun die Ratingagenturen als dritte Partei hinzukommen. Für gewöhnlich erhalten (zahlende) Abonnenten Ratingentscheidungen per E-Mail-Newsletter oder über Dienstleister, bevor die Entscheidungen öffentlich auf den Internetseiten bekannt gegeben werden. Aus diesem Grund kann es vorkommen, dass das hier verwendete Veröffentlichungsdatum nur für einen Teil der Investoren – die privaten Aktionäre – relevant ist, während institutionelle Investoren auf die früher zur Verfügung gestellten Informationen zurückgreifen.<sup>625</sup> Auch nach der Veröffentlichung variieren die Daten teilweise stark, da die Entscheidung zuerst von der Ratingagentur bekanntgegeben und erst mit einer Verzögerung von einem bis mehreren Tagen auf der Internetseite der Versicherungsunternehmen publiziert wird.<sup>626</sup> Da jedoch nicht alle Investorengruppen Zugriff auf die Daten der Ratingagenturen haben, werden im

<sup>624</sup>Ein Vergleich der bei Refinitiv angegebenen Veröffentlichungsdaten mit denjenigen in der Stichprobe ergibt, dass die vorläufigen Zahlen herangezogen werden, soweit diese verfügbar sind. Anderenfalls werden die Geschäftsberichte betrachtet. Refinitiv weist auf diese Unterscheidung nicht explizit hin.

<sup>625</sup>Vgl. HALEK / ECKLES (2010), S. 804.

<sup>626</sup>Beispielsweise erfolgt die Bekanntgabe der Ratingbestätigung bei der Vienna Insurance Group AG durch die Ratingagentur am 30.08.2018, während das Unternehmen selbst die Pressemitteilung erst am 04.09.2018 herausgibt.

Folgenden diejenigen Daten betrachtet, die auf den Internetseiten der Unternehmen in der Stichprobe veröffentlicht werden. Häufig stimmen die dort aufgefundenen Veröffentlichungsdaten für Ratingentscheidungen mit denjenigen der Ratingagentur überein oder unterscheiden sich nur um einen Tag, sodass die Reaktion auch in kurzen Ereignisfenstern sicher erfasst wird.

Die im Rahmen dieser Arbeit zu betrachtenden IFSRs werden nur auf Einzelunternehmensebene vergeben, da sie sich auf die Fähigkeit der Versicherer beziehen, ihren Verpflichtungen gegenüber den Versicherungsnehmern nachzukommen.<sup>627</sup> Bei den börsennotierten Versicherungsgesellschaften in der Stichprobe handelt es sich allerdings um Konzernmütter (z. B. Allianz SE) oder Einzelgesellschaften (z. B. UnipolSai Assicurazioni S.p.A., die wiederum eine Tochter der Unipol Gruppo S.p.A. ist, oder die Aegon N.V.). Somit ist nicht für jedes Unternehmen in der Stichprobe ein IFSR verfügbar. Analog zu SINGH und POWER (1992) werden deshalb die börsennotierten Versicherungskonzerne mit ihren Haupt-Tochtergesellschaften zusammengeführt, sofern diese nicht selbst Teil der Stichprobe sind.<sup>628</sup> Allerdings basiert die Zusammenführung auf der Annahme, dass alle Versicherungsunternehmen den Aktienkurs gleichermaßen beeinflussen, obwohl die Tochtergesellschaften sehr unterschiedliche Charakteristika aufweisen können. Dabei kann die Aktie eines Versicherungskonzerns durch mehrere Tochtergesellschaften beeinflusst werden, die unterschiedliche Ratings erhalten haben, sodass die Reaktion nicht eindeutig sein muss. Zudem kann es zu Problemen durch Clustering kommen.<sup>629</sup>

Einige Versicherer lassen sich durch mehrere Ratingagenturen beurteilen. In diesem Fall ist auf die erste Ratingbekanntgabe eine größere Reaktion zu erwarten als auf die Einschätzungen weiterer Ratingagenturen, da letztere keine neuen Informationen vermitteln. Andererseits kann auch die Bestätigung einer Beurteilung durch eine weitere Agentur für die Investoren eine relevante Information sein. Dies gilt insbesondere dann, wenn sich mehrere Einschätzungen widersprechen. Aus diesem Grund werden auch Einschätzungen mehrerer Agenturen, die in einem relativ kurzen Zeitraum erfolgen, als neue Information behandelt und in der Analyse berücksichtigt.<sup>630</sup>

Je nachdem, ob eine Ratingagentur das Rating oder nur den Ausblick ändert, werden unterschiedlich starke Effekte auf den Aktienkurs erwartet. LINCiano (2004) unterteilt deshalb ihre Stichprobe in zwei Teilstichproben, indem sie Herauf- und Herabstufungen von denjenigen Beobachtungen trennt, die durch ein Hinzufügen zur Watchlist entstehen. In der Folge kann die Autorin jedoch kaum Unterschiede feststellen.<sup>631</sup> Daher sollte auch eine Herauf- bzw. Herabstufung des Ausblicks eines Ratings zu einer (schwachen) Reaktion führen. Im Untersuchungszeitraum kam es lediglich zu 4 Rating-Herabstufungen und 4 Herabstufungen des Ausblicks. Aufgrund des geringen Umfangs der Teilstichproben werden diese zu einer Teiluntersuchung zusammengefasst (siehe Tabelle A.4 in Anhang A). Davon fanden alleine 7 Herabstufungen im Jahr 2020 statt. Die andere Korrektur erfolgte bereits im Jahr 2018. Drei der Herabstufungen betreffen Versicherungsunternehmen aus Italien, zwei Unternehmen haben ihren Sitz in Frankreich. Mit nur 8 Beobachtungen ist die Stichprobe sehr klein, sodass die Aussagekraft der Ergebnisse dieser Ereignisstudie unter Umständen eingeschränkt ist.

---

<sup>627</sup>Vgl. BERBLINGER (1996), S. 41–42.

<sup>628</sup>Vgl. SINGH / POWER (1992), 313. Dies kann zu Verzerrungen führen, da die Zusammenführung z. B. auf Basis der Vermögensgegenstände oder der Beiträge erfolgen kann. Vgl. HALEK / ECKLES (2010), S. 803.

<sup>629</sup>Vgl. HALEK / ECKLES (2010), S. 803.

<sup>630</sup>Zahlreiche empirische Arbeiten untersuchen detailliert den Informationsgehalt der Ratings unterschiedlicher Ratingagenturen und mehrfacher Ratings. Siehe hierzu Abschnitt 3.4.4. Die vorliegende Arbeit betrachtet aufgrund des breit gewählten Ansatzes nicht alle Aspekte von Ratings.

<sup>631</sup>Vgl. LINCiano (2004), S. 3, 5–6.

#### 4 Untersuchungsdesign

Dagegen kam es im Beobachtungszeitraum zu deutlich mehr Heraufstufungen von Ratings. Allerdings sind auch hier die Teilstichproben mit 14 Heraufstufungen des Ratings und 12 Heraufstufungen des Ausblicks sehr klein, sodass sie zu einer Stichprobe mit positiven Nachrichten zusammengefasst werden. Die 26 Heraufstufungen sind gleichmäßiger über den Beobachtungszeitraum verteilt. Die meisten positiven Korrekturen eines Ratings können im Jahr 2021 beobachtet werden, ein Jahr nach Ausbruch der Covid-19-Pandemie und den damit verbundenen Turbulenzen an den Kapitalmärkten. In Belgien kam es zu den meisten Heraufstufungen im Beobachtungszeitraum, obwohl nur eines der Versicherungsunternehmen in der Stichprobe dort seinen Sitz hat. Die ageas SA/NV wurde siebenmal hochgestuft, allein im Jahr 2020 viermal.<sup>632</sup> Von einem solchen Signal könnte eine stärkere Wirkung ausgehen, da die Einschätzung der ersten Agentur durch weitere Ratingagenturen bestätigt wird. Die Heraufstufungen der ageas SA/NV sind umso bemerkenswerter, da nur ein weiteres Versicherungsunternehmen in der Stichprobe mehr als 2 Heraufstufungen im betrachteten Zeitraum erhalten hat, die Sava Re, d.d. aus Slowenien.

Erwartungsgemäß machen die Ratingbestätigungen den Großteil der Ereignisse im Beobachtungszeitraum aus (siehe Tabelle A.5 in Anhang A). Von insgesamt 132 Rating-Bestätigungen entfallen 22 auf deutsche Versicherer. Allein die Münchener Rückversicherungs-Gesellschaft erhielt im Jahr 2020 8 Ratingbestätigungen. Abgesehen von der Bestätigung durch Moody's am 14.12.2020 und von Standard & Poor's am 16.12.2020 kommt es dabei jedoch nicht bzw. kaum zu einer Kontamination der Ereignisfenster, da zwischen den Veröffentlichungen mindestens 9 Tage oder mehr liegen. Es fällt auf, dass im Jahr 2020 ausgesprochen viele Bestätigungen von Ratings erfolgten. In diesem Jahr wurden über 50 % mehr Ratings bestätigt als 2019. Im Vergleich zu den restlichen Jahren des Beobachtungszeitraums ist der Effekt sogar noch höher, sodass die Ratingbestätigungen im Jahr 2020 drei- bis viermal so hoch sind als in den anderen Jahren.<sup>633</sup> Eine mögliche Erklärung sind wiederum die Turbulenzen an den Kapitalmärkten aufgrund der Covid-19-Pandemie, die die Versicherer dazu veranlasst haben, häufiger ein Rating anzufragen, bzw. dazu führte, dass die Ratingagenturen ihre Einschätzungen in geringeren Zeitabständen überprüften. Dass so eine hohe Aktivität nicht nur in Krisenzeiten auftritt, zeigt sich bei der MAPFRE S.A. im Jahr 2019, deren Rating sechsmal bestätigt wurde.

Die Erhebung der Daten für Ratingentscheidungen schließt die Sammlung von Veröffentlichungsdaten ab. Der folgende Abschnitt erläutert die Bestimmung der Rahmenbedingungen der Ereignisstudie. Er beginnt mit der Auswahl des Schätzmodells für die erwarteten Wertpapierrenditen. Anschließend erfolgt die Festlegung der zu betrachtenden Zeitfenster und des Marktindex.

---

<sup>632</sup>Das Unternehmen hat allerdings nicht innerhalb eines Jahres vier Ratingstufen überwunden, sondern erhielt lediglich von mehreren Ratingagenturen eine bessere Beurteilung seiner finanziellen Stärke.

<sup>633</sup>Aufgrund des gewählten Beobachtungszeitraums wird im Jahr 2021 nur das erste Halbjahr erfasst.



## 4.4 Festlegung der Rahmenbedingungen der Ereignisstudie

### 4.4.1 Modellauswahl

Im Idealfall reagieren Wertpapierpreise auf Informationen stark und innerhalb weniger Tage,<sup>634</sup> sodass abnormale Renditen unabhängig vom zur Schätzung der erwarteten Renditen gewählten Modell identifiziert werden können. Aufgrund der Neuheit der SFCRs und der komplexen Inhalte ist jedoch davon auszugehen, dass die Reaktion der Aktionäre uneinheitlich und zeitverzögert eintritt, sodass nur mit sehr geringen Kursreaktionen, d. h. kleinen abnormalen Renditen, zu rechnen ist. Gerade dann spielt die Auswahl des Modells zur Bestimmung der normalen Rendite eine besondere Rolle.<sup>635</sup>

Grundsätzlich kann zwischen statistischen und ökonomischen Preisbildungs- bzw. Renditeerwartungsmodellen unterschieden werden. Ökonomische Modelle treffen Annahmen über das Verhalten der Marktteilnehmer und die Eigenschaften des Kapitalmarkts und modellieren auf diese Weise Kursentwicklungen.<sup>636</sup> Zu den wichtigsten ökonomischen Modellen gehören das Capital Asset Pricing Model (CAPM) nach SHARPE (1964), Mehrfaktorenmodelle nach FAMA und FRENCH (1993) und die Arbitrage Pricing Theory (APT) nach ROSS (1976) und ROLL und ROSS (1980).<sup>637</sup> Da neben den ökonomischen Prämissen auch zahlreiche statistische Annahmen erfüllt sein müssen, weisen ökonomische Preisbildungsmodelle eine höhere Komplexität als statistische Modelle auf. Allerdings könnte diese konzeptionelle Überlegenheit eine präzisere Schätzung der zukünftigen Kursentwicklung ermöglichen.<sup>638</sup> Jedoch zeigen BROWN und WARNER (1980), dass ökonomische Modelle die Ergebnisse einer Ereignisstudie nur unwesentlich verbessern,<sup>639</sup> sodass sich bei der Durchführung von Ereignisstudien in wirtschaftswissenschaftlichen Untersuchungen statistische Renditeerwartungsmodelle durchgesetzt haben.<sup>640</sup> Ökonomische Modelle erfordern einen größeren Schätzaufwand (Bestimmung der risikolosen Rendite oder der zu verwendenden Faktoren), der wiederum neue Fehler induzieren kann, und bestenfalls zu einer geringfügigen Verbesserung der Aussagekraft führt. Deshalb folgt auch diese Arbeit dem gängigen Vorgehen und konzentriert sich auf statistische Modelle zur Bestimmung der erwarteten Rendite.<sup>641</sup>

Statistische Modelle beruhen auf statistischen Prämissen ohne die Berücksichtigung ökonomischer Theorien. Gemeinhin wird angenommen, dass die Wertpapierrenditen in der Kalenderzeit gemeinsam multivariat normalverteilt sowie über die Zeit unabhängig und identisch verteilt sind. Mittelwerte und Kovarianzen sind dann im Zeitablauf stabil, d. h. die Wertpapierrenditen weisen keine Autokorrelation auf. Mit statistischen Modellen können exakte Schätzer und Teststatistiken bestimmt werden, wobei die gewonnenen Erkenntnisse auch bei Abweichungen von diesen Annahmen robust sind.<sup>642</sup>

<sup>634</sup>Vgl. FAMA (1991), S. 1601.

<sup>635</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 20.

<sup>636</sup>Vgl. COPELAND et al. (2013), S. 145–146; CAMPBELL et al. (1997), S. 153–154. Marktteilnehmer werden als risikoaverse, rationale Individuen modelliert, die ihren Nutzen maximieren und homogene Erwartungen über die Wertpapierrenditen bilden. Der Kapitalmarkt ist vollkommen, d. h. es existieren keine Transaktionskosten und Steuern, und streng informationseffizient, sodass alle Informationen kostenlos und simultan für alle Marktteilnehmer verfügbar sind.

<sup>637</sup>Vgl. RAU (2004), S. 55–59.

<sup>638</sup>Vgl. CAMPBELL et al. (1997), S. 153–154.

<sup>639</sup>Vgl. BROWN / WARNER (1980), S. 224, 249; MACKINLAY (1997), S. 19.

<sup>640</sup>Eine Bestandsaufnahme von 400 Ereignisstudien von 1990 bis 2010 zeigt, dass nur 4,3 % der untersuchten Studien ökonomische Modelle verwenden. Vgl. HOLLER (2012), S. 88.

<sup>641</sup>Für eine ausführliche Beschreibung der ökonomischen Modelle sei an dieser Stelle auf RAU (2004), S. 56–60, verwiesen. Der Autor setzt sich ferner kritisch mit der empirischen Anwendbarkeit des CAPM und einem möglichen Einsatz in Ereignisstudien auseinander und kommt zu dem Schluss, dass dieses Modell ungeeignet ist. Vgl. RAU (2004) S. 131–133.

<sup>642</sup>Vgl. CAMPBELL et al. (1997), S. 154.

#### 4 Untersuchungsdesign

Am häufigsten werden das mittelwertbereinigte Modell (Mean Adjusted Return Model), das marktbereinigte Modell (Market Adjusted Return Model) und das Marktmodell (Market Model) eingesetzt.<sup>643</sup> Im Folgenden wird die Eignung dieser Modelle für die vorliegende Untersuchung überprüft.

**Mittelwertbereinigtes Modell** Beim mittelwertbereinigten Modell entspricht die erwartete Rendite eines Wertpapiers ihrem Mittelwert.<sup>644</sup>

$$R_{i,t} = E(R_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (4.1)$$

mit:

$$E(R_{i,t}) = \frac{1}{T} \sum_{t=T_1}^{T_2} R_{i,t}$$

$$E(\varepsilon_{i,t}) = 0 \quad \text{Var}(\varepsilon_{i,t}) = \sigma_{\varepsilon_i}^2 \quad \text{Cov}(\varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{i,t-1}) = 0$$

$R_{i,t}$	=	Tägliche Rendite des Wertpapiers i zum Zeitpunkt t
$E(\cdot)$	=	Erwartungswert
$\varepsilon_{i,t}$	=	Störterm des Wertpapiers i zum Zeitpunkt t
$T$	=	Anzahl der Tage im Schätzfenster
$T_1$	=	Startzeitpunkt des Schätzfensters
$T_2$	=	Endzeitpunkt des Schätzfensters
$\text{Var}(\cdot)$	=	Varianz
$\sigma$	=	Standardabweichung
$\sigma_{\varepsilon_i}^2$	=	Element (i, i) der Varianz-Kovarianz-Matrix der Störterme $\varepsilon_i$
$\text{Cov}(\cdot)$	=	Kovarianz

Annahmegemäß sind die Störterme im Zeitablauf unkorreliert und weisen eine konstante Varianz auf. Sie haben einen Erwartungswert von Null und bilden sowohl marktweite Faktoren als auch Wertpapier-spezifische Effekte ab. Die erwartete Rendite eines Wertpapiers entspricht dem arithmetischen Mittel der Renditen im Schätzfenster. Der Schätzer ist unverzerrt, wenn der Rendite-generierende Prozess über den gesamten Beobachtungszeitraum stationär ist.<sup>645</sup> Bei Verwendung des mittelwertbereinigten Modells entfällt die möglicherweise problematische Festlegung eines Marktindex (siehe Abschnitt 4.4.4). Außerdem muss anders als beim Marktmodell lediglich die erwartete Rendite geschätzt werden.<sup>646</sup> Obwohl das Modell eine Unabhängigkeit der erwarteten Rendite von der Entwicklung des Gesamtmarkts unterstellt, können die Wertpapiere anders als beim marktberinigten Modell unterschiedliche Renditen aufweisen.<sup>647</sup> Jedoch vernachlässigt es den Einfluss des Risikos eines Wertpapiers auf den Kurs.<sup>648</sup>

<sup>643</sup>Vgl. RAU (2004), S. 55; CAMPBELL et al. (1997), S. 154–155.

<sup>644</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 89–90; CAMPBELL et al. (1997), S. 154; MASULIS (1980), S. 154–155.

<sup>645</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 89–90; CAMPBELL et al. (1997), S. 154; MASULIS (1980), S. 154–155.

<sup>646</sup>Vgl. BINDER (1998), S. 117.

<sup>647</sup>Vgl. BROWN / WARNER (1980), S. 207–208.

<sup>648</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 90.

#### 4.4 Festlegung der Rahmenbedingungen der Ereignisstudie

BROWN und WARNER (1980, 1985) stellen in ihren Simulationen fest, dass das mittelwertbereinigte Modell trotz seiner Einfachheit verglichen mit anspruchsvolleren Modellen ähnliche Ergebnisse liefert. Jedoch kann es die Varianz der abnormalen Renditen häufig kaum reduzieren.<sup>649</sup> Allerdings zeigen CHANDRA et al. (1990) analytisch und empirisch, dass das mittelwertbereinigte Modell keine überlegenen Eigenschaften aufweist.<sup>650</sup> Auch in den Simulationen von CABLE und HOLLAND (1999) ist das mittelwertbereinigte Modell stets anderen Modellen unterlegen. Die Autoren stellen deshalb die positiven Ergebnisse früherer Studien in Frage.<sup>651</sup> Zudem überschätzt (unterschätzt) das mittelwertbereinigte Modell abnormale Renditen in Phasen stark steigender (fallender) Märkte systematisch.<sup>652</sup>

Somit beeinflussen neben dem betrachteten Ereignis auch andere Faktoren wie z. B. Abweichungen von der mittleren Rendite die mit dem mittelwertbereinigten Modell bestimmte abnormale Rendite. Wenn jedoch die Wertpapierrenditen streng unkorreliert sind, gleichen sich diese Effekte in der Stichprobe aus, unabhängig davon, ob die Veränderungen der Marktrenditen berücksichtigt werden oder nicht. Dies geschieht jedoch nur, wenn in der Kalenderzeit keine Häufungen von Ereignissen auftreten und die Effekte in der Ereigniszeit unabhängig über die Wertpapiere verteilt sind.<sup>653</sup> Allerdings zeigt Abschnitt 4.6.3, dass diese Annahmen in der Realität nicht erfüllt sind, sodass der Einsatz eines anderen Preisbildungsmodells ratsam ist.

**Marktbereinigtes Modell** Als Weiterentwicklung des mittelwertbereinigten Modells basiert das marktbereinigte Modell auf der Annahme, dass die erwarteten Renditen aller Wertpapiere identisch sind, aber nicht notwendigerweise konstant über die Zeit. Treten keine unternehmensspezifischen Ereignisse ein, weisen alle Wertpapiere ex ante dieselbe erwartete Rendite auf. Durch den Einbezug der Entwicklung des Gesamtmarktes erfolgt automatisch eine Risikoadjustierung, durch die das marktbereinigte Modell das systematische Risiko berücksichtigt. Formal lässt sich das Modell wie folgt darstellen:<sup>654</sup>

$$E(R_{i,t}) = R_{m,t} \quad (4.2)$$

$R_{m,t}$  = Marktrendite zum Zeitpunkt t

Das marktbereinigte Modell hat den Vorteil, dass kein Schätzfenster bestimmt werden muss, sodass die Überlegungen aus Abschnitt 4.4.2 nicht notwendig sind. Weiterhin kann es anders als das mittelwertbereinigte Modell eventuell vorhandene Saisonalitäten in den Wertpapierrenditen abbilden. Annahmehemgemäß weisen alle Wertpapiere dasselbe systematische Risiko auf, sodass dieses Modell zwar marktweite Risikofaktoren berücksichtigt, jedoch idiosynkratische (unternehmensspezifische) Risiken außer Acht lässt. Infolgedessen ist insbesondere die Annahme, dass alle Wertpapiere dieselbe erwartete Rendite aufweisen, als kritisch zu sehen. Auch die Auswahl eines Index als Näherung für die Marktrendite kann weitere Probleme nach sich ziehen (siehe Abschnitt 4.4.4).<sup>655</sup>

<sup>649</sup>Vgl. CAMPBELL et al. (1997), S. 154; BROWN / WARNER (1985), S. 12–13; BROWN / WARNER (1980), S. 224.

<sup>650</sup>Vgl. BINDER (1998), S. 121; CHANDRA et al. (1990), S. 399–403, 408.

<sup>651</sup>Vgl. CABLE / HOLLAND (1999), S. 339.

<sup>652</sup>Vgl. KLEIN / ROSENFELD (1987), S. 350. Im Untersuchungszeitraum betrifft dies vor allem die Kursrückgänge nach dem Ausbruch der Covid-19-Pandemie in der ersten Jahreshälfte 2020. Vgl. MAZUR et al. (2021).

<sup>653</sup>Vgl. MASULIS (1980), S. 155.

<sup>654</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 90–91; RAU (2004), S. 62; BROWN / WARNER (1980), S. 208.

<sup>655</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 91; RAU (2004), S. 62; CABLE / HOLLAND (1999), S. 334; CAMPBELL et al. (1997), S. 156; MACKINLAY (1997), S. 18–19.

#### 4 Untersuchungsdesign

Darüber hinaus sind die marktadjustierten Renditen verzerrt, wenn die Marktrenditen während der Ereignisperiode nicht stationär sind. Wenn die Ereignisse nicht geclustert sind, könnten sich diese Effekte zwar in einer großen Stichprobe ausgleichen,<sup>656</sup> jedoch sind beide Voraussetzungen in der vorliegenden Arbeit nicht erfüllt.

Letztendlich entspricht das marktbereinigte Modell einem Marktmodell, bei dem  $\alpha = 0$  und  $\beta = 1$  gilt. CAMPBELL et al. (1997) weisen deshalb ausdrücklich darauf hin, dass dieses restriktive Modell nur in Ausnahmefällen eingesetzt werden sollte.<sup>657</sup> Deshalb wird im Folgenden das Marktmodell vorgestellt.

**Marktmodell** Basierend auf der Portfolio-Theorie von MARKOWITZ (1952) entwickelte SHARPE (1963) ein vereinfachtes Ein-Faktor-Modell, das den Aufwand der Parameterschätzung deutlich reduziert.<sup>658</sup> Das Marktmodell geht wie auch das marktbereinigte Modell von einem stationären linearen Zusammenhang zwischen Wertpapier- und Marktrendite aus. Anders als beim marktbereinigten Modell wird jedoch für jedes Wertpapier  $i$  ein individuelles  $\beta$  geschätzt. Der Parameter  $\alpha$  bildet das unsystematische Risiko ab:<sup>659</sup>

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4.3)$$

$$E(\varepsilon_{i,t}) = 0 \quad \text{Var}(\varepsilon_{i,t}) = \sigma_{\varepsilon_i}^2 \quad \text{Cov}(\varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{i,t-1}) = 0 \quad \text{Cov}(\varepsilon_{i,t}, R_{m,t}) = 0$$

- $\alpha_i$  = Marktunabhängige, unternehmensspezifische Komponente der Rendite des Wertpapiers  $i$
- $\beta_i$  = Systematisches Risiko des Wertpapiers  $i$

Die Schätzung der Parameter erfolgt mittels Regression nach der Methode der kleinsten Quadrate (Ordinary Least Squares (OLS)) innerhalb des Schätzfensters. Weisen die Störterme einen Erwartungswert von Null auf und ist ihre Varianz konstant (Homoskedastizität), ist die OLS-Schätzung effizient und unverzerrt.<sup>660</sup> Mit Hilfe der geschätzten Koeffizienten  $\hat{\alpha}_i$  und  $\hat{\beta}_i$  werden die erwarteten Renditen während der Ereignisperiode vorhergesagt.<sup>661</sup> Wenn sich das Ereignisfenster eindeutig vom Schätzfenster abgrenzen lässt, entsprechen die abnormalen Renditen des Marktmodells den Vorhersagefehlern der Regression.<sup>662</sup>

Das Marktmodell berücksichtigt somit zum einen idiosynkratische Risiken, die wertpapierspezifische Ereignisse abbilden, die einen Einfluss auf die Rendite eines Wertpapiers haben können. Zum anderen erfasst es systematische Risiken, die alle Wertpapiere innerhalb des Marktes betreffen, wenn auch nicht in gleichem Maße.<sup>663</sup> Die dadurch mögliche Abgrenzung der Wertpapierrenditen von der Entwicklung des allgemeinen Kapitalmarkts stellt einen großen Vorteil des Marktmodells dar.<sup>664</sup> Anders als beim mittelwertbereinigten Modell werden so marktabhängige Schwankungen in den erwarteten Renditen bereits

<sup>656</sup>Vgl. BINDER (1998), S. 118.

<sup>657</sup>Vgl. CAMPBELL et al. (1997), S. 156.

<sup>658</sup>Vgl. SHARPE (1963), 277ff. MARKOWITZ (1952), 77ff.

<sup>659</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 92–93; CAMPBELL et al. (1997), S. 155; MACKINLAY (1997), S. 20; COWAN (1992), S. 345.

<sup>660</sup>Vgl. CAMPBELL et al. (1997), S. 158.

<sup>661</sup>Vgl. DAS et al. (2008), S. 67.

<sup>662</sup>Vgl. ARMITAGE (1995), S. 27.

<sup>663</sup>Vgl. RAU (2004), S. 63–64.

<sup>664</sup>Vgl. COLLINS / DENT (1984), S. 56.

#### 4.4 Festlegung der Rahmenbedingungen der Ereignisstudie

berücksichtigt. Dies reduziert die Varianz der abnormalen Renditen, wodurch Ereignis-induzierte Effekte einfacher identifiziert werden können. Je größer das Bestimmtheitsmaß  $R^2$  der Regression ist, desto größer ist die Reduktion der Varianz (siehe Abschnitt 5.2.2).<sup>665</sup> Dies kann besonders vorteilhaft sein, wenn eine bestimmte Branche untersucht wird.<sup>666</sup>

DYCKMAN et al. (1984) zeigen, dass die OLS-Methode zu verzerrten  $\beta$ -Schätzern führen kann, wenn die Normalverteilungsannahme der Renditen aufgrund zu niedriger Handelsvolumina verletzt wird. Dies hat volatilere Kursverläufe bzw. seltener Kursveränderungen zur Folge.<sup>667</sup> Auch bei stark fallenden oder steigenden Kapitalmärkten liefert das Marktmodell ebenso wie das mittelwertbereinigte Modell verzerrte Ergebnisse. So kommt ARMITAGE (1995) zu dem Schluss, dass die Beziehung zwischen  $\beta$  und den beobachteten Renditen relativ schwach ausgeprägt ist. Allerdings sind die Ergebnisse des Marktmodells mindestens so gut wie diejenigen der anderen Modelle.<sup>668</sup>

Dies bestätigen auch BROWN und WARNER (1980, 1985), die das Marktmodell unter zahlreichen Bedingungen testen.<sup>669</sup> Auch in der Untersuchung von DYCKMAN et al. (1984) decken alle drei betrachteten Modelle abnormale Wertentwicklungen korrekt auf, wobei das Marktmodell signifikant bessere Ergebnisse als die anderen beiden Modelle liefert.<sup>670</sup> CHANDRA et al. (1990) heben hervor, dass Schätzfehler und eine fehlende Stationarität der Schätzparameter die Ergebnisgüte des Marktmodells kaum beeinträchtigen.<sup>671</sup> Außerdem extrahiert das Marktmodell weniger Querschnittskorrelationen aus den Residuen des Regressionsmodells als andere Modelle. Dies hat Vorteile, wenn die Teststatistiken zur Überprüfung der Signifikanz die Querschnittskorrelationen der resultierenden abnormalen Renditen nicht ausreichend berücksichtigen.<sup>672</sup> Zusätzlich kann der Parameter  $\alpha$  eventuell vorhandene Größeneffekte erfassen, sodass daraus keine weiteren Verzerrungen entstehen sollten.<sup>673</sup>

Trotz einiger Schwächen weist das Marktmodell somit zahlreiche Vorteile auf und ist das am weitesten verbreitete und am häufigsten in Ereignisstudien eingesetzte Rendite-generierende Modell.<sup>674</sup> Insbesondere die theoretische Fundierung sowie die Berücksichtigung systematischer und idiosynkratischer Renditebestandteile scheinen diese statistische Überlegenheit zu begründen, sodass auch in der vorliegenden Arbeit das Marktmodell zur Bestimmung der erwarteten Wertpapierrenditen eingesetzt wird. Bei Verwendung des Marktmodells als Preisbildungsmodell ist jedoch die Festlegung eines Schätzfensters notwendig, um die erwartete Rendite bestimmen zu können.<sup>675</sup> Dies geschieht im folgenden Abschnitt.

---

<sup>665</sup>Vgl. CAMPBELL et al. (1997), S. 155.

<sup>666</sup>Vgl. HALEK / ECKLES (2010), S. 813.

<sup>667</sup>Vgl. DYCKMAN et al. (1984), S. 6 FN 6, 21.

<sup>668</sup>Vgl. ARMITAGE (1995), S. 25–26, 31.

<sup>669</sup>Vgl. BROWN / WARNER (1985), S. 25; BROWN / WARNER (1980), S. 205.

<sup>670</sup>Vgl. DYCKMAN et al. (1984), S. 15, 28–29.

<sup>671</sup>Vgl. CHANDRA et al. (1990), S. 408.

<sup>672</sup>Vgl. KOLARI / PYNNÖNEN (2011), S. 965. Siehe zur Problematik der Querschnittskorrelation der abnormalen Renditen Abschnitt 4.6.3.1.

<sup>673</sup>Vgl. DIMSON / MARSH (1986), S. 137.

<sup>674</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 88; ARMITAGE (1995), S. 25, 46.

<sup>675</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 41; BROWN / WARNER (1980), S. 205, 207.

## 4.4.2 Länge des Schätzfensters

Wird das Marktmodell zur Bestimmung der erwarteten Rendite eingesetzt, muss zunächst die Länge des Schätz- und des Ereignisfensters determiniert werden.<sup>676</sup> Abbildung 4.1 zeigt die im Rahmen dieser Arbeit verwendete Notation:

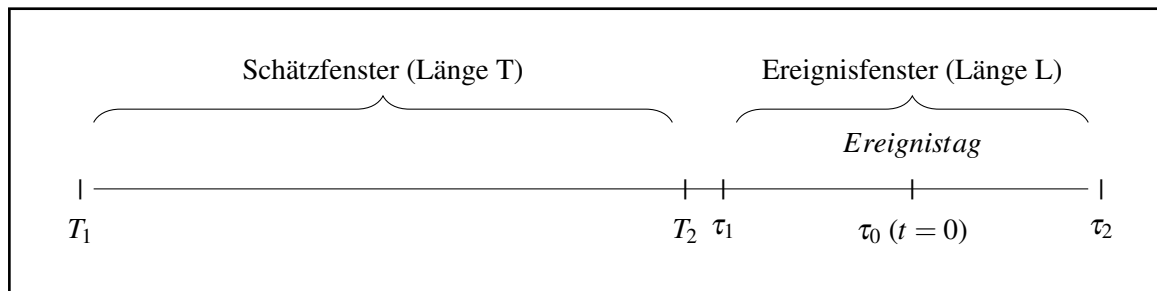


Abbildung 4.1: Zeitliche Struktur einer Ereignisstudie

Bei Ereignisstudien bezeichnet das Schätzfenster den Zeitraum  $T_1$  bis  $T_2$ .<sup>677</sup> Zur Schätzung der Parameter des Marktmodells wird innerhalb dieses Zeitfensters die Entwicklung der betrachteten Wertpapiere relativ zu einem Marktportfolio bzw. Index beobachtet. Diese werden im Anschluss zur Berechnung der im Ereignisfenster zu erwartenden Renditen eingesetzt. Unter der Annahme, dass das Ereignis die Parameter nicht beeinflusst, wird das Schätzfenster üblicherweise vor das Ereignisfenster gelegt.<sup>678</sup> Der gewählte Zeitraum sollte dabei deutlich länger sein als die Ereignisperiode und ein Zeitraum ohne Ereignisse, um die beobachteten Renditen nicht zu beeinflussen.<sup>679</sup> So werden für die Länge des Schätzfensters in der Regel 100 – 300 Tage empfohlen, um eine akkurate Schätzung der Parameter  $\alpha$  und  $\beta$  zu ermöglichen. Die meisten Ereignisstudien verwenden dabei Schätzfenster der Länge 200 oder 250 Tage.<sup>680</sup>

Mit zunehmender Länge  $T$  des Schätzfensters erhöht sich die Genauigkeit der Parameterschätzung und die Stabilität der Parameter aufgrund der höheren Freiheitsgrade. Gleichzeitig sinkt der Einfluss des Vorhersagefehlers auf die Varianzschätzung der abnormalen Renditen (siehe Gleichung 4.21). Die exaktere Varianzschätzung gepaart mit einer hohen Anzahl an Freiheitsgraden erweist sich bei der Durchführung der Signifikanztests als vorteilhaft (siehe Abschnitt 4.7).<sup>681</sup> Allerdings stellen CORRADO und ZIVNEY (1992) in ihrer Simulationsstudie für Schätzfenster der Länge 89 bis 239 Tage keine nennenswerten Unterschiede bei der Ergebnisgüte und Spezifikation zahlreicher Signifikanztests fest. Selbst eine verhältnismäßig kurze Schätzperiode von nur 39 Tagen führt nur zu einer leichten Verschlechterung der statistischen Eigenschaften der Signifikanztests.<sup>682</sup> Andererseits steigt durch ein längeres Schätzfenster auch die Gefahr von Strukturbrüchen, die die Parameterstabilität beeinträchtigen und eine Fortschreibung der Parameter aus der Schätzperiode in das Ereignisfenster unmöglich machen.<sup>683</sup>

<sup>676</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 41; BROWN / WARNER (1980), S. 205, 207.

<sup>677</sup>In den folgenden Ausführungen und mathematischen Ausdrücken wird diese Notation eingesetzt:  $T$  bzw.  $T_1$  bis  $T_2$  bezeichnen den Zeitraum des Schätzfensters,  $L$  bzw.  $\tau_1$  bis  $\tau_2$  den Zeitraum des Ereignisfensters. Der Ereignistag wird durch  $t = 0$  bzw.  $\tau$  gekennzeichnet. In allgemeinen Ausdrücken wird das Subskript  $t$  verwendet.

<sup>678</sup>Das Schätzfenster könnte auch auf das Ereignisfenster folgen oder auf Zeiträume vor und nach dem Ereignis verteilt werden.

<sup>679</sup>Vgl. LACKMANN (2010), S. 141–142; CAMPBELL et al. (1997), S. 157–158; PETERSON (1989), S. 37–38.

<sup>680</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 43; GILLET et al. (2010), S. 227; ARMITAGE (1995), S. 34, 46; PETERSON (1989), S. 38.

<sup>681</sup>Vgl. LACKMANN (2010), S. 142; ARMITAGE (1995), S. 34; CORRADO / ZIVNEY (1992), S. 466.

<sup>682</sup>Vgl. CORRADO / ZIVNEY (1992), S. 477.

<sup>683</sup>Vgl. ARMITAGE (1995), S. 34; PETERSON (1989), S. 37–38.

#### 4.4 Festlegung der Rahmenbedingungen der Ereignisstudie

Andere Untersuchungen, die SFCRs zum Gegenstand haben und die Ereignisstudienmethodik einsetzen, wählen  $T = 60$  bzw.  $T = 250$ .<sup>684</sup> Ein Schätzfenster der Länge  $T = 250$  entspricht etwa den Handelstagen eines Kalenderjahres. Da die Autorinnen nur ein einzelnes Jahr und noch dazu das erste Jahr betrachten, in dem SFCRs veröffentlicht wurden, ist dies nicht problematisch. Jedoch kommt es bei einem einjährigen Ereignisfenster in einer mehrjährigen Betrachtung immer wieder zu Überschneidungen mit den Veröffentlichungsdaten bzw. den Ereignisfenstern des Vorjahres, weil die SFCRs von Jahr zu Jahr früher publiziert werden.<sup>685</sup> Dagegen wurde nach dem Ausbruch der Covid-19-Pandemie die Veröffentlichung zahlreicher Berichte verzögert,<sup>686</sup> sodass diese Veröffentlichungsdaten wiederum in den Schätzfenstern der darauffolgenden Ereignisse liegen können. Dies würde für ein kürzeres Schätzfenster sprechen. Andererseits ist bei einer Länge von  $T = 250$  die Verunreinigung vernachlässigbar klein.

Allerdings nimmt die Verunreinigung zu, wenn weitere kursbeeinflussende Aktivitäten einbezogen werden. So belegen die bereits ermittelten Veröffentlichungsdaten für SFCRs, unterjährige Berichte, vorläufige Zahlen, Geschäftsberichte und Ratingentscheidungen ohnedies schon eine hohe Kommunikationsfrequenz der Versicherer.<sup>687</sup> Aus diesem Grund kann in der vorliegenden Arbeit die Forderung nach einem ereignisfreien Zeitraum kaum erfüllt werden. Da nicht abschätzbar ist, welcher Grad der Verunreinigung noch tolerierbar ist, ist eine Kürzung des Schätzfensters ratsam.

So wählen auch MUKHTAROV et al. (2022) bei ihrer Untersuchung von vierteljährlichen Unternehmensmitteilungen ein Schätzfenster der Länge  $T = 60$ .<sup>688</sup> Wie oben beschrieben führt ein kurzes Schätzfenster jedoch zu Beeinträchtigungen der statistischen Eigenschaften der Signifikanztests. Dies ist im Rahmen der vorliegenden Untersuchung besonders problematisch, da deren Aussagekraft durch Querschnittskorrelationen bereits eingeschränkt sein kann (siehe Abschnitt 4.6.3.1) und weitere Verzerrungen die Identifikation möglicher abnormaler Renditen zusätzlich erschweren. Dies gilt insbesondere, wenn die abnormalen Renditen nur schwach ausgeprägt sind.

Eine weitere Möglichkeit ist die Bestimmung eines Schätzfensters maximaler Länge, das dem minimalen Abstand zweier Ereignisse innerhalb einer Ereigniskategorie entspricht. Alternativ könnte die Länge des Schätzfensters für jedes Ereignis und jedes Wertpapier variabel gestaltet werden: Für jedes Wertpapier könnte der Abstand zwischen zwei Ereignissen der gleichen Ereigniskategorie (präziser: zwischen zwei Ereignisfenstern) berechnet und so die maximal mögliche Länge des Schätzfensters individuell festgelegt werden. Auf diese Weise wäre das Schätzfenster so lang wie möglich, um eine adäquate Parameterschätzung zu ermöglichen, ohne durch frühere Ereignisse verzerrt zu werden. Fraglich ist jedoch, ob diese Vorgehensweisen die Vergleichbarkeit der Ergebnisse einschränken, da die Länge des Schätzfensters nun nicht mehr einheitlich ist. Die Anwendung eines flexiblen Schätzfensters würde vor allem bei Ratingaktionen, die unregelmäßig und in kurzen Zeitabständen auftreten können, zu unverhältnismäßig kurzen Schätzfenstern führen, die teilweise nur wenige Tage umfassen. Abhilfe könnte die Festlegung einer Mindestlänge schaffen, wobei alle Beobachtungen, die diese Anforderung nicht erfüllen, ausgeschlossen werden. Insbesondere, wenn dabei auch andere Ereigniskategorien berücksichtigt werden, könnte dies allerdings zu übermäßig vielen Ausschlüssen führen. Da die Teilstichproben meist einen geringen Umfang aufweisen, würde diese Problematik dadurch zusätzlich verschärft.

<sup>684</sup>Vgl. MUKHTAROV et al. (2022), S. 247; GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 12.

<sup>685</sup>Vgl. Richtlinie 2009/138/EG Art. 308b (5) und (6).

<sup>686</sup>Siehe Abschnitt 3.3.2.3. Vgl. z. B. BAFIN (2020a), S. 24.

<sup>687</sup>So können beispielsweise für die Münchener Rückversicherungs-Gesellschaft 33 Ereignisse innerhalb des fünfjährigen Betrachtungszeitraums ermittelt werden. Hinzu kommen weitere Ereignisse wie Hauptversammlungen, Investoren- und Analystenkonferenzen, Roadshows, Capital Market Days, Ad-hoc-Mitteilungen und viele mehr.

<sup>688</sup>Vgl. MUKHTAROV et al. (2022), S. 247. 60 Handelstage entsprechen etwa einem Zeitraum von drei Monaten, also dem zu erwartenden Abstand zwischen zwei vierteljährlichen Veröffentlichungen.

## 4 Untersuchungsdesign

THOMPSON (1988) schlägt deshalb vor, Tage mit Ereignissen im Schätzfenster sowie die Tage davor und danach aus der Zeitreihe zu entfernen. Dies verbessert zwar die Ergebnisgüte der Signifikanztests, jedoch ist der Effekt nur klein und wird häufig von einem Anstieg des Typ-1-Fehlers begleitet.<sup>689</sup> Verunreinigte Schätzfenster verursachen somit keine gravierenden Verzerrungen, sodass zugunsten der statistischen Eigenschaften der resultierenden abnormalen Renditen und der anzuwendenden Signifikanztests ein möglichst langes Schätzfenster gewählt wird. Da die vorliegende Untersuchung wie auch MUKHTAROV et al. (2022) Quartalsmitteilungen berücksichtigt, ist jedoch eine Verkürzung des Schätzfensters von  $T = 250$ , wie es GATZERT und HEIDINGER (2019) verwenden, geboten. Um die Ergebnisgüte der Ereignisstudie nicht stärker zu beeinträchtigen als unbedingt notwendig, wird analog zu WIESINGER (2022) und vielen anderen ein Schätzfenster der Länge  $T = 100$  gewählt. Dies entspricht einem Mittelweg zwischen den beiden bisher durchgeführten Ereignisstudien zu SFCRs mit  $T = 60$  bzw.  $T = 250$ .<sup>690</sup>

Im folgenden Abschnitt erfolgt nun die Bestimmung des zweiten für Ereignisstudien relevanten Zeitraums, des Ereignisfensters.

### 4.4.3 Länge des Ereignisfensters

Wenn der Ereignistag nicht exakt bestimmt werden kann, Informationen vor der offiziellen Ankündigung durchsickern könnten oder eine länger andauernde Marktreaktion in Folge des Ereignisses erwartet wird, sollte statt eines einzelnen Ereignistages ein Zeitraum betrachtet werden, der den tatsächlichen Ereignistag enthält. Um eine ereignisinduzierte Entwicklung von gewöhnlichen Marktbewegungen zuverlässig unterscheiden zu können und zu verhindern, dass das Ereignis die mit dem Marktmodell geschätzten Parameter beeinflusst, sollten sich Ereignis- und Schätzfenster nicht überschneiden.<sup>691</sup>

Einige Untersuchungen bauen aus diesem Grund einen „Sicherheitspuffer“ aus beispielsweise 20 Handelstagen zwischen dem Ende der Schätzperiode und dem Beginn des Ereignisfensters ein. Im Extremfall kann sogar ein halbes Jahr zwischen den beiden Zeiträumen liegen.<sup>692</sup> Dies scheint jedoch in der vorliegenden Arbeit nicht praktikabel zu sein, da eine Verzerrung des Schätzfensters durch Ereignisse unterschiedlichster Art kaum abzuwenden ist. Auch GATZERT und HEIDINGER (2019) lassen für ihre Untersuchung der Veröffentlichung der ersten SFCRs das Schätzfenster unmittelbar am Tag vor dem Ereignis enden.<sup>693</sup> Um jedoch mögliche Antizipationseffekte aufdecken zu können, umfasst das im Rahmen dieser Untersuchung gewählte Ereignisfenster auch Tage vor der Berichtsveröffentlichung.

Dabei können CUMMINS et al. (2006) zeigen, dass Kapitalmärkte im Vorfeld einer Ankündigung durchaus auf neue Informationen reagieren. Auch im Nachgang der Bekanntgabe scheinen Kapitalmärkte einige Zeit zu brauchen, bevor sie die Veröffentlichung vollständig verarbeitet haben.<sup>694</sup> So reagieren Kapitalmärkte bei BIELL und MULLER (2013) zwar relativ schnell auf ein Verlustereignis, benötigen jedoch auch einige Zeit, bis die Aktienkurse das Ereignis vollständig abbilden.<sup>695</sup>

<sup>689</sup>Vgl. THOMPSON (1988), S. 78, 81, 83.

<sup>690</sup>Vgl. WIESINGER (2022), S. 146; MUKHTAROV et al. (2022), S. 247; GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 12; LACKMANN (2010), S. 143; CORRADO / ZIVNEY (1992), S. 477.

<sup>691</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 41; KOLARI / PYNNÖNEN (2011), S. 954; HALEK / ECKLES (2010), S. 814; KOLARI / PYNNÖNEN (2010), S. 4017; LACKMANN (2010), S. 142–143; CUMMINS et al. (2006), S. 2622; PERRY / FONTNOUVELLE (2005), S. 12; CAMPBELL et al. (1997), S. 158; BROWN / WARNER (1985), S. 14–15.

<sup>692</sup>Vgl. BIELL / MULLER (2013), S. 2630; GILLET et al. (2010), S. 227.

<sup>693</sup>Vgl. GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 12.

<sup>694</sup>Vgl. CUMMINS et al. (2006), S. 2631–2632.

<sup>695</sup>Vgl. BIELL / MULLER (2013), S. 2630–2631, 2638.



#### 4.4 Festlegung der Rahmenbedingungen der Ereignisstudie

Abgesehen von einigen Fällen, für die die aus verschiedenen Quellen ermittelten Veröffentlichungsdaten nicht übereinstimmen, herrscht kaum Unsicherheit hinsichtlich des Ereignistages, da die Daten der Pressemitteilungen und die Einträge im Investorenkalender vorliegen. Jedoch ist nicht bekannt, wann die Kapitalmarktteilnehmer Kenntnis über die veröffentlichte Information erhalten bzw. die Information wahrnehmen und in welchem Zeitraum sie den Inhalt in eine Wertpapiertransaktion umsetzen. Aufgrund des Internets ist davon auszugehen, dass zwischen der Veröffentlichung der Information (= Ereignistag) und der Reaktion nur Stunden bis wenige Tage liegen, dennoch ist ungewiss, wie die abnormalen Renditen über das Ereignisfenster verteilt sind. Aus diesem Grund ist die Betrachtung kumulierter abnormaler Renditen über einen längeren Zeitraum notwendig. Das Ereignisfenster wird dabei so lang gewählt, dass Kapitalmarktreaktionen auf die Veröffentlichungen möglichst sicher erfasst werden können.

Häufig werden innerhalb des Ereignisfensters verschiedene Intervalle betrachtet, um die resultierenden abnormalen Renditen auf ihre Robustheit zu überprüfen. Meist werden dafür Intervalle vor dem Tag 0, um den Tag 0 herum und nach dem Tag 0 gebildet. FIORDELISI et al. (2014) betrachten beispielsweise 13 Zeitintervalle innerhalb des Ereignisfensters.<sup>696</sup> Obwohl häufig asymmetrische Intervalle gewählt werden, weisen in ihrer Untersuchung vor allem symmetrisch um den Ereignistag herumliegende Ereignisfenster eine hohe statistische Signifikanz auf. Die Autoren gehen deshalb davon aus, dass abnormale Renditen sowohl vor als auch nach der Ankündigung eines Ereignisses auftreten.<sup>697</sup>

Ein zu kurzes Ereignisfenster birgt die Gefahr, dass die Informationsverarbeitung durch den Kapitalmarkt noch nicht abgeschlossen ist und die Kursreaktion nicht vollständig erfasst wird.<sup>698</sup> Durch die Wahl eines zu langen Ereignisfensters steigt jedoch das Risiko kontaminierender Ereignisse<sup>699</sup>, d. h. weitere kursbeeinflussende Ereignisse im oder nahe des Ereignisfensters führen zu höheren bzw. niedrigeren abnormalen Renditen als bei einem isolierten Ereignis zu beobachten wären. Aus zusätzlichen Ereignissen resultierende Kursausschläge erhöhen die Varianz der Renditen. Dies reduziert die Ergebnisgüte, d. h. die Aussagekraft der Signifikanztests, die die Nullhypothese ablehnen, obwohl nicht die betrachteten, sondern die konkurrierenden Ereignisse die Marktreaktion hervorrufen. Aufgrund der steigenden Wahrscheinlichkeit für einen Typ-1-Fehler sollten überlappende Ereignisse vermieden werden.<sup>700</sup>

Treten innerhalb des Ereigniszeitraums mehrere Ereignisse der gleichen Kategorie bei unterschiedlichen Unternehmen auf, wird dabei von einer Häufung bzw. einem Clustering der Ereignisse gesprochen. Eine ausführliche Analyse der möglichen Auswirkungen dieses Phänomens erfolgt in Abschnitt 4.6.3. Dagegen wird bei einer Kontamination das Ereignisfenster eines Wertpapiers durch zusätzliche Ereignisse der gleichen Kategorie oder aus anderen Kategorien verunreinigt, die die Reaktion der Aktionäre verstärken oder abschwächen. Im Falle einer Verstärkung sind die abnormalen Renditen nach oben verzerrt. Wenn das kontaminierende Ereignis dem betrachteten Ereignis entgegenwirkt, ist eine Verzerrung nach unten möglich. Außerdem besteht die Möglichkeit, dass das Ereignisfenster eines Wertpapiers nicht durch ein „eigenes“ Ereignis, sondern durch ein Ereignis aus einer anderen Kategorie bei einem anderen Unternehmen verunreinigt wird. In diesem Fall ist kein direkter Effekt auf die Kursentwicklung des betrachteten Unternehmens zu erwarten, allerdings kann ein branchenweiter Effekt auf das Unternehmen überspringen und die Schlussfolgerungen beeinträchtigen, die auf Basis der abnormalen Renditen gezogen werden.

<sup>696</sup>[-20; 20], [-10; 10], [-5; 5], [-3; 3], [-20; -1], [-10; -1], [-5; -1], [-3; -1], [0; 20], [0; 10], [0; 5], [0; 3] und [0; 1].

<sup>697</sup>Vgl. FIORDELISI et al. (2014), S. 113; FIORDELISI et al. (2013), S. 1361; HALEK / ECKLES (2010), S. 814; KOLARI / PYNNÖNEN (2008), S. 20; PERRY / FONTNOUVELLE (2005), S. 12–13, 20.

<sup>698</sup>Vgl. LACKMANN (2010), S. 143; OLER et al. (2008), S. 151.

<sup>699</sup>Häufig auch irrelevante, konkurrierende oder überlappende Ereignisse (confounding events) genannt.

<sup>700</sup>Vgl. LACKMANN (2010), S. 144; LINCiano (2004), S. 6; KRIVIN et al. (2003), S. 23; ARMITAGE (1995), S. 34; THOMPSON (1988), S. 78, 81, 83.

#### 4 Untersuchungsdesign

Somit besteht die Herausforderung in der Wahl der optimalen Länge des Ereignisfensters.<sup>701</sup> KRIVIN et al. (2003) entwickeln Verfahren zur Festlegung des optimalen Ereignisfensters, wenn Ereignisstudien mit wenigen Wertpapieren durchgeführt werden.<sup>702</sup> Auch BIELL und MULLER (2013) bestimmen als Ereignisfenster den kleinsten Zeitraum, der die größte Marktreaktion enthält.<sup>703</sup> Allerdings sollte ein zu langes oder zu kurzes Ereignisfenster aufgrund des Gesetzes der großen Zahl keine großen Auswirkungen haben, sodass bei großen Stichproben die Länge des Ereignisfensters über alle Wertpapiere standardisiert werden kann.<sup>704</sup> Je länger jedoch das Ereignisfenster ist, desto größer ist die Gefahr, dass Signifikanztests die Nullhypothese zu selten ablehnen, es kommt zum Problem der „Under-Rejection“.<sup>705</sup>

Um etwaige Effekte mit größerer Wahrscheinlichkeit beobachten zu können, wird im Rahmen dieser Arbeit ein Beobachtungszeitraum der Länge  $L = 41$  Handelstage herangezogen, ein Zeitraum, der in der Literatur häufig zu finden ist.<sup>706</sup> Dies entspricht einem Zeitraum von acht Wochen, der symmetrisch um den Ereignistag liegt und direkt an das Schätzfenster anschließt. Innerhalb des Ereignisfensters  $[-20; 20]$  werden alle möglichen Zeitintervalle betrachtet, da eine vorherige Festlegung auf bestimmte Zeitperioden aufgrund des Neuigkeitsgrades der SFCRs und der noch unklaren Erkenntnisse bezüglich der möglichen Reaktionszeiten der Aktionäre nicht zielführend ist.

Für gewöhnlich werden Wertpapiere mit kontaminierten Ereignisfenstern aus Stichproben entfernt. So schließen GOH und EDERINGTON (1993) Beobachtungen aus, wenn drei Tage um die von ihnen betrachteten Ereignisse unternehmensspezifische Informationen veröffentlicht werden.<sup>707</sup> Die zahlreichen Informationsquellen, die Finanzmärkten zur Verfügung stehen, erschweren jedoch die Kontrolle über kontaminierende Informationen.<sup>708</sup> Im Rahmen dieser Untersuchung werden bereits neben der Veröffentlichung von SFCRs auch vorläufige Zahlen, Geschäftsberichte, Quartalszahlen und Ratingentscheidungen berücksichtigt, jedoch können auch zusätzliche kursbeeinflussende Informationen in den Markt gelangen wie Übernahmeankündigungen, Einschätzungen von Analysten etc. Da gerade in der Berichtsperiode im Frühjahr besonders viele Veröffentlichungen gezählt werden, ist die Bildung eines nicht-kontaminierten Ereignisfensters kaum möglich. Häufig werden sogar gezielt Berichte am gleichen Tag veröffentlicht. So publizieren beispielsweise die Hannover Rück SE oder die NN Group N.V. grundsätzlich ihren Quartalsbericht am gleichen Tag wie ihren SFCR, sodass die zugehörigen Ereignisfenster kontaminiert sind. Häufig liegen auch wenige Tage zwischen den Veröffentlichungen, so z. B. für die Powszechny Zakład Ubezpieczeń, die ihren Quartalsbericht am 17.05.2017 und ihren SFCR am 19.05.2017 veröffentlicht.

Da innerhalb der achtwöchigen Ereignisfenster eine Kontamination kaum zu verhindern ist und sämtliche Intervalle innerhalb dieses Zeitraums untersucht werden, sodass sich die Länge der Intervalle variabel verhält, ist ein Ausschluss der betreffenden Beobachtungen nicht möglich. Allerdings sind die Auswirkungen von kontaminierenden Ereignissen auf Einzelunternehmensebene auf den Typ-1-Fehler in einer großen Stichprobe nur gering.<sup>709</sup>

Um die Prognose der erwarteten Renditen abzuschließen, erfolgt in einem letzten Schritt die Bestimmung des Marktindex, der in der Regression als Surrogat für das Marktportfolio eingesetzt werden soll.

<sup>701</sup>Vgl. LACKMANN (2010), S. 143; KRIVIN et al. (2003), S. 23.

<sup>702</sup>Vgl. KRIVIN et al. (2003), S. 2.

<sup>703</sup>Vgl. BIELL / MULLER (2013), S. 2630–2631.

<sup>704</sup>Vgl. KRIVIN et al. (2003), S. 2.

<sup>705</sup>Vgl. KOLARI / PYNÖNEN (2008), S. 23. Eine ausführliche Diskussion dieser Thematik erfolgt in Abschnitt 4.7.3.

<sup>706</sup>Vgl. FIORELISI et al. (2014), S. 110; GILLET et al. (2010), S. 227.

<sup>707</sup>Vgl. WIESINGER (2022), S. 190; ARMITAGE (1995), S. 34, 47; GOH / EDERINGTON (1993), S. 2003.

<sup>708</sup>Vgl. ARMITAGE (1995), S. 34.

<sup>709</sup>Vgl. THOMPSON (1988), S. 83.

#### 4.4.4 Wahl des Marktindex

Da es „den Markt“ nicht gibt, ist es notwendig, für die Schätzung der Parameter des Marktmodells einen Index als Marktsurrogat zu finden, der die Wertentwicklung des Marktes möglichst exakt abbildet.<sup>710</sup> Häufig wird diesem Schritt wenig Aufmerksamkeit gewidmet und das verwendete Marktsurrogat nicht näher spezifiziert.<sup>711</sup> Jedoch sollten bei der Wahl des Marktindex mindestens die Datenbasis, die angewendeten Bereinigungsverfahren und die Gewichtung der im Index enthaltenen Wertpapiere berücksichtigt werden, um eine hohe Übereinstimmung mit der Stichprobe zu gewährleisten.<sup>712</sup> Eine gängige Herangehensweise ist die Verwendung eines gleich- oder wertgewichteten Marktportfolios. Allerdings erläutern nicht alle Autoren die Zusammensetzung der von ihnen verwendeten Marktportfolios.<sup>713</sup>

Alternativ kann ein Branchenindex gewählt werden. Obwohl ein Branchenindex häufig die Kursentwicklung sehr gut widerspiegelt, besteht die Gefahr, dass er durch ereignisinduzierte Kursbewegungen mitgezogen wird. Dies würde die Parameterschätzung durch das Marktmodell und somit die erwarteten und abnormalen Renditen verzerren.<sup>714</sup> Beispielsweise umfasst der STOXX® Europe 600 Insurance 30 europäische Versicherer,<sup>715</sup> von denen 20 in der hier verwendeten Stichprobe enthalten sind.

Häufig wird für die Parameterschätzung jedes einzelnen Wertpapiers der Marktindex seines Heimatmarktes herangezogen. Erneut erfolgt jedoch regelmäßig keine Angabe dazu, nach welchen Kriterien dieser Index ausgewählt wird.<sup>716</sup> FIORDELISI et al. (2014) wählen nationale sektorspezifische Aktienindizes, um eine möglichst präzise Parameterschätzung durch das Marktmodell zu erreichen. Dabei können allerdings die Effekte einzelner Unternehmen auf die gesamte Branche überspringen, sodass es zu einer Unter- oder Überschätzung der Auswirkungen des Ereignisses käme. Die Autoren argumentieren jedoch, dass dies im Falle sehr kurzer Ereignisfenster kaum zu erwarten ist.<sup>717</sup> Da die im Rahmen dieser Arbeit betrachteten Ereignisfenster deutlich länger sind (bis zu  $L = 41$  Tage), ist die Prämisse eines sehr kurzen Ereignisfensters verletzt, sodass durchaus branchenweite Effekte beobachtet werden können. Zudem zeigen PERRY und FONTNOUVELLE (2005), dass die Verwendung lokaler Indizes zu ähnlichen Ergebnissen führt wie die Verwendung des FTSEurotop 100.<sup>718</sup> Dieser Index weist zudem eine breite Streuung auf, wie sie für die Wahl eines passenden Marktindex für größere Stichproben empfohlen wird.<sup>719</sup>

ARMITAGE (1995) stellt fest, dass das Marktmodell leicht bessere Ergebnisse liefert, wenn ein gleichgewichteter anstelle eines wertgewichteten Marktindex verwendet wird. Kommt es zu Event Date Clustering (siehe Abschnitt 4.6.3), wird der Unterschied sogar signifikant, da ein gleichgewichteter Index die Querschnittskorrelation der Residuen reduziert.<sup>720</sup> Gleichgewichtete Indizes sind zudem besser geeignet, wenn ein Größeneffekt vorliegt, d. h. die Wertpapiere kleinerer Aktiengesellschaften höhere Renditen

---

<sup>710</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 91.

<sup>711</sup>Vgl. z. B. LINCiano (2004), S. 9; GRIFFIN (2003), S. 440; GOH / EDERINGTON (1993), S. 2004–2005.

<sup>712</sup>Vgl. RAU (2004), S. 134–135.

<sup>713</sup>Vgl. z. B. FRANCIS et al. (2002b), S. 521; HUFFEL et al. (1996), S. 696; POTTER (1992), S. 148; COLLINS / DENT (1984), S. 56.

<sup>714</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 91.

<sup>715</sup>Vgl. QONTIGO (2022).

<sup>716</sup>Vgl. MUKHTAROV et al. (2022), S. 247; BIELL / MULLER (2013), S. 2630; BEHR / GÜTTLER (2006), S. 7; PERRY / FONTNOUVELLE (2005), S. 10.

<sup>717</sup>Vgl. FIORDELISI et al. (2014), S. 110.

<sup>718</sup>Vgl. PERRY / FONTNOUVELLE (2005), S. 10.

<sup>719</sup>Vgl. z. B. HOLLER (2012), S. 91; KRIVIN et al. (2003), S. 3.

<sup>720</sup>Vgl. ARMITAGE (1995), S. 33.

## 4 Untersuchungsdesign

aufweisen, da diese Überrenditen in einem wertgewichteten Index unterrepräsentiert wären. Letztendlich weist ein gleichgewichteter Index eine höhere Ähnlichkeit zu dem in der Ereignisstudie verwendeten Portfolio auf, das in der Regel ebenfalls gleichgewichtet zusammengestellt wird.<sup>721</sup>

Andererseits zeigen mehrere Studien, dass sich Ereignisstudien robust gegenüber der Wahl des Marktindex verhalten.<sup>722</sup> So wird in Ereignisstudien im Finanz- und Versicherungsumfeld häufig der FTSEurotop 100 oder der FTSEurofirst 100 eingesetzt, obwohl es sich dabei um wertgewichtete Indizes handelt. Auch GATZERT und HEIDINGER (2019) verwenden den FTSEurofirst 100 als Marktindex.<sup>723</sup> Aus diesem Grund und um die Ergebnisse der vorliegenden Untersuchung mit denjenigen von GATZERT und HEIDINGER (2019) vergleichen zu können, wird im Folgenden auch der FTSEurofirst 100 als Marktindex verwendet.<sup>724</sup> Die möglicherweise durch Clustering-Effekte auftretenden Querschnittskorrelationen werden gesondert berücksichtigt.

Nach Festlegung des zu verwendenden Preisbildungsmodells und der Schätzperioden erfolgt die Bestimmung und Bereinigung der Renditen. Der folgende Abschnitt beschreibt die Festlegung der Renditeintervalle, der Berechnungsmethoden und die Verfahren zur Bereinigung der Renditezeitreihen. Am Ende erfolgt eine kurze Darstellung der Berechnung der abnormalen Renditen.

## 4.5 Bestimmung der Renditen

### 4.5.1 Festlegung des Renditeintervalls und der Berechnungsmethode

In den meisten Veröffentlichungen erfolgt keine Spezifikation der Berechnungsmodalitäten.<sup>725</sup> Wenn Angaben dazu gemacht werden, beschränken sich diese oft auf einen Hinweis, ob logarithmierte oder diskrete Renditen verwendet werden, sowie in einigen Fällen die Anmerkung, dass Kurse um Dividenden und Aktien-Splits bereinigt werden.<sup>726</sup> Üblich ist auch die Verwendung bereits erzeugter Rendite-Kennzahlen z. B. von Bloomberg, Refinitiv oder dem Center for Research in Security Prices.<sup>727</sup>

Dabei zeigen die Betrachtungen in WIESINGER (2022) und RAU (2004), dass die Bestimmung der Renditen verschiedener Abwägungen bedarf, und auch HUDSON und GREGORIOU (2015) weisen darauf hin, dass in wissenschaftlichen Arbeiten zu wenig Augenmerk auf die Berechnung der Renditen gelegt wird.<sup>728</sup> Neben der Festlegung des Renditeintervalls und der Bestimmung der Berechnungsmethode sollte die Bereinigung der Kurse und der Umgang mit fehlenden Datenpunkten dargelegt werden.

<sup>721</sup>Vgl. RAU (2004), S. 136; DIMSON / MARSH (1986), S. 129–130.

<sup>722</sup>Vgl. KRUEGER / JOHNSON (1991), S. 579; THOMPSON (1988), S. 80.

<sup>723</sup>Vgl. GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 12; GILLET et al. (2010), S. 225. Alternativ hätten sie den FTSEurotop 100 einsetzen können, der eine hohe Korrelation mit dem FTSEurofirst 100 aufweist.

<sup>724</sup>Zur Überprüfung der Robustheit der Ergebnisse wurden auch der FTSEurotop 100 als Marktindex in den Ereignisstudien eingesetzt. Die Ergebnisse unterscheiden sich kaum.

<sup>725</sup>Vgl. z. B. MUKHTAROV et al. (2022), S. 247; BIELL / MULLER (2013), S. 2630; LINCiano (2004), S. 9; ASTHANA / BALSAM (2001), S. 353; MACKINLAY (1997), S. 16, 23.

<sup>726</sup>Vgl. z. B. GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 12; LAIDROO (2008), S. 179; BEHR / GÜTTLER (2006), S. 7.

<sup>727</sup>Vgl. z. B. HUNG et al. (2015), S. 1250; GRIFFIN (2003), S. 440; FRANCIS et al. (2002b), S. 518; GOH / EDERINGTON (1993), S. 2003.

<sup>728</sup>Vgl. WIESINGER (2022), S. 132–136; HUDSON / GREGORIOU (2015), S. 16; RAU (2004), S. 128–130.

Tägliche Wertpapierrenditen weisen mehr Masse um den Erwartungswert und Fat Tails auf. Dabei sind sie nicht nur leptokurtisch, sondern auch rechtsschief.<sup>729</sup> Monatsrenditen folgen dagegen überwiegend einer Normalverteilung, sodass monatliche Berechnungsintervalle zugunsten der statistischen Testverfahren bevorzugt werden sollten.<sup>730</sup> Jedoch können Kursreaktionen umso sicherer erfasst und abnormale Renditen identifiziert werden, je kürzer das Zeitintervall zur Renditeberechnung ist.<sup>731</sup> So ermöglichen tägliche Renditen eine präzise Messung der Reaktionsgeschwindigkeit der Wertpapierpreise, da sich die Reaktion im Idealfall auf wenige Tage konzentriert.<sup>732</sup>

Abnormale Renditen, die mit Hilfe des Marktmodells berechnet werden, weisen in Simulationen kaum Autokorrelation oder Heteroskedastizität auf, sind aber ebenfalls schief und leptokurtisch. Sie folgen jedoch eher einer Normalverteilung als die Rohrenditen.<sup>733</sup> Die Ereignisstudienmethodik ist dabei gut zur Bewältigung von Problemen geeignet, die aus Abweichungen von der Normalverteilungsannahme entstehen. Aufgrund des zentralen Grenzwertsatzes konvergiert die Verteilung der durchschnittlichen abnormalen Renditen mit zunehmender Stichprobengröße gegen eine Normalverteilung, wenn die abnormalen Renditen unabhängig und identisch verteilte Zufallsvariablen mit endlicher Varianz sind. Folglich weichen durchschnittliche abnormale Renditen deutlich weniger von der Normalverteilung ab als einzelne abnormale Renditen.<sup>734</sup> Zudem sind selbst parametrische Signifikanztests trotz möglicher Abweichungen von der Normalverteilungsannahme gut spezifiziert, auch für kleine Stichprobenumfänge.<sup>735</sup>

Aufgrund der höheren Genauigkeit bei der Abbildung möglicher Kapitalmarktreaktionen werden deshalb in der vorliegenden Arbeit tägliche Renditen verwendet. Diese können auf zwei Arten berechnet werden.<sup>736</sup> Bei der diskreten Berechnung der täglichen Rendite wird die prozentuale Veränderung zum Kurs des Vortages bestimmt:

$$R_{i,t} = \frac{S_{i,t} - S_{i,t-1}}{S_{i,t-1}} = \frac{S_{i,t}}{S_{i,t-1}} - 1 \quad (4.4)$$

$S_{i,t}$  = Kurs der Aktie  $i$  zum Zeitpunkt  $t$

Alternativ kann die Renditeberechnung unter Annahme einer zeitstetigen Verzinsung erfolgen:

$$R_{i,t} = \ln \frac{S_{i,t}}{S_{i,t-1}} = \ln S_{i,t} - \ln S_{i,t-1} \quad (4.5)$$

Die Berechnung mehrperiodiger Renditen erfolgt bei diskreten Renditen durch Multiplikation, während stetige Renditen addiert werden. Eine Multiplikation sehr kleiner Zahlen nahe Null kann dabei zu einem arithmetischen Overflow führen, sodass bei Zeitreihenbetrachtungen logarithmierte Renditen zu

<sup>729</sup>Vgl. u. a. KOLARI / PYNNÖNEN (2010), S. 4017; COWAN (1992), S. 348; BERRY et al. (1990), S. 71; JAIN (1986), S. 87–88; BROWN / WARNER (1985), S. 4, 10; FAMA (1965), S. 48, 89. Dies gilt insbesondere für liquide Wertpapiere, die häufig gehandelt werden.

<sup>730</sup>Vgl. BROWN / WARNER (1985), S. 4; HAGERMAN (1978), S. 1214–1215; BLATTBERG / GONEDDES (1974), S. 249.

<sup>731</sup>Vgl. ARMITAGE (1995), S. 46.

<sup>732</sup>Vgl. FAMA (1991), S. 1601.

<sup>733</sup>Vgl. BERRY et al. (1990), S. 71, 75; JAIN (1986), S. 87–88; BROWN / WARNER (1985), S. 10, 25.

<sup>734</sup>Vgl. COWAN (1992), S. 349; BROWN / WARNER (1985), S. 4, 10, 25.

<sup>735</sup>Vgl. Abschnitt 4.7.2 MACKINLAY (1997), S. 34–35; BROWN / WARNER (1985), S. 25; DYCKMAN et al. (1984), S. 26.

<sup>736</sup>Vgl. AUER / RÖTTMANN (2020), S. 40–42; DORFLEITNER (2002), S. 217; STRONG (1992), S. 535.

#### 4 Untersuchungsdesign

bevorzugen sind. Für die Bestimmung der durchschnittlichen abnormalen Renditen erfolgt die Aggregation der täglichen Renditen auf Portfolioebene, d. h. im Falle diskreter Renditen wird die gewichtete Summe der Einzelrenditen gebildet. Eine Summation stetiger Renditen führt aufgrund der Konkavität der Logarithmusfunktion jedoch zu einer Unterschätzung der Portfoliorendite. DORFLEITNER (2002) empfiehlt deshalb ein finanzmathematisch korrektes Vorgehen.<sup>737</sup> Da jedoch für Werte nahe Null, d. h. für kleine Renditen, die logarithmierte Rendite ungefähr der diskreten Rendite entspricht, kann eine stetige abnormale Rendite ebenfalls durch Summation auf Portfolioebene aggregiert werden.<sup>738</sup> Diese Näherung gilt für Renditen, die kleiner als  $\pm 0,15$  sind,<sup>739</sup> für die die Abweichung der stetigen von den diskreten Renditen vernachlässigbar gering ist.<sup>740</sup> Da im Rahmen dieser Arbeit keine großen Kurssprünge erwartet werden, sollte diese Näherung gelten.

Die Ähnlichkeit zwischen diskreten und stetigen Renditen gilt jedoch nicht für deren Mittelwerte. Obwohl die Varianz nahezu unabhängig von der Art der Berechnung der Renditen ist, zeigen HUDSON und GREGORIOU (2015) empirisch, dass dies für die Höhe der Renditen nicht gilt. Für die Bestimmung einer Vermögensänderung von Kapitalmarktteilnehmern empfehlen sie deshalb die Anwendung diskreter Renditen, während in allen anderen Fällen die Entscheidung und anschließende Beibehaltung einer Berechnungsart in sich konsistente Ergebnisse liefert. Allerdings stellen die Autoren gerade für Ereignisstudien fest, dass die Verwendung von diskreten Renditen zu einer großzügigeren Signifikanzeinschätzung führt als logarithmierte Renditen, deren Signifikanz häufiger abgelehnt wird.<sup>741</sup> Dies kann THOMPSON (1988) in seinen empirischen Untersuchungen zu Ereignisstudien nicht bestätigen, da bei ihm keine der Berechnungsformen signifikant bessere Ergebnisse liefert.<sup>742</sup> In diesem Sinne verwenden KOLARI und PYNNÖNEN (2010) logarithmierte Renditen, da diese bessere statistische Eigenschaften aufweisen.<sup>743</sup>

Wenn Aktienkurse einer geometrisch Brown'schen Bewegung folgen, sind logarithmierte Renditen normalverteilt.<sup>744</sup> Allerdings besitzen auch sie schwerere Verteilungsenden als eine Normalverteilung.<sup>745</sup> Jedoch ist für logarithmierte Renditen die Wahrscheinlichkeit einer Normalverteilung größer als für diskrete Renditen.<sup>746</sup> Dabei ähnelt die empirische Verteilung der Residuen des Marktmodells im unteren Tail der Verteilung stärker der Normalverteilung als im oberen Tail.<sup>747</sup> Da im Verlauf dieser Arbeit auch parametrische Signifikanztests zum Einsatz kommen, ist eine Normalverteilung der abnormalen Renditen eine Voraussetzung, der ein großer Stellenwert eingeräumt wird. Aufgrund dieses Aspekts sowie der vorteilhaften Eigenschaften stetiger Renditen bei der Aggregation werden wie bei GATZERT und HEIDINGER (2019) stetige Renditen berechnet.<sup>748</sup>

In einem nächsten Schritt müssen die Renditen um Dividenden und Kapitalmaßnahmen korrigiert werden. Außerdem ist der Umgang mit fehlenden Datenpunkten zu prüfen.

<sup>737</sup>Vgl. MISKOLCZI (2017), S. 128–130, 136; DORFLEITNER (2002), S. 220–222.

<sup>738</sup>Vgl. MISKOLCZI (2017), S. 128–130, 136.

<sup>739</sup>DORFLEITNER (2002) nennt als Grenzwert  $\pm 0,10$ , S. 220.

<sup>740</sup>Vgl. ROZEFF / KINNEY (1976), S. 380; BLATTBERG / GONEDS (1974), S. 252–253; FAMA (1965), S. 46.

<sup>741</sup>Vgl. HUDSON / GREGORIOU (2015), S. 152–153, 157–158. Die Autoren zeigen, dass die diskrete Rendite auf einem Signifikanzniveau von 5 % signifikant ist, während die äquivalente stetige Rendite nur auf dem 10 %-Niveau signifikant ist.

<sup>742</sup>Vgl. HENDERSON (1990), S. 287; THOMPSON (1988), S. 81.

<sup>743</sup>Vgl. KOLARI / PYNNÖNEN (2010), S. 4003.

<sup>744</sup>Vgl. HUDSON / GREGORIOU (2015), S. 152.

<sup>745</sup>Vgl. DORFLEITNER (2002), S. 232.

<sup>746</sup>Vgl. STRONG (1992), S. 535.

<sup>747</sup>Vgl. JAIN (1986), S. 87–88.

<sup>748</sup>Vgl. GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 12.

### 4.5.2 Bereinigung der Renditezeitreihe

Die Renditen werden mit Hilfe der Tagesschlusskurse sowie der gezahlten Dividenden der betrachteten Wertpapiere und Indizes aus der Datenbank Refinitiv vom 01.01.2016 bis zum 31.08.2021 berechnet. Die Aktienkurse stammen von der jeweiligen Heimatbörse der betrachteten Versicherungsunternehmen, da dort das größte Handelsvolumen zu erwarten ist.<sup>749</sup> Da ausschließlich prozentuale Wertänderungen betrachtet werden, ist keine Währungsumrechnung nötig.

LACKMANN (2010) verzichtet auf eine Bereinigung der Kurse um Dividenden, die Unternehmen im betrachteten Zeitraum ausschütten, da lediglich die Kursreaktion in Folge des Ereignisses gemessen werden soll und deshalb die Höhe der Rendite irrelevant wäre.<sup>750</sup> Allerdings fallen sowohl die Dividendenzahlungen als auch die Veröffentlichung der betrachteten Berichte in die Berichtsperiode, sodass der Dividendenabschlag Kursreaktionen hervorrufen kann, die in keinem Zusammenhang mit dem betrachteten Ereignis stehen und die Varianz der Renditen unnötig erhöhen. Dies würde die Identifikation abnormaler Renditen erschweren und die Aussagen der Signifikanztests verzerren. Deshalb ist es üblich, die Schlusskurse der Wertpapiere um Dividenden und Splits zu bereinigen. Auf diese Weise wird auch die Vergleichbarkeit zwischen den Aktienkursen und dem Marktindex hergestellt, da in Abschnitt 4.4.4 ein Total Return Index als Marktindex gewählt wurde, der Dividenden und Aktiensplits berücksichtigt.<sup>751</sup>

Diese Bereinigung kann auf mehrere Arten durchgeführt werden. FELTON und JAIN (2019) diskutieren häufig eingesetzte Methoden zur Bereinigung von historischen Aktienkursen um Dividenden und Aktiensplits. Als Tag des Dividendenabschlags wird das Market Ex-Date verwendet.<sup>752</sup>

**Berechnung eines Anpassungsfaktors** Häufig wird ein Anpassungsfaktor am Tag  $t$  der Dividendenzahlung berechnet. Mit den für jede Dividendenzahlung berechneten Korrekturfaktoren werden anschließend die Aktienkurse vor der jeweiligen Dividendenzahlung multipliziert.<sup>753</sup>

$$S_{i,t-1}^{adj} = a_t * S_{i,t-1} \quad (4.6)$$

mit:

$$a_t = 1 - \frac{D_{i,t}}{S_{i,t-1}}$$

$S_{i,t}^{adj}$	=	Dividendenbereinigter Aktienkurs zum Zeitpunkt $t$
$a_t$	=	Anpassungsfaktor zur Bereinigung um Dividenden
$D_t$	=	Dividende des Wertpapiers $i$ zum Zeitpunkt $t$

<sup>749</sup>LACKMANN (2010) verwendet die Kurse derjenigen Börsenplätze, an denen das größte Handelsvolumen bezogen auf das Wertpapier des betrachteten Unternehmens vorliegt. Vgl. LACKMANN (2010), S. 140. Eine Überprüfung ergab, dass beide Vorgehensweisen zu identischen Ergebnissen führen.

<sup>750</sup>Vgl. LACKMANN (2010), S. 156.

<sup>751</sup>Vgl. GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 12; FIORDELISI et al. (2014), S. 110; PERRY / FONTNOUVELLE (2005), S. 12.

<sup>752</sup>Vgl. FELTON / JAIN (2019), S. 192, 203.

<sup>753</sup>Vgl. FELTON / JAIN (2019), S. 195–198.

#### 4 Untersuchungsdesign

Der Vorteil dieser Methode ist, dass der Aktienkurs zu Beginn der Zeitreihe nicht negativ werden kann. Jedoch verringert sich bei der Renditeberechnung der Nenner, während der Zähler unverändert bleibt, sodass es zu einer Überschätzung der Rendite kommt.<sup>754</sup>

**Adjustierte Aktienkurse als Basis** Bei dieser Methode werden von jedem täglichen Aktienkurs die bis dahin gezahlten Dividenden subtrahiert. Folglich werden zur Bereinigung des ersten Aktienkurses in der Zeitreihe alle während des Betrachtungszeitraums aufgetretenen Dividenden kumuliert berücksichtigt. Die Renditeberechnung erfolgt durch Division durch die adjustierten Schlusskurse:<sup>755</sup>

$$R_{i,t} = \frac{S_{i,t} - \left( S_{i,t-1} - \sum_{t=1}^d D_t \right)}{S_{i,t-1} - \sum_{t=1}^d D_t} \quad (4.7)$$

$d$  = Zeitpunkt der letzten Dividendenzahlung im betrachteten Zeitraum

Auch dieses Verfahren überschätzt die Rendite, da der Nenner reduziert wird, während der Zähler unverändert bleibt. Außerdem könnte dieses Verfahren zu negativen Aktienkursen führen, die ökonomisch keinen Sinn ergeben.<sup>756</sup>

**Unadjustierte Aktienkurse als Basis** Bei dieser Methode wird zur Differenz der Aktienkurse die über den Betrachtungszeitraum kumulierte Dividende addiert und anschließend durch den unadjustierten Schlusskurs dividiert:<sup>757</sup>

$$R_{d,t} = \frac{S_{i,t} - S_{i,t-1} + \sum_{t=1}^d D_t}{S_{i,t-1}} \quad (4.8)$$

Da diese Methode auf der Annahme basiert, dass die Dividenden erst am Ende der Haltedauer gezahlt werden, sind die Renditen in diesem Fall signifikant niedriger als bei den ersten beiden Methoden.<sup>758</sup>

**Reinvestition der Dividenden** Die Dividenden können auch in einem Total Return Szenario reinvestiert werden: entweder in eine risikofreie Anlage oder in weitere Aktien des Unternehmens (Opération Blanche), wobei eine Wiederanlage in eine risikofreie Anlagemöglichkeit zu einer niedrigeren Rendite führt als die riskante Investition.<sup>759</sup> Die meisten Finanzdatenbanken verwenden die Opération Blanche,<sup>760</sup> sodass zahlreiche empirische Studien implizit auf dieses Verfahren zurückgreifen, wenn sie die Total Return Daten aus diesen Quellen verwenden.<sup>761</sup> Eine Reinvestition in eine risikofreie Anlage würde den risikofreien Zins als zusätzliche Variable erfordern, sodass dieses Verfahren nicht in Frage kommt.

<sup>754</sup>Vgl. FELTON / JAIN (2019), S. 195–198.

<sup>755</sup>Vgl. FELTON / JAIN (2019), S. 198.

<sup>756</sup>Vgl. FELTON / JAIN (2019), S. 198.

<sup>757</sup>Vgl. FELTON / JAIN (2019), S. 198.

<sup>758</sup>Vgl. FELTON / JAIN (2019), S. 198.

<sup>759</sup>Vgl. FELTON / JAIN (2019), S. 198–199.

<sup>760</sup>Vgl. REFINITIV THOMSON REUTERS DATASTREAM (2022); FELTON / JAIN (2019), S. 2.

<sup>761</sup>Vgl. WIESINGER (2022), S. 135; RAU (2004), S. 128–129.



#### 4.5 Bestimmung der Renditen

In ihren empirischen Untersuchungen stellen FELTON und JAIN (2019) Differenzen bis zu einer Höhe von 6,5 p.p. zwischen den mit den unterschiedlichen Methoden bereinigten Renditen fest, sodass die Art der Bereinigung durchaus die Ergebnisse einer Ereignisstudie beeinflussen kann. Die adjustierten Aktienkurse als Basis führen dabei zur höchsten bereinigten Rendite, da der zugrundeliegende Aktienkurs durch die kumulierten Dividenden am stärksten reduziert wird. Die Berechnung eines Anpassungsfaktors sowie die Opération Blanche führen zu deutlich niedrigeren, aber sehr ähnlichen Renditen. Die niedrigsten Renditen werden durch die unadjustierten Aktienkurse als Basis und die Reinvestition der Dividenden in eine festverzinsliche Anlage ermittelt und auch für diese beiden Verfahren sind die Ergebnisse nahezu identisch.<sup>762</sup> Allerdings beruhen diese Erkenntnisse auf Einzelfallbetrachtungen und bedürfen weiterer empirischer Untersuchungen. Die Literatur liefert diesbezüglich jedoch keine Anhaltspunkte.

Um die Ereignisstudie möglichst wenig durch die Art der Renditebereinigung zu verzerren, fällt die Wahl auf ein Verfahren, das sich im Mittelfeld der möglichen Renditeausprägungen befindet. Da beide in Frage kommenden Verfahren zu nahezu identischen Ergebnissen führen, wird aus Vereinfachungsgründen ein Anpassungsfaktor berechnet.<sup>763</sup>

Da die aus Refinitiv gewonnenen Kurshistorien bereits um Aktiensplits bereinigt sind,<sup>764</sup> erfolgt lediglich eine Korrektur der Aktienkurse um Dividendenzahlungen. Zur Plausibilisierung werden die dadurch ermittelten Renditen mit den auf einem Total Return Szenario basierenden Daten aus Refinitiv verglichen, die mittels der Opération Blanche, d. h. einer Reinvestition der Dividenden in das betreffende Wertpapier, bereinigt werden.<sup>765</sup> Es zeigt sich, dass die Renditedifferenzen zwischen den mit der Opération Blanche erzeugten Total Return Indizes und den mit Hilfe eines Anpassungsfaktors bereinigten Renditen bis zu 6,3 p.p. betragen. In den meisten Fällen ist die Differenz der Renditen jedoch vernachlässigbar gering. Zudem weisen INCE und PORTER (2006) und BRÜCKNER (2013) darauf hin, dass neben weiteren Problemen hinsichtlich der Datenqualität von Thomson Reuters Datastream die auf dem Total Return Index basierenden Renditen unter Umständen auf einer unkorrekten Bereinigung der Kurshistorien um Dividenden beruhen und somit fehlerhaft sein können.<sup>766</sup> Aus diesem Grund und den zuvor diskutierten Vorteilen wird im Folgenden die eingangs gewählte Vorgehensweise beibehalten. Der folgende Abschnitt gibt einen kurzen Überblick über die Berechnung der abnormalen Renditen.

---

<sup>762</sup>Vgl. FELTON / JAIN (2019), S. 197–199.

<sup>763</sup>Da nur wenige Publikationen, die sich mit der Methodik der Ereignisstudie auseinandersetzen, auf die Art der Bereinigung der Renditen um Dividenden und Splits eingehen, kann keine gängige Praxis identifiziert werden. WIESINGER (2022) verwendet bereits nach der Opération Blanche bereinigte Rendite-Zeitreihen. Vgl. WIESINGER (2022), S. 135. RAU (2004) zieht diese von Dienstleistern zur Verfügung gestellten und nach der Opération Blanche bereinigten Kursdaten nur zu Plausibilisierungszwecken heran und bereinigt die Kurshistorien durch Addition der innerhalb der Periode anfallenden Dividendenzahlungen. Zur Renditeberechnung verwendet er unadjustierte Schlusskurse als Basis. Vgl. RAU (2004), S. 129.

<sup>764</sup>Vgl. REFINITIV DEVELOPER COMMUNITY (2021).

<sup>765</sup>Vgl. REFINITIV THOMSON REUTERS DATASTREAM (2022).

<sup>766</sup>Vgl. BRÜCKNER (2013), S. 26; INCE / PORTER (2006), S. 472–473.

### 4.5.3 Bestimmung der abnormalen Renditen

Die in Abschnitt 4.5.2 ermittelten Renditen werden zur Schätzung der Parameter des Marktmodells verwendet. Mit Hilfe der geschätzten Koeffizienten  $\hat{\alpha}_i$  und  $\hat{\beta}_i$  werden die erwarteten Renditen während der Ereignisperiode vorhergesagt. Die abnormale Rendite  $AR_{i,t}$  des Wertpapiers  $i$  am Ereignistag  $t$  ergibt sich durch einen Vergleich der beobachteten mit der erwarteten täglichen Rendite:<sup>767</sup>

$$AR_{i,t} = R_{i,t} - E(R_{i,t}) = R_{i,t} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_i R_{m,t} \quad (4.9)$$

$AR_{i,t}$	=	Abnormale Rendite des Wertpapiers $i$ zum Zeitpunkt $t$
$\hat{\alpha}_i$	=	Schätzer des Parameters $\alpha_i$
$\hat{\beta}_i$	=	Schätzer des Parameters $\beta_i$

Dies geschieht unter der Annahme, dass die durchschnittliche Rendite während des Schätzfensters als stationäre Größe auf das Ereignisfenster übertragbar ist. Die Varianz der abnormalen Renditen umfasst dabei sowohl die eigentliche Varianz als auch die zusätzlich durch den Schätzfehler bei der Bestimmung der Regressionsparameter bzw. der erwarteten Rendite induzierte Varianz. Sind diese Schätzfehler unabhängig über alle Wertpapiere verteilt, gleichen sich die Effekte innerhalb der Stichprobe über die Ereigniszeit aus. Allerdings kann der Schätzfehler, obwohl er für alle abnormalen Renditen identisch ist, zu Autokorrelation führen, auch wenn die tatsächlichen Störterme in der Zeit unabhängig sind. Mit zunehmender Länge des Schätzfensters strebt der Schätzfehler der Parameter jedoch gegen Null, sodass die abnormalen Renditen über die Zeitperioden hinweg asymptotisch unabhängig sind.<sup>768</sup> Unter der Nullhypothese sind die abnormale Renditen gemeinsam normalverteilt:<sup>769</sup>

$$AR_{i,t} \sim N(0, \sigma^2(AR_{i,t})) \quad (4.10)$$

Üblicherweise werden abnormale Renditen über zwei Dimensionen aggregiert. Im Querschnitt erfolgt die Aggregation einzelner Wertpapiere unter Verwendung der  $AR_{i,\tau}$  für jeden Ereignistag  $\tau = \tau_1, \dots, \tau_2$ . Für  $N$  Ereignisse ergibt sich die durchschnittliche abnormale Rendite der Stichprobe für einen Tag im Ereignisfenster  $\tau$  als:<sup>770</sup>

<sup>767</sup>Vgl. DAS et al. (2008), S. 67.

<sup>768</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 89–90; CABLE / HOLLAND (1999), S. 333–334; CAMPBELL et al. (1997), S. 159–160; MASULIS (1980), S. 154–155. Die Berechnung des Korrekturfaktors für den Schätzfehler beschreibt Abschnitt 4.7.2.

<sup>769</sup>Vgl. MACKINLAY (1997), S. 21.

<sup>770</sup>Vgl. DAS et al. (2008), S. 67; MACKINLAY (1997), S. 21, 24. Statt des Mittelwerts wird in einigen Fällen der Median der abnormalen Renditen betrachtet. Vgl. BEHR und GÜTLER (2006), S. 13. Jedoch hat sich die Verwendung von Mittelwerten durchgesetzt. Vgl. z. B. OTT (2011), S. 125–126; MACKINLAY (1997), S. 24; BROWN und WARNER (1985), S. 10. Auch die parametrischen Verfahren zur Signifikanztestung basieren auf dem Mittelwert und der Standardabweichung, sodass unklar ist, wie sie auf Mediane und ihre abweichenden Eigenschaften reagieren. So ist die Summe der Abweichungen vom Erwartungswert stets Null, während dies beim Median nicht der Fall sein muss. Dafür können Ausreißer den Mittelwert verzerren, während der Median unempfindlich gegenüber Ausreißern ist. Vgl. AUER und ROTTMANN (2020), S. 34–38. Werden beide Werte berichtet, wird häufig nicht darauf eingegangen, woher mögliche Differenzen stammen und welche Auswirkungen dies auf die Aussagekraft der Ergebnisse hat. Vgl. z. B. WIESINGER (2022), S. 203; GATZERT und HEIDINGER (2019), S. 14. Aus diesen Gründen und der in Abschnitt 5 erfolgenden Betrachtung von Dreiecksmatrizen, die keine weitere Dimension zulassen, konzentriert sich auch die vorliegende Arbeit auf Mittelwerte. Mediane werden jedoch berichtet und größere Abweichungen betrachtet, da gerade in kleinen Stichproben einzelne Werte größeres Gewicht erhalten, sodass Ausreißer dringend identifiziert werden müssen. Vgl. MCWILLIAMS und SIEGEL (1997), S. 635.

$$AAR_{\tau} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N AR_{i,\tau} \quad (4.11)$$

$AAR_{\tau}$  = Durchschnittliche abnormale Rendite der Wertpapiere in der Stichprobe zum Zeitpunkt  $t = \tau$  im Ereignisfenster  
 $N$  = Anzahl der Wertpapiere in der Stichprobe

Mit zunehmender Länge des Schätzfensters ergibt sich die Varianz als:<sup>771</sup>

$$var(AAR_{\tau}) = \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^N \sigma_{\varepsilon_i}^2 \quad (4.12)$$

Die Aggregation über die Zeit erfolgt durch Berechnung kumulierter durchschnittlicher abnormaler Renditen (Cumulative Average Abnormal Return) über verschiedene Zeiträume im Ereignisfenster:<sup>772</sup>

$$CAAR[\tau_1, \tau_2] = \sum_{\tau=\tau_1}^{\tau_2} AAR_{\tau} \quad (4.13)$$

$$Var(CAAR[\tau_1, \tau_2]) = \sum_{\tau=\tau_1}^{\tau_2} Var(AAR_{\tau})$$

$CAAR[\tau_1, \tau_2]$  = Kumulierte durchschnittliche abnormale Rendite zwischen zwei Zeitpunkten  $t_1 = \tau_1$  und  $t_2 = \tau_2$  im Ereignisfenster

Wenn keine Aufteilung in gute und schlechte Nachrichten möglich ist, gleichen sich positive und negative Kursreaktionen aus.<sup>773</sup> BEAVER (1968) schlägt in diesem Fall vor, die abnormalen Renditen zu quadrieren. Reagieren Investoren auf ein Ereignis, sollte die quadrierte abnormale Rendite im Ereignisfenster größer sein als in anderen Zeiträumen. Da der Mittelwert der quadrierten Renditen in der Schätzperiode der Varianz der abnormalen Renditen entspricht, würde ein Verhältnis der quadrierten abnormalen Renditen im Ereignisfenster zur Varianz größer Eins auf eine Reaktion der Investoren hindeuten.<sup>774</sup> Dabei führt eine Quadrierung zu einer Übergewichtung besonders hoher abnormaler Renditen, während kleine abnormale Renditen geringer gewichtet werden.<sup>775</sup> Jedoch sind Signifikanztests nicht auf diese Form der Standardisierung ausgelegt, sodass eine verlässliche Interpretation der Ergebnisse ohne Signifikanzprüfung schwierig ist.<sup>776</sup>

Aus diesem Grund bestimmen andere Autoren stattdessen standardisierte absolute abnormale Renditen ohne das Vorzeichen zu berücksichtigen:<sup>777</sup>

<sup>771</sup>Vgl. MACKINLAY (1997), S. 24.

<sup>772</sup>Vgl. MACKINLAY (1997), S. 24.

<sup>773</sup>Vgl. DAS et al. (2008), S. 67; ASTHANA / BALSAM (2001), S. 353.

<sup>774</sup>Vgl. BEAVER (1968), S. 79.

<sup>775</sup>Vgl. ASTHANA / BALSAM (2001), S. 353.

<sup>776</sup>Vgl. BEAVER (1968), S. 80–82.

<sup>777</sup>Vgl. ASTHANA / BALSAM (2001), S. 353–354; GRIFFIN (2003), S. 440.

## 4 Untersuchungsdesign

$$SaAR_{i,\tau} = \frac{|AR_{i,\tau}| - \frac{1}{T} \sum_{t=T_1}^{T_2} |AR_{i,t}|}{\sigma(|AR|)} \quad (4.14)$$

- $SaAR_{i,\tau}$  = Standardisierte absolute abnormale Rendite des Wertpapiers  $i$  zum Zeitpunkt  $t = \tau$   
 $|AR_{i,\tau}|$  = Absoluter Wert der täglichen abnormalen Rendite des Wertpapiers  $i$  zum Zeitpunkt  $t = \tau$

Da nur die Höhe der Kursreaktion, nicht jedoch deren Richtung ermittelt wird, ist dieses Vorgehen nur bei Betrachtung eines einzelnen Ereignistags sinnvoll. Andernfalls würde die Kumulierung der  $SaAR$  zu verzerrten Ergebnissen führen. Liegt keine deutliche Reaktion der Kapitalmarktteilnehmer innerhalb des Ereignisfensters vor, gleichen sich im Zeitablauf positive und negative abnormale Renditen aus, sodass keine signifikante  $CAAR$  nachweisbar ist. Bei einer Addition von quadrierten oder absoluten abnormalen Renditen findet dieser Ausgleich jedoch nicht statt, sodass fälschlicherweise extrem hohe positive kumulierte abnormale Renditen als signifikant eingestuft werden. Deshalb verwenden beispielsweise ASTHANA und BALSAM (2001) keine kumulierten Renditen, sondern betrachten nur Durchschnittswerte.<sup>778</sup> Da im Rahmen dieser Arbeit jedoch explizit auch zeitliche Effekte untersucht werden sollen, ist die Verwendung quadrierter oder absoluter durchschnittlicher abnormaler Renditen nicht zielführend.

Der folgende Abschnitt greift weitere Problembereiche auf, die bei der Durchführung von Ereignisstudien mit den vorliegenden Charakteristika auftreten können.

## 4.6 Problembereiche bei Ereignisstudien

### 4.6.1 Nicht-synchroner bzw. dünner Handel und fehlende Kursdaten

Werden Aktien im Laufe des Tages nur selten oder überhaupt nicht gehandelt, wird dies als „dünnere Handel“ bezeichnet. In diesem Fall weichen bei der Durchführung der Regression im Schätzfenster die Intervalle der Aktienrenditen von denjenigen der Marktrenditen ab und sind nicht synchron.<sup>779</sup> Da dieses Problem nur bei der Arbeit mit täglichen Renditen entsteht, wäre die Betrachtung monatlicher Renditen in diesem Fall vorteilhaft.<sup>780</sup> Allerdings bringen tägliche Renditen zahlreiche Vorteile mit sich, die diesen Nachteil überwiegen (siehe Abschnitt 4.5.1).

Bei dünnem Handel sind die  $\beta$ -Schätzer des OLS-Regressionsmodells bei Verwendung täglicher Renditen verzerrt und inkonsistent. So sind die  $\beta$  nach unten (oben) verzerrt, wenn Aktien selten (häufig) gehandelt werden. Da jedoch die Summe der Residuen aus einer OLS-Regression für ein einzelnes Wertpapier im Schätzfenster stets Null ergibt, wird ein möglicherweise verzerrter  $\beta$ -Schätzer durch einen ebenfalls verzerrten  $\alpha$ -Schätzer ausgeglichen. Bei Verwendung des Marktmodells sollte dünner Handel deshalb nicht zu einer Fehlspezifikation der Ereignisstudie führen. Sollte dieser Ausgleichseffekt versagen, sind die mit dem Marktmodell berechneten abnormalen Renditen zwar für ein einzelnes Wertpapier verzerrt, jedoch gleichen sich die Effekte innerhalb der Stichprobe aus.<sup>781</sup>

<sup>778</sup>Vgl. ASTHANA / BALSAM (2001), S. 353, 364.

<sup>779</sup>Vgl. ARMITAGE (1995), S. 44.

<sup>780</sup>Vgl. DYCKMAN et al. (1984), S. 5.

<sup>781</sup>Vgl. ARMITAGE (1995), S. 47; BROWN / WARNER (1985), S. 16–17.

Weiterhin könnte dünner Handel Autokorrelation der abnormalen Renditen hervorrufen. Wird dies bei der Schätzung der Varianz kumulierter durchschnittlicher abnormaler Renditen über Zeitintervalle mit mehr als einem Tag nicht berücksichtigt, kann dies zu einer Fehlspezifikation der Signifikanztests führen. So zeigen BROWN und WARNER (1985), dass die Autokorrelationen der durchschnittlichen abnormalen Renditen bei Verwendung des Marktmodells zwar relativ klein, aber statistisch hoch signifikant sind. Eine Anpassung des parametrischen Testverfahrens führt jedoch nur zu geringen Verbesserungen. Nicht-synchroner Handel und die damit verbundenen Autokorrelationen scheinen somit zwar messbar zu sein, aber die Aussagekraft der Teststatistik kaum zu beeinträchtigen.<sup>782</sup>

DYCKMAN et al. (1984) untersuchen den Einfluss von Autokorrelationen auf die Signifikanztestung auch für andere Modelle zur Schätzung der erwarteten Renditen. Dabei stellen sie fest, dass sich die Fähigkeit, abnormale Kursentwicklungen bei dünn gehandelten Wertpapieren aufzudecken bei den von ihnen betrachteten Alternativen zur OLS-Regression nicht verbessert.<sup>783</sup> Somit liefern Verfahren, die die Verzerrung des OLS-Schätzers für  $\beta$  reduzieren, keine besseren Ergebnisse hinsichtlich der Spezifikation und Ergebnisgüte der Signifikanztests zur Identifikation abnormaler Kursentwicklungen als das Marktmodell mit der OLS-Schätzung.<sup>784</sup> Die Ergebnisse einer Ereignisstudie ändern sich dadurch kaum.<sup>785</sup>

Einige Untersuchungen verlangen, dass im Schätzfenster eine bestimmte Anzahl an täglichen Renditen vorhanden ist und in den letzten 20 bis 30 Tagen einer Rendite-Zeitreihe keine Datenpunkte fehlen, damit das Wertpapier in der Ereignisstudie berücksichtigt wird.<sup>786</sup> Dagegen verwenden GATZERT und HEIDINGER (2019) die Kurse einer anderen Börse, wenn im Ereignisfenster die Heimatbörse geschlossen ist.<sup>787</sup> Die Auswahl möglicher Börsen, um fehlende Kurse zu ersetzen, unterliegt jedoch einer gewissen Willkür. LACKMANN (2010) nimmt deshalb keine Anpassung der Rendite-Zeitreihe an Wochenenden, Feiertagen und anderen handelsfreien Tagen vor. Da nur die Renditen zwischen zwei Handelstagen betrachtet werden, fließen handelsfreie Tage nicht in die Berechnungen ein.<sup>788</sup> Auch MUKHTAROV et al. (2022) entfernen die Daten handelsfreier Tage aus der Zeitreihe zur Vermeidung verzerrter und inkonsistenter Parameterschätzer,<sup>789</sup> sodass auch in dieser Arbeit zur Bereinigung der Kurshistorien alle Kurse, die den Wert Null oder einen Fehlerwert aufweisen, entfernt werden.

Dieses Vorgehen kann zu großen Lücken und Sprüngen in der Historie führen. Viele Null-Renditen in der Zeitreihe resultieren jedoch in gebundenen Rängen und verringern die geschätzte Standardabweichung bei nicht-parametrischen Signifikanztests. Wenn die Wertpapiere unterschiedlich viele Null-Renditen aufweisen, kann die tatsächliche Varianz am Ereignistag die geschätzte Varianz übersteigen, sodass die Signifikanztests an Aussagekraft verlieren.<sup>790</sup> Aus diesem Grund werden Versicherer, deren Kurshistorien zu große Lücken aufweisen, aus der Untersuchung entfernt (siehe Abschnitt 4.3.1).

---

<sup>782</sup>Vgl. BROWN / WARNER (1985), S. 19–20, 26.

<sup>783</sup>Vgl. DYCKMAN et al. (1984), S. 18, 29.

<sup>784</sup>Vgl. BROWN / WARNER (1985), S. 26.

<sup>785</sup>Vgl. ARMITAGE (1995), S. 47.

<sup>786</sup>Vgl. z. B. KOLARI / PYNNÖNEN (2008), S. 20; BROWN / WARNER (1985), S. 6.

<sup>787</sup>Vgl. GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 12.

<sup>788</sup>Vgl. LACKMANN (2010), S. 143.

<sup>789</sup>Vgl. MUKHTAROV et al. (2022), S. 247.

<sup>790</sup>Vgl. COWAN (1992), S. 352.

### 4.6.2 Steigende Varianz während der Ereignisperiode

Zahlreiche Untersuchungen kommen zu dem Schluss, dass ein Ereignis häufig von einem Anstieg der Volatilität der abnormalen Renditen des betrachteten Wertpapiers begleitet wird. In diesem Fall beeinflusst ein Ereignis nicht nur die Rendite eines Wertpapiers, sondern auch dessen Risiko, sodass es neben der Verschiebung des Mittelwerts zu einem vorübergehenden Anstieg der Varianz kommt. Die Standardabweichung steigt dann im Ereignisfenster um 20 % bis 50 % im Vergleich zum Schätzfenster an.<sup>791</sup> HARRINGTON und SHRIDER (2007) zeigen in diesem Zusammenhang, dass die Querschnittsvarianz rund um die Effekte von Ereignissen immer zu ereignis-induzierter Volatilität führt.<sup>792</sup>

Dieser Anstieg der Streuung der abnormalen Renditen im Querschnitt rund um den Zeitpunkt eines Ereignisses wird meist darauf zurückgeführt, dass das Ereignis tatsächlich Informationen übermittelt.<sup>793</sup> Jedes Wertpapier reagiert unterschiedlich auf den durch das Ereignis vermittelten Informationsgehalt. Daraus resultieren verschiedene abnormale Renditen der zugehörigen Wertpapiere, sodass die Varianz des Ankündigungseffekts zu einem Anstieg der empirischen Streuung im Querschnitt führt. Die Ursache dafür liegt darin, dass nicht alle beeinflussenden Faktoren bei der Schätzung der erwarteten Renditen berücksichtigt werden können.<sup>794</sup>

Übliche Verfahren zur Varianzberechnung verwenden die mittleren abnormalen Renditen des Schätzfensters und vernachlässigen so den Varianzanstieg im Ereignisfenster, der durch das Ereignis induziert wird. Dies führt zu einer Unterschätzung der Varianz. In der Folge lehnt die Teststatistik die Nullhypothese zu oft ab, obwohl die abnormalen Renditen Null betragen. So können BROWN und WARNER (1985) zeigen, dass sich die Ablehnungsquote der Nullhypothese verdreifacht, wenn sich die Varianz im Ereignisfenster verdoppelt, obwohl keine abnormalen Renditen vorliegen. Deshalb empfehlen sie für die Schätzung der Varianz die abnormalen Renditen im Querschnitt innerhalb des Ereignisfensters heranzuziehen. Da auf diese Weise für jeden Tag im Ereignisfenster eine geschätzte Varianz bestimmt wird, kann mit Hilfe der sich ergebenden Zeitreihe ein möglicher Anstieg der Varianz aufgedeckt werden. Solche auf dem Querschnitt basierenden Schätzer für die Varianz können zu gut spezifizierten Teststatistiken führen. Fällt die Varianzerhöhung jedoch für jedes Wertpapier anders aus, sind die abnormalen Renditen nicht identisch verteilt und die Teststatistik wäre wahrscheinlich trotzdem fehlspezifiziert.<sup>795</sup>

Während eine Abweichung von der Normalverteilungsannahme und Verzerrungen bei der Schätzung des Marktmodells durch dünnen Handel kaum Einfluss auf die Signifikanztestung abnormaler Renditen haben, ist die Wahl des Varianzschätzers, der für die Hypothesentests verwendet werden soll, kritisch, da er sowohl die Spezifikation als auch die Ergebnisgüte des Signifikanztests beeinflusst. Deshalb stellt Abschnitt 4.7 verschiedene Signifikanztests vor und überprüft unter anderem ihre Eignung bei Vorliegen einer ereignisinduzierten Varianzerhöhung.<sup>796</sup> Diesbezüglich gehen weitere wichtige Implikationen von Event Date Clustering aus, sodass diese Problematik aufgrund ihrer hohen Relevanz in der vorliegenden Untersuchung im nächsten Abschnitt intensiv behandelt wird.

<sup>791</sup>Vgl. KOLARI / PYNNÖNEN (2011), S. 960; BOEHMER et al. (1991), S. 254–255; BROWN et al. (1988), S. 367; BROWN / WARNER (1985), S. 22; PENMAN (1982), S. 483; DANN (1981), S. 124; CHAREST (1978), S. 305–308; BEAVER (1968), S. 81–82.

<sup>792</sup>Vgl. KOLARI / PYNNÖNEN (2010), S. 3998; HARRINGTON / SHRIDER (2007), S. 229, 236–237.

<sup>793</sup>Vgl. BEAVER (1968), S. 82; BOEHMER et al. (1991), S. 254.

<sup>794</sup>Vgl. BOEHMER et al. (1991), S. 254.

<sup>795</sup>Vgl. BROWN / WARNER (1985), S. 23–24; PENMAN (1982), S. 482; MIKKELSON (1981), S. 257.

<sup>796</sup>ROHRBACH und CHANDRA (1989) vergleichen unterschiedliche Testverfahren, um eine Varianzerhöhung der Residuen des Marktmodells festzustellen.

### 4.6.3 Event Date und Industry Clustering

#### 4.6.3.1 Problem des Clustering und mögliche Folgen

Viele Verfahren zur Signifikanztestung basieren auf der Annahme, dass die (kumulierten) abnormalen Renditen voneinander unabhängig sind, d. h. dass die Residuen des Marktmodells zwischen den Wertpapieren unkorreliert sind. In diesem Fall sind deren Querschnittskorrelationen in der Kalenderzeit wahrscheinlich gering und in der Ereigniszeit sogar noch kleiner. Die Berechnung der Varianz der CAAR kann dann ohne die Berücksichtigung von Kovarianzen zwischen den Wertpapieren erfolgen. Überlappen sich jedoch die Ereignisfenster, ist diese Verteilungsannahme unter Umständen ungültig.<sup>797</sup>

Fällt ein Ereignis für mehrere Wertpapiere auf den gleichen oder nahe beieinander liegende Kalendertage, kommt es zu Event Date Clustering oder kurz Event Clustering.<sup>798</sup> Dann stimmen für mehrere oder alle Wertpapiere sowohl der Ereignistag als auch die Schätzperiode überein, sodass die abnormalen Renditen über dieselbe Zeitperiode geschätzt werden.<sup>799</sup> Dies gilt auch, wenn die Ereignisse zwar zeitlich auseinander liegen, aber sich die Ereignisfenster überlagern. Dann könnte ein Ereignis neben der Kursentwicklung des betrachteten Wertpapiers auch die Preise anderer Aktien beeinflussen. Dies kann zu positive (Querschnitts-)Korrelationen der Wertpapierrenditen führen, sodass die Anzahl der Wertpapiere, deren Verhalten am Ereignistag unabhängig voneinander ist, abnimmt.<sup>800</sup>

Neben einem Clustering der Ereignistage kann branchenspezifisches Clustering auftreten, wenn nur Wertpapiere aus wenigen Branchen ausgewählt werden. In diesem Fall kann ein Ereignis bei einem Unternehmen auch die Wertpapierrenditen eines anderen Unternehmens aus dem gleichen Industriesektor beeinflussen und so positive Querschnittskorrelationen verursachen. Wenn sich beide Probleme gegenseitig verstärken, verschlechtert dies die Trennschärfe der statistischen Signifikanztests deutlich.<sup>801</sup> Eine Häufung von Ereignissen kann somit sowohl hinsichtlich der betrachteten Branche als auch der Zeit auftreten. Gerade in empirischen Studien, die Phänomene aus der Rechnungslegung untersuchen, tritt Clustering häufig auf.<sup>802</sup> Im Extremfall stimmen die Ereignis- und die Kalenderzeit für alle Unternehmen in der Stichprobe überein, wenn z. B. die Auswirkungen von neuen Standards untersucht werden. Wahrscheinlich sind in diesem Fall auch vor allem Unternehmen einer bestimmten Branche betroffen.<sup>803</sup>

Obwohl für die Veröffentlichung von Finanzberichten und SFCRs keine spezifischen Daten, sondern lediglich Fristen vorgeschrieben sind, kommt es regelmäßig zu Häufungen von Veröffentlichungen an wenigen Ereignistagen. Diese treten vor allem während der Berichtsperiode im Frühjahr auf, sodass übereinstimmende Ereignis- und Schätzfenster zu Korrelationen führen können.<sup>804</sup> So veröffentlichen beispielsweise 12 der 43 Versicherer in der Stichprobe ihren SFCR am 19.05.2017, 3 Versicherer am 18.05.2017 und einer am 17.05.2017. Neben diesem Event Date Clustering könnte ein branchenspezifisches Clustering weitere Probleme hervorrufen, da nur Versicherungsunternehmen berücksichtigt werden. Ebenso ist denkbar, dass länderspezifische Einflüsse nicht durch den als Marktportfolio verwendeten Index abgebildet werden und zu weiteren Korrelationen führen.

<sup>797</sup>Vgl. CAMPBELL et al. (1997), S. 166–167; MACKINLAY (1997), S. 21; BROWN / WARNER (1980), S. 253.

<sup>798</sup>Vgl. KOLARI / PYNNÖNEN (2011), S. 965; ARMITAGE (1995), S. 30; BOEHMER et al. (1991), S. 254; BROWN / WARNER (1980), S. 207.

<sup>799</sup>Vgl. COLLINS / DENT (1984), S. 50.

<sup>800</sup>Vgl. MACKINLAY (1997), S. 21; BROWN / WARNER (1980), S. 232, 251.

<sup>801</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 103, 169; DYCKMAN et al. (1984), S. 25; PATELL (1976), S. 255–256; MANDELKER (1974), S. 316.

<sup>802</sup>Vgl. DYCKMAN et al. (1984), S. 3–4, 22.

<sup>803</sup>Vgl. COLLINS / DENT (1984), S. 48.

<sup>804</sup>Vgl. ARMITAGE (1995), S. 37; COLLINS / DENT (1984), S. 48.

#### 4 Untersuchungsdesign

Üblicherweise wird die Varianz der mittleren Überrenditen mithilfe der Zeitreihe der AAR innerhalb der Schätzperiode geschätzt, wobei auch die Querschnittskorrelationen in den Überrenditen der einzelnen Wertpapiere erfasst werden. Treten aufgrund von Clustering während der Kalenderzeit positive Querschnittskorrelationen auf, bewegen sich die Renditen der Wertpapiere häufiger in die gleiche Richtung und die Varianz der AAR steigt. Basiert das Verfahren zur Varianzschätzung auf der Annahme, dass die abnormalen Renditen im Querschnitt unabhängig sind, kommt es dadurch zu Verzerrungen und einer systematischen Unterschätzung der Varianz der mittleren Überrenditen. Wird die Abhängigkeit zwischen den Wertentwicklungen der einzelnen Wertpapiere am Ereignistag beim Test der Nullhypothese nicht berücksichtigt, wird die Nullhypothese ( $AR = 0$ ) – unabhängig davon, ob sie wahr oder falsch ist oder ob tatsächlich eine abnormale Wertentwicklung vorliegt – zu häufig abgelehnt. In der Folge sinkt die Fähigkeit der Signifikanztests, abnormale Renditen korrekt zu identifizieren, d. h. die Ergebnisgüte der Teststatistik. Ebenso reduziert Clustering der Ereignistage die Trennschärfe von Signifikanztests und schränkt deren Fähigkeit ein, abnormale Wertentwicklungen festzustellen. Der Signifikanztest kann dann zu signifikant verzerrten Testergebnissen führen und keine zuverlässigen Ergebnisse liefern.<sup>805</sup>

Ursächlich hierfür sind überlappende Informationen, da nun – anders als bei unabhängigen Beobachtungen – die Informationsmenge nicht proportional zur Anzahl der Beobachtungen steigt.<sup>806</sup> Darüber hinaus können Querschnittskorrelationen wie auch die Autokorrelation der abnormalen Renditen die Standardfehler der Schätzparameter einer OLS-Regression verzerren.<sup>807</sup> Dabei können sich Autokorrelation und Querschnittskorrelation auch gegenseitig bedingen, da eine zeitgleiche Korrelation zwischen den Wertpapieren in der Kalenderzeit zu einer Autokorrelation in der Ereigniszeit führen kann.<sup>808</sup>

In ihren Simulationen können BROWN und WARNER (1980) bei Verwendung eines gleichgewichteten Index zur Schätzung der Renditen keinen Unterschied zwischen Portfolios mit und ohne Event Date Clustering bzw. Querschnittskorrelationen feststellen. Allerdings steigen bei einem wertgewichteten Index die Ablehnungsraten unter der Nullhypothese auf signifikante 15%.<sup>809</sup> Eine mögliche Ursache könnte sein, dass zufällig zusammengestellte Stichproben bei Verwendung eines gleichgewichteten Index von den Renditen der kleineren Unternehmen dominiert werden, während wertgewichtete Indizes vor allem die Renditen großer Unternehmen widerspiegeln. So begünstigen Unterschiede bei den Renditen kleiner und großer Unternehmen, Event Date Clustering und die Verwendung eines wertgewichteten Index eine mögliche Querschnittskorrelation der Standardfehler.<sup>810</sup>

BROWN und WARNER (1985) bilden zur Untersuchung von Clustering-Effekten Portfolios, in denen jeweils für alle Wertpapiere ein einziger Kalendertag als Ereignistag festgelegt wird. Zunächst untersuchen sie die Trennschärfe ihres Signifikanztests, wenn das Marktmodell verwendet wird und die Stichprobe zufällig zusammengestellt wird, sodass keine Querschnittskorrelationen aufgrund von Clustering vorliegen. In diesem Fall lehnt der Test die Nullhypothese mit angemessener Häufigkeit ab, wenn keine abnormalen Renditen vorliegen. Abnormale Renditen werden ebenfalls zuverlässig als solche identifiziert. Dabei ist die Trennschärfe des Signifikanztests unter Annahme der Unabhängigkeit höher als bei einer Berücksichtigung der Abhängigkeiten.<sup>811</sup> Anschließend untersuchen die Autoren eine Stichprobe,

<sup>805</sup>Vgl. BROWN / WARNER (1985), S. 20; COLLINS / DENT (1984), S. 50, 54; DYCKMAN et al. (1984), S. 3, 24; BROWN / WARNER (1980), S. 232–233.

<sup>806</sup>Vgl. KOLARI / PYNÄNÖNEN (2010), S. 4004–4005.

<sup>807</sup>Vgl. KOLARI / PYNÄNÖNEN (2010), S. 3997.

<sup>808</sup>Vgl. SERRA (2002), S. 7.

<sup>809</sup>Vgl. BROWN / WARNER (1980), S. 235.

<sup>810</sup>Vgl. ARMITAGE (1995), S. 37.

<sup>811</sup>Liegt keine abnormale Wertentwicklung vor, entsprechen die Ablehnungsraten in Höhe von 4,4 % bei Berücksichtigung der Korrelationen und 6,4 % unter Annahme der Unabhängigkeit in etwa dem Signifikanzniveau der statistischen Tests, sodass



die von Clustering betroffen ist und Querschnittskorrelationen aufweist. Ohne abnormale Wertentwicklung liegen die Ablehnungsquoten sowohl unter Berücksichtigung der Abhängigkeiten als auch unter Annahme der Unabhängigkeit bei 8 %. Da der Wert über dem Signifikanzniveau liegt, steigt die Gefahr einer fälschlichen Ablehnung der Nullhypothese. Werden künstlich abnormale Renditen hinzugefügt, kommt es erneut zu einem Verlust der Trennschärfe. So zeigt sich, dass sowohl im Fall mit als auch ohne Clustering die Verfahren, die Unabhängigkeit annehmen, den Verfahren, die die Abhängigkeiten berücksichtigen, überlegen sind. Letztere verwässern die Varianzschätzung, während auf Unabhängigkeit basierende Tests die Effizienz des Varianzschätzers verbessern.<sup>812</sup> Dadurch können sie abnormale Renditen leichter identifizieren, wenn sie denn vorliegen. Es scheint, dass die Berechnung der Parameter über das Marktmodell die Abhängigkeiten ausreichend berücksichtigt. Die Autoren merken jedoch kritisch an, dass ihre Ergebnisse auf Stichproben aus zufällig ausgewählten Wertpapieren basieren.<sup>813</sup>

Ein solches zufälliges Zusammenstellen der Stichproben kann jedoch „reales“ Event Date Clustering nur unzureichend abbilden. So kann ein gemeinsamer Ereignistag für alle Unternehmen einer Stichprobe zu anderen Parallelen – und somit Querschnittskorrelationen – führen, wenn z. B. alle Unternehmen der gleichen Branche angehören. In diesem Fall kann Clustering eine stärkere Querschnittskorrelation der Überrenditen des Marktmodells verursachen und so zu messbaren Fehlspezifikationen führen.<sup>814</sup>

COLLINS und DENT (1984) untersuchen die Auswirkungen querschnittskorrelierter Renditen, wenn sich die Stichprobe auf eine Branche konzentriert. Den Autoren gelingt es, verschiedene Effekte zu isolieren, da vor allem Ereignisse aus der Rechnungslegung häufig von einer steigenden Varianz der Residuen begleitet werden. Eine Zusammenfassung der Wertpapiere zu Portfolios reduziert die Portfolio-Varianz der Residuen relativ zu den Kovarianzen, sodass die Querschnittskorrelationen auf Portfolioebene höher sind als auf Wertpapierenebene.<sup>815</sup> Im Vergleich zu Stichproben mit zufällig ausgewählten Wertpapieren verstärkt sich dieses Problem, wenn die Wertpapiere aus einer oder wenigen Branchen stammen.<sup>816</sup> Eine mangelnde Berücksichtigung dieser (positiven) Querschnittskorrelationen in den Daten verzerrt die Ergebnisse der Signifikanztestung, da der Standardfehler der geschätzten Standardabweichung der mittleren abnormalen Renditen in der Stichprobe unterschätzt wird.<sup>817</sup>

So zeigen auch neuere Untersuchungen von KOLARI und PYNNÖNEN (2010), dass sogar niedrige durch Event Date Clustering hervorgerufene Querschnittskorrelationen zwischen den abnormalen Renditen ernsthafte Probleme nach sich ziehen, da die Nullhypothese zu häufig abgelehnt wird. Diese Ergebnisse erzielen sie dabei nicht nur für marktweite, sondern auch für branchenspezifische Ereignisse.<sup>818</sup>

---

die Varianzschätzung nicht verzerrt ist. Wird eine abnormale Wertentwicklung in Höhe von 0,5 % simuliert, steigt die Ablehnungsrate auf 53,2 % unter Annahme der Unabhängigkeit, sodass die Nullhypothese zurecht verworfen würde. Bei einer expliziten Berücksichtigung der Abhängigkeiten sinkt die Ablehnungsrate auf 27,2 %. Wird die abnormale Rendite auf 1 % erhöht, beträgt die Ablehnungsrate 80,4 % (Berücksichtigung von Abhängigkeiten) bzw. 97,6 % (Unabhängigkeit).

<sup>812</sup>Ohne Clustering sind die Querschnittskorrelationen nur schwach ausgeprägt. Dann führt die Unabhängigkeitsannahme lediglich zu einer kleinen Verzerrung der Varianzschätzer, sodass eine Anpassung der Teststatistik nicht notwendig ist.

<sup>813</sup>Vgl. BROWN / WARNER (1985), S. 15, 20–22.

<sup>814</sup>Vgl. BOEHMER et al. (1991), S. 266; BROWN / WARNER (1985), S. 22.

<sup>815</sup>Kommen die betrachteten Wertpapiere aus dem gleichen Industriesektor und weisen gehäufte Ereignistage auf, berechnen COLLINS und DENT (1984) einen Korrelationskoeffizienten in Höhe von 0,18 zwischen einzelnen Wertpapieren, sodass die Wertpapiere nur schwach positiv korreliert sind. Werden Portfolios aus fünf Aktien derselben Branche gebildet, steigt der Korrelationskoeffizient auf 0,49 zwischen den Portfolios. Bei einer Zusammenfassung von zehn Aktien aus demselben Industriesektor beträgt der Korrelationskoeffizient 0,66, bei 50 Aktien 0,85.

<sup>816</sup>Vgl. COLLINS / DENT (1984), S. 49–50.

<sup>817</sup>Beispielsweise liegt in einer Stichprobe mit 40 Unternehmen, die eine Querschnittskorrelation von 0,2 aufweisen, die Wahrscheinlichkeit dafür, dass die Nullhypothese auf einem Signifikanzniveau von 5 % abgelehnt wird, bei ca. 29 %, obwohl sie wahr wäre. Vgl. COLLINS / DENT (1984), S. 53–54.

<sup>818</sup>Vgl. KOLARI / PYNNÖNEN (2010), S. 3996, 4023.

#### 4 Untersuchungsdesign

Die meisten Ereignisstudien gehen nicht auf Event Date Clustering ein, sodass sie auch keine Methoden zum Umgang aufzeigen. Andere Autoren wie LI und RAMESH (2009) erklären, dass sie abnormale Renditen auch mit einer Anpassung der Standardfehler an Clustering durch zeitliche oder branchenspezifische Ereignisse testen. Allerdings unterbleibt eine Erklärung, wie sie vorgehen, sodass keine Best Practice identifizierbar ist.<sup>819</sup>

Aufgrund der großen Rolle, die eine Häufung von Ereignissen spielen kann, sollten Signifikanztests zur Beurteilung möglicher abnormaler Renditen auch die Varianzen und Kovarianzen der aggregierten abnormalen Renditen in der Stichprobe berücksichtigen.<sup>820</sup> So liegt der Schwerpunkt der Ausführungen hinsichtlich der einzusetzenden Verfahren zur Signifikanztestung in Abschnitt 4.7 auf der Fähigkeit der Teststatistik, Clustering-Effekte zu berücksichtigen, die im Zuge der vorliegenden Untersuchung auftreten und die Güte der Teststatistik beeinträchtigen können. Die in zahlreichen (Teil-)Stichproben beobachtbare Häufung von Ereignistagen führt zur Bildung vieler kleiner Cluster statt des in den Simulationsstudien betrachteten großen Clusters. Die Frage, wie sich dies auf die Signifikanztestung auswirkt, bleibt offen. Zudem sind weitere Korrelationen denkbar, die aufgrund der Zugehörigkeit aller betrachteten Unternehmen zu einer Branche oder durch länderspezifische Faktoren entstehen können.

In den meisten bisher durchgeführten Ereignisstudien wurde nur eine einzelne Ereigniskategorie betrachtet, sodass die vorliegende Arbeit mit der Untersuchung von fünf Ereigniskategorien eine Ausnahme bildet. Da die Dichte an Ereignistagen für manche Unternehmen sehr hoch ist, erhöht dies auch die Wahrscheinlichkeit, dass für mehrere Versicherer am gleichen Tag das gleiche Ereignis beobachtet werden kann. Erfährt mehr als ein Unternehmen die gleiche Art von Ereignis an einem Kalendertag, z. B. wenn mehrere Unternehmen an einem Kalendertag ihren SFCR veröffentlichen, handelt es sich um Event Date Clustering. Zusätzlich können nun auch mehrere Ereignisse unterschiedlicher Art an einem Kalendertag auftreten, z. B. wenn Unternehmen A seinen SFCR veröffentlicht und Unternehmen B am gleichen Tag seinen Quartalsbericht vorlegt. Da diese Ereignisse in zwei unterschiedlichen Ereignisstudien betrachtet werden,<sup>821</sup> sollte sich eine eventuell vorhandene positive Korrelation der Renditen in der Kalenderzeit nicht auf die Ereigniszeit übertragen. Allerdings verunreinigt nun das Ereignis „Quartalsbericht“ des Unternehmens B das Ereignisfenster für das Ereignis „SFCR“ des Unternehmens A. Es kann zu einem Überspringen des Effekts kommen, wenn das nicht betrachtete Ereignis eine branchenweite Reaktion hervorruft. Es handelt sich hierbei jedoch um eine Kontamination des Ereignisfensters. Diese führt nicht zu positiven Querschnittskorrelationen, sondern wie in Abschnitt 4.4.3 beschrieben zu einer Verfälschung der Höhe der beobachteten abnormalen Renditen. Clustering-Problematiken können in dieser Situation nur dann entstehen, wenn die verschiedenen Ereignis-Kategorien zu einer einzigen Ereignisstudie zusammengefasst werden.

Damit diese Effekte und die daraus resultierenden Probleme sowohl bei der Durchführung der Ereignisstudien als auch bei der Interpretation der Ergebnisse angemessen berücksichtigt werden können, beleuchtet der folgende Abschnitt verschiedene Möglichkeiten der Adressierung.

---

<sup>819</sup>Vgl. LI / RAMESH (2009), S. 1194.

<sup>820</sup>Vgl. DAS et al. (2008), S. 66.

<sup>821</sup>Da in dem Beispiel nur SFCRs betrachtet werden, ist das Wertpapier von Unternehmen B entweder nicht enthalten, da es nur einen Quartalsbericht und keinen SFCR veröffentlicht hat. Oder es ist enthalten, weil Unternehmen B auch einen SFCR publiziert hat, aber zu einem anderen Zeitpunkt. Dann weist es jedoch aufgrund der Normierung der Rendite-Zeitreihen auf den Ereignistag  $t = 0$  eine andere Zeitreihe auf.

#### 4.6.3.2 Lösungsansätze für Effekte durch Clustering

Zum Nachweis möglicher Clustering-Effekte bestimmt NIX (2007) die Anzahl der Ereignisse mit keinem, einem und mehreren weiteren Ereignissen am Ereignistag selbst und in umliegenden Intervallen.<sup>822</sup> Bei der Aggregation der abnormalen Renditen zu Analyse Zwecken wird jedoch angenommen, dass sich die Ereignisfenster der betrachteten Wertpapiere in der Kalenderzeit nicht überschneiden, sodass die üblichen Verfahren keine Kovarianzen zwischen den Wertpapieren berücksichtigen.<sup>823</sup> Signifikanztests sollten deshalb die Korrelationen angemessen abbilden. Zusätzlich sollte die Schätzung der abnormalen Renditen auf eine Weise erfolgen, die Querschnittskorrelationen minimiert.<sup>824</sup>

So zeigen KOLARI und PYNÖNEN (2010), dass bereits die Auswahl des Modells zur Berechnung der abnormalen Renditen die Querschnittskorrelation um 65 % bis 75 % reduzieren kann. In ihrer Untersuchung beträgt die Querschnittskorrelation der Roh-Renditen im Durchschnitt 0,85, während sie für die Residuen des Fama-French-Faktormodells nur noch 0,022 beträgt und für diejenigen des OLS-Modells 0,030.<sup>825</sup> Somit filtert das Marktmodell zwar etwas weniger Querschnittskorrelationen aus den Residuen als ein Faktormodell, ist aber gleichzeitig dem Mittelwert-adjustierten Modell überlegen, das sich als generell ungeeignet erweist.<sup>826</sup> Da die Unterschiede zwischen dem Marktmodell und dem Fama-French-Modell bezüglich der Querschnittskorrelationen nur gering sind und das Marktmodell weite Verbreitung in Ereignisstudien findet, behält die vorliegende Arbeit weiterhin das einfacher zu spezifizierende Marktmodell bei (siehe Abschnitt 4.4.1).

Aufgrund der in der vorliegenden Stichprobe zu beobachtenden Häufungen von Ereignissen müssen Effekte durch Clustering allerdings berücksichtigt werden. So könnte eine Analyse der abnormalen Renditen ohne vorherige Aggregation erfolgen. Dabei wird die Nullhypothese für jeden einzelnen Wertpapierdatensatz getestet. Dieser Ansatz ist besonders sinnvoll, wenn alle betrachteten Unternehmen einen gemeinsamen Ereignistag aufweisen. Dazu wird ein auf Generalized Least Squares (GLS) basierendes multivariates Regressionsmodell mit Dummy-Variablen für das Ereignisdatum zur Bestimmung der abnormalen Renditen verwendet. Dieses Modell berücksichtigt Abhängigkeiten und kann Mittelwert-Effekte auch bei Vorliegen querschnittskorrelierter Renditen identifizieren.<sup>827</sup> Während bei OLS zur Bestimmung des Mittelwerts der Stichprobe alle Beobachtungen gleichgewichtet werden, gewichten GLS-Schätzer die abnormale Rendite jedes Wertpapiers mit dem Inversen seiner Varianz bzw. Kovarianz mit den anderen Wertpapieren in der Stichprobe, um auf diese Weise die Varianz der Schätzer zu minimieren.<sup>828</sup> So zeigen COLLINS und DENT (1984), dass bei Vorliegen von Event Date Clustering ein auf GLS basierendes Regressionsverfahren bessere Ergebnisse erzielt als OLS-Regressionen, da es Querschnittskorrelationen der Renditen berücksichtigt.<sup>829</sup>

GLS erfordert jedoch eine präzise Schätzung der Kovarianzen der abnormalen Renditen, die für endliche Stichproben kaum möglich ist, vor allem wenn die Zahl der betrachteten Unternehmen zunimmt. Durch die Inversion der Kovarianzmatrix wirken sich Schätzfehler stärker aus und können mehr Schaden

<sup>822</sup>Vgl. NIX (2007), S. 305.

<sup>823</sup>Vgl. CAMPBELL et al. (1997), S. 166–167.

<sup>824</sup>Vgl. KOLARI / PYNÖNEN (2010), S. 4004, 4006; BROWN / WARNER (1985), S. 20–21.

<sup>825</sup>Vgl. KOLARI / PYNÖNEN (2010), S. 4011–4012.

<sup>826</sup>Vgl. KOLARI / PYNÖNEN (2011), S. 965; KOLARI / PYNÖNEN (2010), S. 4006; BROWN / WARNER (1985), S. 26.

<sup>827</sup>Vgl. KOLARI / PYNÖNEN (2010), S. 3997; CAMPBELL et al. (1997), S. 167; MACKINLAY (1997), S. 27; MALATESTA (1986), S. 27–28; COLLINS / DENT (1984), S. 49, 57–59.

<sup>828</sup>Vgl. COLLINS / DENT (1984), S. 59.

<sup>829</sup>Vgl. BOEHMER et al. (1991), S. 255; COLLINS / DENT (1984), S. 81.

#### 4 Untersuchungsdesign

als Nutzen anrichten.<sup>830</sup> Zudem ist die Stabilität der Varianz-Kovarianz-Matrix während der Schätzperiode eine notwendige Annahme, die jedoch in Frage gestellt werden kann. Wird diese Annahme verletzt, ist die GLS-Schätzung weniger effizient.<sup>831</sup> So liefert GLS bei MALATESTA (1986) keine effizienteren Punktschätzer als die mit deutlich weniger Schätzaufwand verbundene OLS-Regression, sodass er durch GLS keine Verbesserung der Ergebnisse erzielen kann.<sup>832</sup> GLS reagiert sehr sensitiv auf Fehlspezifikationen, sodass die Testergebnisse auch dann ineffizient sind, wenn die Kovarianzmatrix verlässlich geschätzt werden könnte.<sup>833</sup> Somit weist die Schätzung für endliche Stichproben eine geringe Ergebnisgüte auf. Werden auf GLS basierende Verfahren eingesetzt, obwohl dies nicht notwendig wäre, nehmen die Typ-1-Fehler zu und die Ergebnisgüte weiter ab.<sup>834</sup> Zudem sind Schlussfolgerungen basierend auf einzelnen Wertpapieren bei größeren Stichproben ohne Aggregation nur schwer möglich, sodass die Mehrheit der Methoden und Signifikanztests auf aggregierte abnormale Renditen abstellt. Deshalb kommt dieses Verfahren im vorliegenden Fall nicht in Frage, zumal es Alternativen zu diesem Vorgehen gibt. So geben auch CHANDRA und BALACHANDRAN (1990) OLS-basierten Verfahren den Vorzug.<sup>835</sup>

Ein Ausschluss von Beobachtungen mit übereinstimmenden Ereignisdaten aus der Stichprobe wie WIESINGER (2022) ihn vornimmt, um Problematiken durch Event Date Clustering und Querschnittskorrelationen zu umgehen, ist in der vorliegenden Untersuchung jedoch nicht möglich.<sup>836</sup> So müssten allein im Jahr 2017 aus der SFCR-Stichprobe aufgrund mehrerer Häufungen 24 der 34 Beobachtungen entfernt werden, wodurch der ohnehin relativ kleine Stichprobenumfang weiter verringert würde.

Die Portfolio-Methode von JAFFE (1974) fasst dagegen Beobachtungen mit sich überlappenden Ereignisfenstern in einem gleichgewichteten Portfolio zusammen und betrachtet die abnormalen Renditen des Portfolios. Die Portfoliobildung erlaubt die Berücksichtigung der Querschnittskorrelationen zwischen den Wertpapieren. Anschließend können die Analysen, die sonst auf Wertpapierebene durchgeführt werden, auf die Portfolios angewendet werden.<sup>837</sup> So umfasst die Untersuchung von DAS et al. (2008) 118 Quartals-Gewinnmitteilungen, von denen sich 85 Veröffentlichungen 30 Ereignistage teilen. Stimmt der Ereignistag für zwei oder mehr Unternehmen überein, werden deren Wertpapiere in einem Portfolio zusammengefasst. Aus dieser Vorgehensweise resultieren 33 ungeclusterte Einzel-Ankündigungen und 30 Portfolios, die die geclusterten Ankündigungen berücksichtigen. Die Gewichtung der Wertpapiere innerhalb eines Portfolios erfolgt auf Basis des Free Float und der Marktkapitalisierung. Anschließend wird die durchschnittliche abnormale Rendite für die verbleibenden  $N = 63$  Beobachtungen berechnet.<sup>838</sup>

$$AAR_t = \frac{\sum_{i=1}^{33} AR_{i,t} + \sum_{p=1}^{30} AR_{p,t}}{N} \quad (4.15)$$

$AR_{p,t}$  = Abnormale Rendite des Portfolios p zum Zeitpunkt t

<sup>830</sup>Vgl. KOLARI / PYNNÖNEN (2010), S. 3997.

<sup>831</sup>Vgl. COLLINS / DENT (1984), S. 59.

<sup>832</sup>Vgl. MALATESTA (1986), S. 28, 35.

<sup>833</sup>Vgl. CHANDRA / BALACHANDRAN (1990), S. 611.

<sup>834</sup>Vgl. MACKINLAY (1997), S. 27; COLLINS / DENT (1984), S. 70.

<sup>835</sup>Vgl. CHANDRA / BALACHANDRAN (1990), S. 611.

<sup>836</sup>Vgl. WIESINGER (2022), S. 190.

<sup>837</sup>Vgl. CAMPBELL et al. (1997), S. 167; JAFFE (1974), S. 416–418; KOLARI / PYNNÖNEN (2010), S. 3997.

<sup>838</sup>Vgl. DAS et al. (2008), S. 67–70.

Im Anschluss können die durchschnittlichen abnormalen Renditen wie gewohnt kumuliert werden. Die für die Signifikanztestung notwendige Bestimmung der Varianz der Stichprobe muss nun – anders als im Fall ohne Clustering der Ereignisdaten, bei der nur die Varianzen der abnormalen Renditen verwendet werden – auch die Kovarianzen berücksichtigen. Die Varianzen der Portfolios der Wertpapiere mit gemeinsamen Ereignisdaten schätzen DAS et al. (2008) mit Hilfe des Markowitz-Modells:<sup>839</sup>

$$\text{Var}(AR_{p,t}) = \sum_{i=1}^n w_i^2 * \text{Var}(AR_i) + \sum_{i=1}^n \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^n \text{Cov}(AR_i, AR_j) \quad (4.16)$$

$w_i$  = Gewichtungsfaktor eines im Portfolio enthaltenen Wertpapiers mit  $\sum w_i = 1$

Nach erfolgreicher Aggregation der Portfolio-Varianzen mit den Varianzen der einzelnen Wertpapiere kann die Teststatistik bestimmt werden.<sup>840</sup>

Die vorliegende Stichprobe würde bei einer Adaption dieses Vorgehens z. B. im Jahr 2017 nur noch 5 Portfolios und 9 einzelne Wertpapiere umfassen, sodass für die weiteren Analysen nur noch 14 Beobachtungen zur Verfügung stünden. Dies würde zwar das Problem der aus dem Event Date Clustering resultierenden Querschnittskorrelationen lösen, aber der geringe Stichprobenumfang würde neue Probleme wie z. B. eine Verletzung der Normalverteilungsannahme hervorrufen.<sup>841</sup> Zudem bildet der Portfolio-Ansatz zwar zeitliche Abhängigkeiten zwischen den Wertpapierrenditen ab, ist jedoch nicht effizient und berücksichtigt keine ereignisinduzierte Varianzerhöhung. Außerdem weist diese Methode eine geringere Ergebnisgüte als alternative Möglichkeiten auf.<sup>842</sup>

Da alle bisher dargestellten Verfahren neben ihren Vorteilen gravierende Nachteile aufweisen, wird auf die letzte verbleibende Möglichkeit zurückgegriffen und im Folgenden bei der Wahl des bzw. der Signifikanztests darauf geachtet, dass Querschnittskorrelationen angemessen berücksichtigt werden. Allerdings zeigen BROWN und WARNER (1985), dass Testverfahren, die Querschnittskorrelationen explizit berücksichtigen, eine deutlich niedrigere Ergebnisgüte aufweisen und nicht besser spezifiziert sind als diejenigen, die Unabhängigkeit der abnormalen Renditen annehmen. Deshalb sollte eine Anpassung der Varianzschätzer der abnormalen Renditen an Abhängigkeiten auf der Querschnittsebene nur eingesetzt werden, wenn es wirklich notwendig ist, um eine Fehlspezifikation zu verhindern.<sup>843</sup> In den folgenden Jahren haben sich die Verfahren zur Signifikanztestung jedoch weiter entwickelt, um speziell Probleme wie ereignisinduzierte Varianzerhöhung, Querschnittskorrelationen durch Event Date Clustering und längere Ereignisfenster adäquat berücksichtigen zu können. Der folgende Abschnitt beschreibt gängige Signifikanztests für Ereignisstudien sowie ihre Weiterentwicklungen und analysiert sie hinsichtlich ihrer Eignung für die vorliegende Untersuchung. Hauptaugenmerk liegt dabei auf dem Umgang der Tests mit Effekten durch ereignisinduzierte Varianzerhöhung und Event Date Clustering sowie ihrer Fähigkeit, auch in längeren Ereignisfenstern abnormale Renditen korrekt zu identifizieren.

<sup>839</sup>Vgl. DAS et al. (2008), S. 67–68; CAMPBELL et al. (1997), S. 161–162, 166–167; MARKOWITZ (1952), S. 81.

<sup>840</sup>Vgl. DAS et al. (2008), S. 68.

<sup>841</sup>Dies würde die Aussagekraft von parametrischen Signifikanztests einschränken. Siehe hierzu Abschnitte 4.7.2 und 5.2.

<sup>842</sup>Vgl. KOLARI / PYNÖNEN (2010), S. 3997, 3999.

<sup>843</sup>Vgl. BROWN / WARNER (1985), S. 26.

## 4.7 Auswahl der Teststatistik

### 4.7.1 Arten von Testverfahren

Die Teststatistik beurteilt, ob die beobachtete abnormale Rendite auf den Zufall oder das Ereignis zurückzuführen ist.<sup>844</sup> Die Auswahl des Signifikanztests hängt von den Charakteristika der verwendeten Daten ab und spielt eine besonders große Rolle, wenn die untersuchten Informationen nur zu kleinen Kursreaktionen führen.<sup>845</sup> Jedes Testverfahren trifft dabei Annahmen über die Eigenschaften der gemeinsamen Verteilungen und der Randverteilungen der abnormalen Renditen.<sup>846</sup>

Grundsätzlich wird zwischen parametrischen und nicht-parametrischen Verfahren zur Testung der Signifikanz unterschieden.<sup>847</sup> Während parametrische Testverfahren auf bestimmten Verteilungsannahmen basieren, verzichten nicht-parametrische Testverfahren auf solche restriktiven Annahmen. Da für nicht-parametrische Tests keine Kenntnisse über die Verteilung der Daten notwendig sind, werden sie auch als verteilungsunabhängige bzw. verteilungsfreie Verfahren bezeichnet.<sup>848</sup>

Gemäß des zentralen Grenzwertsatzes sollten die Ergebnisse parametrischer Testverfahren mit zunehmender Stichprobengröße nur vom Mittelwert und der Varianz der Renditen abhängen und nicht von der Form der Verteilung. Dennoch liefert der t-Test nur dann gute Ergebnisse, wenn die zugrundeliegenden Wertpapierrenditen normalverteilt sind.<sup>849</sup> Jedoch weichen gerade tägliche Renditen von der Normalverteilungsannahme ab, vor allem wenn der Stichprobenumfang zu gering ist, um approximativ normalverteilt zu sein.<sup>850</sup>

Die folgenden Abschnitte geben einen Überblick über parametrische und nicht-parametrische Testverfahren, ihre Einsatzgebiete sowie Vor- und Nachteile. Die Auswahl der zu erläuternden Signifikanztests erfolgt dabei hinsichtlich ihrer möglichen Eignung zur Signifikanztestung innerhalb der vorliegenden Untersuchung. Der Fokus liegt deshalb auf der Fähigkeit der Verfahren, ereignisinduzierte Varianzerhöhung, ein Clustering der Ereignisse, eine Verunreinigung des Ereignisfensters und Verletzungen der Normalverteilungsannahme angemessen handhaben zu können. Üblicherweise wird dazu das Verhalten der Tests bei der Überprüfung der Nullhypothese „Es liegen keine abnormalen Renditen vor“ analysiert. Für die Beurteilung werden u. a. die Wahrscheinlichkeiten für einen Typ-1-Fehler<sup>851</sup> und einen Typ-2-Fehler<sup>852</sup> herangezogen. Die Ergebnismenge bzw. Trennschärfe (Power) ist dagegen die Wahrscheinlichkeit, dass bei Vorliegen abnormaler Renditen und einer gegebenen Wahrscheinlichkeit für einen Typ-1-Fehler die Nullhypothese auch tatsächlich abgelehnt wird.<sup>853</sup> Folglich beschreibt die Ergebnismenge die Fähigkeit eines Signifikanztests, abnormale Renditen korrekt als solche zu identifizieren. Eine hohe Ergebnismenge ist somit wichtig, um abnormale Renditen sicher identifizieren zu können. Die Spezifität dagegen bezeichnet die Fähigkeit, bei der Beurteilung die Nullhypothese richtigerweise beizubehalten, wenn keine abnormalen Renditen vorliegen.<sup>854</sup>

<sup>844</sup>Vgl. COWAN (1992), S. 343.

<sup>845</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 20; ARMITAGE (1995), S. 25.

<sup>846</sup>Vgl. COLLINS / DENT (1984), S. 56.

<sup>847</sup>Vgl. MACKINLAY (1997), S. 32.

<sup>848</sup>Vgl. LEHN / WEGMANN (2004), S. 132, 162; CAMPBELL et al. (1997), S. 172; MACKINLAY (1997), S. 32.

<sup>849</sup>Vgl. CORRADO (1989), S. 385.

<sup>850</sup>Vgl. Abschnitt 4.5.1; BROWN / WARNER (1985), S. 4, 10.

<sup>851</sup>Die Nullhypothese, dass keine abnormalen Renditen vorliegen, wird fälschlicherweise abgelehnt.

<sup>852</sup>Die Nullhypothese wird nicht abgelehnt, obwohl sie falsch ist.

<sup>853</sup>Die Trennschärfe eines Signifikanztests entspricht der Gegenwahrscheinlichkeit eines Typ-2-Fehlers.

<sup>854</sup>Vgl. HEDDERICH / SACHS (2016), S. 427, 439; BROWN / WARNER (1980), S. 206.

HOLLER (2012) führt eine der umfangreichsten Simulationsstudien zu Signifikanztests in Ereignisstudien durch und berücksichtigt dabei ereignisinduzierte Varianzerhöhungen und lange Ereignisfenster, jedoch kein Event Date Clustering.<sup>855</sup> Die folgenden Ausführungen konzentrieren sich auf seine Ergebnisse für Deutschland, Großbritannien und Frankreich, da diese die größte Ähnlichkeit mit der vorliegenden europäischen Stichprobe aufweisen sollten.

#### 4.7.2 Parametrische Testverfahren

Parametrische Testverfahren werden in Ereignisstudien häufiger als nicht-parametrische Signifikanztests eingesetzt.<sup>856</sup> Sie sind grundsätzlich nicht-parametrischen Methoden überlegen, da die Trennschärfe eines Tests umso größer ist, je mehr Annahmen über die Verteilung der zugrundeliegenden Daten getroffen werden.<sup>857</sup> So liegt allen parametrischen Verfahren die Annahme zugrunde, dass die abnormalen Renditen einer Normalverteilung folgen, homoskedastisch sind und keine Autokorrelation aufweisen.<sup>858</sup>

In Ereignisstudien wird häufig lediglich angegeben, dass zur Signifikanzprüfung ein „Standard-t-Test“ eingesetzt wird. Allerdings gibt es zahlreiche Variationen des t-Tests mit unterschiedlichen Eigenschaften, sodass sich noch kein bestimmtes Verfahren durchsetzen konnte.<sup>859</sup> Auch GATZERT und HEIDINGER (2019) verwenden einen t-Test, ohne nähere Angabe des genauen Testverfahrens oder einer Begründung für die Wahl.<sup>860</sup>

**Basis-t-Test** Der t-Test weist grundsätzlich die folgende Form auf:<sup>861</sup>

$$\theta = \frac{AAR_0}{\hat{\sigma}(AAR_0)} \quad (4.17)$$

- $\theta$  = Teststatistik zur Signifikanztestung der abnormalen Renditen
- $\hat{\sigma}$  = Geschätzte, empirische Standardabweichung

CORRADO und ZIVNEY (1992) zeigen, dass dieser t-Test eine signifikante Kurtosis aufweist, sodass die Teststatistik bei Verwendung täglicher Renditen in den Verteilungsenden deutlich von der Normalverteilungsannahme abweicht. Dies ist besonders problematisch, da die Signifikanztestung auf den Wahrscheinlichkeiten in den Verteilungsenden der Normalverteilung beruht. Der t-Test liefert in diesem Fall verzerrte Ergebnisse. Allerdings ist der t-Test sowohl im oberen als auch im unteren Verteilungsende gut spezifiziert, wenn keine abnormalen Renditen vorliegen, ein Signifikanzniveau von 5 % und ein Schätzfenster von mindestens 90 Tagen Länge zugrunde gelegt werden. Für strengere Signifikanzniveaus ist der t-Test nicht ausreichend spezifiziert und lehnt die Nullhypothese doppelt so oft ab wie es zulässig wäre. Auch eine Verkürzung des Schätzfensters führt zu einer Reduktion der Aussagekraft.<sup>862</sup> Im Folgenden werden nun verschiedene Ansätze beschrieben, mit denen dieser Basis-Test an die statistischen Gegebenheiten der abnormalen Renditen in Ereignisstudien angepasst werden kann.

<sup>855</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 235–237.

<sup>856</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 98–100.

<sup>857</sup>Vgl. HEDDERICH / SACHS (2016), S. 439.

<sup>858</sup>Vgl. KOLARI / PYNÖNEN (2010), S. 4019; SERRA (2002), S. 4.

<sup>859</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 100; BEHR / GÜTTLER (2006), S. 4; SINGH / POWER (1992), S. 313.

<sup>860</sup>Vgl. GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 14.

<sup>861</sup>Vgl. SERRA (2002), S. 4.

<sup>862</sup>Vgl. CORRADO / ZIVNEY (1992), S. 470–471.

#### 4 Untersuchungsdesign

**Cross-Sectional Independence Test** Basierend auf der Annahme, dass die abnormalen Renditen keine Querschnittskorrelationen aufweisen, verwendet der Cross-Sectional Independence Test von BROWN und WARNER (1980) für die Berechnung der Standardabweichung der abnormalen Renditen die Zeitreihe der abnormalen Renditen der einzelnen Wertpapiere während der Schätzperiode:<sup>863</sup>

$$\theta_{BW} = \frac{AAR_0}{\hat{\sigma}(AAR)} = \frac{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N AR_{i0}}{\frac{1}{N} \sqrt{\sum_{i=1}^N \left( \frac{1}{T-d} \sum_{t=T_1}^{T_2} \left( AR_{it} - \frac{1}{T} \sum_{t=T_1}^{T_2} AR_{it} \right)^2 \right)}} \sim t_{T-d} \quad (4.18)$$

$\theta_{BW}$  = Teststatistik für den Cross-Sectional Independence Test von BROWN und WARNER (1980)

$t_{T-d}$  = Student-t-Verteilung mit  $T - d$  Freiheitsgraden

Unter der Nullhypothese  $AR = 0$  ist die Teststatistik  $\theta_{BW}$  Student-t-verteilt mit  $T - d$  Freiheitsgraden.<sup>864</sup> In der Untersuchung von BOEHMER et al. (1991) lehnt  $\theta_{BW}$  die Nullhypothese stets mit der korrekten Häufigkeit ab, unabhängig davon, ob abnormale Renditen vorliegen oder nicht.<sup>865</sup>

Bei einem ereignisinduzierten Varianzanstieg lehnt  $\theta_{BW}$  die Nullhypothese zu häufig ab, auch wenn keine abnormalen Renditen vorhanden sind. Beträgt die abnormale Rendite 1 %, senkt ereignisinduzierte Varianz die Trennschärfe des Tests, der die Fähigkeit einbüßt, abnormale Renditen korrekt zu identifizieren. Je strenger das gewählte Signifikanzniveau, desto stärker sind dabei die Auswirkungen.<sup>866</sup>

Gemäß BROWN und WARNER (1980) berücksichtigt ihr Signifikanztest auch durch Event Date Clustering entstehende Querschnittskorrelationen.<sup>867</sup> Dies bestätigen BOEHMER et al. (1991), deren Ergebnisse sich bei Event Date Clustering kaum von denjenigen bei unkorrelierten abnormalen Renditen unterscheiden, wenn abnormale Renditen vorliegen. So weist die Trennschärfe ein akzeptables Niveau auf, wenn die Nullhypothese falsch ist. Unabhängig von möglichem Event Date Clustering lehnt  $\theta_{BW}$  jedoch die Nullhypothese bei einer ereignisinduzierten Varianzerhöhung viel häufiger ab als unter dem Signifikanzniveau zulässig, sodass die Trennschärfe deutlich nachlässt.<sup>868</sup> BOEHMER et al. (1991) empfehlen deshalb,  $\theta_{BW}$  bei Vorliegen von Event Date Clustering und den damit verbundenen Querschnittskorrelationen nicht anzuwenden, da die Annahmen, dass die Residuen der Wertpapiere unkorreliert sind und die ereignisinduzierte Varianz nicht signifikant ist, nicht aufrecht erhalten werden können.<sup>869</sup>

<sup>863</sup>Vgl. SERRA (2002), S. 4; BROWN / WARNER (1980), S. 253.

<sup>864</sup>Vgl. SERRA (2002), S. 4, 15. Die Freiheitsgrade hängen davon ab, welches Modell zur Schätzung der erwarteten Renditen eingesetzt wird. Bei Verwendung des Ein-Faktor-Marktmodells ergeben sich  $T - 2$  Freiheitsgrade.

<sup>865</sup>Vgl. BOEHMER et al. (1991), S. 259–260.

<sup>866</sup>Vgl. BOEHMER et al. (1991), S. 263, 268.

<sup>867</sup>Vgl. BROWN / WARNER (1980), S. 251.

<sup>868</sup>Vgl. BOEHMER et al. (1991), S. 253, 266, 268.

<sup>869</sup>Vgl. BOEHMER et al. (1991), S. 257–258.



**Cross-Sectional Dependence Test mit Crude Adjustment** Deshalb entwickeln BROWN und WARNER (1980, 1985) den Cross-Sectional Dependence Test mit Crude Adjustment. Diese Anpassung berücksichtigt, dass die mittleren abnormalen Renditen in der Ereigniszeit zwischen den Wertpapieren nicht unabhängig sind. Zu diesem Zweck berechnen sie die Standardabweichung der mittleren abnormalen Renditen am Ereignistag auf Basis der Zeitreihe der durchschnittlichen abnormalen Renditen im Schätzfenster. Die Teststatistik für den Ereignistag ergibt sich dann als:<sup>870</sup>

$$\theta_{BW(Adj)} = \frac{AAR_0}{\hat{\sigma}(AAR)} = \frac{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N AR_{i,0}}{\sqrt{\frac{1}{T-d} \sum_{t=T_1}^{T_2} \left( AAR_t - \frac{1}{T} \sum_{t=T_1}^{T_2} AAR_t \right)^2}} \sim t_{T-d} \quad (4.19)$$

$\theta_{BW(Adj)}$  = Teststatistik für den Cross-Sectional Dependence Test mit Crude Adjustment von BROWN und WARNER (1980) und BROWN und WARNER (1985)

Der Ansatz verwendet statt der Summe der Varianzen der abnormalen Renditen eines Wertpapiers die Varianz der abnormalen „Portfolio-Renditen“ aus der Schätzperiode,<sup>871</sup> da die Durchschnittsbildung der abnormalen Renditen analog zur Berechnung einer Portfoliorendite erfolgt. Außerdem wird die Zeitreihe der durchschnittlichen abnormalen Renditen berücksichtigt, sodass die Teststatistik Querschnittskorrelationen und Abhängigkeiten der abnormalen Renditen bereits abbilden sollte. Anders als  $\theta_{BW}$ , der die Abhängigkeiten der abnormalen Renditen auf Zeitreihen-Ebene ignoriert, geht  $\theta_{BW(Adj)}$  explizit davon aus, dass die Renditen der Wertpapiere untereinander korreliert sind. Wenn die  $AAR_t$  unabhängig und identisch normalverteilt sind, ist die Teststatistik unter der Nullhypothese Student-t-verteilt mit  $T - d$  Freiheitsgraden. Sind die Freiheitsgrade ausreichend hoch, ist die Teststatistik standardnormalverteilt.<sup>872</sup>

HOLLER (2012) zeigt, dass  $\theta_{BW(Adj)}$  sehr gut spezifiziert ist.<sup>873</sup> Weisen die Wertpapiere keine durchschnittlichen abnormalen Renditen auf, lehnt  $\theta_{BW(Adj)}$  in der Untersuchung von BOEHMER et al. (1991) die Nullhypothese mit der korrekten Häufigkeit ab. Bei Vorliegen abnormaler Renditen verwirft  $\theta_{BW(Adj)}$  die Nullhypothese mit angemessener Häufigkeit. Allerdings zeigen BOEHMER et al. (1991), dass dieser adjustierte Ansatz weniger trennscharf ist als  $\theta_{BW}$ .<sup>874</sup> Dies bestätigt auch COWAN (1992). Der Autor stellt fest, dass die Trennschärfe von  $\theta_{BW(Adj)}$  geringer als bei anderen parametrischen Tests ausfällt, solange keine ereignisinduzierte Varianzerhöhung vorliegt.<sup>875</sup>

Obwohl  $\theta_{BW(Adj)}$  in der Untersuchung von BOEHMER et al. (1991) bei ereignisinduzierter Varianzerhöhung die Nullhypothese mit der angemessenen Häufigkeit ablehnt, wenn keine abnormalen Renditen vorliegen, nimmt die Trennschärfe deutlich ab, wenn die abnormale Rendite steigt.<sup>876</sup> Dagegen steigen bei HOLLER (2012) auch ohne abnormale Renditen die Ablehnungsquoten bereits bei einer geringen

<sup>870</sup>Vgl. SERRA (2002), S. 4; BROWN / WARNER (1985), S. 7; BROWN / WARNER (1980), S. 251.

<sup>871</sup>Vgl. BOEHMER et al. (1991), S. 258.

<sup>872</sup>Vgl. BROWN / WARNER (1985), S. 7–8. In den Untersuchungen von BROWN und WARNER (1985) sind es mehr als 200 Freiheitsgrade.

<sup>873</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 274, 284.

<sup>874</sup>Vgl. BOEHMER et al. (1991), S. 258, 260.

<sup>875</sup>Vgl. COWAN (1992), S. 354.

<sup>876</sup>Vgl. BOEHMER et al. (1991), S. 268.

#### 4 Untersuchungsdesign

ereignisinduzierten Varianzerhöhung auf ein Niveau, das nicht mehr mit dem zugrundeliegenden Sicherheitsniveau vereinbar ist.<sup>877</sup> Aufgrund der hohen Sensitivität auf ereignisinduzierte Varianzerhöhungen und der damit einhergehenden Fehlspezifizierung sollte  $\theta_{BW(Adj)}$  nicht eingesetzt werden.<sup>878</sup>

Insgesamt zeigt der Test sehr geringe Ablehnungsquoten, sodass ihm insbesondere die Identifikation von kleinen abnormalen Renditen Schwierigkeiten bereitet. In diesem Fall weist dieses Verfahren eine deutlich schlechtere Ergebnisgüte auf als andere Tests.<sup>879</sup>

Da  $\theta_{BW(Adj)}$  Querschnittskorrelationen implizit berücksichtigt, verarbeitet dieser Portfolio-Ansatz die durch Clustering entstehenden Querschnittskorrelationen der Residuen in seiner Schätzung der Standardabweichung der Portfolio-Residuen.<sup>880</sup> So ändern sich durch Event Date Clustering die Spezifikation und die Ablehnungsquoten nur gering im Vergleich zu Fällen ohne Event Date Clustering, sowohl mit als auch ohne ereignisinduzierte Varianzerhöhung.<sup>881</sup>

Wird nur ein einzelner Ereignistag betrachtet, ist  $\theta_{BW(Adj)}$  gut spezifiziert, d. h. er lehnt die Nullhypothese bei Vorliegen abnormaler Renditen sicher ab. Die Ablehnungsquote bei einer abnormalen Rendite in Höhe von 0 % ist ausreichend niedrig.<sup>882</sup> Für längere Ereignisfenster geben BROWN und WARNER (1985) zwar an, dass ihr Test gut spezifiziert sei, allerdings zeigt HOLLER (2012), dass der Test in diesem Fall zwar eine gute Spezifikation aufweist, jedoch leicht an Trennschärfe verliert.<sup>883</sup> Da die vorliegende Arbeit explizit lange Ereignisfenster betrachtet und bei der Untersuchung von Ereignissen aus der Rechnungslegung ereignisinduzierte Varianzerhöhungen zu erwarten sind,<sup>884</sup> ist  $\theta_{BW(Adj)}$  ungeeignet.

**Cross-Sectional Independence Test** Basierend auf der Annahme, dass keine Querschnittskorrelationen vorliegen und die Renditen normalverteilt sind, entwickelt PATELL (1976) ein Testverfahren, das unter unterschiedlichen Bedingungen gute Ergebnisse liefern soll. Anders als bei  $\theta_{BW}$  werden die abnormalen Renditen standardisiert mit dem Ziel einer Übergewichtung von abnormalen Renditen mit einer kleineren Varianz und einer Normierung der Varianzen auf 1.<sup>885</sup>

$$SAR_{i,\tau} = \frac{AR_{i,\tau}}{S(AR_{i,T})} \sim t_{T-d} \quad (4.20)$$

$SAR_{i,t}$  = Standardisierte abnormale Rendite zum Zeitpunkt  $t$   
 $S(AR_{i,t})$  = Individuelle Zeitreihen-Standardabweichung des Wertpapiers  $i$  im Schätzfenster

Durch die Berücksichtigung heteroskedastischer abnormaler Renditen können Wertpapiere mit hohen Varianzen die Berechnung der Teststatistik nicht mehr dominieren.<sup>886</sup> Die Bestimmung der Standardabweichung erfolgt dabei erneut mit den Daten der Schätzperiode:<sup>887</sup>

<sup>877</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 251, 257, 275, 282, 285.

<sup>878</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 282; KOLARI / PYNÄNEN (2010), S. 4007.

<sup>879</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 274, 284; KOLARI / PYNÄNEN (2010), S. 4014.

<sup>880</sup>Vgl. KOLARI / PYNÄNEN (2010), S. 4007; BOEHMER et al. (1991), S. 258.

<sup>881</sup>Vgl. BOEHMER et al. (1991), S. 266; BROWN / WARNER (1985), S. 15; BROWN / WARNER (1980), S. 235.

<sup>882</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 244–245.

<sup>883</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 254–255, 275, 285, 292; BROWN / WARNER (1985), S. 14.

<sup>884</sup>Vgl. COLLINS / DENT (1984), S. 49–50.

<sup>885</sup>Vgl. SERRA (2002), S. 5; MIKKELSON / PARTCH (1988b), S. 123; PATELL (1976), S. 255–256.

<sup>886</sup>Vgl. BOOTH et al. (1997), S. 383–384.

<sup>887</sup>Vgl. PATELL (1976), S. 255.

$$S(AR_{i,T}) = \sqrt{\hat{\sigma}_{AR_{i,T}}^2 * C_{i,\tau}} \quad (4.21)$$

mit:

$$\hat{\sigma}_{AR_{i,T}}^2 = \frac{1}{T-d} \sum_{t=T_1}^{T_2} \left( AR_{i,t} - \frac{1}{T} \sum_{t=T_1}^{T_2} AR_{i,t} \right)^2$$

$$C_{i,t} = 1 + \frac{1}{T} + \frac{(R_{m,\tau} - \bar{R}_{m,T})^2}{\sum_{t=T_1}^{T_2} (R_{m,t} - \bar{R}_{m,T})^2}$$

$$\bar{R}_{m,T} = \frac{1}{T} \sum_{t=T_1}^{T_2} R_{m,t}$$

- $C_{i,t}$  = Korrekturfaktor des Wertpapiers  $i$  zum Zeitpunkt  $t$  für den Vorhersagefehler  
 $\bar{R}_{m,T}$  = Durchschnittliche Rendite des Marktes im Schätzfenster  
 $R_{m,\tau}$  = Rendite des Marktes am Ereignistag  $\tau$

Der erste Teil der Gleichung 4.21 entspricht dem unverzerrten Schätzer der Varianz der abnormalen Renditen mit  $T - d$  Freiheitsgraden während der Schätzperiode ( $d = 2$ ). Zur Bestimmung der Standardabweichung wird dieser Varianzschätzer, d. h. der Standardfehler der abnormalen Renditen, um einen Korrekturfaktor  $C_{i,t}$  für den Vorhersagefehler ergänzt.<sup>888</sup> So spiegelt  $C_{i,t}$  den Teil der Varianz wider, der durch Fehler bei der Parameterschätzung entsteht. Damit die beobachteten abnormalen Renditen sicher ereignisinduziert sind und nicht durch einen Schätzfehler verzerrt wurden, bildet der Korrekturterm die Unterschiede der Marktrendite im Schätz- und im Ereignisfenster ab. Entspricht die Rendite des Marktindex am Ereignistag nahezu ihrem Mittelwert über die Schätzperiode, ist der Schätzfehler gering. Für große  $T$ , d. h. ein langes Schätzfenster, strebt der zweite Term des Korrekturfaktors ebenfalls gegen Null. Allerdings kann dadurch eine große intertemporale Korrelation induziert werden.<sup>889</sup>

Dieser Korrekturfaktor wird vor allem dann eingesetzt, wenn die abnormalen Renditen mit Hilfe des Marktmodells geschätzt werden, um die Varianz der abnormalen Renditen am Ereignistag um den Vorhersagefehler zu korrigieren. Obwohl dieses Vorgehen theoretisch korrekt ist, zeigen BROWN und WARNER (1985), CORRADO (1989) und CORRADO und ZIVNEY (1992), dass die Korrektur der Varianz um einen Vorhersagefehler die Ergebnisse ihrer Simulationsstudien nicht erkennbar verändert. So liefert eine Korrektur der Varianz um einen Vorhersagefehler ab einer Schätzperiode von ca. 100 Tagen keine nennenswerte Verbesserung der Teststatistik mehr.<sup>890</sup>

Auf die gleiche Weise kann die kumulierte abnormale Rendite standardisiert werden, um die normalisierte kumulierte abnormale Rendite zu berechnen. PATELL (1976) multipliziert dafür die Varianz der abnormalen Renditen mit der Länge des Ereignisfensters  $L$ .<sup>891</sup>

<sup>888</sup>Vgl. SERRA (2002), S. 5; PATELL (1976), S. 255.

<sup>889</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 106; SALINGER (1992), S. 40.

<sup>890</sup>Vgl. CORRADO / ZIVNEY (1992), S. 465, 472, 477; CORRADO (1989), S. 387; BROWN / WARNER (1985), S. 8.

<sup>891</sup>Vgl. PATELL (1976), S. 256.

#### 4 Untersuchungsdesign

$$SCAR_{i,\tau_1,\tau_2} = \frac{CAR_{i,\tau_1,\tau_2}}{S(CAR_{i,T})} = \sum_{t=\tau_1}^{\tau_2} \frac{AR_{i,t}}{S(AR_{i,T})} = \sum_{t=\tau_1}^{\tau_2} \frac{AR_{i,t}}{\sqrt{\hat{\sigma}_{AR_{i,T}}^2 * L * C_{i,t}}} \sim t_{\frac{\alpha}{2}, T-2} \quad (4.22)$$

- $SCAR_{i,\tau_1,\tau_2}$  = Standardisierte kumulierte abnormale Rendite des Wertpapiers i im Ereignisfenster L  
 $CAR_{i,\tau_1,\tau_2}$  = Kumulierte abnormale Rendite des Wertpapiers i im Ereignisfenster L  
 $S(CAR_{i,T})$  = Geschätzte Standardabweichung der kumulierten abnormalen Renditen im Schätzfenster T  
 $L$  = Anzahl der Tage im Ereignisfenster

Die  $SAR_{i,\tau}$  bzw.  $SCAR_{i,\tau_1,\tau_2}$  sind Student-t-verteilt mit einem Erwartungswert von Null und einer Varianz in Höhe von  $\frac{T-2}{T-4}$ , wenn keine ereignisinduzierte Varianzerhöhung vorliegt. Für lange Schätzfenster strebt die Varianz der Teststatistik somit asymptotisch gegen 1, sodass die t-Verteilung durch eine Standardnormalverteilung approximiert werden kann. Daraus resultieren folgende Teststatistiken:<sup>892</sup>

$$\theta_P = \overline{SAR}_\tau \sqrt{\frac{N(T-4)}{T-2}} \sim N(0,1) \quad (4.23)$$

$$\theta_{P(kumul)} = \overline{SCAR}_{\tau_1,\tau_2} \sqrt{\frac{N(T-4)}{T-2}} \sim N(0,1) \quad (4.24)$$

mit:

$$\overline{SAR}_\tau = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{AR_{i,\tau}}{S(AR_{i,T})}$$

$$\overline{SCAR}_{\tau_1,\tau_2} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N SCAR_{i,\tau_1,\tau_2} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{CAR_{i,\tau_1,\tau_2}}{S(CAR_{i,T})}$$

- $\theta_P$  = Teststatistik von PATELL (1976)  
 $\theta_{P(kumul)}$  = Teststatistik für kumulierte abnormale Renditen von PATELL (1976)  
 $\overline{SAR}_\tau$  = Durchschnittliche standardisierte abnormale Rendite der Wertpapiere in der Stichprobe am Ereignistag  $\tau$   
 $\overline{SCAR}_{\tau_1,\tau_2}$  = Durchschnittliche normalisierte kumulierte abnormale Rendite der Wertpapiere in der Stichprobe im Ereignisfenster  $L$

<sup>892</sup>Vgl. CAMPBELL et al. (1997), S. 160–162; HOLLER (2012), S. 105; KOLARI / PYNÖNEN (2005), S. 5, 7; PATELL (1976), S. 256–257.

Es zeigt sich, dass parametrische Tests, die standardisierte abnormale Renditen verwenden, anderen parametrischen Verfahren überlegen sind.<sup>893</sup> Weisen die Wertpapiere keine durchschnittlichen abnormalen Renditen auf, lehnt  $\theta_P$  die Nullhypothese mit der korrekten Häufigkeit ab.<sup>894</sup> HOLLER (2012) stellt fest, dass  $\theta_P$  in diesem Fall sogar die geringste Ablehnungsquote aufweist und sehr gut spezifiziert ist.<sup>895</sup> Liegen abnormale Renditen vor, verwirft  $\theta_P$  die Nullhypothese mit angemessener Häufigkeit.<sup>896</sup>

Allerdings zeigt  $\theta_P$  insbesondere bei längeren Ereignisfenstern Schwächen beim Aufspüren geringer abnormaler Renditen und verliert an Trennschärfe, d. h. er kann nur noch größere abnormale Renditen identifizieren.<sup>897</sup>

In Gegenwart von ereignisinduzierter Varianzerhöhung im Ereignisfenster, aber ohne abnormale Renditen, weist  $\theta_P$  zu hohe Ablehnungsquoten der Nullhypothese auf. Dagegen zeigt die Trennschärfe ein akzeptables Niveau, wenn die Nullhypothese falsch ist.<sup>898</sup> Mit steigender Varianzerhöhung verliert  $\theta_P$  weiter an Trennschärfe, sodass in diesem Fall eine Anwendung nicht mehr zu empfehlen ist.<sup>899</sup>

In den Simulationen von BOEHMER et al. (1991) ist  $\theta_P$  jedoch der trennschärfste Signifikanztest und lehnt die Nullhypothese mit angemessener Häufigkeit ab. Die Autoren können dabei keinen Einfluss von Event Date Clustering feststellen. Wenn die abnormale Rendite Null ist und Event Date Clustering vorherrscht, lehnt  $\theta_P$  die Nullhypothese immer noch mit der korrekten Häufigkeit ab. Auch für eine abnormale Rendite in Höhe von 1 % unterscheiden sich die Ergebnisse mit und ohne Event Date Clustering kaum. Sowohl mit als auch ohne Clustering nehmen die Ablehnungsquoten jedoch stark zu, wenn die Varianz im Ereignisfenster ansteigt. In diesem Fall beobachten die Autoren einen deutlichen Verlust der Trennschärfe, sodass die Fähigkeit, abnormale Renditen zu identifizieren, abnimmt.<sup>900</sup>

**Adjusted Cross-Sectional Independence Test** Deshalb modifizieren MIKKELSON und PARTCH (1988b) den Ansatz von PATELL (1976). Unter der Annahme, dass die Wertpapierrenditen und die abnormalen Renditen unabhängig verteilt sind, sind die  $SCAR_{i,t}$  annahmegemäß standardnormalverteilt und der Standardfehler der durchschnittlichen standardisierten abnormalen Renditen  $\hat{\sigma}(\overline{SCAR}_{\tau_1, \tau_2})$  ergibt sich als  $\frac{1}{\sqrt{N}}$ . Die Teststatistik lautet dann:<sup>901</sup>

$$\theta_{MP} = \frac{\overline{SCAR}_{\tau_1, \tau_2}}{\hat{\sigma}(\overline{SCAR}_{\tau_1, \tau_2})} = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N SCAR_{i, \tau_1, \tau_2} \sim N(0, 1) \quad (4.25)$$

<sup>893</sup>Vgl. KOLARI / PYNÖNEN (2010), S. 3998.

<sup>894</sup>Vgl. BOEHMER et al. (1991), S. 260.

<sup>895</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 274, 284, 291.

<sup>896</sup>Vgl. BOEHMER et al. (1991), S. 260, 268.

<sup>897</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 245–246, 254–255.

<sup>898</sup>Vgl. BOEHMER et al. (1991), S. 253, 268.

<sup>899</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 251, 275.

<sup>900</sup>Vgl. BOEHMER et al. (1991), S. 265–268.

<sup>901</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 108; SERRA (2002), S. 5; MIKKELSON / PARTCH (1988b), S. 122.

#### 4 Untersuchungsdesign

mit:

$$\hat{\sigma}(\overline{SCAR}_{\tau_1, \tau_2}) = \frac{1}{\sqrt{N}}$$

$$SCAR_{i, \tau_1, \tau_2} = \frac{CAR_{i, \tau_1, \tau_2}}{\hat{\sigma}(CAR_{i, \tau_1, \tau_2})}$$

$$\hat{\sigma}(CAR_{i, \tau_1, \tau_2}) = \sqrt{\hat{\sigma}_{AR_{i,T}}^2 * C_{i, \tau_1, \tau_2}}$$

$$CAR_{i, \tau_1, \tau_2} = \sum_{t=\tau_1}^{\tau_2} AR_{i,t}$$

$$C_{i, \tau_1, \tau_2} = L + \frac{L^2}{T} + \frac{\left( \sum_{t=\tau_1}^{\tau_2} (R_{m,t} - \bar{R}_{m,T}) \right)^2}{\sum_{t=T_1}^{T_2} (R_{m,t} - \bar{R}_{m,T})} = L + \frac{L^2}{T} + \frac{\left( \sum_{t=\tau_1}^{\tau_2} R_{m,t} - L * \bar{R}_{m,T} \right)^2}{\sum_{t=T_1}^{T_2} (R_{m,t} - \bar{R}_{m,T})}$$

$\theta_{MP}$  = Teststatistik von MIKKELSON und PARTCH (1988b)

$C_{i, \tau_1, \tau_2}$  = Korrekturfaktor des Wertpapiers  $i$  für kumulierte abnormale Renditen für den Vorhersagefehler

Die Schätzung der Standardabweichung, die zur Standardisierung der kumulierten abnormalen Renditen eingesetzt wird, erfolgt dabei erneut mit Hilfe eines Korrekturfaktors für Prognosefehler, den MIKKELSON und PARTCH (1988a, 1988b) für mehrtägige Ereignisfenster anpassen.<sup>902</sup>

Bei über die Zeit unabhängigen Renditen könnte die Varianz der kumulierten abnormalen Renditen berechnet werden, indem die Varianz der abnormalen Renditen mit  $L$  multipliziert wird.<sup>903</sup> MIKKELSON und PARTCH (1988a, 1988b) berücksichtigen  $L$  dagegen im zweiten Term quadratisch. Auf diese Weise bilden sie einen steigenden Schätzfehler der Parameter bei zunehmender Länge des Ereignisfensters ab, da die Schätzfehler von  $\alpha$  perfekt korreliert sind und diejenigen von  $\beta$  häufig positiv korreliert sind. Der Korrekturfaktor ist erneut umso kleiner, je länger das gewählte Schätzfenster ist. Gleichzeitig sind jedoch die Parameter des Marktmodells in längeren Zeitfenstern nicht stabil.<sup>904</sup>

<sup>902</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 108; SERRA (2002), S. 5; MIKKELSON / PARTCH (1988a), S. 1; MIKKELSON / PARTCH (1988b), S. 122. Von diesem Korrekturfaktor existieren mehrere Versionen. Da häufig keine nähere Spezifikation des verwendeten Korrekturfaktors erfolgt, kann keine gängige Praxis identifiziert werden. Die vorliegende Arbeit korrigiert die Summenbildung im Zähler von HOLLER (2012): Während HOLLER (2012) über  $L$  summiert, müssten eigentlich die Überrenditen des Ereignisfensters kumuliert werden, sodass die Summenbildung über  $t$  erfolgt. Außerdem setzt HOLLER (2012) im Vergleich zu MIKKELSON und PARTCH (1988a) und SALINGER (1992) die Klammern an anderer Stelle. Vgl. HOLLER (2012), S. 112; MIKKELSON / PARTCH (1988a), S. 1. SALINGER (1992) verwendet dagegen andere Gewichtungsfaktoren. Vgl. SALINGER (1992), S. 40–41.

<sup>903</sup>Dieses Vorgehen wählt PATELL (1976) in Gleichung 4.22. Vgl. PATELL (1976), S. 256.

<sup>904</sup>Vgl. SALINGER (1992), S. 41.

Durch die Standardisierung werden erneut die einzelnen Beobachtungen mit dem Inversen ihrer Standardabweichung gewichtet, sodass volatilere Werte bei der Durchschnittsbildung weniger Gewicht erhalten als weniger volatile, verlässlichere Beobachtungen. Dadurch kann die Teststatistik ein anderes Vorzeichen aufweisen als die durchschnittliche abnormale Rendite, die als einfacher, ungewichteter Durchschnitt berechnet wird.<sup>905</sup> Standardisierte Renditen weisen somit vorteilhafte statistische Eigenschaften auf und sind deshalb gut zur Signifikanztestung einsetzbar, um von einem Ereignis ausgehende Signale aufzudecken. Allerdings können sie nicht zur Interpretation der ökonomischen Informationen herangezogen werden, die nur in den ursprünglichen abnormalen Renditen enthalten sind.<sup>906</sup>

Die bisher vorgestellten Teststatistiken basieren auf der Annahme, dass die zur Schätzung der abnormalen Renditen herangezogenen Modellparameter stationär sind und schätzen die Varianz der AAR mit Hilfe der Zeitreihen-Daten aus dem Schätzfenster. Dies führt jedoch dazu, dass sie die Nullhypothese zu oft ablehnen, wenn es im Ereignisfenster zu einer ereignisinduzierten Varianzerhöhung kommt.<sup>907</sup> Eine Anpassung der Varianz auf Querschnittsebene vermeidet diese Fehlspezifikation.<sup>908</sup>

**Standardized Cross-Sectional Test** BOEHMER et al. (1991) kombinieren zu diesem Zweck den Querschnitts-Test von BROWN und WARNER (1980) mit dem Ansatz zur Standardisierung der abnormalen Renditen von PATELL (1976). Da nicht sichergestellt werden kann, dass sich die Modellparameter zwischen Schätzfenster und Ereignisfenster nicht ändern, baut ihr Testverfahren sowohl auf Daten aus der Schätz- als auch aus der Ereignisperiode auf. Zur Bestimmung der Varianz der mittleren abnormalen Renditen und der Teststatistik wird statt der Varianzschätzer aus der Schätzperiode die Standardabweichung der abnormalen Renditen am Ereignistag auf Querschnittsebene verwendet. Dies mildert Effekte durch ereignisinduzierte Varianzerhöhung ab. Da zusätzlich auch Daten aus dem Schätzfenster verarbeitet werden, sollte dies die Effizienz und Trennschärfe des  $\theta_{BW(Adj)}$  erhöhen.<sup>909</sup>

Zunächst werden die abnormalen Renditen wie bei PATELL (1976) mit der Standardabweichung standardisiert (siehe Gleichung 4.20), sodass volatilere Werte geringeres Gewicht erhalten. Die Standardabweichung wird dabei über die Schätzperiode hinweg berechnet und um den Vorhersagefehler korrigiert (siehe Gleichung 4.21). Dieses Vorgehen behebt das Problem der Fehlspezifikation des Tests von BROWN und WARNER (1980). Anschließend wird die Teststatistik von BROWN und WARNER (1980) unter Verwendung der standardisierten abnormalen Renditen berechnet.<sup>910</sup>

$$\theta_{BMP} = \frac{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N SAR_{i,\tau}}{\sqrt{\frac{1}{N(N-1)} \sum_{i=1}^N \left( SAR_{i,\tau} - \sum_{i=1}^N \frac{SAR_{i,\tau}}{N} \right)^2}} \sim N(0,1) \quad (4.26)$$

$\theta_{BMP}$  = Teststatistik von BOEHMER et al. (1991)

<sup>905</sup>Vgl. KOLARI / PYNÖNEN (2010), S. 4002; DEL BRIO et al. (2002), S. 79; MIKKELSON / PARTCH (1988b), S. 123.

<sup>906</sup>Vgl. KOLARI / PYNÖNEN (2010), S. 4002; MIKKELSON / PARTCH (1988b), S. 123.

<sup>907</sup>Vgl. KOLARI / PYNÖNEN (2010), S. 4008–4009; SERRA (2002), S. 6.

<sup>908</sup>Vgl. CORRADO / ZIVNEY (1992), S. 477.

<sup>909</sup>Vgl. KOLARI / PYNÖNEN (2010), S. 4008–4009; SERRA (2002), S. 6; BOEHMER et al. (1991), S. 254–256, 259–260, 270.

<sup>910</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 109–112; KOLARI / PYNÖNEN (2005), S. 6; BOEHMER et al. (1991), S. 259–260, 269–270.

#### 4 Untersuchungsdesign

Unter der Annahme, dass die Varianz in der Ereignisperiode proportional zu der Varianz in der Schätzperiode ist und sich ähnlich über alle Wertpapiere verhält, ist die Teststatistik standardnormalverteilt.<sup>911</sup> Zudem berücksichtigt  $\theta_{BMP}$  eine mögliche Autokorrelation der Renditen.<sup>912</sup>

Mit Hilfe des Ansatzes von MIKKELSON und PARTCH (1988b) ist eine Erweiterung des Signifikanztests auf mehrtägige Ereignisfenster mit kumulierten abnormalen Renditen möglich:<sup>913</sup>

$$\theta_{BMP(kumul)} = \frac{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N SCAR_{i,\tau_1,\tau_2}}{\sqrt{\frac{1}{N(N-1)} \sum_{i=1}^N \left( SCAR_{i,\tau_1,\tau_2} - \sum_{i=1}^N \frac{SCAR_{i,\tau_1,\tau_2}}{N} \right)^2}} \quad (4.27)$$

$\theta_{BMP(kumul)}$  = Teststatistik für kumulierte abnormale Renditen von BOEHMER et al. (1991)

Die Kontrolle der Heteroskedastizität auf Querschnittsebene mit anschließender Modifikation der Varianz auf Querschnittsebene führt zu einem gut spezifizierten Test, der sowohl Informationen aus der Schätzperiode als auch ereignisinduzierte Varianzerhöhungen verarbeiten kann.<sup>914</sup> Seinem Ziel entsprechend zeigt  $\theta_{BMP}$  keinerlei Sensitivität gegenüber ereignisinduzierten Volatilitätssteigerungen, da sich die Trennschärfe kaum ändert. Er liefert damit bessere Ergebnisse als  $\theta_{BW(Adj)}$ , der stark auf dieses Phänomen reagiert und deutlich schlechtere Ablehnungsquoten zeigt, und  $\theta_p$ .<sup>915</sup> In Gegenwart von ereignisinduzierter Varianz aber ohne durchschnittliche abnormale Rendite lehnt  $\theta_{BMP}$  die Nullhypothese auf einem angemessenen Signifikanzniveau ab. Ereignisinduzierte Varianz senkt die Trennschärfe aller Signifikanztests, sodass abnormale Renditen fälschlicherweise nicht als solche identifiziert werden.  $\theta_p$  weist zwar die höchste Ergebnislage bei der Ablehnung der Nullhypothese auf, jedoch ist  $\theta_{BMP}$  trennschärfer und lehnt die Nullhypothese häufiger ab als  $\theta_{BW(Adj)}$  und  $\theta_{BW}$ , vor allem für niedrige ereignisinduzierte Varianzerhöhungen.<sup>916</sup>

Obwohl  $\theta_{BMP}$  explizit für Fälle mit ereignisinduzierter Varianzerhöhung konzipiert wurde, bleibt die Trennschärfe auch erhalten, wenn die Varianz im Ereignisfenster nicht steigt.  $\theta_{BMP}$  liefert durch die Standardisierung der abnormalen Renditen vor der Anwendung des Querschnitts-Tests bessere Ergebnisse als  $\theta_{BW(Adj)}$  und  $\theta_p$ . Weisen die Wertpapiere keine abnormalen Renditen auf, lehnt  $\theta_{BMP}$  die Nullhypothese mit einer dem Sicherheitsniveau entsprechenden Häufigkeit ab. Neben dieser sehr guten Spezifikation weist der Test eine hohe Trennschärfe auf, da  $\theta_{BMP}$  die Nullhypothese mit angemessener Häufigkeit verwirft, wenn es eine abnormale Rendite gibt.<sup>917</sup> Auch SERRA (2002) attestiert der Teststatistik eine gute Spezifikation, wenn die Varianz konstant ist.<sup>918</sup>

<sup>911</sup>Vgl. SERRA (2002), S. 6.

<sup>912</sup>Vgl. KOLARI / PYNÖNEN (2010), S. 3998.

<sup>913</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 112; SALINGER (1992), S. 40–41; PATELL (1976), S. 256.

<sup>914</sup>Vgl. BOOTH et al. (1997), S. 383–384; CORRADO / ZIVNEY (1992), S. 474.

<sup>915</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 275, 285; HARRINGTON / SHRIDER (2007), S. 230; BOEHMER et al. (1991), S. 251–253, 257, 259–260.

<sup>916</sup>Vgl. SERRA (2002), S. 6; BOEHMER et al. (1991), S. 263, 268.

<sup>917</sup>Vgl. BOEHMER et al. (1991), S. 254, 260, 268; CORRADO / ZIVNEY (1992), S. 474; HOLLER (2012), S. 274, 284.

<sup>918</sup>Vgl. SERRA (2002), S. 6.



Obwohl dieser Test wie auch  $\theta_{BW(Adj)}$  auf der Annahme basiert, dass die abnormalen Renditen keine Querschnittskorrelationen aufweisen, bleiben diese Charakteristika auch bei Event Date Clustering erhalten. So ändern sich die Ablehnungsquoten bei einem Vergleich von Fällen mit und ohne Event Date Clustering kaum. Wenn die abnormale Rendite Null ist und keine ereignisinduzierte Varianz vorliegt, lehnt  $\theta_{BMP}$  in den Simulationen von BOEHMER et al. (1991) auch bei Vorliegen von Event Date Clustering die Nullhypothese mit der korrekten Häufigkeit ab. Auch für eine abnormale Rendite in Höhe von 1 % sind die Ergebnisse mit Event Clustering sehr ähnlich zu den Ergebnissen ohne Event Clustering. Möglicherweise resultierende Effekte scheinen  $\theta_{BMP}$  somit nicht zu beeinflussen.<sup>919</sup>

$\theta_{BMP}$  weist auch für niedrige abnormale Renditen sehr gute Ablehnungsquoten auf. Jedoch sind die Ablehnungsquoten, wenn keine abnormalen Renditen vorliegen, etwas höher als bei den anderen Testverfahren, aber immer noch ausreichend gering, damit die nicht vorliegende abnormale Rendite nicht fälschlicherweise anerkannt wird. Somit ist  $\theta_{BMP}$  gut spezifiziert.<sup>920</sup>

Für längere Ereignisfenster steigen die Ablehnungsquoten unter der Nullhypothese zwar deutlich an, sind aber noch akzeptabel.  $\theta_{BMP}$  verliert an Trennschärfe und kann niedrige abnormale Renditen nur schwer identifizieren. Insgesamt erweist sich der Test aber immer noch als gut spezifiziert.<sup>921</sup>

HOLLER (2012) stuft  $\theta_{BMP}$  als den bestspezifizierten Signifikanztest in seiner Untersuchung ein, da er in vielen Situationen gute bis sehr gute Ergebnisse liefert.<sup>922</sup>  $\theta_P$  zeigt zwar insgesamt geringere Ablehnungsquoten, weist aber eine Sensitivität gegenüber einer ereignisinduzierten Volatilitätssteigerung auf.<sup>923</sup> Dagegen zeigt sich  $\theta_{BMP}$  gegenüber einer ereignisinduzierten Varianzsteigerung sehr robust.<sup>924</sup>

Allerdings schließt HOLLER (2012) in seinen Betrachtungen Event Date Clustering explizit aus.<sup>925</sup> Auch BOEHMER et al. (1991) simulieren Clustering-Effekte nur unzureichend, da sie ihre Stichprobe zufällig zusammenstellen, sodass eventuell vorhandene Querschnittskorrelationen nur unzureichend abgebildet werden und nicht den realen Bedingungen entsprechen.<sup>926</sup> Wie in Abschnitt 4.6.3 gezeigt wurde, spielt im Rahmen der vorliegenden Untersuchung insbesondere die Häufung von Ereignissen eine Rolle, sodass die Wahl des Signifikanztests dieses Phänomen berücksichtigen sollte.

Allen bisher gezeigten Testverfahren liegt jedoch die Annahme zugrunde, dass die Wertpapierrenditen in der Kalenderzeit seriell unabhängig multivariat normalverteilte Zufallsvariablen mit konstantem Erwartungswert und konstanter Kovarianzmatrix für alle Zeitpunkte  $t$  sind.<sup>927</sup> So berücksichtigt keiner der Signifikanztests Querschnittskorrelationen zwischen den abnormalen Renditen, wie sie z. B. aus Event Date Clustering entstehen können, wenn alle bzw. mehrere Wertpapiere in der Stichprobe denselben Ereignistag aufweisen. Aus diesem Grund ist die Annahme der Unabhängigkeit zwischen den abnormalen Renditen zahlreicher Teststatistiken nicht haltbar.<sup>928</sup>

<sup>919</sup>Vgl. BOEHMER et al. (1991), S. 254, 259–260, 266, 268.

<sup>920</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 247–248.

<sup>921</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 254–255, 275, 285, 292.

<sup>922</sup>Obwohl in der vorliegenden Untersuchung ein anderer Korrekturfaktor verwendet wird als bei HOLLER (2012), sollte dies keinen Einfluss auf die Validität seiner Ergebnisse haben, da der Korrekturfaktor mit zunehmender Länge der Schätzperiode gegen Eins strebt und somit einen vernachlässigbaren Einfluss auf die Varianzberechnung haben sollte. Vgl. SALINGER (1992), S. 40; HOLLER (2012), S. 106.

<sup>923</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 257, 274, 279, 284, 287, 294.

<sup>924</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 274, 284; HARRINGTON / SHRIDER (2007), S. 252; CORRADO / ZIVNEY (1992), S. 474; BOEHMER et al. (1991), S. 254, 260, 268.

<sup>925</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 237.

<sup>926</sup>Vgl. BOEHMER et al. (1991), S. 266.

<sup>927</sup>Vgl. KOLARI / PYNÄNEN (2010), S. 3999; CAMPBELL et al. (1997), S. 154.

<sup>928</sup>Vgl. KOLARI / PYNÄNEN (2010), S. 3996–3999.

#### 4 Untersuchungsdesign

Ohne einen ereignisinduzierten Varianzanstieg weisen alle standardisierten abnormalen Renditen die Varianz Eins auf, sodass  $\theta_{BMP}$  dem  $\theta_P$  entspricht. Allerdings nimmt  $\theta_P$  für alle abnormalen Renditen dieselbe Varianz an, während sie sich bei  $\theta_{BMP}$  durch das Ereignis ändern darf. So korrigiert  $\theta_{BMP}$  eine im Ereignisfenster ansteigende Varianz, indem er die durchschnittliche Volatilität am Ereignistag im Querschnitt berücksichtigt. Kommt es jedoch zu einer Häufung der Ereignistage, sind die standardisierten abnormalen Renditen möglicherweise korreliert, sodass eventuelle Verzerrungen der Varianzschätzung durch eine Anpassung des  $\theta_{BMP}$  vermieden werden müssen.<sup>929</sup>

Obwohl bei KOLARI und PYNÖNEN (2010) die Querschnittskorrelation der abnormalen Renditen mit 0,030 sehr niedrig ist, ist die resultierende Standardabweichung etwa 1,4- bis 1,7-mal höher als der theoretische Wert von Eins und beeinträchtigt so die Verteilungseigenschaften der Teststatistiken. Dennoch zeigen die bisher betrachteten Signifikanztests unter der Nullhypothese im Durchschnitt wie erwartet einen Wert nahe Null, wenn keine abnormalen Renditen vorliegen. Wenn sich die durchschnittliche Korrelation verdoppelt, steigen allerdings die Typ-I-Fehler des  $\theta_P$  und  $\theta_{BMP}$  auf über 40 %.<sup>930</sup>

**Adjusted Standardized Cross-Sectional Test** Durch die Anpassung von KOLARI und PYNÖNEN (2010) berücksichtigt  $\theta_{BMP}$  explizit Event Date Clustering und die daraus entstehenden Querschnittskorrelationen.<sup>931</sup> Stimmt der Ereignistag für alle Wertpapiere in der Stichprobe überein, wird unter der Annahme, dass das Ereignis die Korrelation der Residuen nicht beeinflusst, die durchschnittliche Querschnittskorrelation der abnormalen Renditen im Schätzfenster ermittelt. Dieser Parameter wird zur Korrektur der Standardabweichung verwendet, mit der die abnormalen Renditen standardisiert werden.<sup>932</sup>

$$\bar{r} = \frac{1}{N(N-1)} \sum_{i=1}^N \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N r_{ij} \quad (4.28)$$

$\bar{r}$  = Durchschnittliche Querschnittskorrelation der Wertpapiere  
 $r_{ij}$  = Paarweise Korrelationen der Wertpapiere in der Stichprobe

Da die Korrelationen der Residuen im Durchschnitt positiv sind, führt die Annahme der Unabhängigkeit zu einer Unterschätzung der Varianz und einer erhöhten Ablehnungsquote der Teststatistik. Durch die Durchschnittsbildung gleichen sich Schätzfehler bei einzelnen Korrelationen aus. Dies stellt einen wesentlichen Vorteil gegenüber GLS-basierten Verfahren dar, bei denen die korrekte Schätzung jeder einzelnen Korrelation eine entscheidende Rolle spielt.<sup>933</sup>

Weisen nicht alle Wertpapiere den gleichen Ereignistag auf, werden sie in  $q$  Portfolios gruppiert, sodass in jedem Portfolio alle Wertpapiere den gleichen Ereignistag haben. Annahmegemäß ist die Korrelation der nicht-überlappenden Ereignisgruppen Null. Die durchschnittliche Korrelation ergibt sich als.<sup>934</sup>

$$\bar{r} = \frac{1}{n(n-1)} \sum_{k=1}^q n_k(n_k-1) \bar{r}_k \quad (4.29)$$

<sup>929</sup>Vgl. KOLARI / PYNÖNEN (2010), S. 4004.

<sup>930</sup>Vgl. KOLARI / PYNÖNEN (2010), S. 4004, 4012.

<sup>931</sup>Vgl. KOLARI / PYNÖNEN (2010), S. 4002–4005, 4023.

<sup>932</sup>Vgl. KOLARI / PYNÖNEN (2010), S. 4000, 4003; KOLARI / PYNÖNEN (2005), S. 8.

<sup>933</sup>Vgl. KOLARI / PYNÖNEN (2010), S. 4000.

<sup>934</sup>Vgl. KOLARI / PYNÖNEN (2010), S. 4000, 4003; KOLARI / PYNÖNEN (2005), S. 11–12.

mit:

$$\bar{r}_k = \frac{1}{n_k(n_k - 1)} \sum_{i=1}^{n_k} \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^{n_k} r_{ij,k}$$

$$\sigma_{Adj}^2(SAR_{i,\tau}) = \frac{1}{1 - \bar{r}} \sigma^2(SAR_{i,\tau})$$

- $\bar{r}$  = Durchschnittliche Stichproben-Korrelation der beschränkten Stichprobe (durchschnittliche Stichproben-Korrelation über einen Block der Korrelationsmatrix, wobei die Korrelationen zwischen den Blöcken Null betragen)
- $r_{ij,k}$  = Stichproben-Korrelation der Residuen des Marktmodells der Renditen  $i$  und  $j$  in der  $k$ -ten Gruppe, berechnet über die Schätzperiode
- $n_k$  = Anzahl der Wertpapiere im  $k$ -ten Cluster
- $\bar{r}_k$  = Durchschnittliche Korrelation der Wertpapiere des  $k$ -ten Clusters
- $q$  = Anzahl der Cluster in der Stichprobe

KOLARI und PYNNÖNEN (2010) passen  $\theta_{BMP}$  an, indem sie die Varianz der durchschnittlichen standardisierten abnormalen Rendite (sozusagen die Portfolio-Varianz) unter Verwendung des Schätzers für die beschränkte durchschnittliche Korrelation einsetzen:<sup>935</sup>

$$\theta_{BMP(Adj)} = \theta_{BMP} \sqrt{\frac{1 - \bar{r}}{1 + (N - 1)\bar{r}}} \quad (4.30)$$

mit:

$$\sigma_{Adj}^2(\overline{SAR}_{i,\tau}) = \frac{1}{N} (1 + (N - 1)\bar{r})$$

$\theta_{BMP(Adj)}$  = Adjustierte Teststatistik für kumulierte abnormale Renditen von BOEHMER et al. (1991)

Diese Teststatistik berücksichtigt sowohl Querschnittskorrelationen als auch ereignisinduzierte Varianzerhöhung. Außerdem ist mit diesem Korrekturfaktor auch der Test kumulierter abnormaler Renditen möglich. Fallen Ereignistage zusammen, sodass die Renditen miteinander korreliert sind, stimmen  $\theta_{BMP}$  und  $\theta_{BMP(Adj)}$  überein, wenn die durchschnittliche Querschnittskorrelation der Renditen Null ist.<sup>936</sup>

In den Simulationen von HOLLER (2012) führt die Anpassung von KOLARI und PYNNÖNEN (2010) jedoch zu keiner Verbesserung der Ergebnisgüte, sodass er weiterhin  $\theta_{BMP}$  als den in vielen Fällen geeigneten Test einstuft. Allerdings wird in diesen Simulationen Event Date Clustering explizit nicht berücksichtigt.<sup>937</sup> So kann eine fehlende Berücksichtigung von Querschnittskorrelationen die Ablehnungsquoten dramatisch erhöhen. Während die Ablehnungsquoten der  $\theta_{BW}$ ,  $\theta_P$  und  $\theta_{BMP}$  ca. 15 % statt der erwarteten 5 % betragen, wenn keine abnormalen Renditen und keine ereignisinduzierte Varianzerhöhung,

<sup>935</sup>Vgl. KOLARI / PYNNÖNEN (2010), S. 4003; KOLARI / PYNNÖNEN (2005), S. 8–12.

<sup>936</sup>Vgl. KOLARI / PYNNÖNEN (2010), S. 4003.

<sup>937</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 235–237, 247–248.

#### 4 Untersuchungsdesign

aber Querschnittskorrelationen vorliegen, liefern  $\theta_{BW(Adj)}$  und  $\theta_{BMP(Adj)}$  Ergebnisse nahe des Nominalwerts. Eine ereignisinduzierte Varianzerhöhung steigert die Ablehnungsquoten für  $\theta_{BW}$ ,  $\theta_P$ ,  $\theta_{BMP}$  und  $\theta_{BW(Adj)} \cdot \theta_{BMP(Adj)}$  weist dagegen auch in diesem Fall noch Ablehnungsquoten nahe dem Nominalwert auf, sodass dieser Test sowohl robust gegenüber Querschnittskorrelation als auch ereignisinduzierter Varianzerhöhung ist und eine hohe Spezifität zeigt. Liegen tatsächlich abnormale Renditen vor, verfügen unabhängig vom verwendeten Modell zur Renditebestimmung alle Teststatistiken über eine gute Ergebnisgüte und können hohe abnormale Renditen in Höhe von  $\pm 3\%$  aufspüren.<sup>938</sup>

Zudem erweist sich  $\theta_{BMP(Adj)}$  selbst dann als robust gegenüber ereignisinduzierter Varianzerhöhung, wenn die Volatilitätseffekte nicht proportional verlaufen und zu unterschiedlichen Änderungen der Querschnittskorrelationen führen. Auch bei einer Autokorrelation der abnormalen Renditen liefert  $\theta_{BMP(Adj)}$  verlässliche Ergebnisse.<sup>939</sup> So nehmen andere Signifikanztests homoskedastische Renditen ohne Autokorrelation an. Da die Standardabweichung der Renditen über die Schätzperiode geschätzt wird, ist eine mögliche Autokorrelation der Wertpapierrenditen jedoch nur dann vernachlässigbar, wenn die Ordnung klein ist. Durch eine Kumulierung der abnormalen Renditen summieren sich allerdings auch die Autokorrelationen und verzerren  $\theta_{BW(Adj)}$ . Erst die Restandardisierung der abnormalen Renditen mit der Standardabweichung auf Querschnittsebene gleicht die Ordnung der Autokorrelationen im Zähler derjenigen im Nenner der Teststatistik an, sodass  $\theta_{BMP(Adj)}$  daraus resultierende Probleme deutlich abschwächt.<sup>940</sup>

Für kurze Ereignisfenster ist die Ergebnisgüte von  $\theta_{BMP(Adj)}$  ausreichend hoch und verbessert sich für längere Ereignisfenster weiter, sodass  $\theta_{BMP(Adj)}$  für Ereignisfenster bis zu einer Länge von  $[-10; 10]$  zum überlegenen Signifikanztest avanciert.<sup>941</sup>

Vor dem Hintergrund dieser Ergebnisse ist es beachtenswert, dass in der Auswertung von 400 Ereignisstudien durch HOLLER (2012) vor allem der bestspezifizierte parametrische Test von BOEHMER et al. (1991) relativ selten zum Einsatz kommt. Ferner beobachtet HOLLER (2012), dass vor allem ältere Signifikanztests eingesetzt werden, während neuere Testverfahren kaum verwendet werden.<sup>942</sup> So konnte im Rahmen dieser Untersuchung keine Arbeit identifiziert werden, die  $\theta_{BMP(Adj)}$  zur Signifikanztestung verwendet. Aufgrund seiner sehr guten Eignung bei Querschnittskorrelationen durch Event Date Clustering, ereignisinduzierter Varianzerhöhung und bei der Analyse längerer Ereignisfenster, wie sie in dieser Arbeit erfolgen soll, wird im Folgenden  $\theta_{BMP(Adj)}$  als parametrischer Signifikanztest eingesetzt.

Allerdings kann auch dieser Test nicht alle Querschnittskorrelationen erfassen, da er nur übereinstimmende Ereignistage, aber keine anderweitig überlappenden Ereignisfenster berücksichtigt, die aus einem zu geringen Abstand zwischen zwei Ereignissen in der Kalenderzeit resultieren. Auch mögliche branchen- oder länderspezifische Korrelationen werden nicht abgebildet.

Grundsätzlich sollte berücksichtigt werden, dass der (geschätzte) Standardfehler mit zunehmendem Stichprobenumfang sinkt und t-Test-basierte Verfahren die Nullhypothese dann häufiger ablehnen. In diesem Fall sind bereits kleine Abweichungen der abnormalen Rendite von Null signifikant, auch wenn es dafür keine ökonomische Erklärung gibt.<sup>943</sup> Allerdings sind die Stichprobenumfänge der folgenden Untersuchungen eher gering, sodass dieses Problem nicht zum Tragen kommen sollte, sondern eher die Annahme normalverteilter abnormaler Renditen als kritisch einzustufen ist.

<sup>938</sup>Vgl. KOLARI / PYNÖNEN (2010), S. 4012, 4014.

<sup>939</sup>Vgl. KOLARI / PYNÖNEN (2010), S. 3997, 4021–4023.

<sup>940</sup>Vgl. KOLARI / PYNÖNEN (2010), S. 4019–4021; SALINGER (1992), S. 40.

<sup>941</sup>Vgl. KOLARI / PYNÖNEN (2010), S. 4018–4019.

<sup>942</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 98–100.

<sup>943</sup>Vgl. AUER / RÖTTMANN (2020), S. 465.

Außerdem stellen BLISS und FLANNERY (2002) fest, dass parametrische Testverfahren nicht geeignet sind, wenn nur kleine Kursbewegungen in Folge des untersuchten Ereignisses beobachtet werden können. Ziehen sie stattdessen nicht-parametrische Testverfahren für die Interpretation ihrer Ergebnisse heran, können sie einen eindeutigen Einfluss nachweisen.<sup>944</sup>

Aus diesen Gründen sollten neben parametrischen auch nicht-parametrische Testverfahren zur Beurteilung der Signifikanz eingesetzt werden, um den Einfluss der Wahl der Teststatistik auf die Interpretation der Ergebnisse zu minimieren.

### 4.7.3 Nicht-parametrische Testverfahren

Grundsätzlich lassen sich nicht-parametrische Testverfahren in Vorzeichen- und Rang-Tests sowie Mischformen unterteilen. Im Folgenden werden ausgewählte nicht-parametrische Testverfahren auf ihre Eignung hin überprüft, in der vorliegenden Untersuchung zur Signifikanztestung eingesetzt zu werden.

**Einfacher Vorzeichentest** Der einfache Vorzeichentest basiert auf der Annahme, dass die (kumulierten) abnormalen Renditen zwischen den Wertpapieren unabhängig sind. Unter der Nullhypothese beträgt dann der Anteil der positiven abnormalen Renditen 0,5. Die Teststatistik zur Überprüfung der Nullhypothese  $H_0 : p \leq 0,5$  (Alternativhypothese: „Es liegen positive (kumulierte) abnormale Renditen vor.“) lautet:<sup>945</sup>

$$\theta_{VT} = \left( \frac{N^+}{N} - 0,5 \right) \frac{\sqrt{N}}{0,5} \sim N(0, 1) \quad (4.31)$$

$\theta_{VT}$  = Teststatistik für den einfachen Vorzeichentest  
 $N^+$  = Anzahl der positiven (kumulierten) abnormalen Renditen

Für eine korrekte Spezifikation dieses einfachen Binomialtests müssen die abnormalen Renditen symmetrisch verteilt sein. Allerdings ist die Verteilung der täglichen abnormalen Renditen häufig rechtsschief, sodass der Anteil der positiven Renditen auch dann von 0,5 abweichen kann, wenn die Nullhypothese wahr wäre.<sup>946</sup> So lehnt  $\theta_{VT}$  die Nullhypothese zu häufig ab, obwohl keine abnormalen Renditen vorliegen.<sup>947</sup> Andererseits ist  $\theta_{VT}$  für einen einzelnen Ereignistag gut spezifiziert und weist eine höhere Trennschärfe auf als  $\theta_{BMP}$ , wenn abnormale Renditen vorliegen. Auch für längere Ereignisfenster ist der Test gut spezifiziert.<sup>948</sup>

$\theta_{VT}$  reagiert nicht auf ereignisinduzierte Varianzanstiege, da er statt der Höhe der abnormalen Renditen lediglich deren Vorzeichen erfasst. Dies ändert sich nur, wenn es zu einer Verschiebung des Mittelwerts kommt.<sup>949</sup> So zeigt sich  $\theta_{VT}$  robust gegenüber ereignisinduzierter Varianzerhöhung und lehnt die Nullhypothese mit der angemessenen Häufigkeit ab, wenn keine abnormalen Renditen vorliegen.<sup>950</sup>

<sup>944</sup>Vgl. BLISS / FLANNERY (2002), S. 393.

<sup>945</sup>Vgl. CAMPBELL et al. (1997), S. 172.

<sup>946</sup>Vgl. CAMPBELL et al. (1997), S. 172; BOEHMER et al. (1991), S. 258, 270.

<sup>947</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 278; BERRY et al. (1990), S. 77; BROWN / WARNER (1985), S. 24.

<sup>948</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 263, 266, 287, 293.

<sup>949</sup>Vgl. COWAN (1992), 353–354. Bei einer Verschiebung des Mittelwerts ändern sich die Anteile der beobachteten positiven und negativen abnormalen Renditen.

<sup>950</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 265, 278, 287, 294; BOEHMER et al. (1991), S. 268; BROWN / WARNER (1985), S. 24.

#### 4 Untersuchungsdesign

Tritt Event Date Clustering in Kombination mit ereignisinduzierter Varianzerhöhung auf, sind die Ablehnungsquoten des  $\theta_{VT}$  korrekt. Weisen jedoch alle Wertpapiere in der Stichprobe denselben Ereignistag ohne gleichzeitigen Anstieg der Varianz auf, zeigt  $\theta_{VT}$  zwar im einseitigen Test korrekte Ablehnungsquoten, lehnt die Nullhypothese aber im zweiseitigen Test mit einer zu hohen Häufigkeit ab.<sup>951</sup>

Obwohl  $\theta_{VT}$  ein nicht-parametrisches Verfahren ist, kann eine Verletzung der Verteilungsannahmen der zugrundeliegenden Daten zu Fehlspezifikationen führen.<sup>952</sup> Deshalb verzichten der generalisierte Vorzeichentest und der Rang-Test auf die Annahme einer symmetrischen Verteilung der abnormalen Renditen im Querschnitt.<sup>953</sup>

**Generalisierter Vorzeichentest** Um unabhängig von der Schiefe der Verteilung der abnormalen Renditen und insbesondere bei Randverteilungen mit fetteren Verteilungsenden als der Normalverteilung eine korrekte Spezifikation zu erreichen, wurde der Vorzeichentest mehrmals modifiziert.<sup>954</sup> Deshalb vergleicht der generalisierte Vorzeichentest von COWAN (1992) den Anteil der positiven abnormalen Renditen im Ereignisfenster mit den entsprechenden Anteilen im Schätzfenster.<sup>955</sup>

Liegen abnormale Renditen vor, zeigt der generalisierte Vorzeichentest eine höhere Ergebnisgüte als  $\theta_{BW(Adj)}$ .<sup>956</sup> Da der Test nur berücksichtigt, ob die abnormalen Renditen im Ereignisfenster als ganzes positiv (negativ) sind, bewertet er die Reaktion der Wertpapierkurse auch in längeren Ereignisfenstern korrekt.<sup>957</sup> Der Test ist auch für strenge Signifikanzniveaus gut spezifiziert, wenn keine abnormalen Renditen vorliegen.<sup>958</sup> Allerdings zeigt der generalisierte Vorzeichentest in einer Teiluntersuchung von HOLLER (2012) unter der Nullhypothese signifikant zu hohe Ablehnungsquoten.<sup>959</sup>

Steigt die Varianz nach dem Ereignis an, ist der generalisierte Vorzeichentest für alle Ereignisfenster korrekt spezifiziert und zeigt eine höhere Ergebnisgüte als  $\theta_{BW(Adj)}$ . Diese Unempfindlichkeit löst den Konflikt der meisten parametrischen Testverfahren, die die korrekte Spezifikation bei Varianzanstiegen durch einen Verlust der Ergebnisgüte ohne einen Varianzanstieg bezahlen.<sup>960</sup>

Dennoch stellt HOLLER (2012) fest, dass Vorzeichentests deutlich seltener zur Signifikanztestung eingesetzt werden als parametrische Testverfahren.<sup>961</sup> Eine nicht-parametrische Alternative zu Vorzeichentests stellen die Rang-Tests dar.

**Rang-Test** Für diesen Test bestimmt CORRADO (1989) zunächst die Ränge in der Zeitreihe der aufsteigend sortierten abnormalen Renditen des Wertpapiers im Schätz- und im Ereignisfenster. Anschließend kann mit Hilfe der Standardabweichung der Ränge die Teststatistik für einen einzelnen Ereignistag  $\tau$  berechnet werden.<sup>962</sup>

<sup>951</sup>Vgl. BOEHMER et al. (1991), S. 266–267.

<sup>952</sup>Vgl. CORRADO / ZIVNEY (1992), S. 465.

<sup>953</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 134; COWAN (1992), S. 343.

<sup>954</sup>Vgl. CORRADO / ZIVNEY (1992), S. 465–466.

<sup>955</sup>Vgl. COWAN (1992), S. 343.

<sup>956</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 266, 287; COWAN (1992), S. 344, 356.

<sup>957</sup>Vgl. COWAN (1992), S. 351.

<sup>958</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 264, 266, 287, 293; CORRADO / ZIVNEY (1992), S. 471.

<sup>959</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 278.

<sup>960</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 265, 278, 287, 294; COWAN (1992), S. 344, 353–356.

<sup>961</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 99.

<sup>962</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 126; SERRA (2002), S. 9; CORRADO (1989), S. 388. Normalerweise erhalten abnormale Renditen gleicher Höhe den gleichen Rangplatz, der sich aus dem arithmetischen Mittel der Rangplätze ergibt, die bei verschiedenen Renditen zugeordnet worden wären. Da im Rahmen dieser Untersuchung jedoch mit vielen Nachkommastellen gerechnet wird, kommen keine Doppelungen vor.

$$\theta_C = \frac{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (K_{i\tau} - \bar{K})^2}{\hat{\sigma}(K)} \sim N(0, 1) \quad (4.32)$$

mit:

$$\hat{\sigma}(K) = \sqrt{\frac{1}{T+L} \sum_{i=1}^{T+L} \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^N (K_{it} - \bar{K})^2}$$

$$\bar{K} = \frac{T+L}{2} + 0,5$$

$K_{it} = \text{Rang}(AR_{it})$  wobei gilt:  $K_{it_1} \geq K_{it_2}$  für  $AR_{it_1} \geq AR_{it_2}$  und  $T_1 \leq t \leq \tau_2$

- $\theta_C$  = Rang-Test von CORRADO (1989)
- $\bar{K}$  = Durchschnittlicher Rang
- $\hat{\sigma}(K)$  = Standardabweichung der gesamten Stichprobe (über  $T+L$  Zeitpunkte und  $N$  Unternehmen)
- $K_{it}$  = Rangplatz der abnormalen Rendite des Wertpapiers  $i$  zum Zeitpunkt  $t$

Ränge transformieren die meist asymmetrische Verteilung der abnormalen Renditen mit fetten Verteilungsenden unabhängig von ihren Symmetrie-Eigenschaften in eine Gleichverteilung. Während die ursprünglichen Verteilungen der abnormalen Renditen Ausreißer aufweisen können, die die Standardabweichung und in der Folge parametrische Testverfahren verzerren, reagieren Ränge nicht auf Ausreißer und führen beim Testen von Lageparametern zu besseren Ergebnissen als parametrische Testverfahren. Dies führt stets zu einer korrekten Spezifikation des  $\theta_C$ , obwohl Ränge nur noch ordinale Informationen übermitteln und die Höhe der abnormalen Renditen vernachlässigen.  $\theta_C$  ist deshalb gerade bei Wertpapierrenditen mit fetten Verteilungsenden einigen parametrischen Testverfahren überlegen.<sup>963</sup>

So ist  $\theta_C$  ohne abnormale Renditen für alle Signifikanzniveaus unter der Nullhypothese für einen einzelnen Ereignistag gut bis sehr gut spezifiziert und liefert bezüglich der Ablehnungsquoten bessere Ergebnisse als einige parametrische Testverfahren. Dies gilt insbesondere in den oberen und unteren Verteilungsenden, die in der Signifikanztestung besonders relevant sind.<sup>964</sup> Auch bei Vorliegen abnormaler Renditen unter der Alternativhypothese weist  $\theta_C$  eine signifikant höhere Ergebnisgüte auf als einige parametrische Tests und lehnt die Nullhypothese sogar häufiger ab als der bestspezifizierte parametrische Test  $\theta_{BMP}$ . Dieser und die folgenden Rang-Tests dominieren den generalisierten Vorzeichentest und verfügen über eine höhere Trennschärfe als der einfache Vorzeichentest.<sup>965</sup>

Aufgrund seiner Verteilungsfreiheit ist  $\theta_C$  auch gut für kleine Stichproben geeignet, die aufgrund ihres geringen Umfangs die Normalverteilungsannahme verletzen.<sup>966</sup> Außerdem weist  $\theta_C$  sowohl bei der Identifikation von kleinen als auch von größeren abnormalen Renditen eine hohe Ergebnisgüte auf.<sup>967</sup>

<sup>963</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 126; KOLARI / PYNÖNEN (2010), S. 4017; CORRADO (1989), S. 385–386, 388.

<sup>964</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 257–258; CORRADO / ZIVNEY (1992), S. 471; CORRADO (1989), S. 386, 390.

<sup>965</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 263, 276, 286, 293; CORRADO / ZIVNEY (1992), S. 465, 473–474; CORRADO (1989), S. 386, 392, 395.

<sup>966</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 126.

<sup>967</sup>Vgl. CORRADO / ZIVNEY (1992), S. 473–474.

#### 4 Untersuchungsdesign

Zur Testung kumulierter abnormaler Renditen können zum einen mehrtägige Renditen entsprechend der Länge der betrachteten Zeitperiode mit ihrem Rang versehen werden. Dadurch reduziert sich jedoch die Zahl der Beobachtungen,<sup>968</sup> sodass die Parameterschätzungen an Präzision einbüßen und die Aussagekraft des Tests abnimmt.<sup>969</sup> Deshalb werden häufiger die Ränge sowohl über die betrachtete Zeitperiode innerhalb des Ereignisfensters als auch über alle Wertpapiere gemittelt.<sup>970</sup>

Obwohl sowohl  $\theta_C$  als auch der generalisierte Vorzeichentest korrekt spezifiziert sind, zeigt  $\theta_C$  eine höhere Ergebnislänge bei der Identifikation abnormaler Renditen in kurzen Ereignisfenstern, für die er hervorragend spezifiziert ist. Da bei längeren Ereignisfenstern der Rang der über mehrere Tage gemittelten abnormalen Renditen weniger heraussteicht als bei einem einzelnen Tag, stuft  $\theta_C$  mit zunehmender Länge des Ereignisfensters abnormale Renditen nicht als signifikant ein, obwohl er dies sollte. Zudem verliert er stärker an Trennschärfe als der generalisierte Vorzeichentest.<sup>971</sup> Aufgrund des Testaufbaus sind die Ränge der abnormalen Renditen an aufeinander folgenden Tagen voneinander abhängig. In kurzen Ereignisfenstern können diese Abhängigkeiten vernachlässigt werden. Die Betrachtung längerer Ereignisfenster verletzt jedoch die Annahme, dass die Ränge der täglichen Renditen unabhängig sind. Die zunehmende Autokorrelation verzerrt die Standardabweichung, sodass die Teststatistik grundsätzlich fehlspezifiziert ist.<sup>972</sup> Bei parametrischen Tests entsteht dieses Problem nicht, da sie die kumulierten abnormalen Renditen über das gesamte Ereignisfenster berücksichtigen.<sup>973</sup>

Die empirischen Untersuchungen liefern für ereignisinduzierte Varianzanstiege keine eindeutigen Ergebnisse. CORRADO (1989) stellt in seinen Simulationen fest, dass  $\theta_C$  sich in diesem Fall immun gegenüber Fehlspezifikationen zeigt, während sich für einige parametrische Verfahren die Wahrscheinlichkeit für einen Typ-1-Fehler mehr als verdoppelt. Der Autor führt dies auf den geringen Einfluss des Varianzanstiegs auf die Varianz der Teststatistik zurück. Bei Vorliegen abnormaler Renditen weist  $\theta_C$  eine niedrigere Ergebnislänge auf als einfache parametrische Testverfahren.<sup>974</sup> Jedoch zeigt COWAN (1992), dass  $\theta_C$  die Nullhypothese im Fall einer ereignisinduzierten Varianzerhöhung zu oft ablehnt und somit fehlspezifiziert ist. Wenn die Varianz ansteigt, treten extremere abnormale Renditen mit höherer Wahrscheinlichkeit auf, auch wenn die mittlere abnormale Rendite unverändert bleibt. Die extremen Beobachtungen erhalten höhere Ränge und blähen die Teststatistik im Ereignisfenster auf.<sup>975</sup> Auch bei HOLLER (2012) zeigt  $\theta_C$  Sensitivitäten gegenüber einer ereignisinduzierten Varianzerhöhung. Diese fallen zwar geringer aus als bei  $\theta_{BW(Adj)}$ , aber stärker als bei  $\theta_{BMP}$ .<sup>976</sup>

Rang-Tests wurden in der Vergangenheit deutlich seltener modifiziert als andere Testverfahren, da bereits der einfache Test in vielen Situationen gute statistische Eigenschaften aufweist.<sup>977</sup> Jedoch sind gerade die uneinheitlichen Simulationsergebnisse bezüglich der ereignisinduzierten Varianzerhöhung und die fehlende Analyse der Auswirkungen von Event Date Clustering Gründe, in der vorliegenden Untersuchung weitere nicht-parametrische Testverfahren in Betracht zu ziehen.

<sup>968</sup> Wird ein Ereignisfenster von 21 Tagen Länge verwendet, reduzieren sich beispielsweise die 239 Beobachtungen aus der Schätzperiode auf 11 kumulierte abnormale Renditen von jeweils 21 Tagen Länge.

<sup>969</sup> Vgl. KOLARI / PYNNÖNEN (2011), S. 954; KOLARI / PYNNÖNEN (2010), S. 4018–4019; CORRADO (1989), S. 395.

<sup>970</sup> Vgl. KOLARI / PYNNÖNEN (2011), S. 954; KOLARI / PYNNÖNEN (2010), S. 4018; CAMPBELL / WASLEY (1993), S. 85; COWAN (1992), S. 346.

<sup>971</sup> Vgl. HOLLER (2012), S. 257, 262; COWAN (1992), S. 344, 351.

<sup>972</sup> Vgl. KOLARI / PYNNÖNEN (2011), S. 954; KOLARI / PYNNÖNEN (2010), S. 3998; COWAN (1992), S. 356.

<sup>973</sup> Vgl. KOLARI / PYNNÖNEN (2011), S. 953–954; BROWN / WARNER (1985), S. 14–15.

<sup>974</sup> Vgl. CORRADO (1989), S. 386, 393–394.

<sup>975</sup> Vgl. COWAN (1992), S. 344, 353–354.

<sup>976</sup> Vgl. HOLLER (2012), S. 134–135, 261, 269, 276, 286, 293.

<sup>977</sup> Vgl. HOLLER (2012), S. 132.



**Rang-Vorzeichen-Test** Durch die Kombination eines Vorzeichentests mit einem Rang-Test werden nicht nur das Vorzeichen, sondern auch die Höhe der abnormalen Renditen berücksichtigt. Unter der Annahme, dass die  $AR_{it} \neq 0$  sind, werden den am Ereignistag aufsteigend sortierten absoluten Beträgen der abnormalen Renditen Ränge zugeordnet.<sup>978</sup> Die Teststatistik ergibt sich dann als Summe der positiven Vorzeichen-Ränge, d. h. dem Produkt des Rangs der abnormalen Renditen mit einer Indikatorfunktion, die um den Erwartungswert und die Standardabweichung korrigiert wird, um approximativ normalverteilt zu sein:<sup>979</sup>

$$\theta_W = \frac{W^+ - E(W^+)}{\hat{\sigma}(W^+)} = \frac{\sum_{i=1}^N K_{i0} \psi_i - \frac{N(N+1)}{4}}{\sqrt{\frac{N(N+1)(2N+1)}{24}}} \sim N(0,1) \quad (4.33)$$

mit:

$$W^+ = \sum_{i=1}^N K_{i0} \psi_i$$

$K_{i0} = \text{Rang}(|AR_{it}|)$  wobei gilt:  $K_{i0} \geq K_{j0}$  für  $|AR_{i0}| \geq |AR_{j0}|$

$$\psi_i = \begin{cases} 1, & \text{für } AR_{i0} > 0 \\ 0, & \text{für } AR_{i0} < 0 \end{cases}$$

- $\theta_W$  = Teststatistik von WILCOXON (1945) für  $N > 20$
- $W^+$  = Teststatistik von WILCOXON (1945) für  $5 \leq N \leq 20$ , entspricht der Summe der positiven Vorzeichen-Ränge
- $\psi_i$  = Indikatorfunktion des Wertpapiers  $i$ , die den Wert 1 annimmt, wenn die abnormale Rendite positiv ist und 0 im Falle von negativen Renditen

Obwohl der Test von WILCOXON (1945) eines der am häufigsten eingesetzten nicht-parametrischen Verfahren ist, gibt es nur wenige Untersuchungen zu seinen Stärken und Schwächen.<sup>980</sup> In Simulationen zeigt  $\theta_W$  eine höhere Ergebnisgüte als einige parametrische Testverfahren, vor allem für Verteilungen mit fetten Verteilungsenden.<sup>981</sup> Andererseits weist  $\theta_W$  bei BROWN und WARNER (1985) und BERRY et al. (1990) eine schlechte Spezifikation auf. Auch HOLLER (2012) stellt eine Verschiebung der Ablehnungsquoten fest, da  $\theta_W$  empfindlich auf nicht symmetrische Verteilungen reagiert, wie sie aus rechtsschiefen Verteilungen der abnormalen Renditen mit fetten Verteilungsenden resultieren. Deshalb raten BERRY et al. (1990) von einem alleinigen Einsatz nicht-parametrischer Testverfahren ab.<sup>982</sup>

Für längere Ereignisfenster verstärkt sich der Verschiebungseffekt, sodass dieses Testverfahren keine verlässlichen Ergebnisse bei der Untersuchung kumulierter Renditen liefert.<sup>983</sup>

<sup>978</sup>Vgl. HOLLANDER et al. (2014), S. 40; SERRA (2002), S. 8; WILCOXON (1945), S. 80.

<sup>979</sup>Vgl. HOLLANDER et al. (2014), S. 40–42.

<sup>980</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 99, 265, 271.

<sup>981</sup>Vgl. KOLARI / PYNÖNEN (2011), S. 953–954; KOLARI / PYNÖNEN (2010), S. 3998; BERRY et al. (1990), S. 77.

<sup>982</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 264, 266; BERRY et al. (1990), S. 79; BROWN / WARNER (1985), S. 24.

<sup>983</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 264, 266.

#### 4 Untersuchungsdesign

Bezüglich einer ereignisinduzierten Varianzerhöhung stellen BROWN und WARNER (1985) und HOLLER (2012) eine generelle Unempfindlichkeit des Tests fest,<sup>984</sup> während KOLARI und PYNNÖNEN (2010) dies nicht bestätigen können und schlussfolgern, dass das Verfahren insgesamt relativ ineffizient ist.<sup>985</sup>

Trotz der widersprüchlichen Aussagen hinsichtlich der Robustheit von  $\theta_W$  gegenüber ereignisinduzierter Volatilität und fehlenden Erkenntnissen bezüglich Querschnittskorrelationen wird der Signifikanztest von WILCOXON (1945) häufiger eingesetzt als die neueren Verfahren von CORRADO (1989) und CORRADO und ZIVNEY (1992).<sup>986</sup> Auch GATZERT und HEIDINGER (2019) wählen  $\theta_W$  für ihre Analyse der SFCRs, obwohl sie auf ähnliche Probleme gestoßen sein sollten wie die vorliegende Untersuchung, in der gerade Event Date Clustering eine große Rolle spielt.<sup>987</sup> Aufgrund der dünnen Studienlage und der sich widersprechenden Ergebnisse wird  $\theta_W$  deshalb in dieser Untersuchung nicht in Erwägung gezogen.

**Spezifizierter Rang-Test** Aufbauend auf  $\theta_W$  entwickeln CORRADO und ZIVNEY (1992) zur Signifikanzbeurteilung an einem einzelnen Ereignistag einen Rang-Test, der sich robust gegenüber ereignisinduzierter Volatilität und Querschnittskorrelationen verhält. Da die Standardabweichung mit Hilfe der durchschnittlichen Ränge berechnet wird, die wiederum gleichgewichtete Portfolios der standardisierten Ränge darstellen, berücksichtigt der spezifizierte Rang-Test implizit Querschnittskorrelationen.<sup>988</sup> Die Autoren standardisieren dazu die abnormalen Renditen im Schätz- und im Ereignisfenster auf unterschiedliche Art und Weise.<sup>989</sup>

$$\theta_{CZ} = \frac{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (U_{it} - \bar{U})}{\sqrt{\frac{1}{T+1} \sum_{t=1}^{T+1} \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^N (U_{it} - \bar{U})^2}} \sim N(0, 1) \quad (4.34)$$

mit:

$$U_{it} = \frac{\text{Rang}(SAR_{i,t}^*)}{T+L+1}$$

$$SAR_{i,t}^* = \begin{cases} SAR_{i,t} & \text{für } t \in T \\ \frac{SAR_{i,t}}{\hat{\sigma}(SAR)} & \text{für } t = 0 \end{cases}$$

$$\hat{\sigma}(SAR) = \sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (SAR_{i,0} - \overline{SAR_0})^2}$$

<sup>984</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 265; BROWN / WARNER (1985), S. 24.

<sup>985</sup>Vgl. KOLARI / PYNNÖNEN (2010), S. 3999.

<sup>986</sup>Vgl. KOLARI / PYNNÖNEN (2010), S. 3999; BEHR / GÜTTLER (2006), S. 14.

<sup>987</sup>Vgl. GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 14.

<sup>988</sup>Vgl. KOLARI / PYNNÖNEN (2011), S. 953–954; KOLARI / PYNNÖNEN (2010), S. 3998, 4008.

<sup>989</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 129.

$\theta_{CZ}$	=	Teststatistik von CORRADO und ZIVNEY (1992)
$U_{i,t}$	=	Standardisierter abnormaler Rang der generalisierten abnormalen Renditen
$SAR_{i,t}^*$	=	Standardisierte abnormale Rendite, wobei die Renditen aus dem Schätzfenster und dem Ereignisfenster unterschiedlich standardisiert werden
$\hat{\sigma}(SAR)$	=	Standardabweichung zur (zweiten) Standardisierung der standardisierten abnormalen Renditen im Ereignisfenster, berechnet aus den standardisierten abnormalen Renditen des Ereignisfensters (Querschnittskorrelation)

Neben der Anpassung der Varianz auf Querschnittsebene soll der Test auch eine bessere Spezifikation und eine höhere Ergebnisgüte aufweisen.<sup>990</sup> So ist  $\theta_{CZ}$  unter der Nullhypothese, dass keine abnormalen Renditen vorliegen, sehr gut spezifiziert, wenn das Ereignisfenster nur einen Tag lang ist. Der Test liefert dabei bessere Ergebnisse bezüglich der Ablehnungsquoten als parametrische Testverfahren.<sup>991</sup> Liegen abnormale Renditen vor, dominiert  $\theta_{CZ}$  den generalisierten Vorzeichentest und weist eine höhere Ergebnisgüte auf als  $\theta_{BMP(Adj)}$ . Dabei kann  $\theta_{CZ}$  nicht nur große abnormale Renditen zuverlässig identifizieren, sondern lehnt die Nullhypothese auch häufiger ab, wenn die abnormalen Renditen gering sind.<sup>992</sup>

$\theta_{CZ}$  liefert für kumulierte abnormale Renditen zwar in kürzeren Ereignisfenstern ähnlich gute Ergebnisse wie  $\theta_{BMP(Adj)}$ , ist letzterem für längere Ereignisfenster jedoch unterlegen. So weist  $\theta_{CZ}$  aufgrund der Verwendung von Mehr-Tages-Renditen für die Parameter-Schätzung signifikante abnormale Renditen aus, obwohl keine vorhanden sind.<sup>993</sup> Folglich besitzen  $\theta_{CZ}$  und  $\theta_{BMP(Adj)}$  bei Betrachtung eines einzelnen bzw. weniger Ereignistage eine ähnliche Robustheit und Ergebnisgüte. Für längere Ereignisfenster liefert  $\theta_{BMP(Adj)}$  jedoch bessere Ergebnisse als  $\theta_{CZ}$ .<sup>994</sup>

Durch die Restandardisierung der abnormalen Renditen am Ereignistag mit der Standardabweichung im Querschnitt vermindert  $\theta_{CZ}$  die Fehlspezifikation des  $\theta_C$  und erweist sich als robust gegenüber einer ereignisinduzierten Varianzerhöhung. Bei hoher ereignisinduzierter Varianz besitzt  $\theta_{CZ}$  sogar eine leicht höhere Ergebnisgüte als  $\theta_{BMP(Adj)}$ .<sup>995</sup>

Treten Querschnittskorrelationen auf, weist  $\theta_{CZ}$  immer noch Ablehnungsquoten nahe des Nominalwerts auf, wenn keine abnormalen Renditen vorliegen. Dieses Verhalten bleibt auch erhalten, wenn zusätzlich ein Anstieg der Varianzen im Ereignisfenster simuliert wird.  $\theta_{CZ}$  zeigt sich somit robust gegenüber Querschnittskorrelation und ereignisinduzierter Varianzerhöhung. Jedoch nimmt die Ergebnisgüte des  $\theta_{CZ}$  auch bei Vorliegen von Clustering für längere Ereignisfenster ab.<sup>996</sup>

$\theta_{CZ}$  löst die Probleme des  $\theta_C$  mit ereignisinduzierter Varianzerhöhung. Jedoch büßt auch dieser Test bei der Analyse längerer Ereignisfenster an Aussagekraft ein. Des Weiteren liegen nur vereinzelte Erkenntnisse bezüglich der Auswirkungen von Querschnittskorrelationen vor, sodass  $\theta_{CZ}$  für die vorliegende Untersuchung ungeeignet ist.

**Generalisierter Rang-Test** KOLARI und PYNÖNEN (2011) entwickeln die Testverfahren von CORRADO (1989) und CORRADO und ZIVNEY (1992) weiter, um sowohl ein- als auch mehrtägige abnormale Renditen zuverlässig testen zu können. Dabei entsprechen die Aktienrenditen kontinuierlichen Zufallsvariablen mit einem schwachen weißen Rauschen.<sup>997</sup>

<sup>990</sup>Vgl. SERRA (2002), S. 9; CORRADO / ZIVNEY (1992), S. 475.

<sup>991</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 257–258; CORRADO / ZIVNEY (1992), S. 477.

<sup>992</sup>Vgl. KOLARI / PYNÖNEN (2010), S. 4014–4015; CORRADO / ZIVNEY (1992), S. 477.

<sup>993</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 266; KOLARI / PYNÖNEN (2010), S. 4018–4019.

<sup>994</sup>Vgl. KOLARI / PYNÖNEN (2011), S. 963; KOLARI / PYNÖNEN (2010), S. 4023.

<sup>995</sup>Vgl. KOLARI / PYNÖNEN (2010), S. 4008, 4017; CORRADO / ZIVNEY (1992), S. 476.

<sup>996</sup>Vgl. KOLARI / PYNÖNEN (2010), S. 4012; KOLARI / PYNÖNEN (2011), S. 965.

<sup>997</sup>Vgl. KOLARI / PYNÖNEN (2011), S. 954.

#### 4 Untersuchungsdesign

$$\begin{aligned} E(r_{it}) &= \mu_i \text{ für alle } t \\ \text{Var}(r_{it}) &= \sigma_i^2 \text{ für alle } t && \text{mit } i = 1, \dots, n \text{ und } t, u = 1, \dots, T \\ \text{Cov}(r_{it}, r_{iu}) &= 0 \text{ für alle } t \neq u \end{aligned}$$

Zur Ermittlung der Teststatistik werden die abnormalen Renditen in mehreren Schritten standardisiert. Zunächst geschieht dies auf Zeitreihenebene mit der individuellen Standardabweichung des Wertpapiers (vgl. Gleichung 4.20). Die  $SAR_{i,t}$  beinhalten auf diese Weise auch Beobachtungen aus der Schätzperiode. Um eine mögliche ereignisinduzierte Volatilität zu berücksichtigen, wird nun – ebenso wie bei BOEHMER et al. (1991) – die standardisierte kumulierte abnormale Rendite im Ereignisfenster  $SCAR_{i,\tau}$  wie in Gleichung 4.25 mit ihrer Querschnittsstandardabweichung restandardisiert:<sup>998</sup>

$$SCAR_{i,\tau}^* = \frac{SCAR_{i,\tau}}{S(SCAR)} \quad (4.35)$$

mit:

$$S(SCAR) = \sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^n (SCAR_{i,\tau} - \overline{SCAR}_{\tau})^2}$$

$$\overline{SCAR}_{\tau} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n SCAR_{i,\tau}$$

Eine Anpassung der Querschnittsstandardabweichung der  $SCAR_{i,\tau_1,\tau_2}$  wie in Gleichung 4.29 ermöglicht die Berücksichtigung von aus Clustering-Effekten resultierenden Querschnittskorrelationen:<sup>999</sup>

$$\sigma_{Adj}^2(SCAR_{i,\tau}) = \frac{1}{1-\tilde{r}} \sigma(SCAR_{i,\tau}) \quad (4.36)$$

Durch dieses Vorgehen wird die Zeitreihe neu indexiert. Die restandardisierte  $SCAR_{i,\tau}^*$  fasst die kumulierten abnormalen Renditen dieser Periode zu einem einzelnen Zeitpunkt zusammen, dem „kumulierten Beobachtungstag“ mit dem Zeitindex  $t = 0$ . Zu diesem Zeitpunkt entspricht die generalisierte, standardisierte abnormale Rendite  $GSAR_{i,t}$  der restandardisierten kumulierten abnormalen Rendite  $SCAR_{i,\tau}^*$  aus Gleichung 4.35. Für alle anderen Zeitpunkte der Ereignisstudie entspricht  $GSAR_{i,t}$  wie bei  $\theta_{CZ}$  der gewöhnlichen standardisierten abnormalen Rendite aus Gleichung 4.20:<sup>1000</sup>

$$GSAR_{it} = \begin{cases} SCAR_{i,\tau}^* & \text{für } \tau_1 \leq t \leq \tau_2 \\ SAR_{it} & \text{für } T_1 \leq t \leq T_2 \end{cases} \quad (4.37)$$

$GSAR_{i,t}$  = Generalisierte, standardisierte abnormale Rendite des Wertpapiers  $i$  zum Zeitpunkt  $t$

<sup>998</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 130; KOLARI / PYNÖNEN (2011), S. 955.

<sup>999</sup>Vgl. KOLARI / PYNÖNEN (2011), S. 955; KOLARI / PYNÖNEN (2010), S. 4003.

<sup>1000</sup>Vgl. KOLARI / PYNÖNEN (2011), S. 955–956.

Im nun folgenden Prozess der Rangordnung verringert sich die Zahl der Tage im Schätz- und Ereignisfenster somit auf  $T' = T + 1$  Beobachtungen mit  $T$  Handelstagen im Schätzfenster und 1 Ereignistag.  $U_{it}$  bezeichnet dabei die mittelwertbereinigten standardisierten Ränge der  $GSAR_{i,t}$ . Statt alle Renditen des Schätz- und des Ereignisfensters zu berücksichtigen, verwenden KOLARI und PYNNÖNEN (2011) für die Teststatistik die Daten aus der Schätzperiode und wie bei parametrischen Testverfahren eine einzige (kumulierte) abnormale Rendite aus dem Ereignisfenster.  $U_{i0}$  entspricht somit dem standardisierten Rang der kumulierten abnormalen Rendite eines Wertpapiers am kumulierten Ereignistag. Unter der Nullhypothese beträgt der Erwartungswert von  $U_{i0}$  Null. Zum Test einzelner oder kumulierter abnormaler Renditen lautet die Teststatistik.<sup>1001</sup>

$$\theta_{GRANK} = Z \sqrt{\frac{T' - 2}{T' - 1 - Z^2}} \sim t_{T'-2} \quad (4.38)$$

mit:

$$Z = \frac{\bar{U}_0}{S(\bar{U})}$$

$$S(\bar{U}) = \sqrt{\frac{1}{T'} \sum_{t=0}^T \frac{n_t}{n} \bar{U}_t^2}$$

$$\bar{U}_t = \frac{1}{n_t} \sum_{i=1}^{n_t} U_{it}$$

$$U_{it} = \frac{\text{Rang}(GSAR_{it})}{T' + 1} - \frac{1}{2}$$

- $\theta_{GRANK}$  = Teststatistik mit generalisierten Rängen von KOLARI und PYNNÖNEN (2011)  
 $T'$  =  $T + 1$ , adjustierte Anzahl an Beobachtungen im kombinierten Schätz- und Ereignisfenster  
 $n_t$  = Anzahl der gültigen zum Zeitpunkt  $t$  verfügbaren  $GSAR$   
 $\bar{U}_t$  = Erwartungswert der standardisierten Ränge zum Zeitpunkt  $t$

In den Simulationen von HOLLER (2012) ist  $\theta_{GRANK}$  etwas schlechter spezifiziert als  $\theta_C$ , erweist sich aber immer noch als sehr gut.<sup>1002</sup> Bei KOLARI und PYNNÖNEN (2011) ist  $\theta_{GRANK}$  jedoch schlechter spezifiziert als  $\theta_{BMP}$  mit leicht höheren Ablehnungsquoten, wenn keine abnormalen Renditen vorliegen, aber besser als  $\theta_C$ . Allerdings sind Teststatistiken, die standardisierte abnormale Renditen verwenden,

<sup>1001</sup>Vgl. KOLARI / PYNNÖNEN (2011), S. 955–957.

<sup>1002</sup>Vgl. HOLLER (2012), 259. Der hier dargestellte  $\theta_{GRANK}$  unterscheidet sich von der auf KOLARI und PYNNÖNEN (2008) basierenden Teststatistik, die HOLLER (2012) in seinen Simulationen untersucht. Da HOLLER (2012) jedoch die umfangreichste Simulation zur Überprüfung der Eignung von Signifikanztests durchführt und es gleichzeitig kaum andere Untersuchungen zu  $\theta_{GRANK}$  gibt, werden seine Ergebnisse hier trotzdem dargestellt und bei der Auswahl der Teststatistik berücksichtigt. Ihnen sollte aber entsprechend weniger Gewicht beigemessen werden.

#### 4 Untersuchungsdesign

hinsichtlich der Trennschärfe parametrischen Verfahren überlegen, die nicht auf standardisierten Renditen beruhen. So weist  $\theta_{GRANK}$  eine sehr hohe Trennschärfe auf und schneidet besser ab als  $\theta_{BW(Adj)}$ ,  $\theta_P$  und  $\theta_{BMP}$ . Dies gilt unabhängig von der Höhe der abnormalen Renditen.<sup>1003</sup>

Auch für längere Ereignisfenster ist die empirische Trennschärfe von  $\theta_{GRANK}$  höher als diejenige der parametrischen Testverfahren  $\theta_P$  und  $\theta_{BMP}$  sowie der beiden anderen Rang-Tests für kumulierte abnormale Renditen. Durch die Fixierung der Anzahl der Beobachtungen auf  $T' = T + 1$  reagiert  $\theta_{GRANK}$  deutlich weniger sensitiv auf die Länge des Ereignisfensters als frühere Rang-Tests.  $\theta_{GRANK}$  ist somit der einzige auf Rängen basierende Test, der auch für längere Ereignisfenster gut spezifiziert ist, während  $\theta_{CZ}$  die Nullhypothese mit zunehmender Länge des Ereignisfensters zu selten ablehnt.<sup>1004</sup>

In den Simulationen von KOLARI und PYNNÖNEN (2011) zeigt sich  $\theta_{GRANK}$  als sehr robust gegenüber ereignisinduzierten Volatilitätssteigerungen.<sup>1005</sup> Dagegen reagiert  $\theta_{GRANK}$  bei HOLLER (2012) sensitiv auf ereignisinduzierte Varianzsteigerung, da aufgrund der sich verschlechternden Ablehnungsquoten die Wahrscheinlichkeit steigt, fälschlicherweise abnormale Renditen anzunehmen. Obwohl die Reaktion geringer ausfällt als bei  $\theta_{BW(Adj)}$ , ist die Sensitivität stärker ausgeprägt als bei  $\theta_{BMP}$ .<sup>1006</sup>

Da es sich bei den durch Event Date Clustering hervorgerufenen Querschnittskorrelationen häufig um positive Korrelationen handelt, steigt die Varianz der durchschnittlichen Ränge am Ereignistag. Durch den Einsatz der gleichgewichteten (skalierten) Ränge bei der Berechnung der Varianz zeigt sich  $\theta_{GRANK}$  robust gegenüber Querschnittskorrelationen, da sich die Typ-1-Fehler-Raten für einen einzelnen Ereignistag kaum ändern. Dagegen sind die Typ-1-Fehler für  $\theta_P$  und  $\theta_{BMP}$  2,5- bis 4-mal höher als erlaubt. Obwohl sich die Spezifikation von  $\theta_{GRANK}$  für längere Ereignisfenster bei Vorliegen von Clustering verschlechtert, ist seine Ergebnisgüte in diesem Fall deutlich höher als für andere Rang-Tests.<sup>1007</sup> Durch die Restandardisierung der abnormalen Renditen verhält sich  $\theta_{GRANK}$  außerdem wie  $\theta_{BMP(Adj)}$  robust gegenüber Korrelationen der abnormalen Renditen auf Zeitreihenebene (Autokorrelation).<sup>1008</sup>

Nicht-parametrische Testverfahren weisen aufgrund der Annahme der Verteilungsfreiheit eine höhere Trennschärfe auf als parametrische Tests, da abnormale Renditen nicht normalverteilt sind. Jedoch führt die Betrachtung kumulierter abnormaler Renditen in mehrtägigen Ereignisfenstern zu Einbußen der Ergebnisgüte, während bei parametrischen Verfahren die Verteilung der kumulierten abnormalen Renditen innerhalb des Ereignisfensters keine Rolle spielt. Aus diesem Grund werden nicht-parametrische Tests nur selten und meist nicht isoliert eingesetzt, sondern in Ergänzung zu parametrischen Verfahren, um deren Schlussfolgerungen auf Robustheit zu überprüfen.<sup>1009</sup> Dieses Problem wird jedoch durch  $\theta_{GRANK}$  gelöst, der sowohl für die Betrachtung einzelner Ereignistage als auch für die Analyse kumulierter abnormaler Renditen geeignet ist.<sup>1010</sup>

<sup>1003</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 260, 276, 286, 293; KOLARI / PYNNÖNEN (2011), S. 962–963.

<sup>1004</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 262–263, 266, 277–278, 286, 293; KOLARI / PYNNÖNEN (2011), S. 954, 956, 963.

<sup>1005</sup>Vgl. KOLARI / PYNNÖNEN (2011), S. 954, 966.

<sup>1006</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 261, 269, 276, 286, 293. HOLLER (2012) verwendet in seinen Simulationen jedoch eine andere Form des  $\theta_{GRANK}$ .

<sup>1007</sup>Vgl. KOLARI / PYNNÖNEN (2011), S. 954, 965–966.

<sup>1008</sup>Vgl. KOLARI / PYNNÖNEN (2011), S. 954, 966; KOLARI / PYNNÖNEN (2010), S. 4019–4021; SALINGER (1992), S. 40.

<sup>1009</sup>Vgl. KOLARI / PYNNÖNEN (2011), S. 953–954; CAMPBELL et al. (1997), S. 173; CAMPBELL / WASLEY (1993), S. 88, 91–92; CORRADO / ZIVNEY (1992), S. 477; COWAN (1992), S. 344, 351; CORRADO (1989), S. 394–395; BROWN / WARNER (1985), S. 14–15.

<sup>1010</sup>Vgl. KOLARI / PYNNÖNEN (2011), S. 953–954, 964.

Aufgrund der hier und in Abschnitt 4.7.2 gewonnenen Erkenntnisse gelten  $\theta_{BMP(Adj)}$  und  $\theta_{GRANK}$  als sehr gut spezifiziert. Beide Testverfahren sind auch für die Betrachtung längerer Ereignisfenster geeignet und können Effekte durch ereignisinduzierte Varianzerhöhungen und Querschnittskorrelationen abbilden. Zudem liefern sie auch dann noch zufriedenstellende Ergebnisse, wenn die abnormalen Renditen nur schwach ausgeprägt sind. Deshalb werden in der folgenden Untersuchung zur Bewertung der Signifikanz der abnormalen Renditen der parametrische Signifikanztest  $\theta_{BMP(Adj)}$  und der nicht-parametrische Test  $\theta_{GRANK}$  eingesetzt. Bei der Interpretation der Ergebnisse werden dabei die unterschiedlichen Eigenschaften der beiden Testverfahren berücksichtigt.

## 4.8 Neue Verfahren zur Ergebnisinterpretation

### 4.8.1 Betrachtung von Ereignisfenstern mit variablen Startzeitpunkten und Längen

Zur Identifikation abnormaler Aktienkursentwicklungen werden meist bestimmte Zeitintervalle innerhalb des betrachteten Ereignisfensters herangezogen.<sup>1011</sup> Gelegentlich werden diese Intervalle sogar als Standard-Ereignisfenster bezeichnet.<sup>1012</sup> Alternativ dazu geben Autoren für jeden Tag des Ereignisfensters die durchschnittliche abnormale Rendite an.<sup>1013</sup> Zusätzlich kumulieren sie häufig die abnormalen Renditen vom Beginn des Ereignisfensters an sukzessive über das komplette Ereignisfenster.<sup>1014</sup>

In den Simulationen von BROWN und WARNER (1980) können die CAAR auch ohne abnormale Kursentwicklung stark von Null abweichen. Dies ist vor allem dann der Fall, wenn die AAR unabhängig und identisch verteilt sind und die CAAR einem Random Walk mit einem scheinbar positiven oder negativen Trend folgen, obwohl kein Drift vorliegt.<sup>1015</sup> Aus diesem Grund empfehlen die Autoren, das präzise Muster der AAR zu untersuchen, wenn die Reaktion der Kapitalmarktteilnehmer nicht gleichmäßig über das Ereignisfenster verteilt ist, da dies sinnvollere Schlussfolgerungen zuließe als ein numerischer Wert der CAAR am Ende eines willkürlich gewählten Zeitraums. Allerdings beschränken sich BROWN und WARNER (1980) auf eine grafische Analyse der CAAR über das vollständige Ereignisfenster.<sup>1016</sup> Insbesondere für SFCRs sind aufgrund ihrer Neuartigkeit noch keine Reaktionszeiträume bekannt. Dies macht es schwierig, spezifische Zeitintervalle innerhalb des Ereignisfensters für eine eingehendere Analyse zu extrahieren. Kann im Vorhinein nicht bestimmt werden, wann die Reaktion der Aktionäre erfolgen wird, muss die Länge des Ereignisfensters und der Berechnungsintervalle für die CAAR willkürlich festgelegt werden. Dies wiederum wirkt sich auf die Höhe der CAAR, das Ergebnis der Signifikanztests und somit auf die Aussagen bezüglich der zu untersuchenden Hypothesen aus.

<sup>1011</sup>Vgl. Abschnitt 4.4.3 sowie unter anderem WIESINGER (2022), S. 203; MUKHTAROV et al. (2022), S. 247; GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 13; FIORDELISI et al. (2014), S. 113; FIORDELISI et al. (2013), S. 1361; HALEK / ECKLES (2010), S. 814; KOLARI / PYNNÖNEN (2008), S. 20; PERRY / FONTNOUVELLE (2005), S. 12–13, 20.

<sup>1012</sup>Vgl. GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 13.

<sup>1013</sup>Vgl. z. B. GRIFFIN (2003), S. 444–446; LANDSMAN / MAYDEW (2002), S. 801–802; MACKINLAY (1997), S. 23; PATELL (1976), S. 261.

<sup>1014</sup>Vgl. z. B. LACKMANN (2010), S. 147; MACKINLAY (1997), S. 23; BROWN / WARNER (1980), S. 229–232; PATELL (1976), S. 261.

<sup>1015</sup>Vgl. BROWN / WARNER (1980), S. 228–229.

<sup>1016</sup>Vgl. BROWN / WARNER (1980), S. 229–232.

#### 4 Untersuchungsdesign

Im Folgenden werden deshalb die CAAR zunächst grafisch analysiert, indem zwei Zeiträume betrachtet werden:  $[-20; 20]$  und  $[0; 20]$ . Als Antizipationszeitraum werden dabei alle Intervalle bezeichnet, die vor  $t = 0$  enden, während Ankündigungseffekte signifikante abnormale Renditen ab dem Ereignistag bezeichnen. Die grafische Analyse liefert zwar erste Anhaltspunkte für im weiteren Verlauf eingehender zu betrachtenden Zeiträume, lässt jedoch keine Rückschlüsse auf die Signifikanz der beobachteten Reaktionen zu. Zudem erfolgt durch die Fixierung des Startzeitpunkts lediglich eine eindimensionale Betrachtung des linearen Zeitverlaufs bei der Kumulierung und der Interpretation der abnormalen Renditen. Zur intensiven Betrachtung des Musters der AAR wie es BROWN und WARNER (1980) vorschlagen scheint dieses Vorgehen jedoch nur unvollständig und nicht zielführend zu sein.

Aus diesem Grund werden für die folgenden Auswertungen Dreiecksmatrizen erstellt, die die (C)AAR für alle möglichen Zeitintervalle innerhalb des Ereignisfensters  $[-20; 20]$  bestimmen. Diese Dreiecksmatrizen zeigen die numerischen Werte der über alle möglichen Intervalle des Ereignisfensters kumulierten durchschnittlichen abnormalen Renditen sowie deren Signifikanzniveaus. Zur Einschätzung der Signifikanz werden zwei Tests mit unterschiedlichen Eigenschaften herangezogen (siehe Abschnitt 4.7), der parametrische Signifikanztest von BOEHMER et al. (1991) und der nicht-parametrische Test nach KOLARI und PYNNÖNEN (2011). Die Dreiecksmatrizen berücksichtigen die Ergebnisse beider Signifikanztests. Kommen beide Testverfahren zu übereinstimmenden Ergebnissen, ist dies unproblematisch. Wenn sich die Testergebnisse widersprechen, wird dem nicht-parametrischen Generalized Rank (GRANK)-Test von KOLARI und PYNNÖNEN (2011) aufgrund der großzügigeren Annahmen bezüglich der Verteilung der abnormalen Renditen der Vorzug gegeben.<sup>1017</sup> Auf diese Weise lassen Dreiecksmatrizen eine mehrdimensionale Analyse der Kapitalmarktreaktionen zu. Zusätzlich erlauben sie eine Präzisierung und Quantifizierung der Ergebnisse sowie eine Untersuchung ihrer Signifikanz.

Das hier entwickelte Vorgehen ähnelt grob demjenigen von BIELL und MULLER (2013), die ebenfalls keine einzelnen Intervalle betrachten, sondern die Länge und die Grenzen des Ereignisfensters variabel halten. Um einen möglichen Zusammenhang zwischen der Höhe eines Verlusts und der Länge des Ereignisfensters aufzudecken, untersuchen sie, wie lange es dauert bis die abnormale Rendite einen negativen Schwellenwert in Folge eines Verlustereignisses unterschreitet. Sie bestimmen also den kleinsten Zeitraum, der die größte Marktreaktion enthält. Ihre Ergebnisse stellen sie dabei jedoch ausschließlich in grafischer oder tabellarischer Form dar.<sup>1018</sup> In GRIFFIN (2003) findet sich dagegen eine Darstellungsform, die der in der vorliegenden Arbeit entwickelten Dreiecksmatrix ähnlich ist. Jedoch stellt der Autor auf diese Weise nicht die CAAR dar, sondern die Differenzen zwischen zwei AAR zu verschiedenen Zeitpunkten innerhalb des Ereignisfensters. Ferner wählt der Autor dieses Vorgehen nicht, um der Problematik einer willkürlichen Wahl des Ereignisfensters zu begegnen, sondern um trotz der Verwendung absoluter abnormaler Renditen eine Richtung der Reaktion bestimmen zu können.<sup>1019</sup>

Bei der hier gewählten Form der Darstellung als Dreiecksmatrix finden sich auf der Diagonale die AAR der in der jeweiligen (Teil-)Stichprobe enthaltenen Versicherungsunternehmen für einen bestimmten Tag im Ereignisfenster und in den Zeilen die ab dem jeweiligen Tag im Ereignisfenster (bezeichnet im Zeilenkopf) bis zum im Spaltenkopf bezeichneten Tag kumulierten durchschnittlichen abnormalen Renditen. Die Zeilen bilden somit die Startpunkte möglicher Reaktionen ab, während die Spalten die Dauer der Reaktion widerspiegeln. Um möglichst viele Zeitintervalle betrachten zu können, erstreckt

<sup>1017</sup> Insbesondere bei der Betrachtung kleinerer Teilstichproben auf Jahresbasis und/oder bei Unterscheidung von guten und schlechten Nachrichten wird der Umfang der Teilstichproben häufig so klein, dass die Annahme einer Normalverteilung nicht mehr gewährleistet werden kann.

<sup>1018</sup> Vgl. BIELL / MULLER (2013), S. 2630–2635.

<sup>1019</sup> Vgl. GRIFFIN (2003), S. 441, 447–448.



sich das vollständige Ereignisfenster über 41 Handelstage und somit einen Zeitraum von ca. 8 Wochen. Tabelle 4.3 zeigt das Schema einer solchen Dreiecksmatrix für ein Ereignisfenster der Länge  $L = 5$ . Die Angaben in der Dreiecksmatrix werden anschließend um die Ergebnisse des parametrischen und nicht-parametrischen Signifikanztests ergänzt.

Tabelle 4.3: Schematische Darstellung einer Dreiecksmatrix für ein Ereignisfenster der Länge  $L = 5$

		Ende des Betrachtungszeitraums im Ereignisfenster				
		$\tau_2 = -2$	$\tau_2 = -1$	$\tau_2 = 0$	$\tau_2 = 1$	$\tau_2 = 2$
Beginn des Betrachtungszeitraums im Ereignisfenster	$\tau_1 = -2$	$AAR_{-2}$	$CAAR[-2; -1]$	$CAAR[-2; 0]$	$CAAR[-2; 1]$	$CAAR[-2; 2]$
	$\tau_1 = -1$		$AAR_{-1}$	$CAAR[-1; 0]$	$CAAR[-1; 1]$	$CAAR[-1; 2]$
	$\tau_1 = 0$			$AAR_0$	$CAAR[0; 1]$	$CAAR[0; 2]$
	$\tau_1 = 1$				$AAR_1$	$CAAR[1; 2]$
	$\tau_1 = 2$					$AAR_2$

Im Zentrum der Betrachtungen steht die Identifikation signifikanter  $AAR$  an einzelnen Tagen des Ereignisfensters und ob eine ab diesem Tag kumulierte durchschnittliche abnormale Rendite  $CAAR$  ebenfalls als statistisch signifikant eingestuft werden kann. In diesem Fall kann ein eindeutiger logischer und zeitlicher Zusammenhang zwischen dem betrachteten Ereignis und der Reaktion der Aktionäre hergestellt werden. Jedoch kann es auch eine gewisse Zeit dauern, bis sich die einzeln betrachteten insignifikanten abnormalen Renditen zu einem signifikanten Effekt kumulieren. Unter diesen Umständen könnten auch signifikante  $CAAR$ , die erst im hinteren Teil der Dreiecksmatrix vereinzelt auftreten, auf das betreffende Ereignis zurückgeführt werden, auch wenn die vorhergehenden (kumulierten) durchschnittlichen abnormalen Renditen nicht signifikant sind.

Für eine erste Quantifizierung der Reaktionszeit der Aktionäre wird die Zeitspanne bestimmt, die die Investoren benötigen, bis sie erstmals eine signifikante Reaktion zeigen. Anders als BIELL und MULLER (2013), die den kürzesten Zeitraum bestimmen, der die maximale  $CAAR$  enthält,<sup>1020</sup> wird im Rahmen dieser Arbeit das erste Auftreten einer signifikanten Reaktion herangezogen, auch wenn die Einstufung nur auf dem 10 %-Niveau erfolgt. Dies ermöglicht eine präzisere Bestimmung der Reaktionszeit. Dabei sind zwei Ausprägungen dieser Kennzahl möglich. Zum einen kann das erste Auftreten einer signifikanten  $AAR$  erfasst werden ( $T_{min}^{AAR}$ ), zum anderen das erste Auftreten einer signifikanten  $CAAR$  ( $T_{min}^{CAAR}$ ) bestimmt werden. Letzteres ist vor allem dann sinnvoll, wenn sich der Effekt erst über einen längeren Zeitraum aufbauen muss. Im Rahmen dieser Arbeit werden zu diesem Zweck ausschließlich Zeitfenster betrachtet, die zum Zeitpunkt  $t = 0$  starten.

Die in Kapitel 5 folgenden grafischen Analysen werden zeigen, dass die Reaktionen der Aktionäre je nach betrachtetem Jahr unterschiedliche Richtungen aufweisen. Da sich die Reaktionen in diesem Fall über den gesamten Beobachtungszeitraum ausgleichen und zu einem insignifikanten Effekt führen, werden in allen Teiluntersuchungen auch jahresspezifische Entwicklungen betrachtet. Dies macht jedoch die Entwicklung einer Möglichkeit zur visuellen Darstellung der aggregierten Daten notwendig. Der folgende Abschnitt beschreibt deshalb die Erstellung von Heatmaps zur visuellen Unterstützung der Ergebnisinterpretation.

<sup>1020</sup>Vgl. BIELL / MULLER (2013), S. 2630–2631.

### 4.8.2 Visualisierung aggregierter Daten als Heatmaps

Da in Kapitel 5 die abnormalen Renditen auch auf Jahresebene betrachtet werden, ist es notwendig, die Einzelbeobachtungen zu aggregieren, um gezielte Schlussfolgerungen ziehen zu können. Zur Visualisierung der Ergebnisse werden im Folgenden Heatmaps erstellt, die die Signifikanz der (kumulierten) durchschnittlichen abnormalen Renditen im zeitlichen Verlauf darstellen. Die Form entspricht dabei derjenigen der Dreiecksmatrizen. Dies ermöglicht sowohl die Beobachtung des Startzeitpunkts der Reaktion als auch der Reaktionsdauer. Heatmaps bilden ab, wie häufig an einem bestimmten Tag im Ereignisfenster signifikante (C)AAR in den jeweiligen Jahren auftreten und wie stark die jeweiligen Signifikanzen ausgeprägt sind. Je mehr signifikante (C)AAR zu einem bestimmten Zeitpunkt vorliegen, d. h. je häufiger die Elemente in den jährlichen Dreiecksmatrizen einer (Teil-)Untersuchung als signifikant eingestuft werden, und je niedriger das jeweilige Signifikanzniveau, desto stärker färbt sich der entsprechende Punkt der Heatmap rot. Dazu wird ein numerischer Wert gemäß Formel 4.39 berechnet.

$$heatmap_{i,j} = \sum_{y=1}^Y h_{i,j,y} \quad (4.39)$$

$$h_{i,j,y} = 2^{star_{i,j,y}-1} \text{ für } star_{i,j,y} > 0, \text{ sonst } 0$$

$heatmap_{i,j}$	=	Numerischer Signifikanzwert des Elements $(i, j)$ in der Heatmap
$Y$	=	Anzahl der betrachteten Jahre in der (Teil-)Untersuchung
$h_{i,j,y}$	=	Gewichteter Signifikanzwert des Elements $(i, j)$ in der Dreiecksmatrix der abnormalen Renditen des betrachteten Jahres $y$ , * /o = signifikant auf dem 10 %-Niveau $\hat{=} 1$ , ** /oo = signifikant auf dem 5 %-Niveau $\hat{=} 2$ , *** /ooo = signifikant auf dem 1 %-Niveau $\hat{=} 4$
$star_{i,j,y}$	=	Anzahl der aus dem betrachteten Signifikanztest für das Element $(i, j)$ in der Dreiecksmatrix der abnormalen Renditen des betrachteten Jahres $y$ resultierenden Signifikanzzeichen, * /o = signifikant auf dem 10 %-Niveau, ** /oo = signifikant auf dem 5 %-Niveau, *** /ooo = signifikant auf dem 1 %-Niveau

Um hoch signifikante Ergebnisse leicht überzugewichten und trotzdem eine Metrik zu verwenden, die weiterhin beim Wert 1 startet, wird die Anzahl der ermittelten Signifikanzzeichen in Gleichung 4.39 exponentiell gewichtet. Für ein Element  $(i, j)$  einer Dreiecksmatrix können demzufolge die Werte 0, 1, 2 oder 4 vergeben werden. Je geringer der Signifikanzwert  $heatmap_{i,j}$ , desto blauer ist das korrespondierende Feld der Heatmap eingefärbt. Mit zunehmenden Signifikanzwerten  $heatmap_{i,j}$  nimmt die Rotfärbung zu. Abbildung 4.2 zeigt das Vorgehen bei der Aggregation.

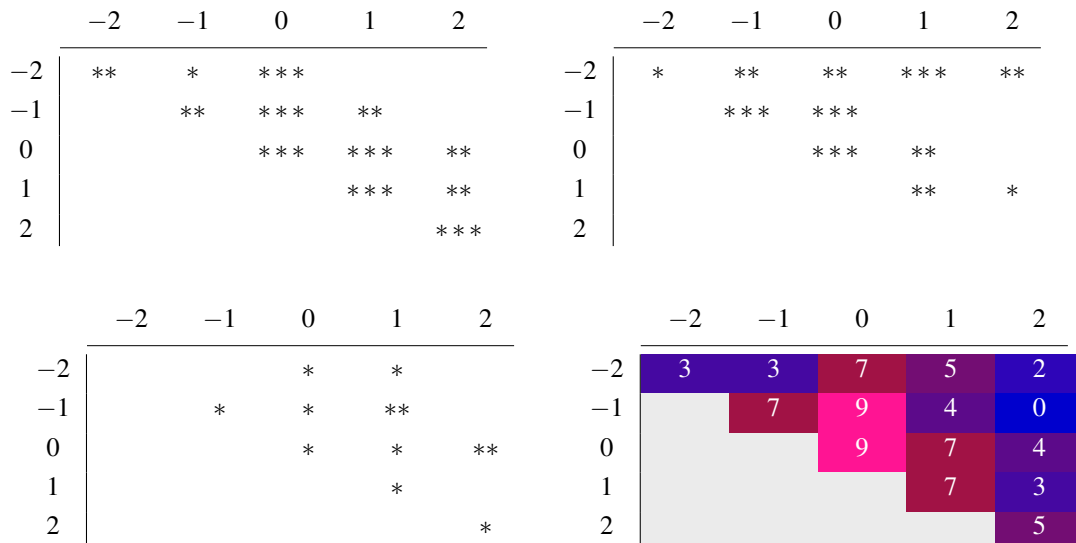


Abbildung 4.2: Schematische Darstellung der Entwicklung einer Heatmap aus den Dreiecksmatrizen für ein Ereignisfenster der Länge  $L = 5$  über 3 Jahre  
 Für mehr Übersichtlichkeit enthalten die schematischen Dreiecksmatrizen keine (kumulierten) durchschnittlichen abnormalen Renditen. Außerdem zeigen sie lediglich die Signifikanzzeichen einer einzelnen Teststatistik.

Würde für alle fünf Jahre des Beobachtungszeitraums eine hoch signifikante abnormale Rendite beobachtet, ergäbe sich ein Maximalwert von 20.<sup>1021</sup> Die Heatmaps ermöglichen die aggregierte Betrachtung der Signifikanzzeichen der Teilstichproben einzelner Jahre, um festzustellen, ob und in welchen Zeiträumen Reaktionen konzentriert auftreten. Bei der Interpretation ist jedoch zu beachten, dass die Farbskala relativ ist, sodass immer der in der jeweiligen Betrachtung höchste Wert, d. h. in Abbildung 4.2 der Wert 9, tiefrot eingefärbt wird. Da die Heatmap nicht-signifikante Reaktionen ignoriert und nur signifikante Ergebnisse berücksichtigt, können bereits wenige signifikante Ergebnisse zu roten Einfärbungen führen, wenn sonst keine Signifikanzen auftreten. Deshalb dürfen die Heatmaps unterschiedlicher Teilstichproben nur mit größter Vorsicht miteinander verglichen werden, indem auch die jeweils erzielten Maximalwerte angegeben werden. Zur besseren Einordnung wird der jeweils erreichte maximale Signifikanzwert ebenfalls in Prozent des maximal möglichen Signifikanzwerts angegeben.

Da die in den einzelnen Untersuchungen verwendeten Teilstichproben meist nur einen geringen Umfang aufweisen, wenn die Jahre des Beobachtungszeitraums separat betrachtet werden, erfolgt die Berechnung der Werte für die Heatmaps mit Hilfe der Signifikanzschätzungen des nicht-parametrischen GRANK-Tests.<sup>1022</sup> Eine ausführliche Diskussion der Möglichkeiten und Grenzen beim Einsatz von Heatmaps erfolgt im Anschluss an die Ergebnisse der empirischen Untersuchung in Abschnitt 6.5.

Zuvor beschreibt das folgende Kapitel die Ergebnisse der empirische Untersuchung. Zu diesem Zweck werden zunächst die Daten deskriptiv analysiert und die Datenqualität überprüft.

<sup>1021</sup>Werden aufgrund der Differenzbildung nur vier Jahre erfasst, beträgt der Maximalwert 16.

<sup>1022</sup>Ein Vergleich der Heatmaps auf Basis der Ergebnisse des parametrischen Tests mit denjenigen des nicht-parametrischen Tests ergibt nur kleine Unterschiede.



## 5 Ergebnisse der empirischen Untersuchung

Das folgende Kapitel beginnt mit einem Überblick über die Stichprobe und die Datenqualität. Dies bildet die Grundlage für die Beurteilung der Adäquanz der einzusetzenden Methoden und Auswertungstechniken. Im Anschluss folgt die Analyse der abnormalen Kursentwicklungen nach der Veröffentlichung von SFCRs, wobei neben der gesamten Stichprobe auch unterschiedliche Teilstichproben gebildet werden. Zum einen wird die Stichprobe nach der absoluten Höhe der Solvenzquoten aufgeteilt, zum anderen nach Höhe ihrer Veränderungen. Dabei werden sowohl die berichteten als auch die unadjustierten Solvenzquoten betrachtet. Im weiteren Verlauf werden die abnormalen Renditen in Folge von unterjährig und jährlichen Finanzberichten und Ratingentscheidungen untersucht. Die jeweiligen Analysen enden mit einem Zwischenfazit, das die gebildeten Hypothesen verwirft oder beibehält. Im weiteren Verlauf der Arbeit liegt besonderer Augenmerk auf dem Vergleich mit der Reaktion auf die SFCRs.

### 5.1 Deskriptive Analyse

Die vorliegende Arbeit betrachtet eine Stichprobe von 43 börsennotierten Versicherungsunternehmen (vgl. hierzu Abschnitt 4.3.1). Diese Unternehmen haben ihren Sitz in 17 unterschiedlichen Ländern wie in Abbildung 5.1 zu sehen ist. Auffällig ist, dass ca. 25 % der Versicherer aus dem Vereinigten Königreich stammen. Dies spiegelt jedoch wider, dass es sich dabei um den größten europäischen Versicherungsmarkt handelt.<sup>1023</sup>

Im Jahr 2016 betragen die gebuchten Bruttoprämien der betrachteten Versicherer 725 Mrd. Euro, was ca. 60 % des europäischen Prämienaufkommens entspricht,<sup>1024</sup> sodass von der Repräsentativität der Stichprobe ausgegangen werden kann. Diese bildet zugleich alle Versicherungssparten ab, wobei SHU-Versicherer, Lebens- und Krankenversicherer und Mehrsparten-Versicherer gleichmäßig vertreten sind (siehe Abbildung 5.2). Lediglich für die Rückversicherung werden nur vier Unternehmen erfasst.

Die Größe der Versicherungsunternehmen ist dagegen sehr heterogen: Während das Prämienvolumen des größten Versicherers 94 Mrd. Euro (AXA SA) beträgt, erwirtschaftet der kleinste nur 52 Mio. Euro (St. James's Place plc). Mit einer Gesamt-Marktkapitalisierung von 408 Mrd. Euro nehmen diese Versicherer eine nennenswerte Stellung an den Kapitalmärkten ein. Dabei liegt der Streubesitz lediglich für fünf Versicherer unter 30 %. Für 17 der betrachteten Versicherer befinden sich dagegen mehr als 90 % der ausstehenden Aktien in Streubesitz,<sup>1025</sup> sodass von einer ausreichenden Partizipation der Aktionäre eines Unternehmens am Kapitalmarkt auszugehen ist und Kursreaktionen beobachtbar sein sollten.

Die Solvenzquote stellt einen der zentralen Inhalte der SFCRs dar und wird in den folgenden Untersuchungen zur Einteilung der Teilstichproben herangezogen. Abbildung 5.3 zeigt die Entwicklung des Minimums, des Maximums und des Medians der Solvenzquoten im Zeitverlauf. In Abbildung 5.3(a)

<sup>1023</sup>Vgl. INSURANCE EUROPE (2018), S. 3.

<sup>1024</sup>Vgl. INSURANCE EUROPE (2018), S. 10–11, Refinitiv.

<sup>1025</sup>Werte aus Refinitiv zum 31.01.2017.

## 5 Ergebnisse der empirischen Untersuchung

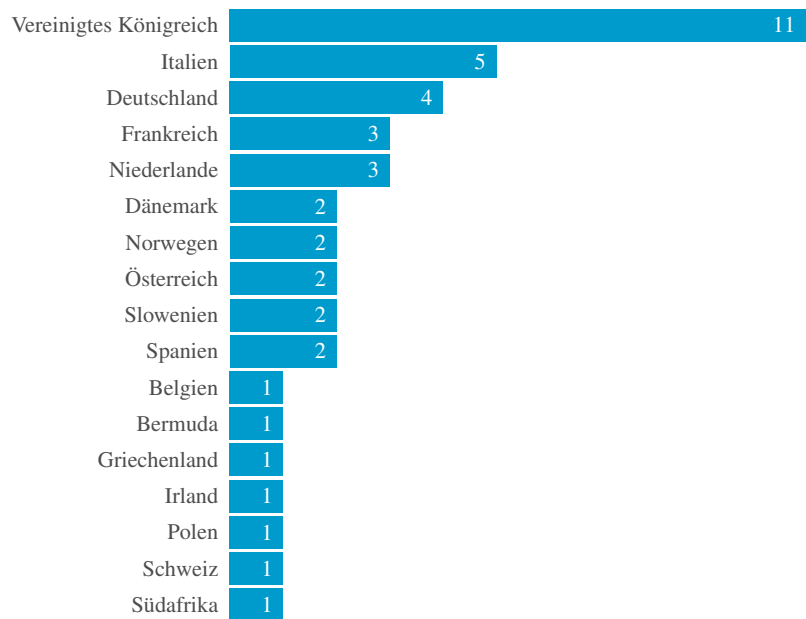


Abbildung 5.1: Verteilung der Versicherungsunternehmen in der Stichprobe auf Länder

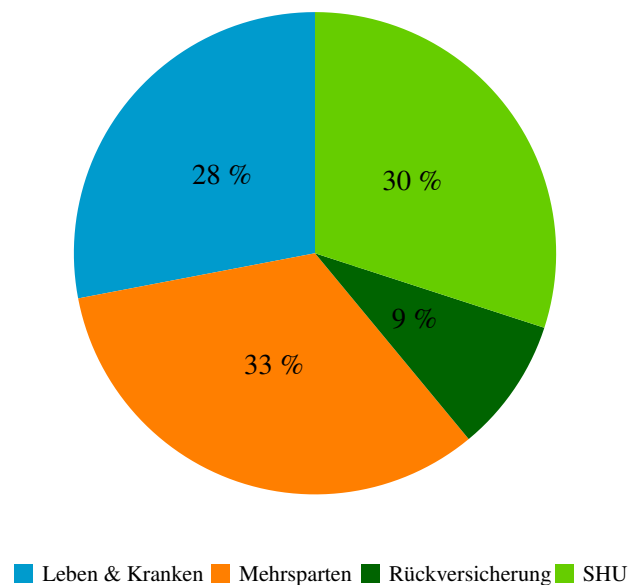


Abbildung 5.2: In der Stichprobe abgedeckte Sparten

weist die Swiss Life AG durchweg die höchste berichtete Solvenzquote auf, während die niedrigste Solvenzquote jedes Jahr wechselnd von unterschiedlichen Versicherern berichtet wird. Der Median liegt mit 186 % bis 201 % dabei deutlich näher am Minimum (108 % bis 132 %) als am Maximum (681 % bis 1136 %), was darauf hindeutet, dass es sich bei den Solvenzquoten der Swiss Life AG um Ausreißer handelt, die keineswegs branchenüblich sind.

Wie erwartet, sind die unadjustierten Solvenzquoten durchweg niedriger als die berichteten. Dies ist auf die Übergangsmaßnahmen zurückzuführen, die den Versicherern einen sanften Übergang in das neue Aufsichtsregime ohne Marktturbulenzen ermöglichen sollen.<sup>1026</sup> Auffällig ist, dass das Minimum nicht nur unter 100 %, sondern sogar negativ ist (−56 %). Dabei handelt es sich um die unadjustierte Solvenzquote der britischen Just Group plc im Jahr 2016 (siehe Abschnitt 4.3.3.1). Erstaunlicherweise findet sich in deren SFCRs keine Stellungnahme zur unadjustierten Quote und den Auswirkungen der Übergangsmaßnahmen, obwohl diese beträchtlich sind. So beträgt die berichtete Solvenzquote der Just Group plc für das Jahr 2016 151 %.<sup>1027</sup> Es zeigt sich jedoch auch, dass sich die unadjustierte Solvenzquote der Just Group plc über den Beobachtungszeitraum stabilisiert und sich der 100 %-Marke nähert. Dies deutet darauf hin, dass die Übergangsmaßnahmen Versicherern tatsächlich eine schrittweise Anpassung an das neue Aufsichtsregime ermöglichen, indem sie ihnen Zeit verschaffen, ihre Eigenkapitalposition zu stärken und/oder ihre Risikosituation zu verbessern.

Die maximale unadjustierte Solvenzquote ist niedriger als die berichtete und beträgt 375 % bis 397 % (Vienna Insurance Group AG).<sup>1028</sup> Der Median verläuft deutlich mittiger, sodass die unadjustierten Solvenzquoten ein homogeneres Bild liefern. Mit 169 % bis 191 % ist er nur geringfügig niedriger als für die berichteten Solvenzquoten. Die hohe Volatilität der maximalen berichteten Solvenzquote spiegelt dabei keinen typischen Verlauf wider, sondern ist auf die individuellen Charakteristika der Swiss Life AG zurückzuführen, die sich auch in deren unadjustierter Solvenzquote zeigen.

Auch die Ratings der Versicherer zeigen ein heterogenes Bild. In Abbildung 5.4 sind die Ratings und die emittierenden Ratingagenturen zu Beginn des Beobachtungszeitraums zu sehen. Ebenso werden die Notches entfernt. Viele Versicherer werden von mehr als einer Agentur geratet, sodass die Summe der Ratings nicht der Anzahl der Versicherer in der Stichprobe entspricht. Auch konnten nicht für alle Versicherer die Ratings zu Beginn des Beobachtungszeitraums ermittelt werden. Die Mehrheit der Versicherer weist ein A-Rating auf, einige auch ein AA-Rating. Fünf Versicherer erhalten lediglich ein BBB-Rating. Eine exakte Adaption der unterschiedlichen Ratingskalen ist jedoch nicht möglich, wodurch es zu den Ausreißern bei A.M. Best kommt. Die meisten Ratings werden von Standard & Poor's vergeben.

Nach dieser Beschreibung der Versicherer in der Stichprobe wird in einem nächsten Schritt die Daten- und Regressionsqualität überprüft. Während HOLLER (2012) feststellt, dass viele Ereignisstudien auf eine explizite Untersuchung verzichten,<sup>1029</sup> zeigen die folgenden Abschnitte, dass die Überprüfung der zugrunde liegenden Annahmen auch für die Interpretation und die Beurteilung der Ergebnisse der Ereignisstudien eine Rolle spielt. Zu den wichtigsten Annahmen gehören neben der korrekten Spezifikation der zu berücksichtigenden Variablen und des zugrundeliegenden Zusammenhangs im Wesentlichen die statistischen Eigenschaften der Störterme.<sup>1030</sup> Unter der Annahme, dass die Ergebnisse übertragbar sind, erfolgen diese Analysen exemplarisch am Datensatz für die Untersuchung der SFCRs.

<sup>1026</sup>Vgl. ERMERT (2016), siehe zu den Übergangsmaßnahmen auch Abschnitt 3.3.2.1.

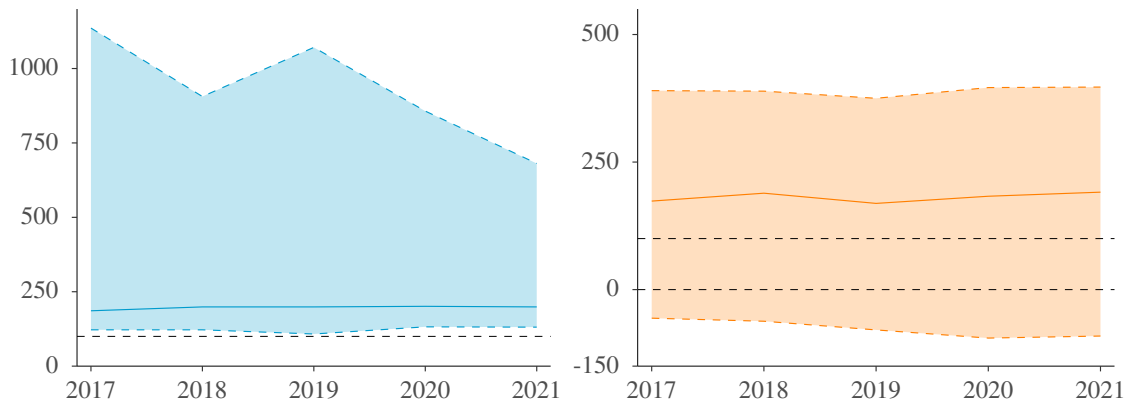
<sup>1027</sup>Vgl. JUST GROUP PLC (2017), S. 76, 81.

<sup>1028</sup>Bei GATZERT und HEIDINGER (2019) reichen die berichteten Solvenzquoten von 66 % bis 390 % und die unadjustierten Solvenzquoten von −56 % bis 390 %. Vgl. GATZERT und HEIDINGER (2019), S. 14.

<sup>1029</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 46.

<sup>1030</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 46; CAMPBELL et al. (1997), S. 153–158; SCHIRA (2021), S. 536–539.

5 Ergebnisse der empirischen Untersuchung



(a) Minimum, Maximum und Median des jeweiligen Jahres der berichteten Solvenzquoten innerhalb der Stichprobe im Zeitverlauf  
 (b) Minimum, Maximum und Median des jeweiligen Jahres der unadjustierten Solvenzquoten innerhalb der Stichprobe im Zeitverlauf

Abbildung 5.3: Vergleich der berichteten und unadjustierten Solvenzquoten über die Zeit  
 Die schwarze gestrichelte Linie kennzeichnet die Marken 0 % und 100 %. Die farbigen gestrichelten Linien entsprechen dem Minimum bzw. Maximum der Solvenzquoten des jeweiligen Jahres. Die durchgehende Linie stellt den Median dar.

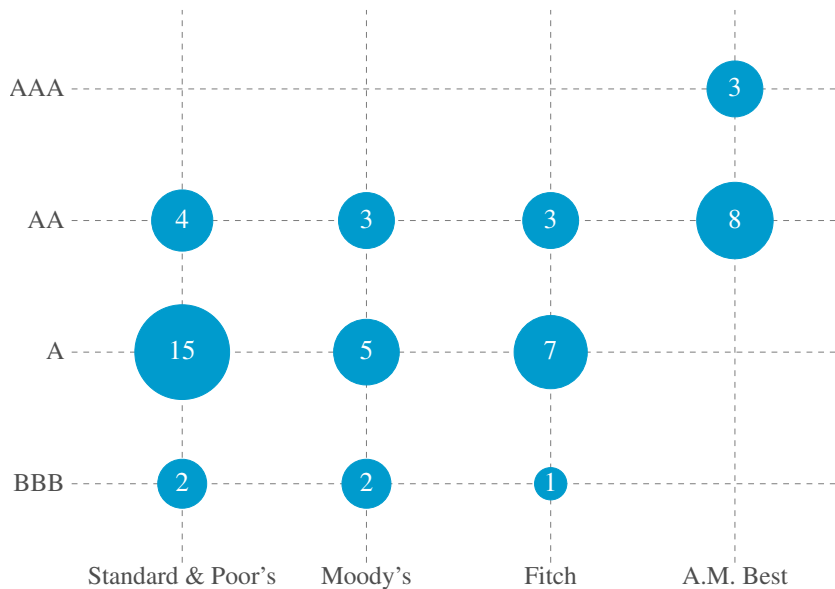


Abbildung 5.4: Verteilung der Ratings innerhalb der Stichprobe zu Beginn des Jahres 2017  
 Die Ratings der Agenturen Moody's und A.M. Best werden dabei auf die von Standard & Poor's und Fitch verwendete Ratingskala transformiert. Vgl. MUNICH RE (2023); POTTIER / SOMMER (1999), S. 630.



## 5.2 Überprüfung der Datenqualität

### 5.2.1 Überprüfung der statistischen Annahmen der Residuen des Regressionsmodells

Damit mit Hilfe einer OLS-Regression die besten, linearen und unverzerrten Parameterschätzer gewonnen werden können, müssen einige Annahmen erfüllt sein. So sollten die Störterme homoskedastisch, d. h. ihre Varianz konstant sein. Außerdem müssen die Störterme einen Mittelwert von Null aufweisen und dürfen nicht mit den erklärenden Variablen oder sich selbst korreliert sein.<sup>1031</sup>

Grundsätzlich kann Autokorrelation in jeder empirischen Untersuchung auftreten, in der die Reihenfolge der Beobachtungen eine Rolle spielt. Besonders verbreitet ist das Phänomen in Zeitreihen wie sie auch im Rahmen von Ereignisstudien Anwendung finden. Liegt Autokorrelation vor, hängt der Störterm einer Periode systematisch vom Wert der Störterme vergangener Perioden ab. Dies kann sowohl in einem korrekt spezifizierten Modell auftreten als auch seine Ursache in einer Fehlspezifikation des Regressionsmodells haben, wenn z. B. eigentlich aussagekräftige Variablen ausgelassen werden oder die angenommene funktionale Form falsch ist.<sup>1032</sup>

Autokorrelation verzerrt die Standardfehler, sodass die Hypothesentestung keine verlässlichen Ergebnisse liefert. Obwohl OLS in diesem Fall nicht mehr den Minimum-Varianz-Schätzer bestimmt, sind die Parameterschätzer grundsätzlich unverzerrt, d. h. ihre Verteilung ist immer noch um den „wahren“ Wert zentriert, aber mit einer höheren Varianz. Dadurch steigt die Wahrscheinlichkeit, dass die Parameterschätzer von den „wahren“ Parametern abweichen. Die Parameter sind ineffizient.<sup>1033</sup>

Eines der am häufigsten eingesetzten Testverfahren ist der Durbin-Watson-Test.<sup>1034</sup> Zur Berechnung der Teststatistik wird der Quotient aus der Summe der quadrierten Differenzen benachbarter Residuen zu den quadrierten Residuen gebildet. Durch die Betrachtung benachbarter Residuenpaare kann eine Autokorrelation erster Ordnung aufgedeckt werden.<sup>1035</sup> Die Teststatistik nimmt Werte zwischen 0 (positive Autokorrelation) und 4 (negative Autokorrelation) an. Die Autokorrelation wird um so geringer, je stärker sich der Wert der 2 annähert. Je nach Anzahl der Freiheitsgrade gibt es jedoch in den Bereichen kleiner und größer 2 Wertebereiche, die keine Entscheidung über die Autokorrelation zulassen.<sup>1036</sup>

Um diese Problematik zu umgehen und zusätzlich auch Autokorrelationen höherer Ordnung testen zu können, wird ergänzend der Breusch-Godfrey Lagrange-Multiplier-Test durchgeführt. Dieser Test ermittelt die Teststatistik durch eine Hilfsregression mit dem Störterm des ursprünglichen Modells als abhängiger Variable. Zusätzlich zu den ursprünglichen Variablen umfasst die Hilfsregression die zurückliegenden Residuen je nach unterstellter Ordnung des Prozesses der Autokorrelation. Aus dem resultierenden Bestimmtheitsmaß ergibt sich die  $\chi^2$ -verteilte Teststatistik. Überschreitet sie einen kritischen Wert, wird die Nullhypothese der Autokorrelationsfreiheit abgelehnt.<sup>1037</sup> Da der Durbin-Watson-Test bereits Autokorrelation erster Ordnung testet, werden mit dem Breusch-Godfrey-Test Autokorrelationen höherer Ordnung untersucht (3, 5 und 10 Handelstage). Tabelle 5.1 fasst die Ergebnisse zusammen.

<sup>1031</sup> Üblicherweise wird gefordert, dass die Regressoren keine Multikollinearität aufweisen. Da das Marktmodell jedoch nur einen Regressor verwendet, ist diese Annahme im vorliegenden Fall zu vernachlässigen.

<sup>1032</sup> Vgl. STUDENMUND / JOHNSON (2017), S. 291, 293, 296.

<sup>1033</sup> Vgl. AUER / ROTTMANN (2020), S. 546–547; STUDENMUND / JOHNSON (2017), S. 300–301.

<sup>1034</sup> Vgl. WIESINGER (2022), S. 156–158; AUER / ROTTMANN (2020), S. 550; RAU (2004), S. 145–146.

<sup>1035</sup> Vgl. DURBIN / WATSON (1951), S. 161.

<sup>1036</sup> Vgl. AUER / ROTTMANN (2020), S. 551; STUDENMUND / JOHNSON (2017), S. 303–304.

<sup>1037</sup> Vgl. AUER / ROTTMANN (2020), S. 552–553; BREUSCH (1978), S. 342–343; GODFREY (1978), S. 1294–1298.

## 5 Ergebnisse der empirischen Untersuchung

Tabelle 5.1: Ergebnisse des Durbin-Watson- und Breusch-Godfrey-Tests für 171 Marktmodell-Regressionen im Rahmen der SFCR-Ereignisstudie

Testverfahren	Signifikanzniveau	Anzahl der Beobachtungen, für die die Nullhypothese nicht abgelehnt werden kann	prozentualer Anteil der Beobachtungen, für die die Nullhypothese nicht abgelehnt werden kann
Durbin-Watson	1,00 %	150	87,72 %
	5,00 %	122	71,35 %
Breusch-Godfrey (Lag 3 Tage)	1,00 %	157	91,81 %
	5,00 %	148	86,55 %
	10,00 %	135	78,95 %
Breusch-Godfrey (Lag 5 Tage)	1,00 %	155	90,64 %
	5,00 %	141	82,46 %
	10,00 %	132	77,19 %
Breusch-Godfrey (Lag 10 Tage)	1,00 %	158	92,40 %
	5,00 %	150	87,72 %
	10,00 %	138	80,70 %

Für ca. 10 % der Marktmodell-Regressionen muss die Annahme der Autokorrelationsfreiheit der Residuen auf dem 1 %-Niveau abgelehnt werden. Wird dagegen ein Signifikanzniveau von 5 % betrachtet, kann der Durbin-Watson-Test die Nullhypothese nur für 71,35 % der Marktmodelle nicht ablehnen. Dabei scheint das Problem für kürzere Zeitfenster etwas stärker ausgeprägt zu sein, da für längere Time Lags die Fälle von Autokorrelation stets abnehmen. So kann der Breusch-Godfrey-Test in 91,81 % der Fälle die Nullhypothese eines Autokorrelationsprozesses dritter Ordnung auf einem Signifikanzniveau von 1 % nicht ablehnen, bei einem Signifikanzniveau von 10 % gilt dies immer noch für 78,95 % der Fälle. Es muss deshalb davon ausgegangen werden, dass die Parameter in ca. 10 % bis 30 % der Fälle zwar den korrekten Erwartungswert aufweisen, jedoch aufgrund der höheren Streuung die Wahrscheinlichkeit steigt, dass der Schätzparameter vom tatsächlichen Wert abweicht. Dennoch scheint für den Großteil der Stichprobe die Annahme der Korrelationsfreiheit der Residuen erfüllt zu sein.

Neben der Forderung der Korrelationsfreiheit der Residuen untereinander, müssen gemäß den klassischen Annahmen von OLS-Regressionen die Varianzen der Residuen konstant sein (Homoskedastizität). Liegt Heteroskedastizität vor, d. h. die Residuen weisen unterschiedliche Varianzen auf, sind die Parameterschätzer zwar unverzerrt, aber ineffizient. Wie im Fall von Autokorrelation ist die Signifikanztestung in diesem Fall aufgrund der im Durchschnitt erhöhten Standardfehler erschwert.<sup>1038</sup>

Die häufigsten Testverfahren für Heteroskedastizität sind der Breusch-Pagan- und der White-Test.<sup>1039</sup> Der Breusch-Pagan-Test verwendet die quadrierten Residuen als abhängige Variable in einer Regression der Variablen, die möglicherweise Heteroskedastizität verursachen. Die aus dieser Hilfsregression resultierenden Schätzparameter sollten unter der Nullhypothese der Homoskedastizität Null sein, sodass die Varianz der Residuen einer Konstante entspricht. Die  $\chi^2$ -verteilte Teststatistik lehnt die Nullhypothese der Homoskedastizität ab, wenn ein kritischer Wert überschritten wird und die Schätzparameter der

<sup>1038</sup>Vgl. HOFFMANN (2021), S. 165–166; AUER / ROTTMANN (2020), S. 523–525.

<sup>1039</sup>Vgl. STUDENMUND / JOHNSON (2017), S. 332.

Hilfsregression signifikant von Null verschieden sind. Da der Breusch-Pagan-Test durch die Auswahl der Variablen für die Hilfsregression bereits Vorannahmen trifft, kann seine Aussagekraft eingeschränkt sein.<sup>1040</sup> Diese Schwäche umgeht der White-Test, der ähnlich aufgebaut ist wie der Test von BREUSCH und PAGAN (1979), aber alle erklärenden Variablen, deren Quadrate sowie deren paarweise Produkte auf die quadrierten Residuen regressiert. Die Berechnung der Teststatistik erfolgt analog zum Breusch-Pagan-Test und kann die vielfältigsten Formen von Heteroskedastizität aufdecken.<sup>1041</sup>

Tabelle 5.2: Ergebnisse des Breusch-Pagan- und des White-Tests für 171 Marktmodell-Regressionen im Rahmen der SFCR-Ereignisstudie

Testverfahren	Signifikanzniveau	Anzahl der Beobachtungen, für die die Nullhypothese nicht abgelehnt werden kann	prozentualer Anteil der Beobachtungen, für die die Nullhypothese nicht abgelehnt werden kann
Breusch-Pagan	1,00 %	161	94,15 %
	5,00 %	147	85,96 %
	10,00 %	136	79,53 %
White	1,00 %	157	91,81 %
	5,00 %	143	83,63 %
	10,00 %	133	77,78 %

Die Ergebnisse in Tabelle 5.2 zeigen, dass der Breusch-Pagan-Test die Nullhypothese, dass die Residuen der Regressionen Homoskedastizität aufweisen, in ca. 6 % der Fälle auf dem 1 %-Signifikanzniveau ablehnt. Wird ein Signifikanzniveau von 5 % betrachtet, steigt dieser Wert auf ca. 14 % an. Diese Ergebnisse werden weitestgehend von dem etwas restriktiveren White-Test bestätigt, der auf dem 1 %-Signifikanzniveau für ca. 8 % der Marktmodell-Regressionen die Nullhypothese ablehnt und auf dem 5 %-Signifikanzniveau in 16,5 % der Fälle. Somit scheinen wie bei WIESINGER (2022) in dieser Stichprobe mehr Regressionen von Autokorrelation als von Heteroskedastizität betroffen zu sein.<sup>1042</sup> Dieses Ergebnis ist nicht überraschend, da Autokorrelation ein häufiges Phänomen bei Zeitreihendaten ist, während Heteroskedastizität häufiger für Querschnittsdaten zu beobachten ist als für Zeitreihen. Dennoch können die Residuen auch in Zeitreihen Heteroskedastizität zeigen, wenn große Veränderungsraten auftreten.<sup>1043</sup>

Zusammenfassend kann festgehalten werden, dass für den Großteil der Marktmodell-Regressionen die Annahmen der Korrelationsfreiheit der Residuen und der Homoskedastizität erfüllt sind.<sup>1044</sup> Um dennoch die Signifikanz der ermittelten Schätzparameter korrekt beurteilen zu können, werden für die Analysen im folgenden Kapitel die erhöhten Standardfehler durch das Newey-West-Verfahren korrigiert.

<sup>1040</sup>Vgl. AUER / ROTTMANN (2020), S. 528–530; STUDENMUND / JOHNSON (2017), S. 334–335; BREUSCH / PAGAN (1979), S. 1288.

<sup>1041</sup>Vgl. AUER / ROTTMANN (2020), S. 530–532; STUDENMUND / JOHNSON (2017), S. 336–337; WHITE (1980), S. 821–825.

<sup>1042</sup>Vgl. WIESINGER (2022), S. 158.

<sup>1043</sup>Vgl. HOFFMANN (2021), S. 166; AUER / ROTTMANN (2020), S. 523; STUDENMUND / JOHNSON (2017), S. 291, 327.

<sup>1044</sup>Die Marktmodell-Regressionen im Rahmen der Ereignisstudien zu Finanzberichten und Ratings weisen ähnliche Werte zur Autokorrelation und Homoskedastizität der Residuen auf, sodass dieselbe Schlussfolgerung resultiert.

### 5.2.2 Untersuchung der Güte der Marktmodell-Regressionen

Wichtigste Voraussetzung für den Einsatz einer linearen OLS-Regression ist, dass der zugrundeliegende Zusammenhang auch tatsächlich linear und das Modell korrekt spezifiziert ist.<sup>1045</sup> Um Spezifikationsfehler der OLS-Regression zu vermeiden, müssen somit die richtigen unabhängigen Parameter ausgewählt und die korrekte funktionale Form festgelegt werden. So führt beispielsweise die Nichtbeachtung einer erklärenden Variable zu verzerrten Regressionsschätzern. Beim Marktmodell wird als unabhängiger Parameter die Rendite eines Index verwendet und mittels einer OLS-Regression das lineare Modell geschätzt.<sup>1046</sup> Wie in Abschnitt 5.2.1 gezeigt, verletzen die Residuen in einigen Fällen die Annahmen der Korrelationsfreiheit und der Homoskedastizität, sodass die daraus resultierenden Standardfehler verzerrt sind. Aus diesem Grund werden für die folgenden Analysen die Standardfehler nach dem Newey-West-Verfahren korrigiert, das Autokorrelationen beliebiger Ordnung berücksichtigt.<sup>1047</sup>

Das einfachste und am häufigsten eingesetzte Kriterium zur Beurteilung der Erklärungskraft eines Modells ist das Bestimmtheitsmaß  $R^2$ . Es entspricht dem Quotienten aus erklärter Varianz und Gesamtvarianz und nimmt Werte zwischen 0 und 1 an. Je größer  $R^2$ , desto besser ist die Regressionsgerade an die Daten angepasst. Jedoch existieren keine Richtwerte, wie hoch das  $R^2$  sein muss, damit das Regressionsmodell zufriedenstellend ist.<sup>1048</sup> Die Marktmodell-Regressionen erklären im Durchschnitt ca. 30,5 % Gesamtvariation (siehe Tabelle 5.3). Da Mittelwert und Median nah beieinander liegen, gibt es nur wenige Ausreißer. Dennoch ist der Anteil der erklärten Varianz relativ niedrig, sodass die Aktienrenditen eher durch idiosynkratische Komponenten als durch systematische Faktoren erklärt werden. Dies ist ein Hinweis darauf, dass das Marktmodell besser als renditegenerierendes Modell geeignet ist als es das marktbereinigte Modell wäre, das eine parallele Entwicklung von Aktien- und Marktrendite annimmt (siehe Abschnitt 4.4.1). Die Ergebnisse ähneln dabei denjenigen von WIESINGER (2022).<sup>1049</sup>

Tabelle 5.3: F-Statistik und  $R^2$ -Gütemaß für 171 Marktmodell-Regressionen im Rahmen der SFCR-Ereignisstudie

Kriterium	Mittelwert	Median	Minimum	Maximum	$p < 0,1$	$p < 0,05$	$p < 0,01$
$R^2$	0,3044	0,2817	0	0,8272			
F-Statistik	55,97	32,96	0	524,68	92,98 %	90,06 %	86,55 %

Obwohl  $R^2$  die Erklärungskraft des Modells misst, stellt es keinen formalen Hypothesentest mit festen Annahme- und Ablehnungskriterien dar, sodass für die abschließende Beurteilung Richtwerte fehlen. Deshalb wird im Folgenden der F-Test zur Einschätzung der Validität des Gesamtmodells herangezogen, der auch als Signifikanztest für  $R^2$  angesehen werden kann. Der F-Test untersucht die Nullhypothese, dass alle Regressionskoeffizienten den Wert Null annehmen. Übersteigt der Wert der F-Statistik eine kritische Schwelle, wird die Nullhypothese abgelehnt und das Regressionsmodell besitzt eine statistisch

<sup>1045</sup>Vgl. HOFFMANN (2021), S. 539; STUDENMUND / JOHNSON (2017), S. 111.

<sup>1046</sup>Vgl. STUDENMUND / JOHNSON (2017), S. 175, 177–178; CAMPBELL et al. (1997), S. 155; RAMSEY (1969), S. 352–353.

<sup>1047</sup>Vgl. AUER / ROTTMANN (2020), S. 558; STUDENMUND / JOHNSON (2017), S. 313–314, 339; NEWEY / WEST (1987), S. 703–708.

<sup>1048</sup>Vgl. AUER / ROTTMANN (2020), S. 429–430; STUDENMUND / JOHNSON (2017), S. 68. Die Hinzunahme weiterer exogener Variablen führt nie zu einem niedrigeren  $R^2$ , auch wenn es dafür keine ökonomische Erklärung gibt. Um diesen Umstand zu beseitigen, bereinigt das adjustierte  $R^2$  das  $R^2$  um die entsprechenden Freiheitsgrade der Regressionsgleichung. Dies ist in der vorliegenden Untersuchung nicht nötig, da das verwendete Marktmodell nur eine einzelne unabhängige Variable berücksichtigt. Vgl. AUER / ROTTMANN (2020), S. 432–433; STUDENMUND / JOHNSON (2017), S. 70–72.

<sup>1049</sup>Vgl. WIESINGER (2022), S. 159–160.

signifikante Aussagekraft für die zugrundeliegenden Daten.<sup>1050</sup> In Tabelle 5.3 kann für ca. 93 % der Regressionsmodelle die Nullhypothese auf dem 10 %-Niveau abgelehnt werden, auf dem 1 %-Niveau gilt dies immerhin noch für ca. 87 % der Modelle. Entgegen der Vermutung, die die Betrachtung von  $R^2$  als Gütemaß der Regression hervorruft, dass der Erklärungsgehalt der Regressionsmodelle eher niedrig ist, zeigt der F-Test eine sehr hohe Ergebnislage der erzeugten Modelle.

Neben  $R^2$  ist der Regression Specification Error Test (RESET) von RAMSEY (1969) das am häufigsten eingesetzte Verfahren zur Überprüfung der Spezifikation. Er bestimmt die Wahrscheinlichkeit eines Spezifikationsfehlers, indem er dem gegebenen linearen Zusammenhang den quadrierten, kubischen, etc. Regressanden als weitere unabhängige Variablen hinzufügt. Sind die zusätzlichen Schätzparameter gemeinsam signifikant verschieden von Null, wird die Nullhypothese, dass kein Spezifikationsfehler vorliegt, abgelehnt. Die Hinzunahme der Variablen führt dann zu einer signifikanten Verbesserung des Erklärungsgehalts der Regression. Allerdings liefert dieses Verfahren keine Hinweise darauf, welche Form der Fehlspezifikation vorliegt: Es können sowohl die Annahme eines linearen Zusammenhangs als funktionale Form nicht angemessen und/oder erklärende Variablen übersehen worden sein.<sup>1051</sup>

Tabelle 5.4: Ergebnis des quadratischen RESET-Verfahrens von RAMSEY (1969) für 171 Marktmodell-Regressionen im Rahmen der SFCR-Ereignisstudie

Signifikanzniveau	Anzahl der Beobachtungen, für die die Nullhypothese nicht abgelehnt werden kann	prozentualer Anteil der Beobachtungen, für die die Nullhypothese nicht abgelehnt werden kann
1,00 %	156	91,23 %
5,00 %	136	79,53 %
10,00 %	130	76,02 %

Auf einem Signifikanzniveau von 1 % wird in Tabelle 5.4 die Nullhypothese, dass keine Fehlspezifikation vorliegt, lediglich für ca. 9 % der Marktmodell-Regressionen abgelehnt, sodass der Großteil eine gute Spezifikation aufweist. Für die weiteren Signifikanzniveaus steigt der Anteil jedoch auf ca. 20,5 % bzw. 24 % der Fälle. Damit ist die im Rahmen dieser Arbeit erzielte Güte der Marktmodell-Regressionen deutlich niedriger als in den Arbeiten von WIESINGER (2022) oder NIX (2007).<sup>1052</sup> Diese Arbeiten untersuchen jedoch andere Sektoren des europäischen bzw. deutschen Aktienmarkts,<sup>1053</sup> sodass die vorliegenden Fehlspezifikationen auf Besonderheiten des Versicherungssektors zurückzuführen sein könnten. Allerdings ist das von HOLLER (2012) beobachtete Phänomen, dass im Rahmen von Ereignisstudien häufig keine explorative Datenanalyse vorgenommen wird,<sup>1054</sup> auch auf die in der Versicherungswirtschaft durchgeführten Ereignisstudien zutreffend, sodass keine Vergleichsdaten für die hier betrachtete Grundgesamtheit vorliegen. Da über 75 % der Modelle keine Fehlspezifikation aufweisen, wird deshalb davon ausgegangen, dass der verwendete Index und die Annahme eines linearen Funktionszusammenhangs für den Großteil der Stichprobe geeignet sind, um den Zusammenhang zwischen den endogenen und exogenen Variablen abzubilden.<sup>1055</sup>

<sup>1050</sup>Vgl. AUER / ROTTMANN (2020), S. 467–469; STUDENMUND / JOHNSON (2017), S. 162–163.

<sup>1051</sup>Vgl. HOFFMANN (2021), S. 254–256; STUDENMUND / JOHNSON (2017), S. 203–204; RAMSEY (1969), S. 362.

<sup>1052</sup>Vgl. WIESINGER (2022), S. 154; NIX (2007), S. 364.

<sup>1053</sup>Vgl. WIESINGER (2022), S. 187–188; NIX (2007), S. 307.

<sup>1054</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 46.

<sup>1055</sup>Die Verwendung anderer Indizes als Marktportfolio führt zu keiner deutlichen Verbesserung der Ergebnisse.

Tabelle 5.5: Analyse der Parameter der 171 Marktmodell-Regressionen im Rahmen der SFCR-Ereignisstudie

Parameter	Mittelwert	Median	Minimum	Maximum	p < 0,1	p < 0,05	p < 0,01
$\hat{\alpha}$	0,0000	0,0000	-0,0038	0,006	7,02 %	2,92 %	0,00 %
$\hat{\beta}$	0,8123	0,807	-0,1949	1,843	92,98 %	90,06 %	86,55 %

Diese Spezifikationsergebnisse spiegeln sich auch in den Regressionskoeffizienten wider: In Tabelle 5.5 ist  $\hat{\alpha}$  im Durchschnitt Null und weicht nur in wenigen Fällen signifikant von Null ab. Dagegen beträgt der Mittelwert der  $\hat{\beta}$ -Koeffizienten 0,81 und ca. 93 % sind auf dem 10 %-Signifikanzniveau signifikant verschieden von Null. Auf dem 1 %-Niveau gilt dies noch für 86,55 % der Regressionen.<sup>1056</sup> Da die  $\alpha$ -Schätzer im Durchschnitt Null sind, spräche dies dafür, statt des Marktmodells ein marktbereinigtes Modell zu verwenden, das weniger Schätzaufwand verursacht. Jedoch zeigen die  $\beta$ -Schätzer mit einem durchschnittlichen Wert von 0,81, dass sich die Kursrenditen nicht exakt parallel zu dem Marktindex bewegen. Deshalb würde der Einsatz des marktbereinigten Modells zu fehlerhaften Renditeschätzungen führen, sodass das Marktmodell trotz dieses empirischen Befundes weiterhin als renditegenerierendes Modell beibehalten wird, wie es auch die Analyse des  $R^2$  nahelegt (siehe oben).<sup>1057</sup>

### 5.2.3 Prüfung der Normalverteilungsannahme der abnormalen Renditen

Während für die finale Auswertung der abnormalen Renditen vor allem die Mittelwerte, Mediane und Summen über mehrere Handelstage in bestimmten Zeitintervallen im Fokus stehen, müssen für die Beurteilung der Aussagekraft dieser Ergebnisse Signifikanztests durchgeführt werden. Für die Auswahl der Teststatistik ist ein entscheidender Faktor die den abnormalen Renditen zugrundeliegende Verteilung, da parametrische Testverfahren nur eingesetzt werden sollten, wenn die Überrenditen normalverteilt sind (siehe Abschnitt 4.7.2).<sup>1058</sup> Deshalb erfolgt nun die Überprüfung der Normalverteilungsannahme der abnormalen Renditen. Zu den wohl gebräuchlichsten Methoden gehören neben visuellen Verfahren wie Quantil-Quantil-Diagrammen (QQ-Plots) statistische Signifikanztests wie z. B. der  $\chi^2$ -Test, der Kolmogorov-Smirnov-Test und der Shapiro-Wilk-Test. In empirischen Untersuchungen ist der Shapiro-Wilk-Test sehr gut spezifiziert und weist für stetige Verteilungen eine sehr hohe Trennschärfe auf, sodass im Folgenden neben einem QQ-Plot auf dieses Testverfahren zurückgegriffen wird.<sup>1059</sup>

Ein QQ-Plot stellt die Quantile der geordneten beobachteten Überrenditen den theoretischen auf einer Normalverteilung basierenden Quantilen gegenüber. Je näher die Punkte an der Winkelhalbierenden liegen, desto eher folgen die abnormalen Renditen einer Normalverteilung.<sup>1060</sup> In Abbildung 5.5 können nahe des Erwartungswerts nur geringe Abweichungen von der Winkelhalbierenden festgestellt

<sup>1056</sup>Diese Signifikanztests basieren auf einem t-Test, der die Parameter mit ihrem (korrigierten) Standardfehler normiert. Überschreitet die Teststatistik das vorgegebene Signifikanzniveau für  $N - 2$  Freiheitsgrade, wird die Nullhypothese, dass kein statistisch signifikanter Zusammenhang besteht, abgelehnt. Vgl. AUER / ROTTMANN (2020), S. 459–460.

<sup>1057</sup>Die Marktmodell-Regressionen im Rahmen der Ereignisstudien zu Finanzberichten und Ratings weisen ähnliche Werte für  $R^2$ , die F-Statistik, den RESET-Test und die Modell-Parameter auf, sodass dieselben Schlussfolgerungen resultieren.

<sup>1058</sup>Vgl. KOLARI / PYNÖNEN (2010), S. 4018; SERRA (2002), S. 4.

<sup>1059</sup>Vgl. OGUNLEYE et al. (2018), S. 130.

<sup>1060</sup>Vgl. AUER / ROTTMANN (2020), S. 476.

werden. Jedoch nehmen die Abweichungen von der hypothetischen Normalverteilung in den Randbereichen deutlich zu. Dies deutet auf eine leptokurtische Verteilung der abnormalen Renditen mit fetten Verteilungsenden hin.

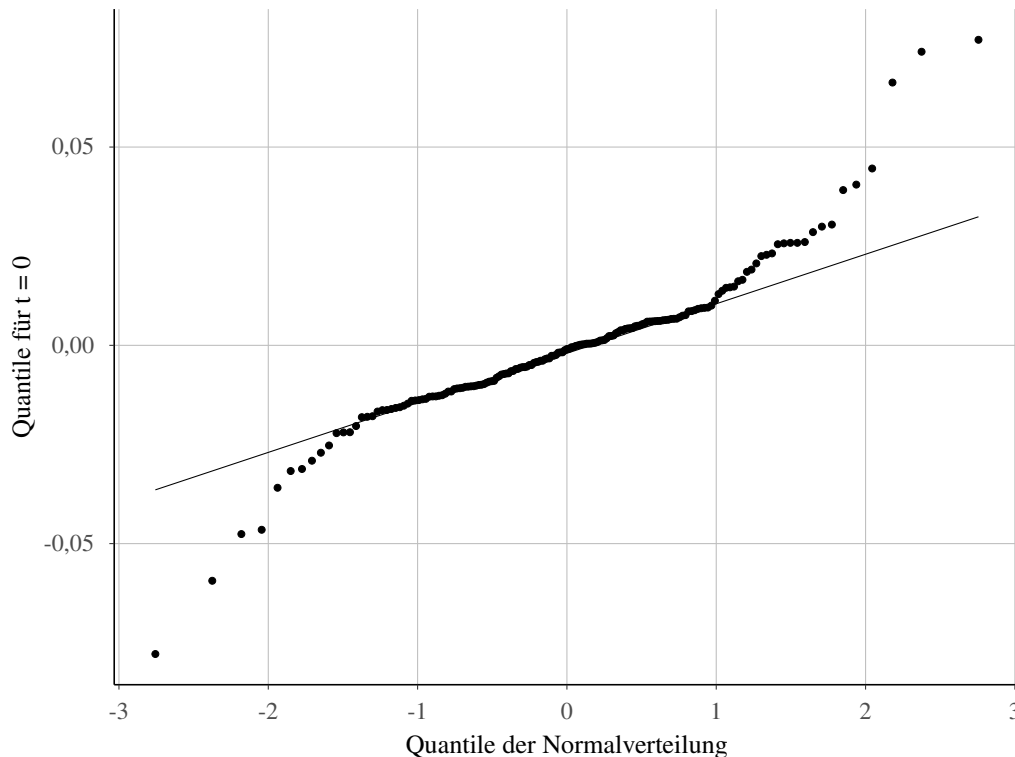


Abbildung 5.5: Ergebnisse des QQ-Plots der abnormalen Renditen am Ereignistag

Diesen Befund bestätigt auch der Shapiro-Wilk-Test. Zur Berechnung der Teststatistik wird der Quotient aus der theoretisch zu erwartenden Varianz (entspricht der quadrierten Steigung der Regressionsgeraden bzw. der Winkelhalbierenden des QQ-Plots) und der tatsächlich beobachteten Varianz der Stichprobe bestimmt. Die Nullhypothese, dass die abnormalen Renditen normalverteilt sind, wird verworfen, wenn die Teststatistik den für das Signifikanzniveau resultierenden kritischen Wert unterschreitet.<sup>1061</sup> Mit einem p-Wert von 0,0000 wird die Nullhypothese einer Normalverteilung für die vorliegenden abnormalen Renditen hoch signifikant abgelehnt. Dies gilt sowohl für die Betrachtung eines einzelnen Ereignistags als auch des vollständigen Ereignisfensters.<sup>1062</sup> Die Verwendung stetiger Renditen kann somit wohl eine Normalverteilung begünstigen, jedoch nicht zwingend herbeiführen.<sup>1063</sup>

<sup>1061</sup>Vgl. SHAPIRO / WILK (1965), S. 591–593.

<sup>1062</sup>Für die Beurteilung des gesamten Ereignisfensters wird der Kolmogorov-Smirnov-Test herangezogen, da die Statistik-Software R den Shapiro-Wilk-Test nur für maximal 5.000 Beobachtungen durchführen kann. Vgl. STACK EXCHANGE (2014).

<sup>1063</sup>Vgl. Abschnitt 4.5. Diese Ergebnisse stimmen zwar mit früheren Befunden über Renditen überein, die eine leptokurtische Verteilung mit fetten Verteilungsenden aufweisen. Vgl. z. B. KOLARI / PYNÖNEN (2010), S. 4017; COWAN (1992), S. 348; JAIN (1986), S. 87–88; BROWN / WARNER (1985), S. 4, 10; FAMA (1965), S. 48, 89. Allerdings stellen BERRY et al. (1990), JAIN (1986) und BROWN und WARNER (1985) fest, dass abnormale Renditen eher einer Normalverteilung folgen sollten. Vgl. BERRY et al. (1990), S. 71, 75; JAIN (1986), S. 87–88; BROWN / WARNER (1985), S. 10, 25, und auch Abschnitt 4.5.1. In Fachkreisen werden auch Bedenken gegenüber einer Signifikanztestung der Normalverteilungsannahme in großen Datensätzen geäußert, da bei den üblichen Testverfahren mit zunehmendem Stichprobenumfang selbst kleinste Abweichungen von der Normalverteilung zu einer Ablehnung der Nullhypothese führen. Vgl. STACK EXCHANGE (2010).

## 5 Ergebnisse der empirischen Untersuchung

Aufgrund dieser Befunde dürften in der folgenden Untersuchung keine parametrischen Testverfahren eingesetzt werden (siehe Abschnitte 4.7.1 und 4.7.2). Häufig wenden Ereignisstudien jedoch nur parametrische Tests an, da für große Stichprobengrößen ( $N \geq 30$ ) angenommen wird, dass die Teststatistik asymptotisch normalverteilt ist.<sup>1064</sup> Obwohl tägliche (abnormale) Renditen häufig nicht normalverteilt sind, zeigen BROWN und WARNER (1985), dass AAR ab einer Stichprobengröße von  $N \geq 50$  annähernd normalverteilt sind.<sup>1065</sup> Da in einigen Teiluntersuchungen der Stichprobenumfang zu gering ist, um approximativ normalverteilt zu sein,<sup>1066</sup> empfehlen CAMPBELL et al. (1997), die Schlussfolgerungen, die mit Hilfe eines parametrischen Tests gezogen werden, durch einen nicht-parametrischen Test auf ihre Robustheit hin zu überprüfen.<sup>1067</sup> Deshalb wird in den folgenden Ausführungen die Beurteilung eines parametrischen Testverfahrens durch nicht-parametrische Tests ergänzt, wobei im Falle zu kleiner Teilstichproben nur die Ergebnisse der nicht-parametrischen Tests berücksichtigt werden.

Die Analyse der Reaktionen der Aktionäre auf verschiedene Berichtsformen beginnt mit der Betrachtung der vollständigen Stichprobe der SFCRs ohne Fallunterscheidung. Die zugehörigen Dreiecksmatrizen finden sich im folgenden Abschnitt bzw. in Anhang B.1.

### 5.3 Ereignisstudie zur Veröffentlichung der Solvency and Financial Condition Reports

#### 5.3.1 Ergebnisse für Solvency and Financial Condition Reports ohne Fallunterscheidung

Zu Beginn der Analyse möglicher Kapitalmarktreaktionen auf die Veröffentlichung der SFCRs wird die gesamte Stichprobe betrachtet. Neben den Mittelwerten der (C)AAR werden in Klammern auch die zugehörigen Mediane berichtet. In Abbildung 5.6 ist über den gesamten Beobachtungszeitraum keine abnormale Veränderung der Aktienkurse sichtbar, da die ab dem Ereignistag  $t = 0$  kumulierten durchschnittlichen abnormalen Renditen in Teilabbildung 5.6(b) nahe der Nulllinie liegen. Tabelle 5.6 bestätigt diese Beobachtungen und zeigt keine signifikante CAAR ab dem Ereignistag, da die AAR nahezu täglich das Vorzeichen wechseln und sich kein stabiler Trend herausbildet. Am Ereignistag  $t = 0$  beträgt die leicht negative AAR  $-0,066\%$  ( $-0,093\%$ ), ist aber nicht signifikant. Die abnormalen Renditen am Tag vor bzw. nach dem Ereignis betragen  $0,086\%$  ( $0,022\%$ ) bzw.  $0,045\%$  ( $-0,015\%$ ), sodass die abnormalen Renditen insgesamt nur schwach ausgeprägt sind. Erst gegen Ende der dritten Woche kann für den 14. Handelstag eine mindestens auf dem 5 %-Niveau signifikante AAR in Höhe von  $0,307\%$  ( $0,163\%$ ) beobachtet werden, wodurch auch die CAAR in den umliegenden Zeitintervallen (vor allem [14;15]) signifikant werden. Dies würde darauf hindeuten, dass Aktionäre mehrere Wochen benötigen, die Informationen aus den SFCRs auszuwerten und darauf zu reagieren. Allerdings dauert dieser Effekt nicht an und ist aufgrund der langen Zeitspanne nur schwer mit der Veröffentlichung der SFCRs in Verbindung zu bringen, da weder davor noch danach signifikante (C)AAR beobachtet werden können. Investoren würden in diesem Fall nicht auf die Veröffentlichung der SFCRs reagieren. Es gibt jedoch weitere Erklärungen für dieses Ergebnis, die eine grundsätzliche Reaktion der Aktionäre nicht ausschließen, und im Folgenden erläutert werden.

<sup>1064</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 99–100; LEHN / WEGMANN (2004), S. 91–92.

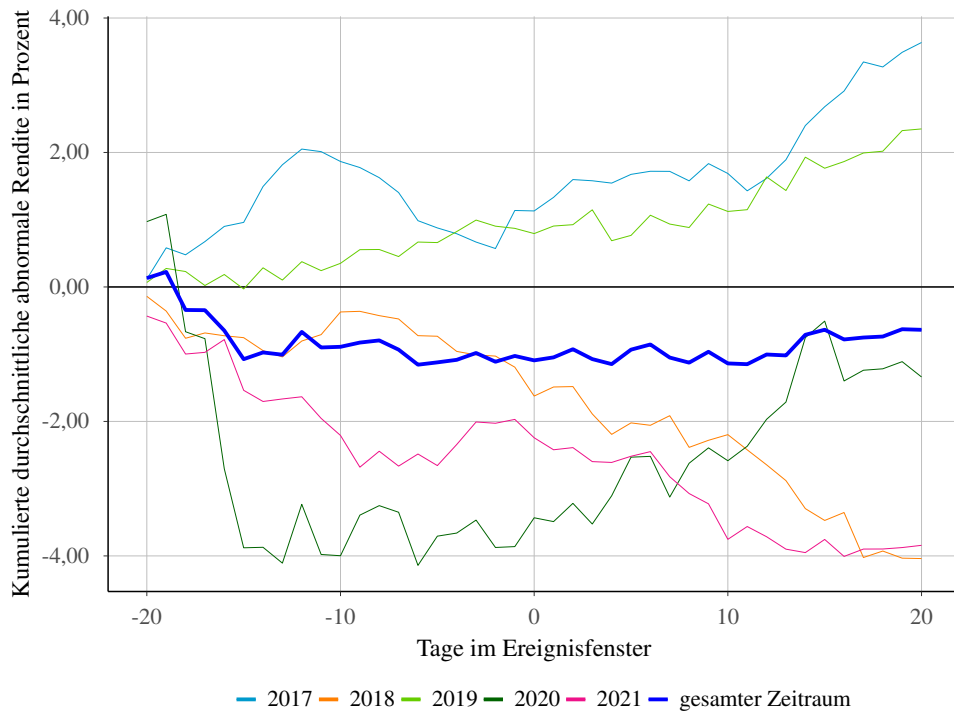
<sup>1065</sup>Vgl. BROWN / WARNER (1985), S. 10.

<sup>1066</sup>Dies trifft auf die Stichproben der Ratingherabstufungen ( $N = 8$ ) und -heraufstufungen ( $N = 26$ ) zu.

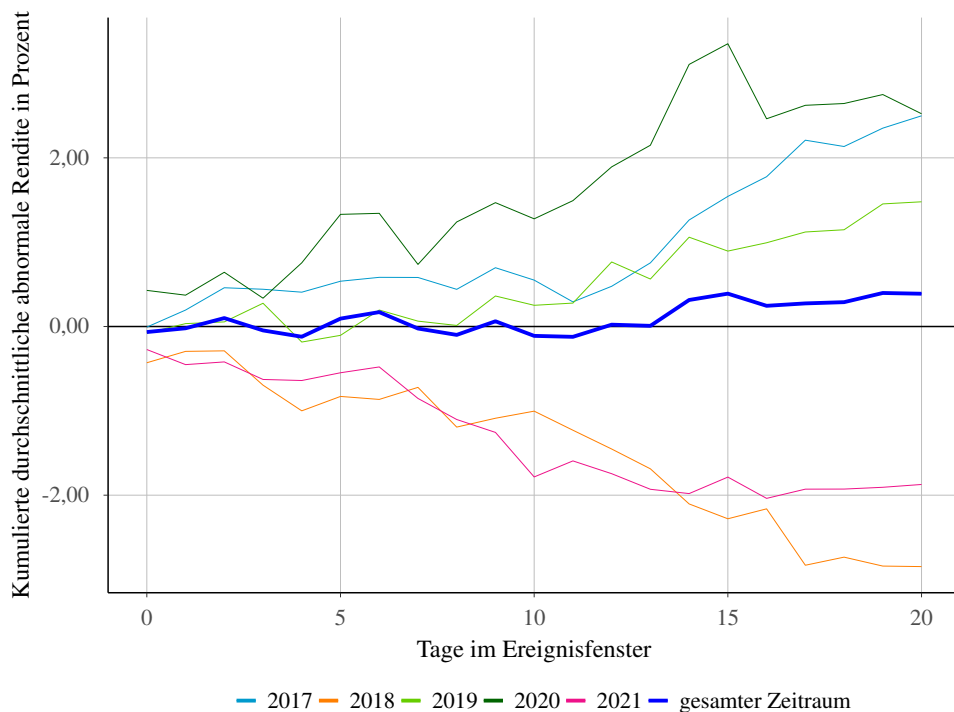
<sup>1067</sup>Vgl. CAMPBELL et al. (1997), S. 173.



### 5.3 Ereignisstudie zur Veröffentlichung der Solvency and Financial Condition Reports



(a) Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite im gesamten Ereignisfenster



(b) Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite nach der Veröffentlichung der SFCR

Abbildung 5.6: Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite für alle SFCRs

Tabelle 5.6: CAAR (Mittelwert) in Prozent um die Veröffentlichung von SFCRs und Ergebnisse der Signifikanztests über den gesamten Beobachtungszeitraum

t-Test nach BMP(adj): \*/\*\*/\*\*\*; GRANK-Test: o/oo/ooo bei einem Signifikanzniveau von 10%/5%/1%

	Ende des Betrachtungszeitraums im Ereignisfenster																		
	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
Beginn des Betrachtungszeitraums im Ereignisfenster	-0,187	-0,317	-0,231	-0,297	-0,252	-0,131	-0,278	-0,352	-0,137	-0,060	-0,255	-0,330	-0,169	-0,342	-0,353	-0,209	-0,223	0,084	0,159
	-0,050	-0,180	-0,094	-0,160	-0,115	0,006	-0,140	-0,215	0,000	0,077	-0,118	-0,193	-0,032	-0,205	-0,216	-0,072	-0,086	0,221	0,296
	0,174	0,044	0,130	0,064	0,109	0,230	0,083	0,009	0,223	0,301	0,106	0,031	0,192	0,019	0,007	0,152	0,138	0,444	0,520
	0,140	0,009	0,095	0,030	0,074	0,195	0,049	-0,026	0,189	0,266	0,072	-0,004	0,158	-0,016	-0,027	0,117	0,103	0,410	0,485
	0,102	-0,028	0,058	-0,008	0,037	0,158	0,011	-0,063	0,151	0,228	0,034	-0,041	0,120	-0,053	-0,065	0,079	0,066	0,372	0,448
	-0,130	-0,044	-0,110	-0,110	-0,065	0,056	-0,091	-0,165	0,049	0,126	-0,068	-0,144	0,018	-0,155	-0,167	-0,023	-0,036	0,270	0,345
	0,086	0,020	0,065	0,186	0,065	0,186	0,040	-0,035	0,180	0,257	0,062	-0,013	0,148	-0,025	-0,036	0,108	0,094	0,401	0,476
	-0,066	-0,021	0,100	-0,046	-0,121	0,094	0,171	-0,024	-0,099	0,062	-0,111	-0,122	0,022	0,022	0,022	0,008	0,315	0,390	
	0,045	0,166 <sub>o</sub>	0,019	-0,055	0,159	0,236	0,042	-0,034	0,128	0,128	0,045	-0,057	0,087	-0,045	-0,057	0,087	0,074	0,380	0,455
	0,121 <sub>o</sub>	0,121 <sub>o</sub>	-0,025	-0,100	0,115	0,192	-0,003	-0,078	0,083	0,083	-0,090	-0,101	0,043	-0,090	-0,101	0,043	0,029	0,336	0,411
			-0,147	-0,221	-0,006	0,071	-0,124	-0,199	-0,038	-0,211	-0,222	-0,078	-0,078	-0,211	-0,222	-0,078	-0,092	0,215	0,290
				-0,075	0,140	0,217	0,023	-0,053	0,109	-0,065	-0,076	0,068	0,054	-0,065	-0,076	0,068	0,054	0,361	0,436
					0,215	0,292	0,097	0,022	0,183	0,010	-0,001	0,143	0,129	0,010	-0,001	0,143	0,129	0,436	0,511
						0,077	-0,118	-0,193	-0,032	-0,205	-0,216	-0,072	-0,086	-0,205	-0,216	-0,072	-0,086	0,221	0,296
							-0,195	-0,270	-0,109	-0,282	-0,293	-0,149	-0,163	-0,282	-0,293	-0,149	-0,163	0,144	0,219
								-0,075	0,086	0,087	-0,087	0,046	0,032	-0,087	-0,098	0,046	0,032	0,338	0,414
									0,161	-0,012	-0,023	0,121	0,107	-0,012	-0,023	0,121	0,107	0,414	0,489
										-0,173	-0,184	-0,040	-0,054	-0,173	-0,184	-0,040	-0,054	0,253	0,328
											-0,011	0,133	0,119		-0,011	0,133	0,119	0,426*	0,501*
											0,144	0,130	0,437**	0,144	0,144	0,130	0,437**	0,512**	0,512**
													-0,014			-0,014		0,295*	0,368*
																		0,307*** <sub>oo</sub>	0,382** <sub>oo</sub>
																			0,075

5.3 Ereignisstudie zur Veröffentlichung der Solvency and Financial Condition Reports

Tabelle 5.7: CAAR (Mittelwert) in Prozent vor der Veröffentlichung von SFCRs und Ergebnisse der Signifikanztests über den gesamten Beobachtungszeitraum

t-Test nach BMP(adj): \*/\*\*/\*\*\*; GRANK-Test: o/oo/ooo bei einem Signifikanzniveau von 10%/5%/1%

	-18	-17	-16	-15	-14	-13	-12	-11	-7	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	
	Ende des Betrachtungszeitraums im Ereignisfenster																
·																	
-20	-0,342	-0,345	-0,648*	-1,074**	-0,974*	-1,008*	-0,668	-0,900	...	-0,932	-1,156*	-1,122*	-1,084*	-0,982*	-1,112*	-1,026	-1,092*
-19	-0,474**	-0,477**	-0,780**	-1,205***	-1,106**	-1,139**	-0,800	-1,032	...	-1,064*	-1,288**	-1,253**	-1,216**	-1,114**	-1,244**	-1,158*	-1,224**
-18	-0,566***	-0,569***	-0,872***	-1,297***	-1,198**	-1,231**	-0,892*	-1,124*	...	-1,156**	-1,380**	-1,345**	-1,308**	-1,206**	-1,336**	-1,250*	-1,316**
-17		-0,003	-0,306	-0,731*	-0,632	-0,665	-0,326	-0,558	...	-0,590	-0,814	-0,779	-0,742	-0,640	-0,770	-0,684	-0,750
-16			-0,303	-0,728**	-0,628	-0,662	-0,323	-0,555	...	-0,587	-0,811	-0,776	-0,739	-0,637	-0,767	-0,681	-0,746
-15				-0,425	-0,326	-0,359	-0,020	-0,252	...	-0,284	-0,508	-0,473	-0,436	-0,334	-0,464	-0,378	-0,444
-14					0,100	0,066	0,405	0,174	...	0,141	-0,082	-0,048	-0,010	0,092	-0,039	0,047	-0,018
-13						-0,034	0,306%	0,074	...	0,042	-0,182	-0,148	-0,110	-0,008	-0,138	-0,052	-0,118
-12							0,339***	0,108	...	0,075	-0,148	-0,114	-0,076	0,026	-0,105	-0,019	-0,084
-11								-0,232	...	-0,264	-0,488	-0,453	-0,416 <sub>o</sub>	-0,314	-0,444	-0,358	-0,424
-10									...	-0,032	-0,256	-0,222	-0,184	-0,082	-0,212	-0,126	-0,192
-9										-0,042	-0,266	-0,232	-0,194	-0,092	-0,222	-0,136	-0,202
-8										-0,105	-0,329**	-0,295*	-0,257*	-0,155	-0,285	-0,199	-0,265
-7										-0,137*	-0,361**	-0,327**	-0,289*	-0,187	-0,317	-0,231	-0,297
-6											-0,224*	-0,189	-0,152	-0,050	-0,180	-0,094	-0,160
-5											0,034	0,072	0,174	0,174	0,044	0,130	0,064
-4												0,038	0,140	0,009	0,095	0,030	
-3													0,102		-0,028	0,058	-0,008
-2														-0,130	-0,044	-0,110	
-1														0,086	0,086	0,020	
0																	-0,066

Beginn des Betrachtungszeitraums im Ereignisfenster

## 5 Ergebnisse der empirischen Untersuchung

Aufgrund des Untersuchungsdesigns ist es möglich, dass die Aktionäre nicht zum Zeitpunkt der Veröffentlichung über das Erscheinen der SFCRs informiert sind, sondern sich erst später Zugang zu den Berichten verschaffen. Es wäre beispielsweise denkbar, dass Investoren erst am Ende der Veröffentlichungsfrist die Internetseiten der Versicherer aufsuchen, um die Berichte zu sichten. In diesem Fall würde eine mögliche Reaktion durch das Untersuchungsdesign nicht erfasst. Eine andere Ursache könnte sein, dass in diesem Teil der Untersuchung noch nicht zwischen positiven und negativen Nachrichten unterschieden wird (siehe hierzu Abschnitte 5.3.2 und 5.3.3), sodass sich positive und negative Reaktionen ausgleichen.<sup>1068</sup> Jedoch offenbart Teilabbildung 5.6(b) noch eine weitere Erklärung: Die abnormalen Renditen entwickeln sich abhängig vom betrachteten Jahr in unterschiedliche Richtungen. Während die CAAR in den Jahren 2017, 2019 und 2020 bis auf ca. 2 % ansteigen, fallen die CAAR in den Jahren 2018 und 2021. Abgesehen vom volatilen Verlauf des Jahres 2020 erfolgt der Anstieg/Rückgang der abnormalen Renditen in allen anderen Jahren relativ gleichmäßig über die betrachteten vier Wochen hinweg.

Dies zeigt bereits eine Schwäche von Ereignisstudien: Im Normalfall werden die abnormalen Renditen des gesamten Beobachtungszeitraums aggregiert betrachtet, sodass unterschiedliche Reaktionen in einzelnen Jahren nicht aufgedeckt werden können. Allerdings deuten uneinheitliche Reaktionen auf einen zusätzlichen, nicht berücksichtigten Einflussfaktor hin.<sup>1069</sup>

Wird die Analyse auf den Zeitraum vor der Veröffentlichung der SFCRs ausgedehnt (siehe Teilabbildung 5.6(a)), kommt es zu einigen überraschenden Veränderungen. So zeigt Tabelle 5.7 im Vorfeld weit vor der Veröffentlichung signifikante (C)AAR zum Zeitpunkt  $t = -18$  und in zahlreichen darauf folgenden Zeitfenstern bis  $[-18; -4]$ . Wird nur der parametrische Signifikanztest berücksichtigt, reichen die signifikanten CAAR sogar bis  $t = 0$ . Weitere signifikante (C)AAR finden sich vereinzelt über den gesamten Zeitraum verteilt, z. B.  $AAR_{-12} = 0,339\%$  (0,247%). Ob dies einen Antizipationseffekt darstellt, ist aufgrund der punktuellen Befunde jedoch fraglich. Zudem werden Solvenzquoten regelmäßig auch in anderen Pressemitteilungen und Zwischen-/Geschäftsberichten veröffentlicht,<sup>1070</sup> sodass die Reaktionen auch auf eine Kontamination des Ereignisfensters zurückzuführen sein könnten.

Wären die „üblichen“ Zeitintervalle innerhalb des Ereignisfensters betrachtet worden, wären der negative Antizipationseffekt im Zeitfenster  $[-18; -4]$  und der positive Ankündigungseffekt im Intervall  $[14; 15]$  wahrscheinlich nicht entdeckt worden, da weder  $t = -18$  noch  $t = 14$  den häufig untersuchten Zeitintervallen angehören. Die vereinzelt auftretenden teilweise hoch signifikanten (C)AAR bergen jedoch ein Risiko für Fehlinterpretationen. Treten sie gerade in einem der üblichen Zeitintervalle auf, würde die zugrundeliegende Forschungshypothese beibehalten werden, obwohl die umliegenden (C)AAR keinerlei Signifikanz zeigen. Insbesondere für Untersuchungsgegenstände, die nicht regelmäßig mit Hilfe von Ereignisstudien analysiert werden, kann häufig keine Hypothese über die exakt zu erwartende Reaktionszeit der Kapitalmarktteilnehmer gebildet werden, sodass die Auswahl der zu betrachtenden Zeitintervalle willkürlich erfolgen muss. Dies erschwert die Beurteilung, ob die beobachteten Signifikanzen in einem logischen Zusammenhang zu dem zugrundeliegenden Ereignis stehen oder ein zufälliges, statistisches Artefakt sind. Deshalb ist es dringend geboten, den Vorschlag von BROWN und WARNER (1980) zu beherzigen und das vollständige Muster der (C)AAR zu betrachten.<sup>1071</sup>

Insgesamt können keine Hinweise auf eine bestimmte Reaktionsrichtung der Investoren im gesamten Beobachtungszeitraum nachgewiesen werden, sodass im Folgenden einzelne Jahre untersucht werden.

<sup>1068</sup>Vgl. MUKHTAROV et al. (2022), S. 249.

<sup>1069</sup>Siehe für eine vertiefte Diskussion dieser Problematik Abschnitt 6.4.

<sup>1070</sup>Vgl. MUKHTAROV et al. (2022), S. 237, 245.

<sup>1071</sup>Vgl. BROWN / WARNER (1980), 232. Eine vertiefte Diskussion dieser Problematik und möglicher Lösungsansätze findet sich in Abschnitt 6.5.

### 5.3 Ereignisstudie zur Veröffentlichung der Solvency and Financial Condition Reports

In der jährlichen Betrachtung wird die positive Entwicklung der abnormalen Renditen im Jahr 2017 im Vorfeld der Veröffentlichung deutlich abgeschwächt. So kann wider Erwarten in Tabelle 5.9 bereits in den ersten beiden Wochen des Ereignisfensters ein anhaltender stark positiver hoch signifikanter Antizipationseffekt beobachtet werden (z. B.  $CAAR[-19; -12] = 1,933\%$  (1,570 %)). Der Effekt wirkt weiter bis  $t = -7$ . In den beiden Wochen vor der Veröffentlichung kehrt sich der positive Trend um und zum Zeitpunkt  $t = -6$  kann eine auf dem 5 %- bzw. 1 %-Niveau signifikante  $AAR = -0,418\%$  (-0,489 %) beobachtet werden. Die Signifikanzen halten bis ein bzw. zwei Tage vor der Veröffentlichung der SFCRs mit z. B.  $CAAR[-11; -1] = -0,913\%$  (-1,339 %) und  $CAAR[-6; -2] = -0,833\%$  (-0,789 %) an. So sind in der Dreiecksmatrix zwei Signifikanz-Cluster zu sehen: eines drei bis vier Wochen vor der Veröffentlichung und ein zweites Cluster in der Woche vor  $t = 0$ . Für  $t = -1$  zeigt sich in Tabelle 5.10 ein schwach signifikanter Antizipationseffekt in Höhe von 0,566 % (0,367 %). Dies deutet darauf hin, dass Informationen bereits im Vorfeld der Veröffentlichung in den Kapitalmarkt vorgedrungen sind oder der Markt zumindest eine Vorahnung über die in den SFCRs veröffentlichten Informationen hat und frühzeitig auf die bevorstehende Veröffentlichung reagiert. Eine mögliche Erklärung ist, dass viele Versicherungsunternehmen nicht nur in ihren SFCRs über ihre Solvenz berichten, sondern auch in anderen Ergebnismitteilungen wie Geschäftszahlen auf Jahres- und Quartalsbasis. Allerdings stellen GATZERT und HEIDINGER (2019) fest, dass die im Vorfeld veröffentlichten Zahlen von den Inhalten der SFCRs abweichen können.<sup>1072</sup> In diesem Fall würden die vorzeitig veröffentlichten Zahlen nicht zur Erwartungsbildung dienen. So ist der Antizipationseffekt auch nicht einheitlich, da die  $CAAR$  zunächst ansteigen bevor sie wieder fallen. Aufbauend auf  $t = -1$  ist auch die  $CAAR[-1; 2] = 1,026\%$  (0,643 %) auf dem 5 %-Niveau signifikant nach dem GRANK-Test.

Nach dem Ereignistag zeigt Tabelle 5.10 nur eine schwach signifikante Reaktion kurz nach der Veröffentlichung der SFCRs im Zeitfenster  $[1; 2]$  in Höhe von 0,466 % (0,206 %). So ist die  $CAAR$  ab dem Ereignistag durchweg positiv, steigt relativ monoton an und wird ab dem Zeitintervall  $[0; 14]$  hoch signifikant auf dem 5 %- bzw. 1 %-Niveau (1,263 % (1,071 %)). Der Effekt hält bis zum Ende des Ereignisfensters in  $t = 20$  an. Somit können zwar am Ereignistag selbst keine signifikanten abnormalen Renditen festgestellt werden, jedoch in den darauffolgenden Wochen. Dies deutet auf eine sehr lange Reaktionszeit hin und darauf, dass die Aktionäre der Versicherungsunternehmen ca. drei Wochen benötigen, die Informationen aus diesem komplexen Berichtsformat zu interpretieren oder erst reagieren, wenn die Informationen durch weitere Intermediäre wie z. B. Analysten für sie aufbereitet wurden. Die Reaktion auf die Berichte ist dabei überwiegend positiv assoziiert.

Die im Rahmen der vorliegenden Arbeit gewonnenen Erkenntnisse werden im Folgenden mit den Resultaten von GATZERT und HEIDINGER (2019) verglichen. Obwohl letztere angeben, verschiedene Ereignisfenster zu betrachten, die am Ereignistag beginnen, scheinen sie einen kürzeren Zeitraum gewählt zu haben und/oder nur bestimmte Intervalle zu betrachten, da sie die maximale Reaktion im Zeitfenster  $[0; 5]$  feststellen. Da sie keine Reaktion im Vorfeld der Veröffentlichung erwarten und deshalb eine Untersuchung dieser Zeiträume unterlassen, entgeht ihnen der hier festgestellte Antizipationseffekt.<sup>1073</sup>

Tabelle 5.8 zeigt die vorliegenden Ergebnisse im Vergleich zu den Resultaten von GATZERT und HEIDINGER (2019). Die Ergebnisse bewegen sich in einer Größenordnung von 0,27 % bis 0,71 %. Während für den Mittelwert  $[0; 3]$  und den Median  $[0; 5]$  die Ergebnisse nahezu übereinstimmen, unterscheiden sie sich in den anderen beiden Fällen stark. Die ähnlichen Ergebnisse lassen sich auf die überwiegend identische Stichprobe zurückführen, die Unterschiede wiederum sind Resultat der doch vorhandenen unterschiedlichen Zusammensetzung. Grundsätzlich liegen in der vorliegenden Untersuchung Median

<sup>1072</sup>Vgl. GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 6–7.

<sup>1073</sup>Vgl. GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 11–12.

## 5 Ergebnisse der empirischen Untersuchung

und Mittelwert der betrachteten Zeitintervalle näher beieinander, sodass davon auszugehen ist, dass die Stichprobe im Vergleich zu GATZERT und HEIDINGER (2019) weniger Ausreißer bei den abnormalen Renditen enthält. Einerseits gelingt es GATZERT und HEIDINGER (2019), den Median im Intervall  $[0; 3]$  zumindest als schwach signifikant mit dem nicht-parametrischen Rang-Vorzeichen-Test einzustufen, jedoch kann dieses Ergebnis nicht durch den parametrischen „t-Test“, der nicht näher spezifiziert wird, bestätigt werden. Gemeinsam ist beiden Untersuchungen, dass die kumulierten abnormalen Renditen bei einer Mittelwert-Betrachtung in den genannten Zeitfenstern nicht signifikant sind.

Durch den anders gewählten Forschungsschwerpunkt konzentrieren sich die Autorinnen auf ein sehr kurzes Ereignisfenster, sodass sie weder den hier vorliegenden Antizipations- noch den relativ spät darauf folgenden Ankündigungseffekt finden. Ob diese Effekte tatsächlich auf die Veröffentlichung der SFCRs zurückzuführen ist, ist schwierig zu beurteilen, da das Ereignisfenster sehr lang ist und die Effekte bereits sehr früh bzw. erst sehr spät auftreten. Verunreinigungen des Ereignisfensters durch andere Aktivitäten können deshalb nicht ausgeschlossen werden, gerade weil die SFCRs im Frühjahr in der Berichtsperiode veröffentlicht werden (vergleiche hierzu Abschnitt 4.4.3).

Tabelle 5.8: Vergleich der CAAR in Prozent zwischen der vorliegenden Arbeit und den Ergebnissen von GATZERT und HEIDINGER (2019)

Es werden unterschiedliche Verfahren zur statistischen Signifikanztestung eingesetzt: parametrischer Signifikanztest: \*/\*\*/\*\*; nicht-parametrischer Signifikanztest: o/oo/ooo bei einem Signifikanzniveau von 10 %/5 %/1 %. Vgl. GATZERT und HEIDINGER (2019), S. 14.

	Intervall	CAAR in GATZERT und HEIDINGER (2019)	CAAR in der vorliegenden Arbeit
Mittelwert	$[0; 3]$	0,40	0,442
	$[0; 5]$	0,27	0,537
Median	$[0; 3]$	0,71 <sub>o</sub>	0,286
	$[0; 5]$	0,46	0,394

Diese Probleme bei Replikationsstudien sind jedoch nicht neu: So können auch MCWILLIAMS und SIEGEL (1997) bei ihrer Wiederholung dreier Ereignisstudien die signifikanten Ergebnisse ihrer Vorgänger nicht nachbilden. Die Autoren führen dies darauf zurück, dass sie Anpassungen des Forschungsdesigns und der Ereignisstudienmethodik vorgenommen hätten. So gehen sie explizit auf kontaminierte Stichproben ein sowie den Einsatz von nicht-parametrischen Testverfahren, um strenge Verteilungsannahmen zu umgehen und Ausreißer identifizieren zu können.<sup>1074</sup>

Im Jahr 2018 kehren sich diese Effekte um: Der negativen Entwicklung ab  $t = 0$  geht ein leicht positiver Trend voraus. In Tabelle B.1 in Anhang B.1 können auch in diesem Jahr bereits im Vorfeld der Veröffentlichung signifikante abnormale Renditen beobachtet werden. So beträgt die  $CAAR[-1; 0]$   $-0,594\%$  ( $-0,711\%$ ) und ist auf dem 5 %- bzw. 10 %-Niveau signifikant. Allerdings wird diese Reaktion von der AAR am Ereignistag getrieben, da die  $AAR_{-1}$  nur  $-0,165\%$  ( $-0,296\%$ ) beträgt und nicht signifikant ist. Am Ereignistag  $t = 0$  kann eine schwach signifikante negative AAR in Höhe von  $-0,430\%$  ( $-0,414\%$ ) beobachtet werden. Der negative Trend schwächt sich an den beiden folgenden Tagen etwas ab, wird jedoch für die Zeitfenster  $[0; 3]$  und  $[0; 4]$  wieder signifikant.

<sup>1074</sup>Vgl. MCWILLIAMS / SIEGEL (1997), S. 634–635, 651.

5.3 Ereignisstudie zur Veröffentlichung der Solvency and Financial Condition Reports

Tabelle 5.9: CAAR (Mittelwert) in Prozent vor der Veröffentlichung von SFCRs und Ergebnisse der Signifikanztests im Jahr 2017  
 t-Test nach BMP(adj): \*/\*\*/\*\*\*\*; GRANK-Test: o/oo/ooo bei einem Signifikanzniveau von 10 %/5 %/1 %

Beginn des Betrachtungszeitraums im Ereignisfenster	Ende des Betrachtungszeitraums im Ereignisfenster																		
	-19	-18	-17	-16	-15	-14	-13	-12	-11	-10	-9	-8	-7	-6	-5	-4	-3		
-20	0,582** ooo	0,478* oo	0,675** oo	0,901*** ooo	0,960** oo	1,494*** ooo	1,817*** ooo	2,051*** ooo	2,013*** ooo	1,866*** ooo	1,776*** ooo	1,626** oo	1,404** oo	0,986 <sub>o</sub>	0,878	0,792	0,668		
-19	0,465** oo	0,361	0,557** oo	0,783** oo	0,843** oo	1,377*** ooo	1,700*** ooo	1,933*** ooo	1,895*** ooo	1,749*** ooo	1,659*** ooo	1,508** oo	1,287** oo	0,868	0,761	0,674	0,550		
-18		-0,104	0,093	0,318	0,378	0,912** oo	1,235*** ooo	1,469*** ooo	1,430*** ooo	1,284** oo	1,194** oo	1,044* o	0,822	0,404	0,296	0,209	0,086		
-17			0,196 <sub>o</sub>	0,422*** ooo	0,482 <sub>o</sub>	1,015* o	1,339*** ooo	1,572*** ooo	1,534*** ooo	1,388** oo	1,297** oo	1,147* o	0,926 <sub>o</sub>	0,507	0,400	0,313	0,189		
-16				0,226 <sub>o</sub>	0,286	0,819 <sub>o</sub>	1,143** oo	1,376*** ooo	1,338** oo	1,192* o	1,101* o	0,951 <sub>o</sub>	0,730	0,311	0,204	0,117	-0,007		
-15					0,060	0,593 <sub>o</sub>	0,917* o	1,150** oo	1,112** oo	0,966 <sub>o</sub>	0,875 <sub>o</sub>	0,725	0,504	0,085	-0,022	-0,109	-0,233		
-14						0,534*** ooo	0,857*** ooo	1,090*** ooo	1,052*** ooo	0,906** oo	0,816 <sub>o</sub>	0,665	0,444	0,025	-0,082	-0,169	-0,293		
-13							0,323	0,557** oo	0,519	0,372	0,282	0,132	-0,090	-0,508	-0,616	-0,702	-0,826		
-12							0,234	0,234	0,195	0,049	-0,041	-0,191	-0,413	-0,831*	-0,939 <sub>o</sub>	-1,026 <sub>o</sub>	-1,149 <sub>o</sub>		
-11									-0,038	-0,185	-0,275	-0,425	-0,647*	-1,065*** ooo	-1,173*** ooo	-1,259*** ooo	-1,382*** ooo		
-10										-0,146 <sub>o</sub>	-0,237 <sub>o</sub>	-0,387 <sub>o</sub>	-0,608*	-1,027** oo	-1,134*** ooo	-1,221*** ooo	-1,345*** ooo		
-9											-0,090	-0,240	-0,462	-0,880** oo	-0,988** oo	-1,075** oo	-1,198** oo		
-8												-0,150	-0,372	-0,790** oo	-0,898** oo	-0,984** oo	-1,108** oo		
-7													-0,222	-0,640** oo	-0,834** oo	-0,958** oo	-0,958** oo		
-6														-0,418** oo	-0,526** oo	-0,613 <sub>oo</sub>	-0,736** oo		
-5															-0,108	-0,194	-0,318		
-4																-0,087	-0,210		
-3																	-0,124		

Tabelle 5.10: CAAR (Mittelwert) in Prozent um die Veröffentlichung von SFCRs und Ergebnisse der Signifikanztests im Jahr 2017  
 t-Test nach BMP(adj): \*\*\*/\*\*/\*; GRANK-Test: o/oo/ooo bei einem Signifikanzniveau von 10%/5%/1 %

	Ende des Betrachtungszeitraums im Ereignisfenster																			
	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	
·																				
-7	-0,958 <sup>oo</sup>	-1,054 <sup>**</sup>	-0,488	-0,495	-0,293	-0,029	-0,046	-0,081	0,049	0,095	0,093	-0,047	0,209	0,062	-0,196	-0,011	0,267	0,775	1,055	
-6	-0,736 <sup>oo</sup>	-0,833 <sup>oo</sup>	-0,267	-0,273	-0,072	0,193	0,175	0,140	0,270	0,316	0,315	0,174	0,431	0,283	0,025	0,210	0,488	0,996 <sub>o</sub>	1,276 <sub>o</sub>	
-5	-0,318	-0,414	0,152	0,145	0,347	0,611	0,594	0,559	0,689	0,735	0,733	0,593	0,849	0,702	0,444	0,629	0,907	1,415 <sup>oo</sup>	1,695 <sup>oo</sup>	
-4	-0,210	-0,307	0,259	0,253	0,454	0,719	0,701	0,666	0,796	0,842	0,841	0,700	0,957	0,809	0,551	0,736	1,014	1,522 <sup>oo</sup>	1,802 <sup>oo</sup>	
-3	-0,124	-0,220	0,346	0,339	0,541	0,806	0,788	0,753	0,883	0,929	0,927	0,787	1,043	0,896	0,638	0,823	1,101	1,609 <sup>oo</sup>	1,889 <sup>oo</sup>	
-2		-0,096	0,470	0,463	0,665	0,929	0,911	0,877	1,007	1,053	1,051	0,911	1,167	1,020	0,762	0,947	1,224 <sub>o</sub>	1,733 <sup>oo</sup>	2,012 <sup>oo</sup>	
-1			0,566 <sup>oo</sup>	0,559	0,761	1,026 <sup>oo</sup>	1,008 <sup>oo</sup>	0,973 <sub>o</sub>	1,103 <sub>o</sub>	1,149 <sub>o</sub>	1,147	1,007 <sub>o</sub>	1,263 <sup>*</sup>	1,116 <sup>*</sup>	0,858	1,043 <sup>*</sup>	1,321 <sup>**</sup>	1,829 <sup>oo</sup>	2,109 <sup>oo</sup>	
0			-0,007	0,195	0,460	0,460	0,442	0,407	0,537	0,583	0,582	0,441	0,697	0,550	0,292	0,477	0,755	1,263 <sup>oo</sup>	1,543 <sup>oo</sup>	
1				0,202	0,466 <sup>*</sup>	0,449 <sub>o</sub>	0,414	0,544	0,544	0,590	0,588	0,448	0,704	0,557	0,299	0,484	0,762 <sup>*</sup>	1,270 <sup>**</sup>	1,550 <sup>oo</sup>	
2				0,265 <sub>o</sub>	0,247	0,212	0,212	0,342	0,388	0,387	0,387	0,246	0,502	0,355	0,097	0,282	0,560	1,068 <sup>oo</sup>	1,348 <sup>oo</sup>	
3				-0,018	-0,018	-0,053	0,077	0,123	0,122	0,122	0,122	-0,019	0,238	0,090	-0,168	0,017	0,295	0,803 <sup>oo</sup>	1,083 <sup>oo</sup>	
4					-0,035	0,095	0,141	0,140	0,140	0,140	0,140	-0,001	0,255	0,108	-0,150	0,035	0,313	0,821 <sup>**</sup>	1,101 <sup>oo</sup>	
5						0,130	0,176	0,174	0,174	0,174	0,174	0,034	0,290	0,143	-0,115	0,070	0,348	0,856 <sup>oo</sup>	1,136 <sup>oo</sup>	
6						0,046	0,046	0,045	0,045	0,045	0,045	-0,096	0,160	0,013	-0,245	-0,060	0,218	0,726 <sup>oo</sup>	1,006 <sup>oo</sup>	
7						-0,002	-0,142	0,114	-0,033	-0,291	-0,291	-0,106	0,172	0,680 <sup>oo</sup>	0,960 <sup>oo</sup>	0,960 <sup>oo</sup>	0,960 <sup>oo</sup>	0,960 <sup>oo</sup>	0,960 <sup>oo</sup>	
8						-0,141	0,116	-0,032	-0,290	-0,290	-0,104	0,104	0,173	0,681 <sup>**</sup>	0,961 <sup>oo</sup>	0,961 <sup>oo</sup>	0,961 <sup>oo</sup>	0,961 <sup>oo</sup>	0,961 <sup>oo</sup>	
9						0,256	0,109	0,109	0,109	0,109	0,109	0,036	0,314	0,822 <sup>oo</sup>	1,102 <sup>oo</sup>	1,102 <sup>oo</sup>	1,102 <sup>oo</sup>	1,102 <sup>oo</sup>	1,102 <sup>oo</sup>	
10						-0,147	-0,405 <sub>o</sub>	-0,220	0,058	0,058	0,058	0,058	0,058	0,058	0,058	0,058	0,058	0,058	0,058	
11						-0,258	-0,073	0,205	0,185	0,185	0,185	0,185	0,185	0,185	0,185	0,185	0,185	0,185	0,185	
12						0,278 <sup>**</sup>	0,463	0,463	0,463	0,463	0,463	0,463	0,463	0,463	0,463	0,463	0,463	0,463	0,463	
13						0,786 <sup>oo</sup>	1,066 <sup>oo</sup>	1,066 <sup>oo</sup>	1,066 <sup>oo</sup>	1,066 <sup>oo</sup>	1,066 <sup>oo</sup>	1,066 <sup>oo</sup>	1,066 <sup>oo</sup>	1,066 <sup>oo</sup>	1,066 <sup>oo</sup>	1,066 <sup>oo</sup>	1,066 <sup>oo</sup>	1,066 <sup>oo</sup>	1,066 <sup>oo</sup>	
14						0,508 <sup>oo</sup>	0,788 <sup>oo</sup>	0,788 <sup>oo</sup>	0,788 <sup>oo</sup>	0,788 <sup>oo</sup>	0,788 <sup>oo</sup>	0,788 <sup>oo</sup>	0,788 <sup>oo</sup>	0,788 <sup>oo</sup>	0,788 <sup>oo</sup>	0,788 <sup>oo</sup>	0,788 <sup>oo</sup>	0,788 <sup>oo</sup>	0,788 <sup>oo</sup>	
15						0,280 <sub>o</sub>	0,280 <sub>o</sub>	0,280 <sub>o</sub>	0,280 <sub>o</sub>	0,280 <sub>o</sub>	0,280 <sub>o</sub>	0,280 <sub>o</sub>	0,280 <sub>o</sub>	0,280 <sub>o</sub>	0,280 <sub>o</sub>	0,280 <sub>o</sub>	0,280 <sub>o</sub>	0,280 <sub>o</sub>	0,280 <sub>o</sub>	

Beginn des Betrachtungszeitraums im Ereignisfenster



### 5.3 Ereignisstudie zur Veröffentlichung der Solvency and Financial Condition Reports

Dies wirft die Frage auf, wie mit solchen „Lücken“ in der Signifikanz der Zeitintervalle umzugehen ist. Regelmäßig stellt es kein Problem dar, wenn sich ein Effekt erst über die Zeit zu einem signifikanten Einfluss aufbaut. Allerdings ist fraglich, ob eine signifikante abnormale Rendite, die nach einer Lücke auftritt, immer noch auf das betrachtete Ereignis zurückzuführen ist. Unter der Annahme, dass keine einzelnen Handelstage, sondern die gesamten Zeiträume, miteinander verglichen werden, sollte dies möglich sein. Zudem könnten lückenhafte Reaktionen auch auf die Handelsaktivitäten unterschiedlicher Kapitalmarktakteure zurückzuführen sein, wenn beispielsweise institutionelle Investoren aufgrund ihres höheren Grades an Informiertheit und/oder ihrer größeren Expertise früher reagieren als Privatinvestoren. Möglicherweise deuten solche Lücken auch auf eine Bearbeitung der Informationen durch Intermediäre hin, sodass zunächst eine Investorengruppe agiert, während die andere auf eine professionelle Auswertung der veröffentlichten Informationen wartet.

Im Jahr 2018 kommt es in Tabelle B.2 in Anhang B.1 vor allem im letzten Viertel des Ereignisfensters zu hoch signifikanten CAAR. So beträgt beispielsweise die  $CAAR[0;20]$   $-2,847\%$  ( $-1,600\%$ ) und ist hoch signifikant auf dem 5 %- bzw. 1 %-Niveau. Auch über das gesamte Ereignisfenster ist die Reaktion der Aktionäre hoch signifikant auf dem 1 %-Niveau und beträgt  $-4,040\%$  ( $-1,825\%$ ). Dies gilt auch für zahlreiche weitere Intervalle, die aufgrund ihrer ungewöhnlichen Lage und Länge wahrscheinlich sonst nicht beachtet worden wären. Interessanterweise bildet sich die hohe Signifikanz im hinteren Bereich des Ereignisfensters wohl aufgrund des kumulierenden Effektes heraus, da die einzelnen täglichen AAR nur selten signifikant sind. Auch solche Effekte werden von anderen Arbeiten nicht entdeckt und können aufgrund der neu entwickelten Interpretationstechnik erstmals identifiziert werden.

Somit reagieren im Jahr 2018 die Investoren kaum im Vorfeld der Veröffentlichung. Erst nach dem Ereignis können höhere abnormale Renditen als 2017 beobachtet werden, die nach einer kürzeren Zeitspanne auftreten. Dies ist ein Hinweis darauf, dass die Investoren im zweiten Jahr der Veröffentlichung bereits Erfahrung mit der Auswertung von SFCRs haben und die relevanten Informationen schneller extrahieren. Demzufolge entsprechen die Ergebnisse den Erwartungen. Jedoch sind die abnormalen Renditen nun deutlich negativ statt positiv.

Dies könnte auch die Ergebnisse von MUKHTAROV et al. (2022) erklären, die lediglich insignifikante CAAR nahe der Nulllinie finden (siehe Tabelle 5.11). Die Autoren merken zwar an, dass dies darauf zurückzuführen sein könnte, dass sich die Reaktionen auf positive und negative Neuigkeiten ausgleichen, berücksichtigen jedoch nicht, dass sich die Reaktionen im Zeitablauf unterscheiden könnten.<sup>1075</sup> Einerseits zeigt die vorliegende Untersuchung jedoch, dass die Reaktion der Aktionäre auf Solvenzberichte mit großer Zeitverzögerung eintritt, andererseits spielt die Betrachtung der Muster der abnormalen Renditen innerhalb des Ereignisfensters und im Zeitverlauf der Jahre eine große Rolle.

Obwohl in den in MUKHTAROV et al. (2022) betrachteten Zeitintervallen in der vorliegenden Arbeit sowohl 2017 als auch 2018 schwach signifikante kumulierte abnormale Renditen beobachtet werden,<sup>1076</sup> ist dies bei der gemeinsamen Analyse beider Jahre nicht mehr der Fall. Die CAAR sind in beiden Zeitintervallen bei MUKHTAROV et al. (2022) deutlich höher als in der vorliegenden Arbeit. Die Mediane sind in beiden Arbeiten niedriger als die schwach positiven Mittelwerte, sodass die beobachteten Mittelwerte wohl durch Ausreißer getrieben werden. Allerdings sind die Ergebnisse aus mehreren Gründen nur schwer vergleichbar. Zum einen untersuchen MUKHTAROV et al. (2022) 280 Veröffentlichungen, die Solvenzquoten beinhalten. Da sie alleine im Jahr 2017 112 Solvency-II-Veröffentlichungen verzeichnen

<sup>1075</sup>Vgl. MUKHTAROV et al. (2022), S. 249.

<sup>1076</sup>Dies gilt für die Zeitintervalle  $[-1;5]$  in beiden Jahren und für  $[-1;2]$  im Jahr 2017. Die  $CAAR[-1;2]$  des Jahres 2018 ist nicht signifikant.

## 5 Ergebnisse der empirischen Untersuchung

und die Stichprobe nur 46 Unternehmen enthält, handelt es sich dabei folglich nicht um SFCRs, sondern weitere Pressemitteilungen. Zusätzlich sind in der Stichprobe von MUKHTAROV et al. (2022) drei Versicherer mehr enthalten als in der vorliegenden Untersuchung, sodass – auch wenn die genaue Zusammensetzung nicht bekannt ist – von Unterschieden zwischen den Stichproben auszugehen ist.<sup>1077</sup>

Tabelle 5.11: Vergleich der CAAR in Prozent zwischen der vorliegenden Arbeit und den Ergebnissen von MUKHTAROV et al. (2022)

Um Vergleichbarkeit herzustellen, werden die entsprechenden Werte für 2017 und 2018 gemeinsam bestimmt. Es werden unterschiedliche Verfahren zur statistischen Signifikanztestung eingesetzt: parametrischer Signifikanztest: \*/\*\*/\*\*\*/; nicht-parametrischer Signifikanztest: o/oo/ooo bei einem Signifikanzniveau von 10%/5%/1%. Vgl. MUKHTAROV et al. (2022), S. 250.

	Intervall	CAAR in MUKHTAROV et al. (2022)	CAAR in der vorliegenden Arbeit
Mittelwert	[-1;2]	0,4	0,276
	[-1;5]	0,4	0,039
Median	[-1;2]	-0,1	-0,125
	[-1;5]	0,2	-0,311

Anders als in den beiden bisher betrachteten Jahren bleibt der positive Trend im Jahr 2019 über das komplette Ereignisfenster erhalten. Dennoch können nur einzelne signifikante (C)AAR festgestellt werden (siehe Tabelle B.3 in Anhang B.1). Eine Ausnahme bildet der relativ lang anhaltende Effekt der signifikanten  $AAR_{-12} = 0,274\%$  (0,253%), der auch in den darauf folgenden Zeitintervallen signifikante CAAR bildet und einen Hinweis auf einen schwach positiven Antizipationseffekt im Vorfeld der Veröffentlichungen liefert. Die AAR ab dem Ereigniszeitpunkt in Tabelle B.4 in Anhang B.1 wechseln häufig das Vorzeichen, sodass sich nur langsam ein schwach positiver Trend abzeichnet, der letztendlich im Zeitfenster [0; 19] eine auf dem 10%-Niveau schwach signifikante  $CAAR = 1,454\%$  (1,877%) liefert, aber nicht anhält. Die abnormalen Renditen sind im Jahr 2019 somit wieder positiv und deutlich schwächer ausgeprägt als im Vorjahr. Signifikanzen können kaum nachgewiesen werden.

Im Jahr 2020 kommt es zu einem stark negativen Antizipationseffekt in den vier Wochen vor der Veröffentlichung, vor allem in den ersten beiden Wochen des Ereignisfensters. So beträgt die  $CAAR[-19; -1]$  in Tabelle B.5 in Anhang B.1 im Zeitfenster hoch signifikante  $-4,833\%$  ( $-4,303\%$ ), während sie im Zeitfenster  $[-20; \sim 1]$  nur noch  $-3,862\%$  ( $-3,848\%$ ) beträgt und an Signifikanz einbüßt. In diesem Jahr wurden alle berücksichtigten SFCRs zwischen dem 12.03.2020 und dem 25.06.2020 veröffentlicht und fielen somit in einen Zeitraum, der durch viel Unsicherheit kurz nach Ausbruch der Covid-19-Pandemie geprägt war. Da die allgemeine Unsicherheit an den Kapitalmärkten bei der Berechnung der normalen Renditen mit Hilfe des Marktmodells bereits abgebildet wird, müssen die hohen abnormalen Renditen auf unternehmens-individuelle, idiosynkratische Ursachen oder branchenweite Effekte zurückzuführen sein. Neben den operativen Risiken, die alle Unternehmen gleichermaßen trafen, drohte vor allem Versicherern ein sehr verlustreiches Jahr durch Auszahlungen für Betriebsunterbrechungsversicherungen, Krankenversicherungen u. ä. Hinzu kamen zusätzlich Verluste bei den Kapitalanlagen, die die Versiche-

<sup>1077</sup>Vgl. MUKHTAROV et al. (2022), S. 244–246.

### 5.3 Ereignisstudie zur Veröffentlichung der Solvency and Financial Condition Reports

rer belasteten.<sup>1078</sup> Die hohe Unsicherheit im Markt und bei den Unternehmen zeigte sich auch darin, dass die Veröffentlichungszeitpunkte, die zuvor immer weiter nach vorne geschoben wurden, wieder auf spätere Zeitpunkte hinausgezögert wurden. Dies geschah entweder auf Wunsch der Unternehmen selbst oder auf Anweisung der Aufsichtsbehörden.<sup>1079</sup> Zusätzlich empfahlen einige Aufsichtsbehörden einen Verzicht auf Dividendenzahlungen, um die Eigenkapitalausstattung der Versicherungsunternehmen nicht stärker zu belasten als notwendig bzw. für die möglicherweise drohenden Schäden durch die Covid-19-Pandemie zu verbessern. Allerdings sorgte der mangelnde Konsens der nationalen und europäischen Aufsichtsbehörden für weitere Unsicherheit der Aktionäre über ihre Investition.<sup>1080</sup>

Dagegen kann in den Intervallen kurz vor dem Ereignistag keine signifikante Reaktion mehr festgestellt werden, sodass die signifikant negative  $CAAR[-19; -1]$  vor allem auf die  $AAR$  zu Beginn des Ereignisfensters zurückzuführen ist. Ob signifikante Einflüsse entdeckt werden können und in welcher Höhe, hängt somit erneut maßgeblich davon ab, welche Intervalle betrachtet werden. Sich bereits im Vorfeld der Untersuchung auf wenige, gängige Zeiträume zu beschränken kann zu vorschnellen Schlussfolgerungen oder unentdeckten Reaktionen der Aktionäre führen. Aufgrund der großen Zeitspanne zwischen der möglichen Reaktion und dem Ereignis kann ein Zusammenhang jedoch auch in Frage gestellt werden.

Obwohl bereits am Ereignistag eine verhältnismäßig hohe abnormale Rendite beobachtet wird, können in den ersten zwei Wochen nach der Veröffentlichung der SFCRs keine signifikanten abnormalen Renditen nachgewiesen werden. Dies deutet auf eine insgesamt höhere Volatilität der Ergebnisse in der Berichtsperiode 2020 nach Ausbruch der Covid-19-Pandemie hin, sodass die abnormalen Renditen absolut einen höheren Wert erreichen müssen, um signifikant von Null verschieden zu sein.

Nach der Veröffentlichung sind die abnormalen Renditen überwiegend positiv und kumulieren sich im Zeitfenster  $[0; 15]$  bis auf 3,353 % (1,956 %, signifikant auf dem 5 %- bzw. 1 %-Niveau), bevor sie langsam fallen. Die Absolutbeträge der abnormalen Renditen in Tabelle B.6 in Anhang B.1 sind im Jahr 2020 im Vergleich zu den anderen Jahren am höchsten. Obwohl die Reaktion mehr als doppelt so hoch ausfällt wie im Jahr 2017, verbessert sich die Signifikanz nur wenig. Es scheint, dass die positive Entwicklung im Nachgang der SFCR-Veröffentlichung den negativen Antizipationseffekt etwas ausgleichen sollte. Es könnte somit den Versicherern mit Hilfe der SFCRs gelungen sein, die bestehenden Unsicherheiten nach dem Ausbruch der Covid-19-Pandemie auszuräumen. Allerdings erfolgt die signifikante Reaktion der Aktionäre im Jahr 2020 – anders als im Jahr 2018, in dem eine schnellere Kursreaktion beobachtet werden kann – wieder erst am Ende der dritten Handelswoche. Dies spricht gegen die Hypothese, dass die Aktionäre in der Auswertung der SFCRs geübter und schneller werden. Andererseits schränken die besonderen Umstände des Jahres 2020 die Vergleichbarkeit mit anderen Jahren ein.

Auch im Jahr 2021 ist der Antizipationseffekt in Tabelle B.7 in Anhang B.1 überwiegend negativ. Die abnormalen Renditen sind nur zu bestimmten Zeitpunkten wie z. B.  $t = -15$  bzw.  $t = -9$  signifikant auf dem 5 %- bzw. 10 %-Niveau, was wiederum zu vereinzelt signifikanten Zeitintervallen führt (so z. B.  $[-15; -14]$ ,  $[-15; -9]$ ,  $[-15; -5]$  oder auch  $[-19; -5]$ ). Obwohl bereits festgestellt wurde, dass für das Vorliegen eines interpretierbaren Effekts keine „lückenlose“ Reihe signifikanter  $CAAR$  vorhanden sein muss, ergeben die im Jahr 2021 beobachteten Kursverläufe dennoch kein zusammenhängendes Muster. Diese Interpretation ist jedoch zu einem gewissen Maße willkürlich – bietet allerdings keine größeren Spielräume als das willkürliche Festlegen der zu betrachtenden Zeitintervalle.

<sup>1078</sup>Vgl. FROMME (2020).

<sup>1079</sup>Vgl. hierzu Abschnitt 4.3.3.1.

<sup>1080</sup>Vgl. VW-REDAKTION (2020a); VW-REDAKTION (2020b).

## 5 Ergebnisse der empirischen Untersuchung

In diesem Jahr bleibt die negative Entwicklung auch nach der Veröffentlichung der SFCRs erhalten. So fällt die CAAR in Abbildung 5.6(a) im Jahr 2021 über das gesamte Ereignisfenster bis auf ca.  $-6\%$ . Wie im Jahr 2018 sind die abnormalen Renditen in Tabelle B.8 in Anhang B.1 wieder negativ und weisen ein ähnliches Niveau auf. Die ersten signifikanten Reaktionen können bereits am Ende der zweiten Handelswoche beobachtet werden, in der die CAAR  $-1,784\%$  ( $-2,549\%$ ) beträgt und auf dem  $5\%$ -Niveau signifikant ist. Die CAAR fällt weiter bis auf signifikante  $-2,038\%$  ( $-2,971\%$ ) im Intervall  $[0; 16]$  bevor sie langsam wieder ansteigt. Somit scheinen die SFCRs auch im fünften Jahr nach der erstmaligen Konfrontation immer noch eine erhebliche Zeit für die Interpretation durch die Aktionäre oder Intermediäre mit anschließender Aufbereitung und Weitergabe der Informationen zu beanspruchen. Die Reaktion der Investoren erfolgt wieder deutlich verzögert in der dritten Handelswoche nach Veröffentlichung der SFCRs. Dies steht nicht in Einklang mit den Erwartungen, da eine so verspätete Reaktion kaum noch mit der Veröffentlichung der Information im Markt in Verbindung zu bringen ist.

Mit Ausnahme des Jahres 2018, in dem die Reaktion bereits am Ereignistag stattfindet, beträgt  $T_{min}^{AAR}$  in dieser Teiluntersuchung zwischen 8 und 14 Handelstage.  $T_{min}^{CAAR}$  liegt dagegen bei 10 bis 16 Tagen. Dies zeigt einerseits, dass es häufig noch eine gewisse Zeit dauert, bis sich abnormale Tagesrenditen zu einem signifikanten Effekt kumulieren. Zudem scheinen Investoren je nach betrachtetem Jahr zwei bis drei Wochen für die Analyse der SFCRs zu benötigen. Abbildung 5.7 zeigt dabei mit Ausnahme des Jahres 2018 einen leicht abnehmenden Trend für die Länge der Reaktionszeit  $T_{min}^{AAR}$  im Zeitverlauf. Forschungshypothese H1.B kann deshalb nicht verworfen werden.

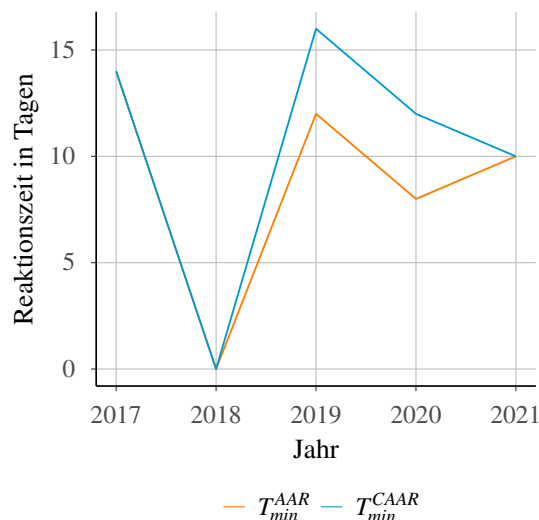


Abbildung 5.7: Zeit bis zur ersten signifikanten Reaktion ( $T_{min}^{AAR}$  und  $T_{min}^{CAAR}$ ) auf die Veröffentlichung von SFCRs ohne Fallunterscheidung im Zeitverlauf

Die Heatmap in Abbildung 5.8 fasst die bisherigen Ergebnisse zusammen. Zum einen kommt es ca. drei Wochen vor der Veröffentlichung der SFCRs zu einem Antizipationseffekt, der zwar bis zum Ende des Ereignisfensters anhält, sich jedoch in den Wochen um das Ereignis deutlich abschwächt. Das zweite Cluster in der Woche vor der Veröffentlichung, das die Analyse des Jahres 2017 ergab, bestätigt sich in der Zusammenschau der Ergebnisse kaum. Ein stärkerer Ankündigungseffekt ist erst wieder drei Wochen nach der Veröffentlichung zu beobachten, da sich ab  $t = 14$  ein klar abgegrenztes Cluster herausbildet. Auf Basis dieser Ergebnisse ist kein eindeutiges Urteil bezüglich der Hypothese H1.A: „Nach der Veröffentlichung eines SFCRs können signifikante abnormale Renditen beobachtet werden.“ möglich.

### 5.3 Ereignisstudie zur Veröffentlichung der Solvency and Financial Condition Reports

Aufgrund des schwachen Antizipationseffekts kann die Hypothese H1.C: „Es liegt kein Antizipationseffekt bezüglich der Veröffentlichung eines SFCRs vor.“ nicht beibehalten werden. Dennoch zeigen sich auch zahlreiche Zeitintervalle mit insignifikanten Reaktionen. Da der maximale Signifikanzwert bei 12 von 20 liegt, sind die Ergebnisse insgesamt als durchschnittlich einzustufen (60 % des möglichen Maximalwerts). Auch der Lerneffekt aus Hypothese H1.B, bei dem die Reaktion auf die Veröffentlichung der SFCRs gegen Ende des Untersuchungszeitraums schneller eintreten sollte als zu Beginn, kann nicht eindeutig festgestellt werden.

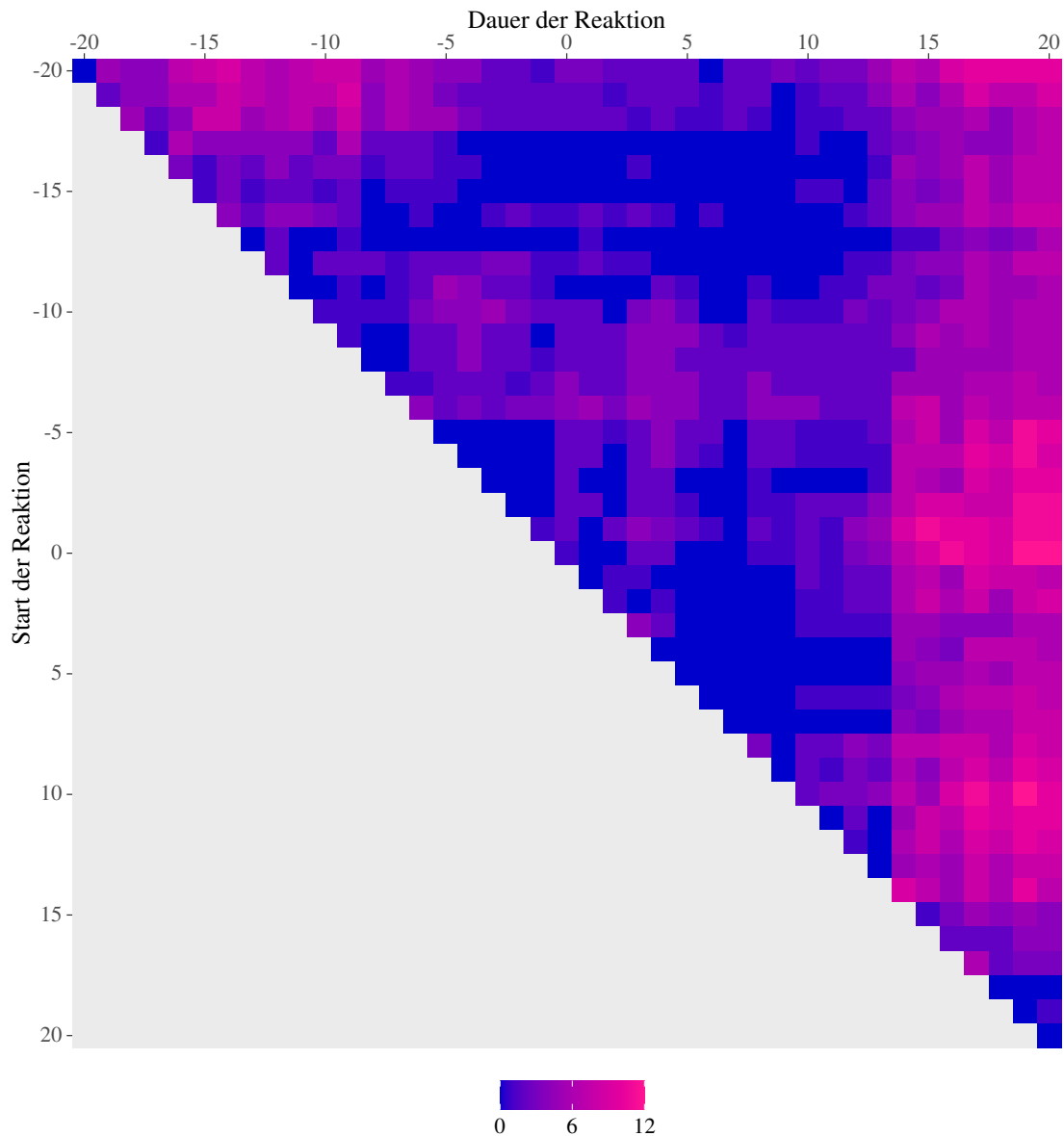


Abbildung 5.8: Heatmap der Reaktionen der Aktionäre auf die Veröffentlichung von SFCRs ohne Fallunterscheidung

## 5 Ergebnisse der empirischen Untersuchung

Zusammenfassend ist die wohl größte Auffälligkeit, dass die Reaktion auf die SFCRs weniger vom Inhalt oder einem Lerneffekt der Aktionäre abzuhängen scheint als von dem jeweils betrachteten Jahr. Zudem sind überwiegend negative Kursentwicklungen beobachtbar, wobei deren Ursprung vor allem zu Beginn des Ereignisfensters zu liegen scheint. Nach der Veröffentlichung heben sich die Entwicklungen in den positiven und negativen Jahren auf, sodass im Mittel keine Reaktion beobachtet werden kann. Deshalb erfolgt im nächsten Abschnitt eine getrennte Analyse für SFCRs mit „guten“ bzw. „schlechten“ Neuigkeiten, indem die absoluten Solvenzquoten als Entscheidungskriterium herangezogen werden.

### 5.3.2 Ergebnisse der Teilstichproben auf Basis der absoluten Solvenzquoten

#### 5.3.2.1 Ergebnisse für besonders hohe Solvenzquoten

Wie in Abschnitt 4.1 dargelegt, ist die optimale Höhe der Solvenz nicht ohne weiteres bestimmbar, sodass für die Überprüfung der Hypothese H2.A: „Eine hohe Solvenzquote wird als gute Nachricht aufgenommen und führt zu positiven abnormalen Renditen.“ die 25 % der höchsten Solvenzquoten betrachtet werden. Eine weitere Verfeinerung der Analyse gelingt durch die Verwendung von berichteten und unadjustierten Solvenzquoten. Durch dieses Verfahren umfassen die jährlichen Teilstichproben jedoch nur neun bis zehn Beobachtungen, sodass parametrische Testverfahren keine verlässlichen Ergebnisse liefern und die Resultate der nicht-parametrischen Verfahren stärker gewichtet werden.<sup>1081</sup>

Für besonders hohe Solvenzquoten fällt in Teilabbildung 5.9(a) der stark negative Antizipationseffekt im Jahr 2020 auf, während für das Jahr 2019 eine positive Entwicklung festzustellen ist. Der Effekt ist für 2021 deutlich schwächer ausgeprägt und für 2017 und 2018 nicht eindeutig bestimmbar. In Teilabbildung 5.9(b) beginnt die Kumulation erst am Ereignistag und zeigt so die Reaktion nach der Bekanntgabe. Über den gesamten Beobachtungszeitraum liegen die CAAR nahe der Nulllinie mit nur wenigen Ausschlägen. Da zahlreiche Studien eine asymmetrische Reaktion auf gute und schlechte Nachrichten belegen, ist es naheliegend zu schlussfolgern, dass in Übereinstimmung mit diesen Erkenntnissen auf hohe Solvenzquoten, d. h. gute Nachrichten, keine signifikante Reaktion erfolgt.<sup>1082</sup> Allerdings zeigt die differenzierte Betrachtung einzelner Jahre, dass dies nur für das Jahr 2019 der Fall ist. Im Jahr 2020 kommt es dagegen zu einer stark positiven Reaktion der Aktionäre, während die Kurse 2018 und 2021 fallen, wobei der Effekt insbesondere für das Jahr 2018 sehr stark ausfällt. In 2017 kann keine bzw. eine leicht positive Reaktion beobachtet werden. Diese Ergebnisse stimmen grundsätzlich mit den Resultaten überein, wenn die Stichproben nicht auf Basis der berichteten, sondern mit Hilfe der unadjustierten Solvenzquoten gebildet werden (vgl. Teilabbildungen B.1(a) und B.1(b) in Anhang B.2).

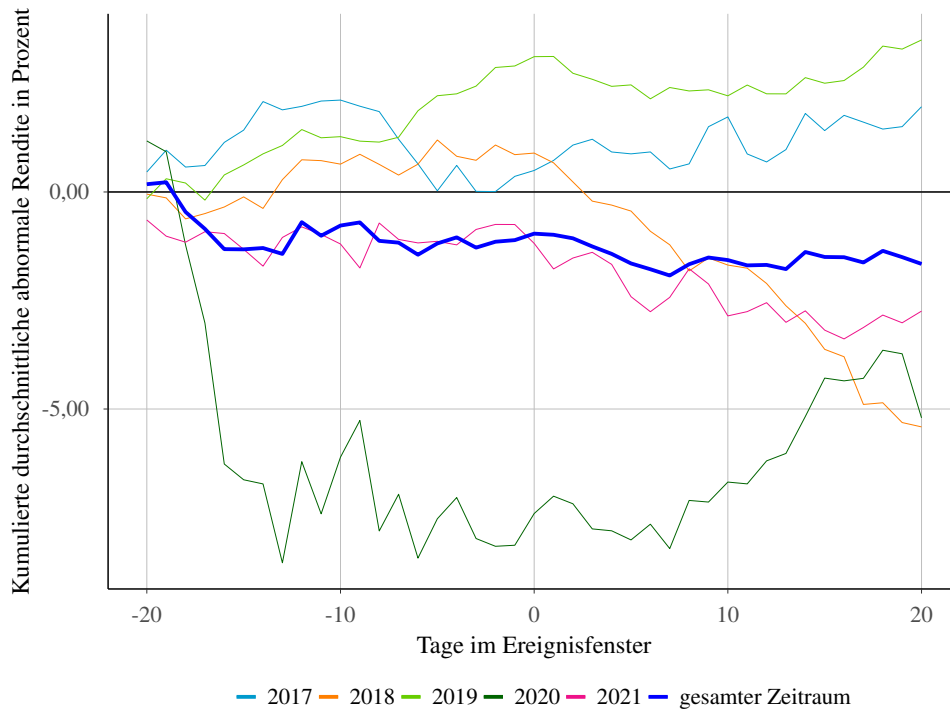
Ab  $t = -20$  kumulierte AAR sind im Jahr 2017 signifikant und bleiben dies bis  $t = -9$ . Der positive Antizipationseffekt steigt auf 2,117 % (1,795 %) im Intervall  $[-20; -10]$  bevor er wieder fällt. In den meisten anderen Zeitintervallen können keine signifikanten abnormalen Renditen beobachtet werden, sodass der Antizipationseffekt – falls es sich um eine Reaktion auf die bevorstehende Veröffentlichung der SFCRs handelt – nur sehr schwach ausgeprägt ist. Nach dem Ereignistag treten zwar vereinzelt (hoch) signifikante AAR auf (z. B. für  $t = 14$ ). Allerdings bilden sich nur in Zeitintervallen, die direkt mit diesen Tagen in Verbindung stehen, schwach signifikant positive CAAR aus.<sup>1083</sup> Da diese Effekte nur punktuell

<sup>1081</sup>Die Dreiecksmatrizen mit den Werten für diese und die nachfolgenden Analysen werden auf Nachfrage herausgegeben. Ein Abdruck in dieser Arbeit erfolgt aus Platzgründen nicht.

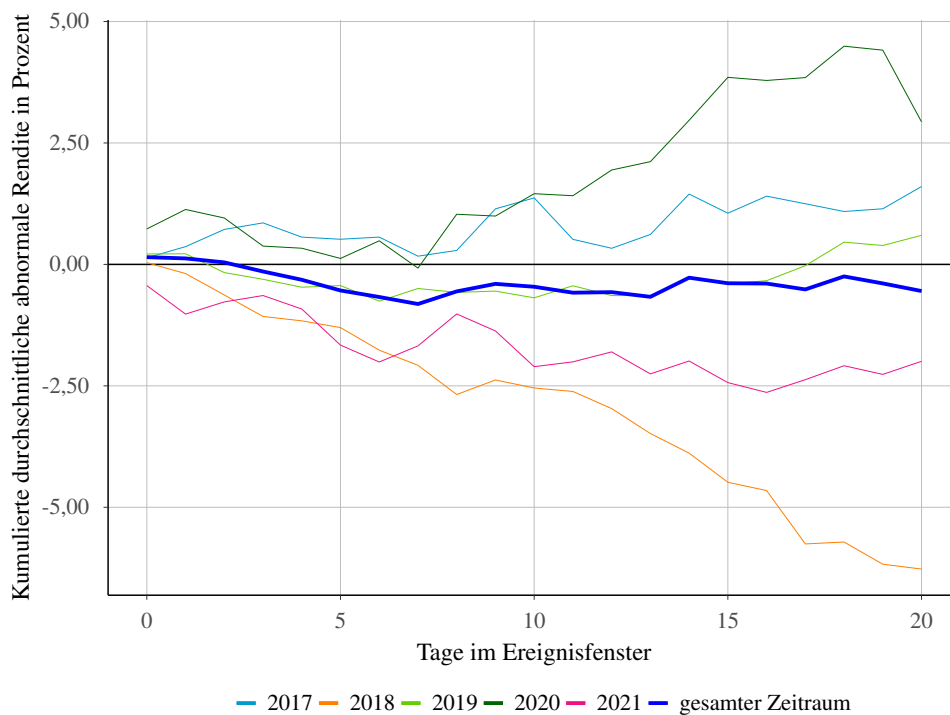
<sup>1082</sup>Vgl. GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 14; ELING (2012), S. 208, 215; Abschnitt 3.4.4.

<sup>1083</sup>Z. B. CAAR[14;16] = 0,789 % (0,459 %) sowie für [0;14] und [0;16] (schwach) signifikante CAAR in Höhe von ca. 1,4 % (0,525 % bis 1,038 %).

### 5.3 Ereignisstudie zur Veröffentlichung der Solvency and Financial Condition Reports



(a) Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite im gesamten Ereignisfenster



(b) Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite nach der Veröffentlichung der SFCRs

Abbildung 5.9: Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite der positiven SFCRs, 25 % der höchsten berichteten Solvenzquoten

## 5 Ergebnisse der empirischen Untersuchung

nachweisbar und nicht stabil sind, ist jedoch nicht von einem nachhaltigen Ankündigungseffekt auszugehen. Die Ergebnisse stimmen mit denjenigen von GATZERT und HEIDINGER (2019) überein, die ebenfalls keine signifikanten abnormalen Renditen für die 20 % der Versicherer mit den höchsten Solvenzquoten im Jahr 2017 feststellen können. Allerdings betrachten die Autorinnen nur die erste Woche nach der Veröffentlichung, sodass sie die wenigen Effekte, die hier zu Tage treten, übersehen.<sup>1084</sup>

Das Jahr 2018 ist aus mehreren Gründen interessant. In diesem Jahr verringert sich der Antizipationseffekt deutlich mit positiven  $AAR_{t=-13} = 0,663\%$  (0,587 %) und  $AAR_{t=-12} = 0,458\%$  (0,423 %), beide hoch signifikant auf dem 1 %-Niveau. Auf der abnormalen Rendite in  $t = -13$  aufbauend entwickelt sich auch die kumulierte abnormale Rendite zu einem signifikanten Antizipationseffekt bis zum Ereignistag ( $CAAR[-13; -1] = 1,239\%$  (1,003 %)). Der Antizipationseffekt konzentriert sich dabei auf die zwei bis drei Wochen vor dem Ereignistag, wo er Signifikanzen in Höhe von 1 % bis 5 % erreicht. Wider Erwarten reagieren die Aktionäre anders als im Vorjahr mit deutlichen Kursabschlägen auf die Veröffentlichung eines SFCRs mit annahmegemäß positiven Nachrichten. Die ab dem Ereignistag berechnete CAAR fällt im Betrachtungszeitraum auf unter  $-6\%$  ( $-4,950\%$ ). Insbesondere im Vergleich zu den bisherigen Ergebnissen ist dies ein extremer Wert. Dennoch wird keine dieser abnormalen Renditen als signifikant eingestuft, da infolge der zugrunde liegenden gerichteten Forschungshypothese ein einseitiger Signifikanztest Anwendung findet. Dies führt jedoch dazu, dass für starke abnormale Aktienkursentwicklungen keine Signifikanzeinstufung möglich ist, wenn sie den Erwartungen entgegen laufen. Würde die Analyse auf signifikante Ergebnisse beschränkt, könnte ein solches Vorgehen unter Umständen dazu führen, dass deutliche und interessante Effekte wie sie hier zu sehen sind, nicht aufgedeckt würden.

Im Jahr 2019 ist ein signifikanter, positiver Antizipationseffekt mit CAAR in Höhe von 1,5 % bis 3 % feststellbar, der über viele Zeitintervalle teilweise hoch signifikant auf dem 1 %-Niveau ist. So steigt beispielsweise die  $CAAR[-20; -1]$  auf 2,902 % (2,645 %). Da die abnormalen Renditen nach der Veröffentlichung eines SFCRs zunächst fallen und erst in der vierten Woche nach dem Ereignistag wieder deutlich ansteigen, sind die ab dem Ereignistag kumulierten AAR überwiegend nicht signifikant, sodass Aktionäre nicht auf die Veröffentlichung der Berichte zu reagieren scheinen. Eine Ausnahme bildet die auf dem 5 %-Niveau signifikante  $CAAR[0; 1] = 0,219\%$  ( $-0,065\%$ ),<sup>1085</sup> die für eine schwach positive Reaktion der Aktionäre spricht. Erst die Zeitintervalle, die in der zweiten Woche nach  $t = 0$  starten, entwickeln bis zum Ende des Ereignisfensters teilweise hoch signifikante CAAR in Höhe von ca. 1,5 %. Da die CAAR aber bis auf wenige Ausnahmen erst am Ende des Ereignisfensters signifikant werden und diese Signifikanz meist nur schwach ausgeprägt ist, kann diese Entwicklung nur schwer auf den Ereignistag zurückgeführt werden. Über das gesamte Ereignisfenster kumuliert sich die Reaktion der Aktionäre auf ca. 3,5 %, wobei dieser Effekt seinen Ursprung im Vorfeld der Veröffentlichung hat.

Das Jahr 2020 sticht mit einer extremen Aktienkursentwicklung aus dieser Teiluntersuchung hervor. Die CAAR fallen im Vorfeld der Veröffentlichung der SFCRs 2019 auf  $-8,138\%$  ( $-8,561\%$ ) im Intervall  $[-20; -1]$ . In dieser Periode sind auch die einzelnen AAR sehr niedrig und betragen bis zu  $-3,247\%$  ( $-1,892\%$ ), obwohl die SFCRs durch ihre überdurchschnittlich hohen Solvenzquoten eigentlich positive Nachrichten vermitteln. Diese Information scheint jedoch im Vorfeld der Veröffentlichung nicht an den Kapitalmarkt durchzudringen, da es anders als in den Vorjahren zu einem sehr ausgeprägten, negativen Antizipationseffekt kommt. Erneut könnte die Unsicherheit bei Ausbruch der Covid-19-Pandemie die Ursache sein. Aufgrund der Höhe der Ausschläge ist damit zu rechnen, dass die beobachteten abnormalen Renditen hoch signifikant sind, jedoch zeigt dies der einseitige Hypothesentest nicht an. Zudem verzerren

<sup>1084</sup>Vgl. GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 14.

<sup>1085</sup>Der leicht negative Median ist auf dem 5 %-Niveau signifikant. Dies deutet bei einem einseitigen Hypothesentest auf stark negative abnormale Renditen hin.



### 5.3 Ereignisstudie zur Veröffentlichung der Solvency and Financial Condition Reports

die stark negativen Effekte die Durchschnittsbetrachtung über den gesamten Beobachtungszeitraum in Teilabbildung 5.9(a) nach unten, obwohl die Reaktion in den anderen Jahren leicht positiv ausfällt. Ein Verzicht auf die Analyse einzelner Jahre erhöht somit das Risiko von Fehlinterpretationen.

Nach der Veröffentlichung der SFCRs kommt es erneut zu einer Art „Aufholungseffekt“ mit einer positiven Entwicklung der abnormalen Renditen. Jedoch reicht dieser Effekt nicht aus, um die extremen Kursverluste in der ersten Hälfte des Ereignisfensters auszugleichen, sodass die CAAR am Ende der Ereignisperiode weiterhin ca.  $-5\%$  beträgt. Gerade in solchen Fällen ist die Betrachtung des vollständigen „Musters“ der abnormalen Renditen (sowohl grafisch als auch nummerisch) besonders aufschlussreich. Die CAAR[0; 18] steigen bis auf hoch signifikante  $4,492\%$  ( $1,513\%$ ) nahezu monoton an, bevor der Effekt wieder abnimmt. Die Aktionäre scheinen somit nach dem Ausbruch der Covid-19-Pandemie die Bekanntgabe besonders hoher Solvenzquoten stärker wertzuschätzen als in anderen Jahren.

Im Jahr 2021 können im Vorfeld der Veröffentlichung keine signifikanten CAAR festgestellt werden, die Entwicklung ist schwach negativ. Lediglich zum Zeitpunkt  $t = -13$  und in den darauf aufbauenden Intervallen können signifikant positive Effekte nachgewiesen werden, jedoch nur schwach ausgeprägt. Es ist somit von keinem nachhaltigen Antizipationseffekt auszugehen. Auch nach der Veröffentlichung der SFCRs setzt sich die negative Entwicklung der Renditen fort. Die ab dem Ereignistag kumulierten AAR fallen bis auf  $-2,635\%$  im Zeitfenster [0; 16] ( $-4,081\%$ ). Aufgrund des negativen Vorzeichens ist erneut keine Aussage über die Signifikanz dieser Reaktion möglich.

Die Reaktionszeit  $T_{min}^{CAAR}$  beträgt 10 bis 12 Handelstage für 2017 und 2020 bzw. 1 Tag für 2019. Im Jahr 2017 verkürzt sich die Reaktionszeit  $T_{min}^{AAR}$  auf zwei Handelstage, während sie für die Jahre 2020 und 2021 wieder auf 8 Tage steigt. In allen anderen Jahren können keine den Kriterien entsprechenden abnormalen Renditen beobachtet werden.

Abbildung 5.10 zeigt die zugehörige Heatmap. Mit einem Maximalwert von 17 weist sie für Solvenzberichte mit besonders hohen berichteten Solvenzquoten einen äußerst hohen Signifikanzwert auf, auch im Vergleich zum Maximalwert von 12 für die Stichprobe aller SFCRs ( $85\%$  vs.  $60\%$  des maximal möglichen Werts). Erneut kann sowohl ein Antizipationseffekt ca. drei Wochen vor der Veröffentlichung besonders hoher Solvenzquoten als auch ein deutlich schwächerer Ankündigungseffekt drei Wochen nach dem Ereignis beobachtet werden. Der in der Heatmap abgebildete Antizipationseffekt ist auf die signifikant positiven Effekte in den Jahren 2017 bis 2019 zurückzuführen. Dagegen schwächen die negativen abnormalen Renditen des Jahres 2020 den Signifikanzwert ab. Da die Signifikanz zum Ereignistag hin deutlich abnimmt, handelt es sich dabei nicht um einen nachhaltigen Antizipationseffekt. Aufgrund der relativ langen Zeitspanne zwischen den Reaktionen und dem eigentlichen Ereignis könnten die beobachteten Reaktionen auch durch andere in der Berichtsperiode veröffentlichte Informationen entstehen.

Aktionäre scheinen im Jahr 2017 besonders hohe Solvenzquoten zu bemerken, da für den Zeitraum nach der Veröffentlichung positive abnormale Renditen feststellbar sind. Da diese jedoch kaum signifikant sind, ist zu vermuten, dass Anleger sie nicht außerordentlich wertschätzen. Im Jahr 2018 ist die Reaktion dagegen stark negativ. Dies könnte ein Indiz dafür sein, dass Aktionäre nach der anfänglich positiven Stimmung nun eine (zu) hohe Solvenzquote nicht mehr honorieren, da sie unnötig Kapital bindet. Dies wird allerdings im Jahr 2019 durch die signifikant positive  $AAR_{t=-1}$  widerlegt, während der Effekt im restlichen Ereignisfenster überwiegend schwach negativ ist. Im Jahr 2020 sind die CAAR wiederum annahmegemäß signifikant positiv und zeigen eine nachhaltige Entwicklung bevor sich die Reaktionsrichtung im letzten Jahr des Betrachtungszeitraums wieder umkehrt. Diese gemischten Resultate führen zu geringen Signifikanzwerten in der Heatmap, die nur in der letzten Woche des Ereignisfensters rötliche Cluster zeigt, die zu weit vom Ereignis entfernt liegen.

## 5 Ergebnisse der empirischen Untersuchung

Aufgrund dieser Befunde kann Hypothese H2.A: „Eine hohe Solvenzquote wird als gute Nachricht aufgenommen und führt zu positiven abnormalen Renditen.“ nicht beibehalten werden. Da in dieser Teiluntersuchung die auf Basis der berichteten Solvenzquoten gebildeten Portfolios nahezu mit denjenigen auf Basis der unadjustierten Quoten zusammengestellten Teilstichproben übereinstimmen, können keine Unterschiede bei der Interpretation der Quoten durch die Investoren festgestellt werden.

Im nächsten Abschnitt wird die Analyse mit besonders niedrigen Solvenzquoten fortgesetzt. Analog zum bisherigen Vorgehen werden die Kursentwicklungen derjenigen Unternehmen betrachtet, die die 25 % der niedrigsten Solvenzquoten aufweisen.

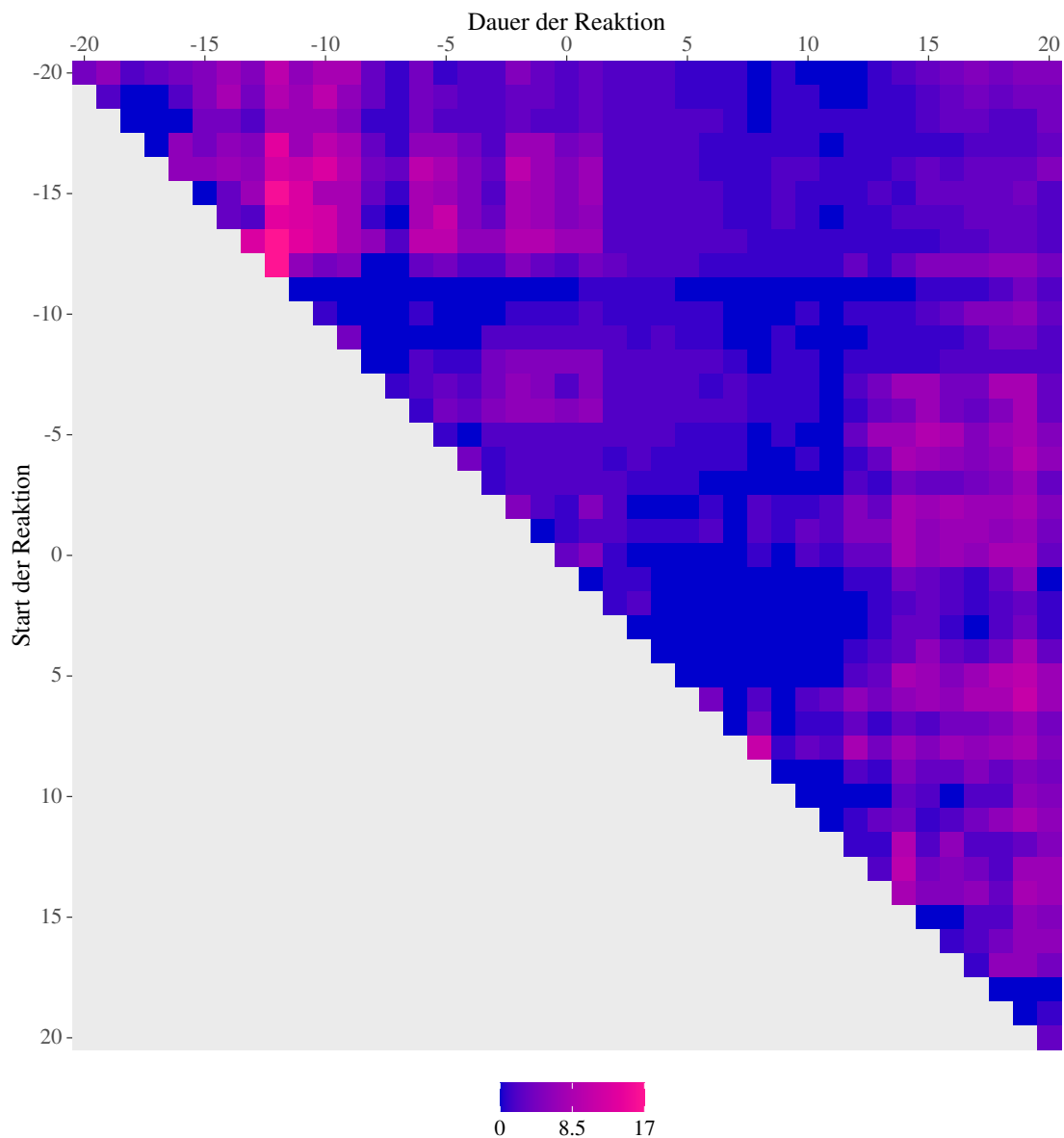


Abbildung 5.10: Heatmap der Reaktionen der Aktionäre auf die Veröffentlichung von SFCRs mit einer hohen berichteten Solvenzquote

### 5.3.2.2 Ergebnisse für besonders niedrige Solvenzquoten

Hinsichtlich der Auswirkungen besonders niedriger berichteter Solvenzquoten zeigen die Teilabbildungen 5.11(a) und 5.11(b) eine negative Entwicklung der CAAR in den Jahren 2018, 2019 und 2021 im Vorfeld der Veröffentlichung, wobei dieser Trend nur in den Jahren 2018 und 2021 bis zum Ende des Ereignisfensters anhält, während die CAAR im Jahr 2019 nach dem Ereignistag deutlich ansteigen. So beträgt die CAAR[0;20] in den Jahren 2017 und 2019 ca. 4,5 %. Im Jahr 2020 ist kein eindeutiger Antizipationseffekt zu sehen. Auch in diesem Jahr stellt sich im Nachgang der Veröffentlichung in der zweiten Woche ein negativer Ankündigungseffekt ein, der wie in den Jahren 2018 und 2021  $-2\%$  bis  $-3\%$  beträgt. Über das gesamte Ereignisfenster betrachtet fallen die abnormalen Renditen in den Jahren 2018 und 2021 auf ca.  $-5\%$  bis  $-7\%$ , während sie im Jahr 2017 auf über  $7\%$  steigen.

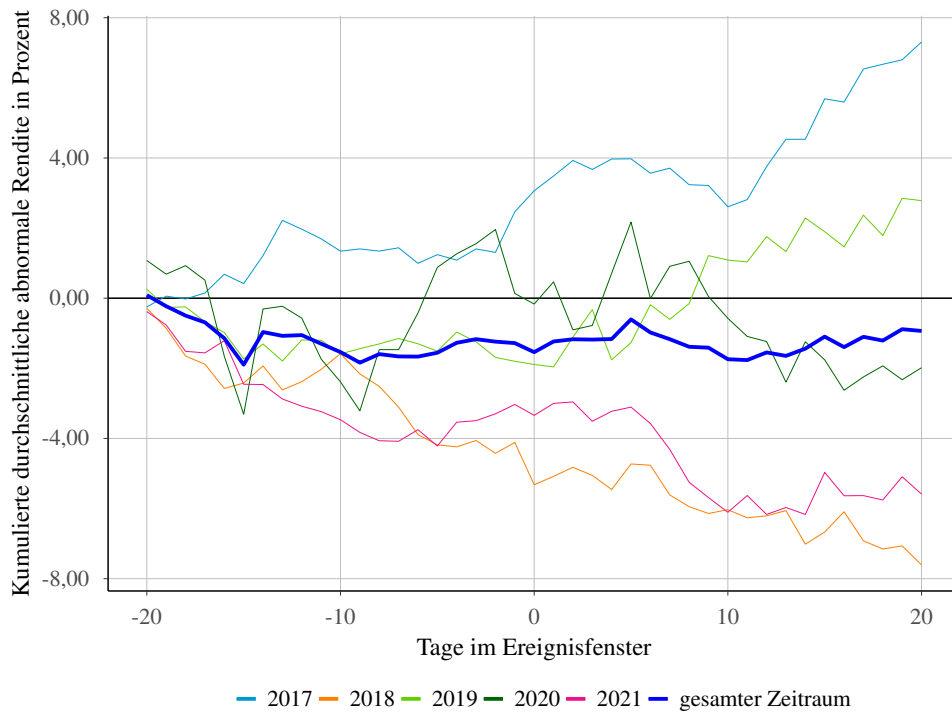
Anders als im vorhergehenden Abschnitt lohnt sich für sehr niedrige Solvenzquoten die Betrachtung der berichteten und der unadjustierten Kennzahl, da die Teilstichproben größere Unterschiede aufweisen. Diese entstehen, da es einigen Versicherern durch Übergangsmaßnahmen und die Volatilitätsanpassung gelingt, von sehr niedrigen, teils sogar negativen unadjustierten Solvenzquoten auf berichtete Solvenzquoten im Mittelfeld zu kommen.<sup>1086</sup>

Für die Teilstichprobe der 25 % der Versicherer mit den niedrigsten unadjustierten Solvenzquoten zeigt Teilabbildung 5.12(a) für das Jahr 2017 eine ähnlich positive, aber deutlich schwächere Entwicklung als für berichtete Solvenzquoten. Die fallenden CAAR im Vorfeld der Veröffentlichung aus der Teilstichprobe der berichteten Solvenzquoten finden sich für die Jahre 2018 und 2019 auch in dieser Teiluntersuchung wieder. Nach der Veröffentlichung der SFCRs bildet sich der stark negative Trend, der für die berichteten Solvenzquoten beobachtet werden konnte, jedoch erst drei Wochen später aus und ist deutlich schwächer ausgeprägt (siehe Teilabbildung 5.12(b)). Auch der stark positive Ankündigungseffekt, der im Jahr 2019 für berichtete Solvenzquoten beobachtet werden konnte, ist nun kaum mehr auszumachen, da die AAR um die Nulllinie herum schwanken. Umgekehrt verhält es sich für das Jahr 2020: Während sich hier für berichtete Solvenzquoten kein klarer Trend herausbildet, fallen die CAAR für unadjustierte Solvenzquoten im Vorfeld der Veröffentlichung deutlich und verbleiben bis zum Ende des Ereignisfensters auf diesem Niveau. Der Antizipationseffekt für die berichteten Solvenzquoten im Jahr 2021 ist für die unadjustierten Zahlen nicht mehr zu sehen. Dagegen ist für beide Teilstichproben im Nachgang der Veröffentlichung der SFCRs eine negative Reaktion der Aktionäre sichtbar. Abgesehen von dieser negativen Entwicklung im Jahr 2021 und der sehr positiven Reaktion im Jahr 2017 bilden sich für unadjustierte Solvenzquoten jedoch kaum beständige Trends nach der Veröffentlichung aus. Die Reaktion der Aktionäre auf die unadjustierte Solvenzquote fällt somit deutlich geringer aus als auf die berichtete Kennzahl, konnten hier doch sowohl für 2017 als auch für 2019 stark positive und in den übrigen Jahren stark negative abnormale Renditen nach der Veröffentlichung der SFCRs beobachtet werden. Diese Ergebnisse widersprechen denjenigen von GATZERT und HEIDINGER (2019), die eine stärkere Reaktion auf unadjustierte Solvenzquoten feststellen. Allerdings unterbleibt im Rahmen dieser Arbeit die Analyse der Einflussfaktoren auf die abnormalen Renditen, sodass keine abschließende Aussage möglich ist.<sup>1087</sup>

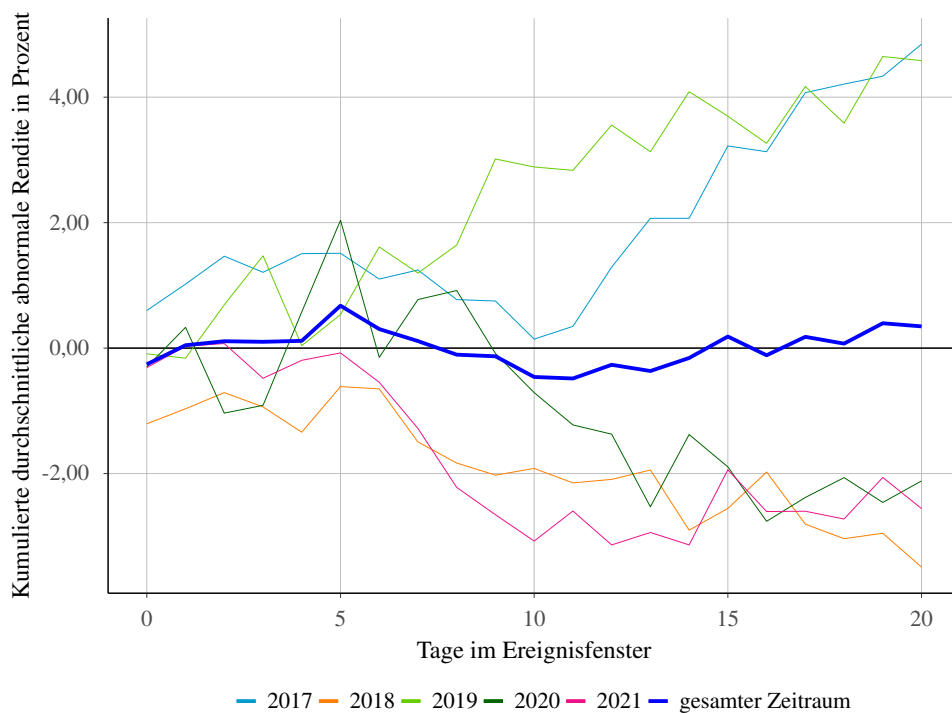
<sup>1086</sup>Beispielsweise weist die Just Group plc im Jahr 2016 trotz einer unadjustierten Solvenzquote in Höhe von  $-56\%$  eine berichtete Solvenzquote von  $151\%$  auf. Vgl. JUST GROUP PLC (2017), S. 76.

<sup>1087</sup>Vgl. GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 8, 14, 17–18.

5 Ergebnisse der empirischen Untersuchung



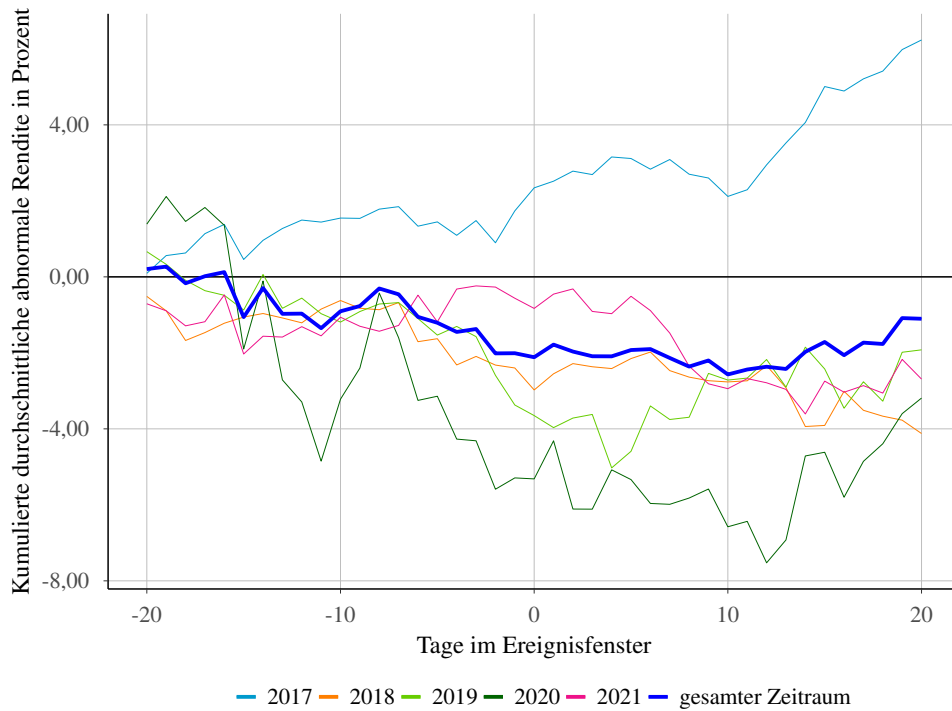
(a) Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite im gesamten Ereignisfenster



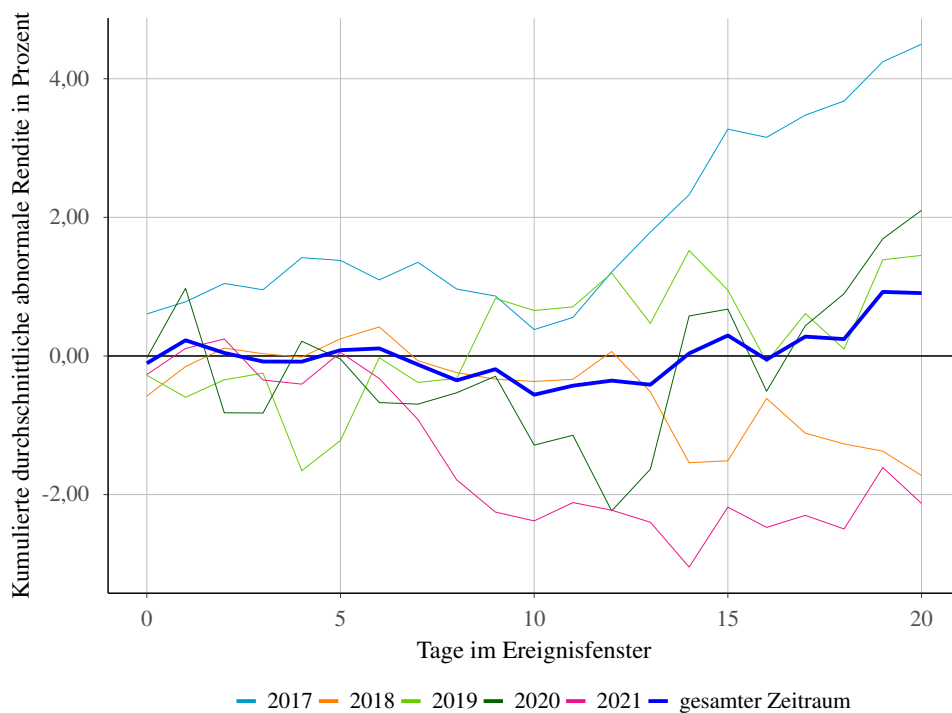
(b) Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite nach der Veröffentlichung der SFCRs

Abbildung 5.11: Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite der negativen SFCRs, 25 % der niedrigsten berichteten Solvenzquoten

### 5.3 Ereignisstudie zur Veröffentlichung der Solvency and Financial Condition Reports



(a) Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite im gesamten Ereignisfenster



(b) Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite nach der Veröffentlichung der SFCRs

Abbildung 5.12: Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite der negativen SFCRs, 25 % der niedrigsten unadjustierten Solvenzquoten

## 5 Ergebnisse der empirischen Untersuchung

Über alle Jahre hinweg fällt die abnormale Rendite im Antizipationszeitraum für berichtete Solvenzquoten auf  $-1,280\%$  ( $-1,598\%$ ), ist jedoch nicht signifikant. Dagegen sinkt die CAAR für unadjustierte Solvenzquoten im gleichen Zeitraum relativ monoton bis auf  $-2,010\%$  ( $-0,604\%$ ) und ist signifikant auf dem 10 %-Niveau (nicht-parametrischer Test).<sup>1088</sup> In Folge der Veröffentlichung von SFCRs mit einer niedrigen berichteten Solvenzquote sind die AAR nur schwach ausgeprägt und wechseln häufig das Vorzeichen, sodass nur in der zweiten Woche signifikant negative Reaktionen beobachtet werden können. Mit  $CAAR[6; 11] = -1,160\%$  ( $-0,533\%$ ) ist der Effekt jedoch klein, obwohl das Signifikanzniveau 5 % beträgt. Für unadjustierte Solvenzquoten sind nur punktuell signifikante Reaktionen beobachtbar.

Im Jahr 2017 entwickeln sich die abnormalen Renditen entgegen der Erwartung. So beträgt der Antizipationseffekt für berichtete Quoten  $CAAR[-20; -1] = 2,464\%$  ( $-0,224\%$ )<sup>1089</sup> und für unadjustierte Quoten  $CAAR[-20; -1] = 1,736\%$  ( $1,611\%$ ). Am Ende des Ereignisfensters weitet sich der Ankündigungseffekt auf  $CAAR[0; 20] = 4,845\%$  ( $2,589\%$ ) für berichtete bzw. auf  $CAAR[0; 20] = 4,498\%$  ( $3,858\%$ ) für unadjustierte Solvenzquoten aus. Aufgrund des unerwarteten Vorzeichens zeigen die Signifikanztests keine signifikante Reaktion an, die Höhe der abnormalen Renditen deutet jedoch auf eine starke Reaktion der Aktionäre hin.<sup>1090</sup> Am Ereignistag ist die AAR mit  $0,600\%$  ( $0,126\%$ ) bzw.  $0,606\%$  ( $0,609\%$ ) gering, sodass sich der Effekt erst in den letzten beiden Wochen des Ereignisfensters aufbaut. Dies spricht wiederum dafür, dass Investoren im ersten Jahr der Veröffentlichung der SFCRs einige Zeit benötigten, um die Inhalte zu erfassen und darauf zu reagieren. Interessanterweise fällt die positive Reaktion der Aktionäre für niedrige Solvenzquoten höher aus als für hohe Quoten. Aktionäre scheinen somit im ersten Jahr eine niedrige Solvenzquote stärker wertzuschätzen als einen hohen Wert, da das Vorhalten eines geringeren Kapitalpuffers die Rentabilität der Versicherer erhöht.

Diese Ergebnisse widersprechen denjenigen von GATZERT und HEIDINGER (2019), die negative abnormale Renditen in Folge der Veröffentlichung von Solvenzberichten mit niedrigen unadjustierten Solvenzquoten beobachten. So beträgt in Tabelle 5.12 die Differenz zwischen den Mittelwerten ca. 4 p.p. und zwischen den Medianen 2 p.p. Während jedoch bei GATZERT und HEIDINGER (2019) die abnormalen Renditen erwartungsgemäß negativ und auf dem 5 %-Niveau signifikant sind, sind sie in der vorliegenden Untersuchung in diesem Zeitraum positiv, sodass keine Aussage über die Signifikanz möglich ist. Da in der positiven Teilstichprobe die CAAR im Jahr 2017 nur schwach steigen und in der Gesamtstichprobe stark, müssen die CAAR der negativen Teilstichprobe positiv sein, um diesen Gesamteffekt hervorzurufen. Diese divergierenden Resultate müssen auf die in den Abschnitten 4.3.1 und 4.3.3.1 beschriebenen Unterschiede bei der Zusammensetzung der (Teil-)Stichprobe zurückzuführen sein. Die Ergebnisse von Ereignisstudien scheinen somit sehr sensitiv auf die betrachtete Stichprobe zu reagieren.

Im Jahr 2018 tritt erneut ein deutlicher Antizipationseffekt auf, diesmal in der erwarteten Richtung. Im Zeitraum  $[-20; -1]$  fällt die abnormale Rendite auf  $-4,114\%$  ( $-3,844\%$ ) für berichtete Solvenzquoten und ist auf dem 5 %-Niveau signifikant bzw. auf  $-2,398\%$  ( $0,117\%$ ) im Fall der unadjustierten Solvenzquoten, jedoch nur nach dem nicht-parametrischen Signifikanztest schwach signifikant auf dem 10 %-Niveau.<sup>1091</sup> Am Ereignistag selbst beträgt die AAR hoch signifikante  $-1,206\%$  ( $-1,258\%$ ) in der ersten Teilstichprobe, während sie für unadjustierte Solvenzquoten nur  $-0,578\%$  ( $-0,565\%$ ) beträgt

<sup>1088</sup> Aufgrund des geringen Stichprobenumfangs von 8 – 10 Versicherern pro Jahr ist im Rahmen dieser Teiluntersuchungen die Einschätzung des nicht-parametrischen GRANK-Tests dem parametrischen Test vorzuziehen.

<sup>1089</sup> Der leicht negative Median deutet darauf hin, dass die im Durchschnitt positive Reaktion auf Ausreißer in der Teilstichprobe zurückzuführen ist.

<sup>1090</sup> Während die Reaktion auf berichtete Solvenzquoten uneinheitlich ausfällt, was sich in Diskrepanzen zwischen Mittelwert und Median aufgrund von Ausreißern äußert, liegt für die unadjustierten Solvenzquoten eine homogenere Reaktion vor.

<sup>1091</sup> Da es diesmal für die berichteten Solvenzquoten zu einer homogenen Reaktion kommt als für die unadjustierte Kennzahl, ist der für das Jahr 2017 beobachtete Effekt scheinbar nicht persistent.

### 5.3 Ereignisstudie zur Veröffentlichung der Solvency and Financial Condition Reports

Tabelle 5.12: Vergleich der CAAR für die Teilstichproben mit niedrigen unadjustierten Solvenzquoten in Prozent zwischen der vorliegenden Arbeit und den Ergebnissen von GATZERT und HEIDINGER (2019)

Es werden unterschiedliche Verfahren zur statistischen Signifikanztestung eingesetzt: parametrischer Signifikanztest: \*/\*\*/\*\*; nicht-parametrischer Signifikanztest: o/oo/ooo bei einem Signifikanzniveau von 10%/5%/1%. Vgl. GATZERT und HEIDINGER (2019), S. 14.

	Intervall	CAAR in GATZERT und HEIDINGER (2019)	CAAR in der vorliegenden Arbeit
Mittelwert	[0; 5]	-2,49 <sub>oo</sub> **	1,379
Median	[0; 5]	-1,86 <sub>oo</sub> **	0,469

und nicht signifikant ist. Nach dem Ereignistag fallen die abnormalen Renditen für berichtete Solvenzquoten weiter bis auf -3,490 % (-1,404 %) im Intervall [0; 20], signifikant auf dem 10 %-Niveau. Für die unadjustierte Kennzahl schwächt sich der Effekt nach dem Ereignistag ab, sodass die korrespondierende CAAR[0; 20] -1,725 % (-1,639 %) beträgt. Allerdings ist diese CAAR nicht signifikant. Lediglich gegen Ende der dritten Handelswoche findet sich für unadjustierte Quoten eine hoch signifikante AAR in Höhe von -1,022 % (-0,788 %), die sich auch auf die umliegenden CAAR auswirkt.

Der Antizipationseffekt im Jahr 2019 ist vor allem drei Wochen vor dem Ereignis zum Teil hoch signifikant. Zum Zeitpunkt  $t = -19$  kann für berichtete Solvenzquoten eine hoch signifikante AAR in Höhe von -0,520 % (-0,601 %) beobachtet werden. Für unadjustierte Solvenzquoten stellt sich dagegen erst zum Zeitpunkt  $t = -13$  eine hoch signifikante AAR in Höhe von -0,890 % (-0,836 %) ein. Diese punktuellen Effekte führen in beiden Fällen zu Signifikanzen auf dem 5 %- bzw. 1 %-Niveau. So beträgt die CAAR[-19; -13] -2,046 % (-2,987 %) für berichtete und -1,492 % (-1,654 %) für unadjustierte Solvenzquoten. Da sich der Effekt für berichtete Solvenzquoten abschwächt und die CAAR in der Woche vor der Veröffentlichung nicht mehr signifikant sind, ist jedoch fraglich, ob es sich tatsächlich um eine Antizipation der Veröffentlichung der SFCRs handelt. Für unadjustierte Solvenzquoten hält der negative Effekt bis zum Ereignistag an und verstärkt sich zusehends (z. B. CAAR[-19; -1] = -4,036 % (-2,218 %), signifikant auf dem 5 %-Niveau). So sind die CAAR vor allem in der Woche vor dem Ereignis hoch signifikant. Am Ereignistag und in den Wochen danach sind die abnormalen Renditen jedoch sehr klein und volatil, sodass kein nachhaltiger Ankündigungseffekt konstatiert werden kann. Dagegen steigen die CAAR für berichtete Solvenzquoten im Nachgang der Veröffentlichung bis auf 4,582 % (4,160 %) am Ende des Ereignisfensters. Aufgrund des Vorzeichens ist keine Aussage über die Signifikanz möglich, jedoch ist aufgrund der absoluten Höhe von einer deutlichen Reaktion auszugehen.

Im Jahr 2020 bilden sich für berichtete Solvenzquoten kaum signifikante Effekte heraus. Obwohl die CAAR beispielsweise im Zeitintervall [-19; -9] bis auf -4,288 % (-1,322 %) fällt,<sup>1092</sup> ist sie nur auf dem 10 %-Niveau signifikant. Dies deutet auf ein volatiles Marktumfeld hin, in dem auch hohen abnormalen Renditen keine außergewöhnliche Bedeutung beigemessen wird. Dagegen bildet sich am Tag  $t = -14$  eine stark positive AAR in Höhe von 3,004 % (0,985 %) heraus, die zu einer CAAR[-14; -2] = 5,269 % (0,881 %) führt. Die stark schwankenden AAR sind ein weiteres Indiz für die auf dem Kapitalmarkt vorherrschende Volatilität. Aufgrund des Vorzeichens ist erneut keine Aussage bezüglich der

<sup>1092</sup>Die große Differenz zwischen Mittelwert und Median weist auf den Einfluss von Ausreißern hin.

## 5 Ergebnisse der empirischen Untersuchung

Signifikanz möglich und die hohe Volatilität lässt keine zuverlässige Einschätzung der Relevanz zu. Wie bereits Teilabbildung 5.12(a) vermuten ließ, bildet sich für unadjustierte Solvenzquoten trotz des kurzen Anstiegs der abnormalen Renditen zwei Wochen vor dem Ereignis ein hoch signifikant negativer Antizipationseffekt aus. Die  $CAAR[-20; -1]$  fallen auf  $-5,291\%$  ( $-6,713\%$ ) und sind auf dem 5 %-Niveau signifikant. Am Ereignistag und in den darauf folgenden Wochen schwächt sich die Reaktion deutlich ab. Abgesehen von wenigen  $CAAR$  in der zweiten und dritten Woche nach der Veröffentlichung der SFCRs ist kein signifikanter Ankündigungseffekt nachweisbar.<sup>1093</sup> Auch für berichtete Solvenzquoten können keine signifikanten Effekte im Nachgang der Veröffentlichung nachgewiesen werden, obwohl die  $AAR$  an einigen Zeitpunkten weniger als  $-2\%$  betragen.

Im darauf folgenden Jahr werden für berichtete Solvenzquoten vor allem drei Wochen vor der Veröffentlichung hoch signifikante, negative  $CAAR$  in Höhe von  $-2\%$  bis  $-3\%$  beobachtet. Obwohl die abnormalen Renditen auch in den folgenden Wochen fallen, nimmt ihre Signifikanz ab, sodass die  $CAAR[-20; -5] = -4,215\%$  ( $-3,603\%$ ) zwar vom parametrischen Testverfahren nur auf dem 10 %-Niveau als signifikant eingestuft wird, vom aussagekräftigeren nicht-parametrischen Test jedoch auf dem 5 %-Niveau. In der Woche vor der Veröffentlichung sinkt die Signifikanz aufgrund der leicht steigenden  $AAR$  weiter. Da auch in der Woche nach der Veröffentlichung keine eindeutigen Ergebnisse festzustellen sind, scheint es speziell in der Nähe des Ereignistages zu keiner nennenswerten Reaktion der Aktionäre zu kommen. So kann zwar am dritten Handelstag eine signifikante  $AAR$  in Höhe von  $-0,553\%$  ( $-0,619\%$ ) beobachtet werden, aber erst ab der zweiten Handelswoche fallen die  $AAR$  weiter und führen mit einer hoch signifikanten  $CAAR[0; 14] = -3,137\%$  ( $-0,835\%$ ) zu einem deutlichen Ankündigungseffekt. Über das vollständige Ereignisfenster ist die Reaktion für berichtete Solvenzquoten mit ca.  $-5\%$  doppelt so hoch wie für unadjustierte Quoten. Für letztere wechselt die  $(C)AAR$  immer wieder das Vorzeichen, sodass sich im Vorfeld der Veröffentlichung kein beständiger Trend herausbildet. Erneut ist erst  $AAR_{t=3} = -0,592\%$  ( $-0,599\%$ ) auf dem 5 %-Niveau signifikant. Die kumulierten Effekte entsprechen überwiegend denjenigen für die berichteten Solvenzquoten. So können erst gegen Ende der zweiten Handelswoche signifikante  $CAAR$  nachgewiesen werden, z. B. eine auf dem 5 %-Niveau signifikante  $CAAR[2; 10] = -2,488\%$  ( $-1,973\%$ ). Für ab dem Ereignistag kumulierte mittlere abnormale Renditen können schwach signifikante Reaktionen gar erst in der dritten Handelswoche festgestellt werden, wobei das globale Minimum erneut bei  $CAAR[0; 14] = -3,045\%$  ( $-2,668\%$ ) liegt. Die Ursache für die über das komplette Ereignisfenster sehr unterschiedlichen Ergebnisse ( $-2,5\%$  vs.  $-5\%$ ) liegt somit vor dem Veröffentlichungstag, da die Entwicklung nach dem Ereignistag starke Übereinstimmungen aufweist.

Insgesamt sind die Ergebnisse für niedrige berichtete Solvenzquoten differenzierter als für unadjustierte. Während die  $CAAR$  im Jahr 2017 über das gesamte Ereignisfenster für unadjustierte Quoten auf ca.  $6\%$  steigen, sind es für berichtete Quoten sogar ca.  $7\%$ . In beiden Fällen sind die  $AAR$  im Vorfeld positiv, während nach dem Ereignis die positive Entwicklung erst zwei Wochen später einsetzt. Über die Signifikanz ist keine Aussage möglich, aber aufgrund der Höhe der abnormalen Renditen ist der Effekt erwähnenswert. Eine Erklärung für diese der Erwartung entgegenlaufende Entwicklung könnte sein, dass Aktionäre eine geringe Solvenz der Versicherer wertschätzen, solange die Quote über  $100\%$  liegt, da kein unnötiges Risikokapital vorgehalten wird. Allerdings unterschreiten in der Stichprobe drei Versicherer mit ihrer unadjustierten Solvenzquote die  $100\%$ -Marke, obwohl sie im Bericht den Grenzwert einhalten. Die Ergebnisse der beiden Teilstichproben spiegeln dies jedoch nicht wider und unterscheiden sich nur geringfügig. Andererseits können für hohe berichtete Solvenzquoten zwar positive, aber keine signifikanten  $CAAR$  festgestellt werden. Dies entspricht zwar zahlreichen früheren empirischen Befunden, sticht jedoch im Zusammenhang mit der Reaktion auf sehr niedrige Solvenzquoten hervor.

<sup>1093</sup>Lediglich für  $t = 12$  kann eine (hoch) signifikante  $AAR$  in Höhe von  $-1,091\%$  ( $-0,749\%$ ) beobachtet werden.



### 5.3 Ereignisstudie zur Veröffentlichung der Solvency and Financial Condition Reports

Auch die negative Entwicklung des Jahres 2018 ist für berichtete Solvenzquoten deutlich stärker ausgeprägt als für unadjustierte und beträgt ca.  $-7\%$  statt ca.  $-4\%$ . Für sehr niedrige Solvenzquoten ist somit sowohl der Antizipations- als auch der Ankündigungseffekt negativ. Erstaunlicherweise kommt es auch für sehr hohe Solvenzquoten nach einem schwach ausgeprägten Antizipationseffekt zu einer extrem negativen Entwicklung. Nach der durchweg positiven Reaktion des Jahres 2017 deutet die nun beobachtete überwiegend negative Reaktion darauf hin, dass neben den Informationen über die Solvenz der Versicherer vor allem andere Faktoren wie das allgemeine Marktsentiment eine Rolle zu spielen scheinen. Dies sollte zwar eigentlich im Rahmen einer Ereignisstudie durch die Bildung von Überrenditen über die allgemeine Marktentwicklung abgebildet werden, jedoch könnte es zu branchenweiten Effekten kommen, die von anderen Faktoren getrieben werden als den veröffentlichten SFCRs.

Im Vorfeld der Veröffentlichung kommt es im Jahr 2019 vier Wochen vor dem Ereignis bei der Betrachtung berichteter Solvenzquoten zu einer negativen Reaktion, die sich jedoch in den folgenden Wochen nicht verstärkt und nach der Veröffentlichung der SFCRs zu einem extrem positiven Ankündigungseffekt entwickelt. Für unadjustierte Solvenzquoten kommt es dagegen zu einer kontinuierlich negativen Antizipation des bevorstehenden Ereignisses, während im Anschluss kein deutlicher Ankündigungseffekt beobachtet werden kann. Auch für sehr hohe Solvenzquoten zeigt sich vor allem vor dem Ereignis eine starke Reaktion, die im Nachgang nicht mehr nachweisbar ist.

Während die AAR für niedrige berichtete Solvenzquoten im Jahr 2020 über das gesamte Ereignisfenster sehr volatil sind und es erst in der zweiten Handelswoche nach der Veröffentlichung zu deutlichen Kursrückgängen kommt, die jedoch nicht signifikant sind, ist für unadjustierte Quoten ein signifikant negativer Antizipationseffekt beobachtbar. Allerdings können auch hier keine signifikanten Ankündigungseffekte nachgewiesen werden. Anders verhält es sich für sehr hohe Solvenzquoten, für die im Vorfeld ein stark negativer Antizipationseffekt beobachtet werden kann, der im Nachgang der Veröffentlichung wieder aufgeholt wird und für einen signifikant positiven Ankündigungseffekt sorgt.

Für das Jahr 2021 bildet sich für niedrige unadjustierte Solvenzquoten im Vorfeld der Veröffentlichung kein signifikanter Antizipationseffekt heraus, während für niedrige berichtete Solvenzquoten vor allem zwei bis drei Wochen vor dem Ereignis ein signifikant negativer Antizipationseffekt nachgewiesen werden kann. Nach der Veröffentlichung der SFCRs fallen die CAAR in beiden Teiluntersuchungen erst relativ spät auf ca.  $-3\%$ , wobei der Effekt nur für berichtete Solvenzquoten als hoch signifikant eingestuft wird, während er für unadjustierte Solvenzquoten nur schwach signifikant ausgeprägt ist. Somit reagieren die Aktionäre erneut deutlicher auf die berichteten als auf die unadjustierten Solvenzquoten. Entgegen der Erwartungen fallen die AAR nach der Veröffentlichung der SFCRs auch für hohe Solvenzquoten, wobei auch in diesem Fall kein nachhaltiger Antizipationseffekt nachgewiesen werden kann.

Die Auswertung der Reaktionszeiten nach sehr niedrigen berichteten Solvenzquoten ergibt für  $T_{min}^{CAAR}$  6 bis 7 Handelstage für die Jahre 2020 und 2021. Im Jahr 2018 betragen  $T_{min}^{CAAR}$  und  $T_{min}^{AAR}$  0. In den übrigen Jahren schwankt  $T_{min}^{AAR}$  von 3 bis 18 Handelstagen und folgt keinem sichtbaren Trend. Für die unadjustierten Solvenzquoten beträgt  $T_{min}^{CAAR}$  im Jahr 2021 9 Handelstage.  $T_{min}^{AAR}$  schwankt in den Jahren 2018 bis 2021 zwischen 3 und 10 Handelstagen, erneut ohne erkennbaren Trend.

Für besonders niedrige Solvenzquoten zeigen Abbildungen 5.13 und 5.14, dass mit einem Maximalwert von 16 (80 % des maximal möglichen Werts) die Reaktion auf berichtete Solvenzquoten deutlich signifikanter ausfällt als auf unadjustierte Solvenzquoten, die mit einem Maximalwert von 9 lediglich 45 % des maximal möglichen Werts erreichen. Ein Signifikanzwert von 16 für berichtete Solvenzquoten ist überdurchschnittlich hoch. Umso bemerkenswerter ist, dass sich trotz dieser starken Reaktion keine gut definierten Cluster mit klar abgegrenzten Rändern bilden.

## 5 Ergebnisse der empirischen Untersuchung

Die erste Reaktion auf berichtete Solvenzquoten tritt drei Wochen vor der Veröffentlichung der SFCRs auf und hält bis ca. zwei Wochen nach dem Ereignis an. Die zweite größere Reaktion ist eine Woche vor der Veröffentlichung zu beobachten. Obwohl kein Antizipationseffekt erwartet wird, ist dennoch in nahezu allen Jahren eine deutliche Kursbewegung vor der Bekanntgabe der SFCRs mit sehr niedrigen Solvenzquoten beobachtbar. Außer im Jahr 2017 entspricht das Vorzeichen den Erwartungen. Für besonders hohe Solvenzquoten ist der Antizipationseffekt in Abschnitt 5.3.2.1 dagegen deutlich schwächer ausgeprägt, weniger eindeutig und verläuft häufiger entgegen der Erwartung (2020 und 2021).

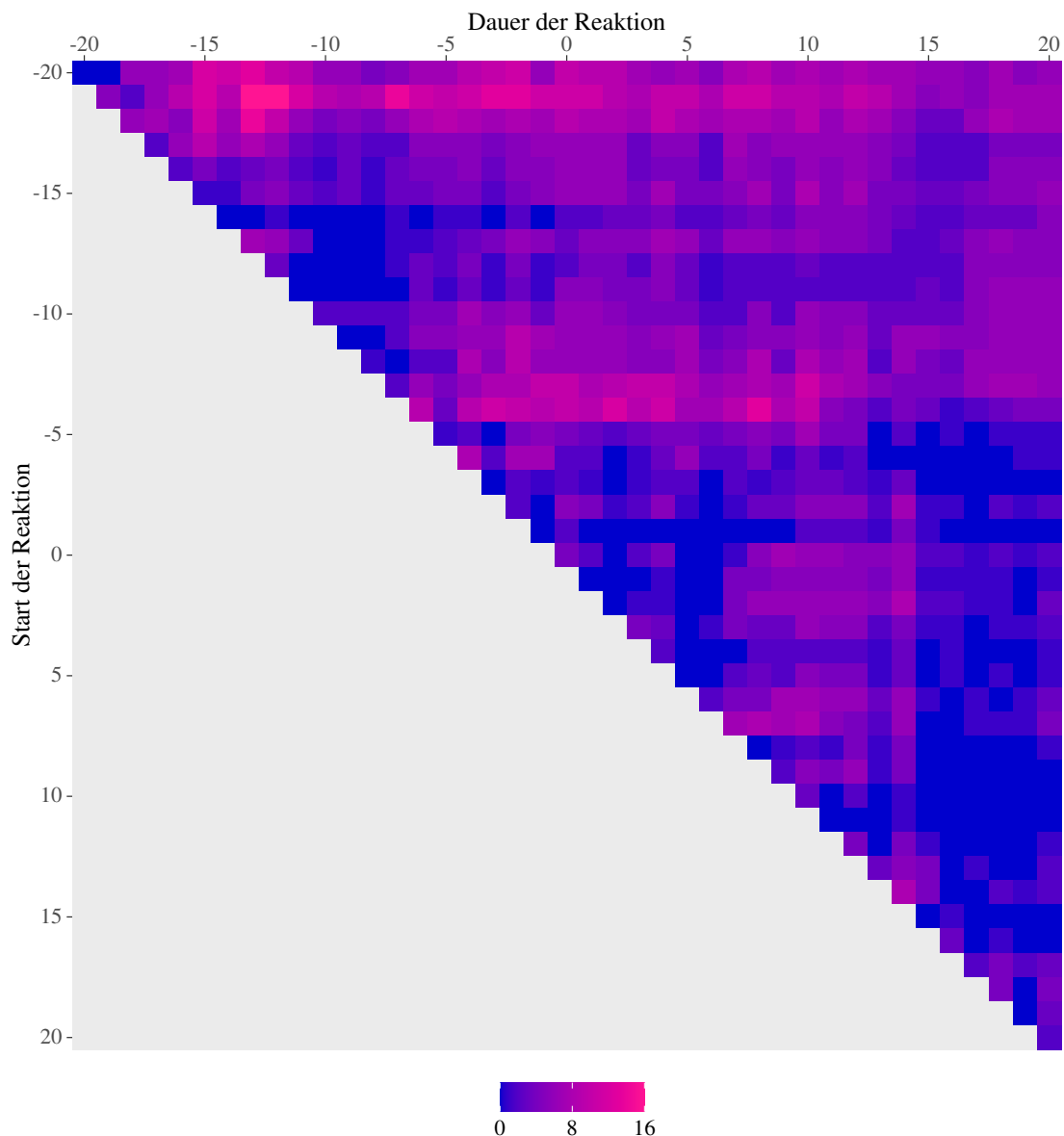


Abbildung 5.13: Heatmaps der Reaktionen auf die Veröffentlichung von SFCRs, 25 % der niedrigsten berichteten Solvenzquoten

### 5.3 Ereignisstudie zur Veröffentlichung der Solvency and Financial Condition Reports

Nach der Veröffentlichung beginnt erst Mitte der zweiten Woche ein Ankündigungseffekt, ist jedoch nicht so signifikant wie die Antizipationseffekte im Vorfeld der Veröffentlichung. Bei der Betrachtung niedriger berichteter Solvenzquoten entwickeln sich nur die abnormalen Renditen der Jahre 2018, 2020 und 2021 entsprechend den Erwartungen deutlich negativ, während sie für 2017 und 2019 stark ansteigen. Für niedrige unadjustierte Solvenzquoten scheinen die Investoren nur in den Jahren 2017 und 2021 eine nennenswerte Reaktion zu zeigen, wobei die positive Entwicklung der CAAR im Jahr 2017 deutlich stärker ausfällt als die negative Entwicklung im Jahr 2021. In den anderen Jahren ist dagegen kein eindeutiger Effekt feststellbar. Für hohe Solvenzquoten steigen die CAAR ebenfalls nur 2020 erwartungsgemäß an, da der schwach positive Effekt im Jahr 2017 nicht signifikant ist. Im Jahr 2019 ist keine Reaktion beobachtbar und 2018 und 2021 fallen die abnormalen Renditen.

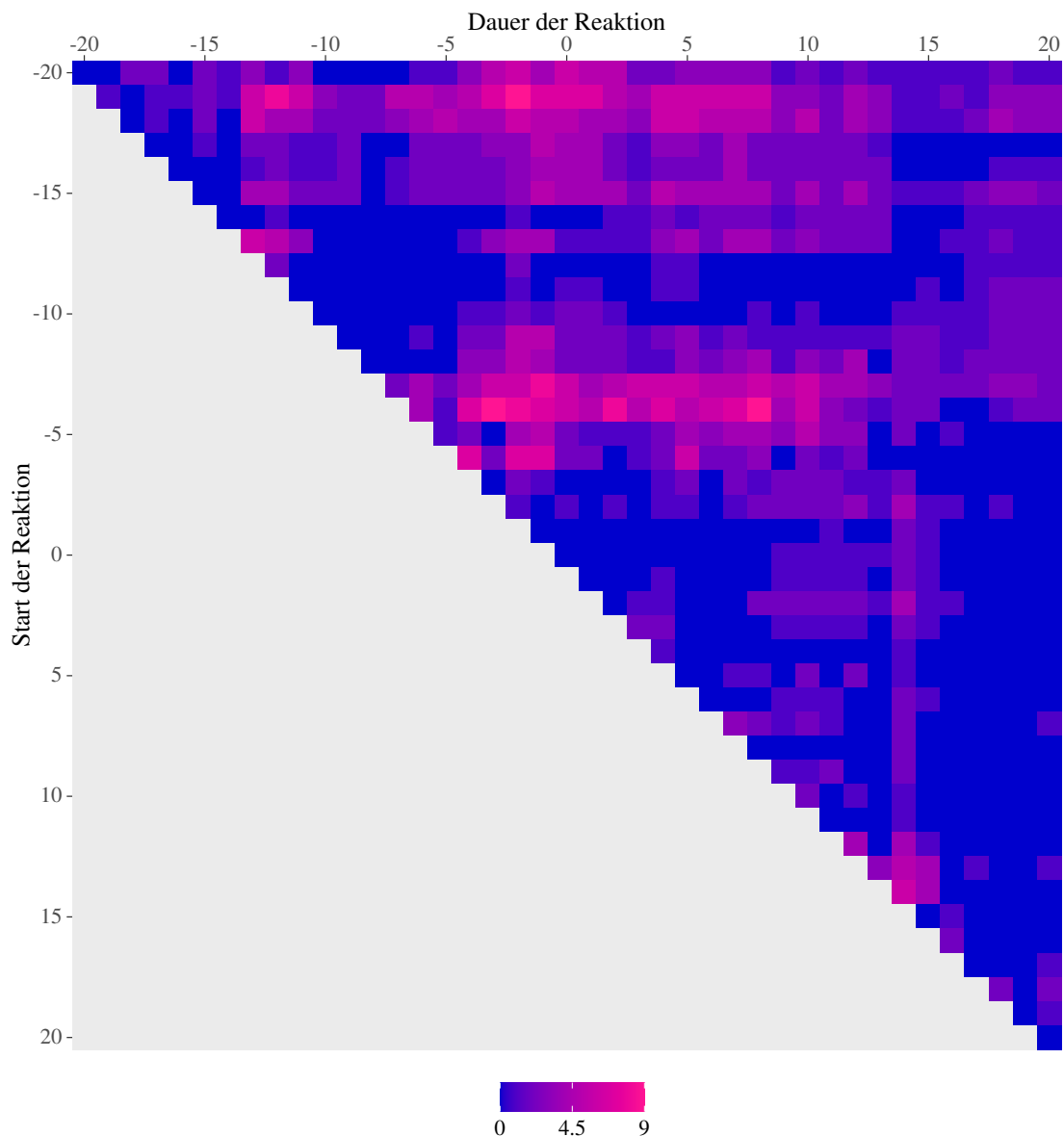


Abbildung 5.14: Heatmaps der Reaktionen auf die Veröffentlichung von SFCRs, 25 % der niedrigsten unadjustierten Solvenzquoten

## 5 Ergebnisse der empirischen Untersuchung

Deshalb sind die zeitlichen Verläufe signifikanter abnormaler Renditen für unadjustierte niedrige Solvenzquoten nahezu identisch mit denjenigen für berichtete Kennzahlen, allerdings insgesamt schwächer ausgeprägt. So fällt für besonders niedrige Solvenzquoten die Reaktion der Aktionäre auf die berichtete Solvenzquote deutlicher aus als auf die unadjustierte Kennzahl. Wiederum bemerkenswert ist, dass sich dafür die Cluster deutlicher von insignifikanten Phasen abheben und differenzierter erscheinen. So wird in Abbildung 5.14 deutlicher zwischen nicht signifikanten und sehr signifikanten Reaktionen unterschieden, während Abbildung 5.13 auch zahlreiche Bereiche mit schwacher Signifikanz ausweist.

Es tritt im gesamten Zeitraum lediglich ein schwach negativer Antizipationseffekt auf, während die CAAR nach der Veröffentlichung der SFCRs nahe der Nulllinie liegen. Die Forschungshypothese H2.B: „Eine niedrige Solvenzquote wird als schlechte Nachricht aufgenommen und führt zu negativen abnormalen Renditen.“ kann deshalb nicht beibehalten werden.

Insgesamt sind die abnormalen Renditen für niedrige unadjustierte Solvenzquoten volatiler als für berichtete. Somit scheinen Aktionäre bei der Beurteilung der absoluten Höhe der Solvenzquoten eher die berichtete als die unadjustierte Kennzahl heranzuziehen, da erstere zu einem größeren Konsens der Aktienkursentwicklung führt. Dies ist erstaunlich, da die um Übergangsmaßnahmen und Volatilitätsanpassung bereinigte Solvenzquote ein exakteres Bild der Risikolage des Versicherers liefert. Jedoch können nur professionelle Investoren diese Kennzahl berechnen und interpretieren, sodass Privatinvestoren erst Zugang zu dieser Information erhalten, wenn sie z. B. von Analysten ausgewertet und in eine Kauf-/Verkaufsempfehlung umgesetzt wurde. Da die berichtete Solvenzquote auch weniger fachkundigen Investoren eine Beurteilung ermöglicht, wie die Solvenzquote im Verhältnis zum Grenzwert 100 % einzuschätzen ist, könnte dies eine Reaktion der breiten Masse hervorrufen.

Die Analyse zeigt auch, dass Investoren eine niedrige Solvenzquote nicht per se als schlechte Nachricht empfinden. Um weitere Erkenntnisse bezüglich der Einschätzungen der Aktionäre zu erhalten, wird im Folgenden die Veränderung der Solvenzquoten zur Unterscheidung von guten und schlechten Nachrichten eingesetzt.

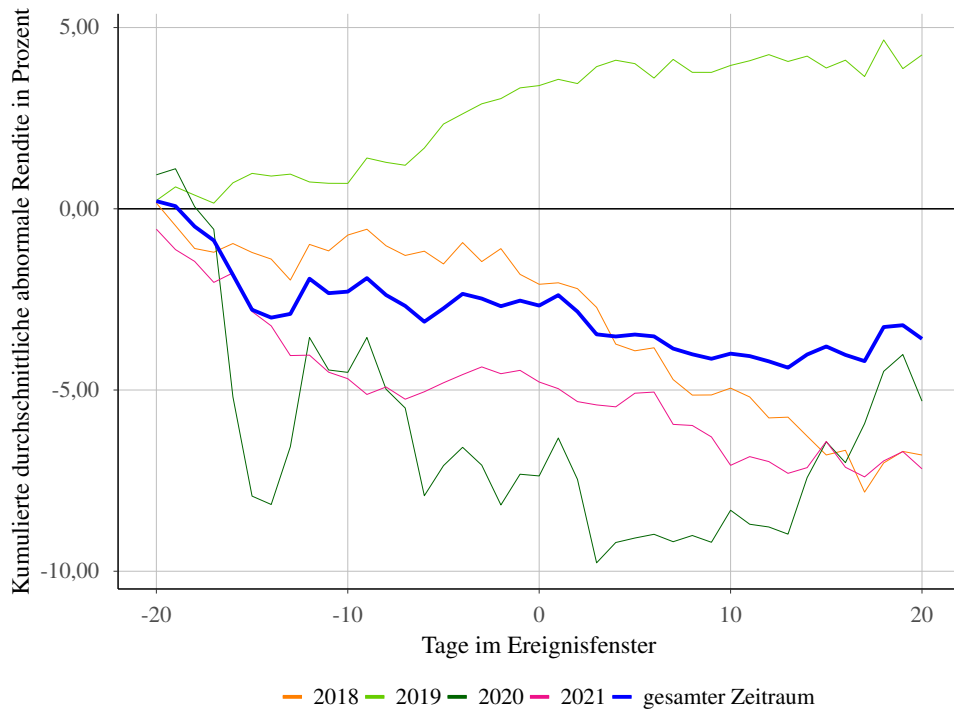
### 5.3.3 Ergebnisse der Teilstichproben auf Basis der Veränderungen der Solvenzquoten

#### 5.3.3.1 Ergebnisse der Teilstichprobe für gestiegene Solvenzquoten

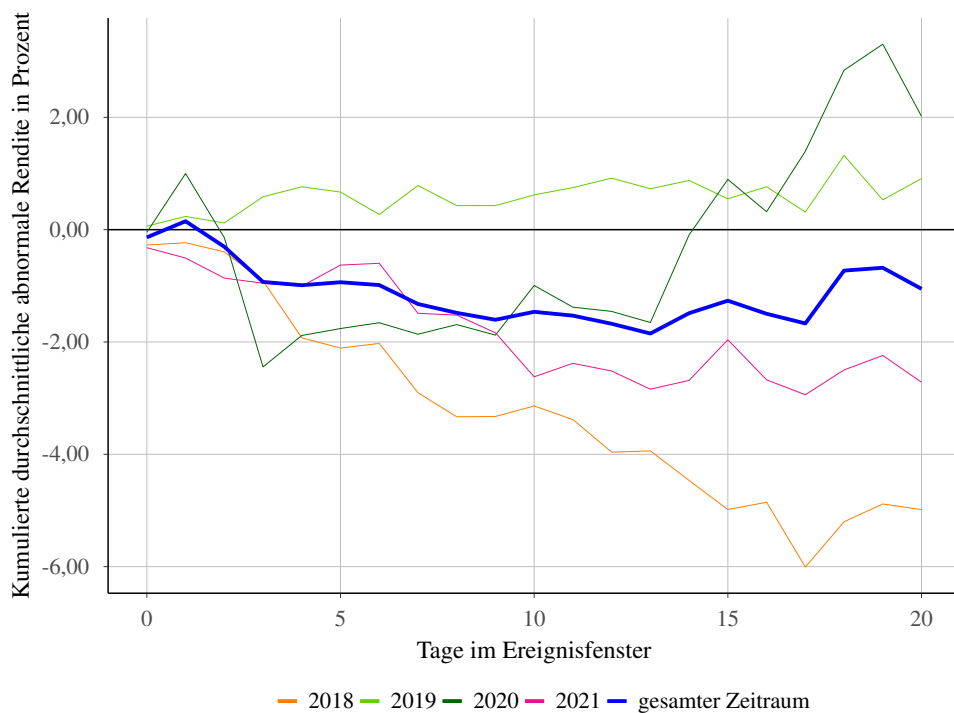
Teilabbildung 5.15(a) zeigt weitestgehend einen negativen Verlauf der abnormalen Renditen im Ereignisfenster. Lediglich das Jahr 2019 sticht mit einer positiven Entwicklung heraus. Für die Periode nach der Veröffentlichung der SFCRs zeigt Teilabbildung 5.15(b) für die Jahre 2018 und 2021 ähnliche, stark negative Kursentwicklungen wie Teilabbildung 5.9(b) für die absolute Höhe der Solvenzquoten. Im Jahr 2019 liegen die abnormalen Renditen nahe der Nulllinie. Abweichend davon zeigen die abnormalen Renditen im Jahr 2020 eine höhere Volatilität, wobei der grundsätzliche Trend aus der Betrachtung der absoluten Solvenzquoten auch für die Teilstichprobe ihrer Veränderungen erhalten bleibt, da erst zwei Wochen nach dem Ereignis ein Anstieg der abnormalen Renditen zu verzeichnen ist.

Über alle Jahre betrachtet verstärkt sich die negative Entwicklung der abnormalen Renditen sowohl vor als auch nach der Veröffentlichung der Solvenzberichte. Die CAAR betragen ca.  $-2\%$  bis  $-3,5\%$  im Vorfeld und  $-1,5\%$  bis  $-2\%$  nach der Veröffentlichung, über das gesamte Ereignisfenster summiert sich der Effekt auf unter  $-4\%$ . Aufgrund der der Forschungshypothese entgegen gerichteten Entwicklung kann keine Aussage bezüglich der Signifikanz getroffen werden.

### 5.3 Ereignisstudie zur Veröffentlichung der Solvency and Financial Condition Reports



(a) Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite im gesamten Ereignisfenster



(b) Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite nach der Veröffentlichung der SFCRs

Abbildung 5.15: Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite der positiven SFCRs, 25 % der höchsten Veränderungen der berichteten Solvenzquoten

## 5 Ergebnisse der empirischen Untersuchung

Im Jahr 2018 sind die meisten *AAR* und in der Folge die darauf aufbauenden *CAAR* negativ. Lediglich zum Zeitpunkt  $t = -12$  findet sich eine auf dem 5 %-Niveau signifikante *AAR* in Höhe von 0,985 % (0,670 %). In den folgenden Tagen kumuliert sich der Effekt auf 1,241 % (0,765 %), lässt danach jedoch wieder deutlich nach. Der Antizipationseffekt beträgt maximal ca.  $-2\%$  und auch nach dem Ereignistag fallen die abnormalen Renditen weiter bis auf ca.  $-5\%$  im Intervall  $[0; 20]$ .

Lediglich das Jahr 2019 entwickelt sich den Erwartungen entsprechend. So steigen die *AAR* im Antizipationszeitraum nahezu monoton an und bilden in der Woche vor der Veröffentlichung hoch signifikante  $CAAR[-20; -1]$  in Höhe von 3,336 % (1,601 %). Am Ereignistag ist die *AAR* immer noch positiv, aber nicht signifikant. Erst gegen Ende der ersten Handelswoche werden die abnormalen Renditen schwach signifikant auf dem 10 %-Niveau, bleiben mit 0,763 % (1,130 %) jedoch immer noch relativ niedrig.

Im Jahr 2020 fallen die abnormalen Renditen drei Wochen vor der Veröffentlichung der *SFCRs* auf bis zu  $-9,264\%$  ( $-5,245\%$ ) im Zeitintervall  $[-18; -14]$ . Überraschend kommt es zwei Wochen vor dem Ereignistag zu einem signifikant positiven Anstieg der abnormalen Renditen. Zu den Zeitpunkten  $t = -12$  und  $t = -13$  betragen die *AAR* 1,596 % (3,354 %) bzw. hoch signifikante 3,011 % (0,038 %, nicht signifikant), sodass sich der Effekt auf  $CAAR[-13; -12] = 4,607\%$  (3,392 %) kumuliert, signifikant auf dem 5 %-Niveau. Würde das Ereignisfenster zu diesem Zeitpunkt starten, würde sich der Antizipationseffekt auf positive 0,835 % ( $-0,481\%$ ) belaufen. Jedoch fallen die abnormalen Renditen nach dem Anstieg in der dritten Woche vor dem Ereignis wieder, sodass der Antizipationseffekt über den gesamten Zeitraum  $-7,323\%$  ( $-4,997\%$ ) beträgt. Der negative Trend bleibt auch am Ereignistag selbst und in der darauf folgenden Handelswoche erhalten, die *CAAR* fallen bis auf  $-2,445\%$  (0,317 %) im Zeitfenster  $[0; 3]$ . Ab Ende der ersten Handelswoche sind die *AAR* überwiegend positiv und die *CAAR* steigen zunächst langsam und dann stärker an. So betragen die über den Zeitraum  $[4; 19]$  kumulierten Renditen 5,747 % (0,250 %) und sind nach dem nicht-parametrischen Test auf dem 5 %-Niveau signifikant,<sup>1094</sup> wobei der größte Anstieg ab dem Ende der dritten Handelswoche zu beobachten ist. In diesem Zeitraum sind zum Teil hoch signifikante tägliche *AAR* in Höhe von 1 % bis 1,5 % zu beobachten.

Im Jahr 2021 kommt es erneut zu deutlichen Kursrückgängen. So beträgt der Antizipationseffekt  $CAAR[-20; -1] = -4,458\%$  ( $-4,970\%$ ). Die *AAR* fallen weiter bis auf unter  $-6\%$ . Der Ankündigungseffekt beläuft sich auf  $CAAR[0; 20] = -2,717\%$  ( $-3,229\%$ ) und ist damit deutlich schwächer ausgeprägt als im Jahr 2018. Aufgrund des negativen Vorzeichens ist keine Aussage bezüglich der Signifikanz möglich, jedoch ist aufgrund der absoluten Höhe von einer gewissen Signifikanz auszugehen.

Die Heatmap in Abbildung 5.16 bestätigt die überwiegend negative und somit nicht signifikante Entwicklung der abnormalen Renditen. In diesem Fall ist zu beachten, dass der maximal mögliche Wert 16 beträgt, da durch die Differenzbildung nur noch vier Jahre betrachtet werden. Der Signifikanzwert erreicht ein Maximum von 10 (62,5 % von 16).

Aus dem hoch signifikanten, positiven Ankündigungseffekt aus der Betrachtung des Teilportfolios auf Basis der absoluten Solvenzzahlen wird bei Verwendung der Veränderung der Solvenzquoten ein nicht signifikanter, teils positiver, teils negativer Effekt. So führen steigende berichtete Solvenzquoten im Vorfeld der Veröffentlichung von *SFCRs* überwiegend zu negativen *CAAR*. Lediglich im Jahr 2019 ist eine positive Antizipation zu beobachten. Insgesamt beginnt in der Heatmap die signifikante Reaktion etwa eine Woche vor der Bekanntgabe der *SFCRs* und dauert bis wenige Tage nach der Veröffentlichung an. In den darauffolgenden Wochen sind zwar auch noch Signifikanzen feststellbar, jedoch relativ schwach ausgeprägt, da nur wenige Jahre betroffen sind. Hypothese H3.A: „Eine steigende Solvenzquote führt zu positiven abnormalen Renditen.“ muss deshalb verworfen werden.

<sup>1094</sup>Der parametrische Test zeigt eine Signifikanz von 10 %.

### 5.3 Ereignisstudie zur Veröffentlichung der Solvency and Financial Condition Reports

Besonders schwierig gestaltet sich die Bewertung des Jahres 2020: Während der Antizipationseffekt bei Betrachtung eines vierwöchigen Zeitraums signifikant negativ ist, wäre er in einem dreiwöchigen Zeitfenster positiv. So ändert je nach betrachtetem Zeitintervall sowohl der Antizipationseffekt als auch der Ankündigungseffekt ihr Vorzeichen. Das Ergebnis von Ereignisstudien hängt somit stark von der Wahl der zu betrachtenden Zeitintervallen ab.

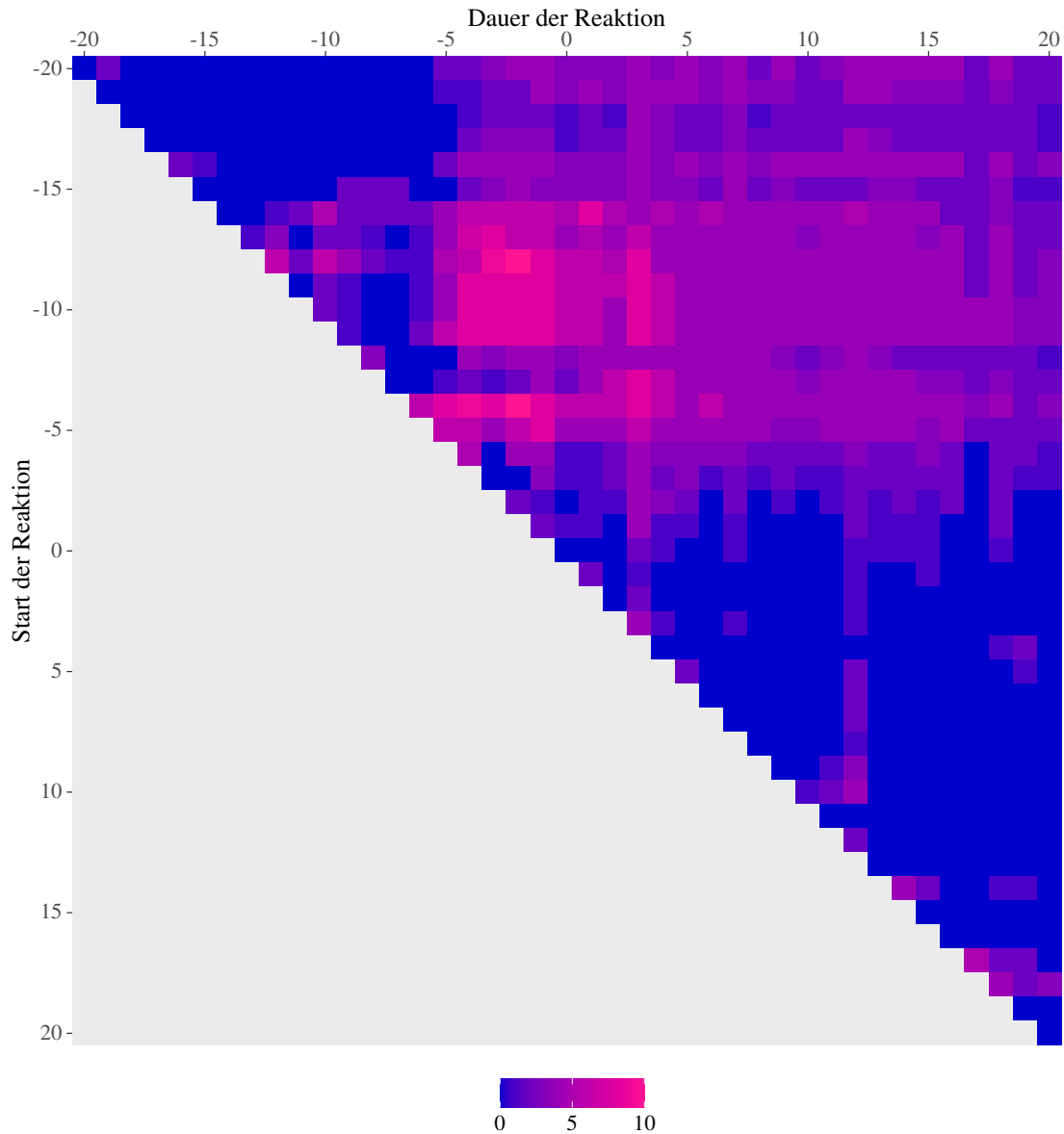


Abbildung 5.16: Heatmap der Reaktionen der Aktionäre auf die Veröffentlichung der positiven SFCRs, 25 % der höchsten Veränderungen der berichteten Solvenzquoten

## 5 Ergebnisse der empirischen Untersuchung

Die Reaktionszeiten  $T_{min}^{AAR}$  und  $T_{min}^{CAAR}$  betragen 3 Handelstage im Jahr 2018. Nur für  $T_{min}^{AAR}$  können auch für 2020 und 2021 Werte zwischen 14 und 18 Handelstagen beobachtet werden, sodass sich die Zeit bis zur ersten signifikanten Reaktion im Zeitverlauf zu verlängern scheint. Da die CAAR jedoch keine weiteren Signifikanzen in den relevanten Zeitfenstern aufweisen, bestätigt sie die verlangsamte Reaktion nicht. Zudem zeigt die Betrachtung des vollständigen Signifikanz-Musters, dass es sich dabei nicht um eine nachhaltige Reaktion der Aktionäre handelt.

Die Ergebnisse stimmen wiederum mit den Ergebnissen bei Verwendung der unadjustierten Solvenzquoten nahezu überein. Größere Unterschiede finden sich lediglich für das Jahr 2020, für das im Vorfeld eine noch negativere Reaktion beobachtet werden kann und die positive Entwicklung am Ende des Ereignisfensters ausbleibt.<sup>1095</sup> Der folgende Abschnitt untersucht deshalb die Entwicklungen der abnormalen Renditen für besonders niedrige, d. h. negative Veränderungen der Solvenzquoten.

### 5.3.3.2 Ergebnisse der Teilstichprobe für gefallene Solvenzquoten

Wie bereits für niedrige absolute Solvenzquoten ist auch im Fall der Betrachtung sehr kleiner, d. h. negativer Veränderungen der Solvenzquoten, die genauere Analyse sowohl der Teilstichprobe auf Basis der berichteten als auch auf Basis der unadjustierten Solvenzquoten sinnvoll. So zeigt sich für berichtete Solvenzquoten in Teilabbildung 5.17(a) kein einheitliches Bild im Vorfeld der SFCR-Veröffentlichung. Während die abnormalen Renditen in den Jahren 2018 und 2020 fallen, ist für die übrigen Jahre kaum eine Reaktion zu beobachten. Dies ändert sich bei Betrachtung der unadjustierten Solvenzquoten in Teilabbildung 5.18(a). Dort verstärkt sich die negative Reaktion im Jahr 2018 und auch für die zuvor reaktionsarmen Jahre 2019 und 2021 ist nun eine leicht fallende Tendenz zu sehen. Die Entwicklung der abnormalen Renditen für das Jahr 2020 ist dagegen sehr ähnlich. Im Nachgang der Veröffentlichung sind die Verläufe der abnormalen Renditen in den Teilabbildungen 5.17(b) und 5.18(b) relativ ähnlich, wobei die Kursentwicklung für die unadjustierten Solvenzquoten differenzierter erscheint.

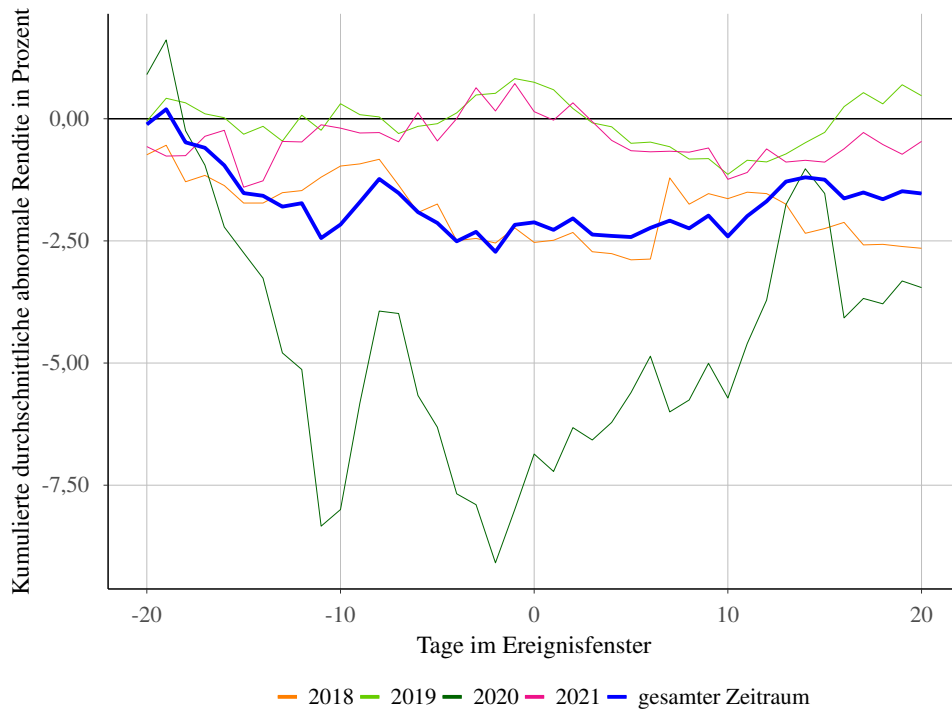
Für die Stichprobe der berichteten Solvenzquoten beträgt der Antizipationseffekt über alle Jahre hinweg  $CAAR[-20; -2] = -2,723\% (-1,241\%)$  und ist auf dem 5 %-Niveau signifikant. Der Effekt nimmt bis zum Ereignistag ab. Auch nach der Veröffentlichung schwanken die CAAR um die Nulllinie, sodass der Ankündigungseffekt nicht signifikant ist. Die Ergebnisse für die Stichprobe der unadjustierten Solvenzquoten sind ähnlich, jedoch etwas negativer, und weisen deshalb höhere Signifikanzen auf.

Im Jahr 2018 werden für berichtete Solvenzquoten vor allem drei Wochen und dann wieder wenige Tage vor dem Ereignistag signifikante CAAR beobachtet. Erneut beträgt der Antizipationseffekt  $CAAR[-20; -2] = -2,544\% (-1,538\%)$  und ist signifikant auf dem 5 %-Niveau. Auch hier schwächt sich der Effekt langsam ab bis im Nachgang der Veröffentlichung keine signifikante Reaktion mehr feststellbar ist, da die (C)AAR häufig das Vorzeichen wechseln. Eine Ausnahme bildet die  $AAR_8 = -0,538\% (-0,460\%)$ , hoch signifikant auf dem 1 %-Niveau. Bei Betrachtung der unadjustierten Solvenzquoten stimmen die Ergebnisse im Vorfeld der Veröffentlichung grundsätzlich überein, wobei die CAAR deutlich negativer und signifikanter ausfallen. Am Ereignistag beträgt die  $AAR -0,858\% (-0,896\%)$  und ist auf dem 5 %-Niveau signifikant. Auch die  $CAAR[0; 3] = -1,757\% (-2,362\%)$  und  $CAAR[0; 4] = -1,871\% (-2,376\%)$  sind hoch signifikant auf dem 1 %-Niveau. Die abnormalen Renditen bleiben bis Mitte der zweiten Handelswoche mindestens signifikant auf dem 10 %-Niveau. Danach treten weiterhin vereinzelt signifikante (C)AAR auf, jedoch nur punktuell, sodass sie wahrscheinlich nicht mit dem Ereignis in Verbindung stehen.

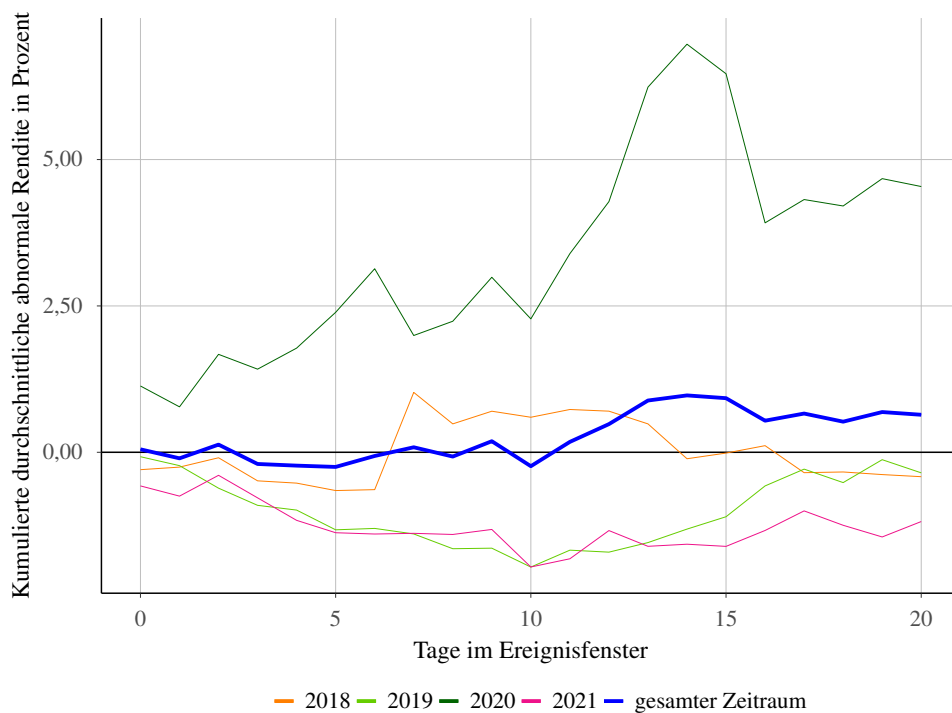
<sup>1095</sup>Vgl. Teilabbildungen B.2(a) und B.2(b) in Anhang B.3.



### 5.3 Ereignisstudie zur Veröffentlichung der Solvency and Financial Condition Reports



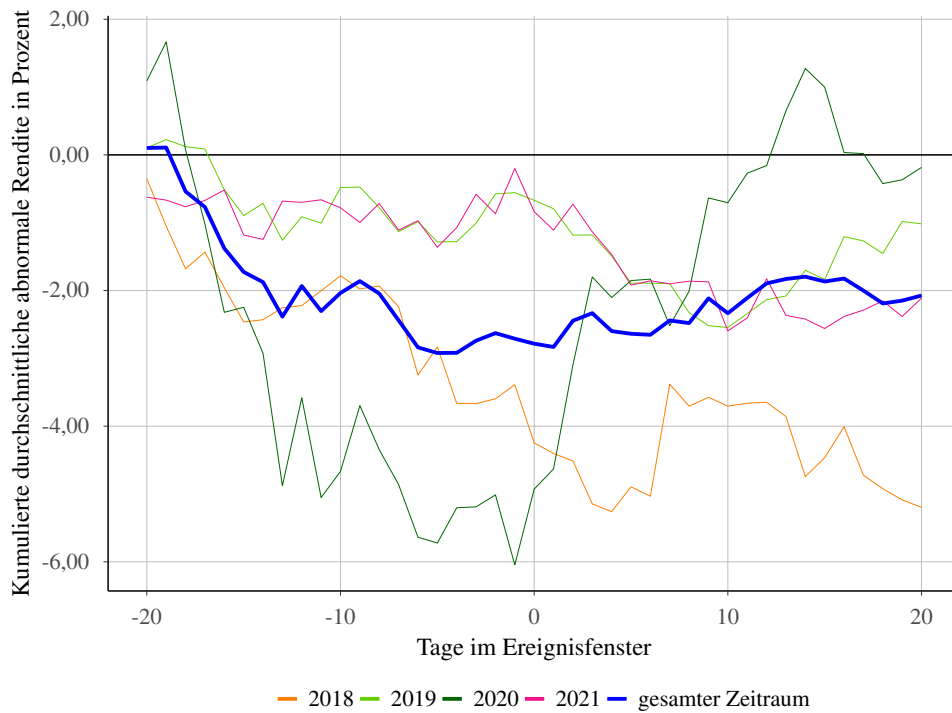
(a) Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite im gesamten Ereignisfenster



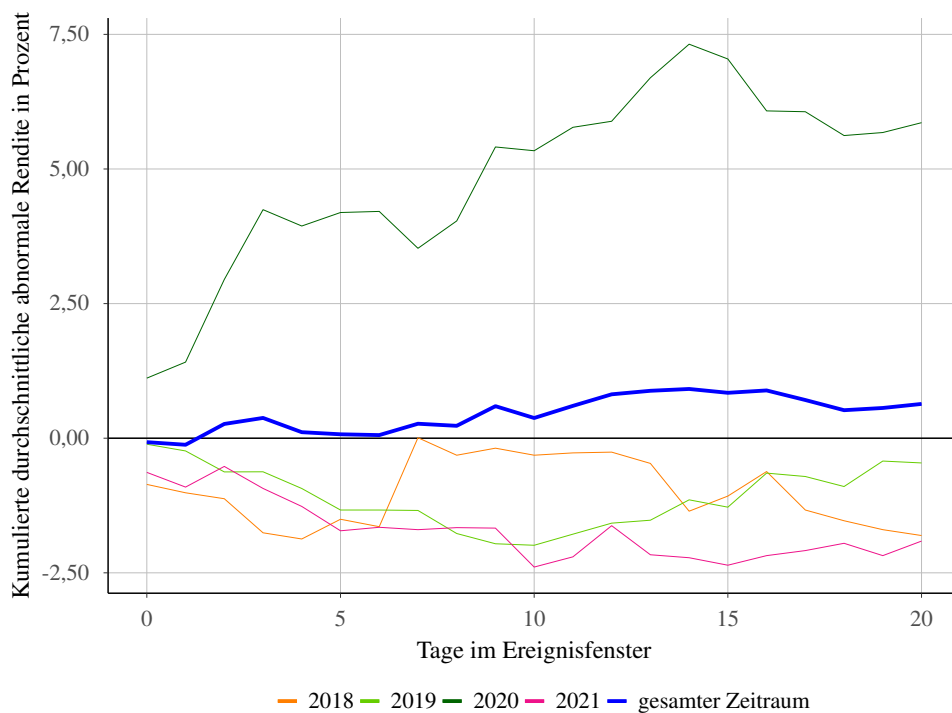
(b) Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite nach der Veröffentlichung der SFCRs

Abbildung 5.17: Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite der SFCRs, 25 % der niedrigsten (negativsten) Veränderungen der berichteten Solvenzquoten

5 Ergebnisse der empirischen Untersuchung



(a) Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite im gesamten Ereignisfenster



(b) Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite nach der Veröffentlichung der SFCRs

Abbildung 5.18: Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite der SFCRs, 25 % der niedrigsten (negativsten) Veränderungen der unadjustierten Solvenzquoten

### 5.3 Ereignisstudie zur Veröffentlichung der Solvency and Financial Condition Reports

Auch im Jahr 2019 sind nur einzelne abnormale Renditen signifikant. So ist beispielsweise die  $AAR_{-7} = -0,339\%$  ( $-0,336\%$ ) trotz der geringen absoluten Höhe zwar hoch signifikant, jedoch treten kaum weitere Effekte auf. Im Nachgang der Veröffentlichung kann ebenfalls nur für  $t = 5$  eine signifikant negative  $AAR$  festgestellt werden. Im Gegensatz dazu liegen für die Teilstichprobe, die auf unadjustierten Solvenzquoten basiert, insbesondere drei Wochen vor der Veröffentlichung der SFCRs hoch signifikant negative (C) $AAR$  vor, deren absoluter Wert jedoch relativ klein ist. Wie bereits für berichtete Solvenzquoten ist die  $AAR_{-7}$  auch für unadjustierte Solvenzquoten hoch signifikant. Erneut können nur im unmittelbaren Umfeld weitere signifikante  $CAAR$  beobachtet werden, die aber alle auf die  $AAR_{-7}$  zurückzuführen sind. Nach der Veröffentlichung der SFCRs dauert es zwei Handelswochen, bis sich ein signifikanter Ankündigungseffekt in Höhe von ca.  $-2\%$  aufbaut. Somit scheinen Aktionäre in diesem Jahr weniger direkt am und um den Ereignistag herum zu reagieren, sondern eher im Vorfeld und Nachgang der Veröffentlichung. Die Effekte sind dabei relativ klein, aber signifikant.

Nach einem kurzen Anstieg zu Beginn des Ereignisfensters im Jahr 2020 fallen die  $AAR$  der berichteten Solvenzquoten stark, sodass sich ein hoch signifikant negativer Antizipationseffekt in Höhe von  $-7,995\%$  ( $-8,809\%$ ) im Zeitintervall  $[-20; -1]$  herausbildet, wobei sich der Effekt auf die sieben Handelstage vor dem Ereignis konzentriert. Das globale Minimum liegt bei  $CAAR[-18; -2] = -10,701\%$  ( $-9,931\%$ ). Für unadjustierte Solvenzquoten fällt die Reaktion etwas geringer aus mit  $CAAR[-20; -1] = -6,044\%$  ( $-7,259\%$ ) und ist signifikant auf dem 5%-Niveau. Ab  $t = -1$  steigt die  $AAR$  für berichtete Solvenzquoten stark und beträgt am Ereignistag selbst  $1,132\%$  ( $0,140\%$ ), allerdings kann aufgrund des unerwarteten Vorzeichens keine Aussage bezüglich der Signifikanz getroffen werden. Auch im weiteren Verlauf steigen die  $CAAR$  bis zum Ende der dritten Handelswoche deutlich an und betragen  $6,971\%$  ( $7,879\%$ ) im Zeitintervall  $[0; 14]$ . In der letzten Handelswoche des Ereigniszeitraums beträgt die hoch signifikante  $AAR_{16} -2,546\%$  ( $-2,905\%$ ), sodass auch die umliegenden  $CAAR$  (hoch) signifikant sind. Ob diese nun deutliche, negative Reaktion noch auf das ursprüngliche Ereignis zurückzuführen ist, ist aufgrund des großen zeitlichen Abstands fraglich. Für unadjustierte Solvenzquoten fällt die Entwicklung der abnormalen Renditen etwas positiver aus, sodass auch die negative Reaktion in der vierten Handelswoche nur noch auf dem 5%- bis 10%-Niveau signifikant ist.

Im Jahr 2021 bildet sich für berichtete Solvenzquoten erneut nur zu einzelnen Zeitpunkten eine signifikante abnormale Rendite heraus, beispielsweise  $AAR_{t=-15} = -1,165\%$  ( $-1,247\%$ ), signifikant auf dem 5%-Niveau, die im näheren Umfeld zu weiteren signifikanten  $CAAR$  führt. Da der Abstand dieses Einzeleffekts zum betrachteten Ereignis sehr groß ist, handelt es sich dabei wahrscheinlich um ein statistisches Artefakt, dem keine große Bedeutung beigemessen werden muss. Auch für unadjustierte Solvenzquoten sind nur punktuelle Effekte feststellbar. Am Ereignistag selbst und in den folgenden beiden Handelswochen können für berichtete Solvenzquoten negative abnormale Renditen beobachtet werden. So finden sich für  $t = 3$  und  $t = 4$  signifikante  $AAR$  in Höhe von  $-0,38\%$  ( $-0,426\%$  bzw.  $-0,491\%$ ), die zu einem signifikanten kumulierten Effekt in Höhe von  $CAAR[0; 4] = -1,163\%$  ( $-1,788\%$ ) führen. Weitere Reaktionen sind nicht nachweisbar. Für unadjustierte Solvenzquoten ist im Nachgang der Veröffentlichung ein ähnlicher Verlauf der abnormalen Renditen festzustellen:  $CAAR[0; 4] = -1,267\%$  ( $-1,701\%$ ) und  $CAAR[0; 5] = -1,719\%$  ( $-2,032\%$ ), beide schwach signifikant auf dem 10%-Niveau.

Hinsichtlich der Reaktionszeiten kann für gefallene berichtete Solvenzquoten nur für das Jahr 2021  $T_{min}^{CAAR} = 4$  Handelstage ermittelt werden. Die Kennzahl  $T_{min}^{AAR}$  beträgt ebenfalls für alle Jahre außer 2020 3 Handelstage. Im Jahr 2020 liegt der korrespondierende Wert bei 16 Handelstagen. Für gefallene unadjustierte Solvenzquoten liegt  $T_{min}^{CAAR}$  zwischen 0 und 9 Handelstagen und  $T_{min}^{AAR}$  zwischen 0 und 5 Handelstagen. Das Jahr 2020 zeigt keine entsprechenden signifikanten Werte. Erneut ist kein Trend erkennbar, der auf eine schnellere oder langsamere Reaktion der Aktionäre hindeuten könnte.

## 5 Ergebnisse der empirischen Untersuchung

Zusammenfassend zeigt Abbildung 5.19 mit einem Maximalwert von 13 (81,25 %) eine stärkere Reaktion auf fallende als auf steigende Solvenzquoten. Der Antizipationseffekt tritt bereits drei Wochen vor der Veröffentlichung auf und verstärkt sich eine Woche vor der Bekanntgabe noch einmal. Die erhöhte Signifikanz der abnormalen Renditen hält bis eine Woche nach dem Ereignis an, wird jedoch am Ereignistag nicht noch einmal verstärkt. Im letzten Drittel des Ereignisfensters sind dagegen kaum signifikante Werte beobachtbar. Die Forschungshypothese H3.B: „Eine sinkende Solvenzquote führt zu negativen abnormalen Renditen.“ muss deshalb differenziert betrachtet werden. So sind die abnormalen Renditen insbesondere im Vorfeld der Veröffentlichung negativ, wobei der Effekt für berichtete Solvenzquoten vor allem durch die Entwicklung des Jahres 2020 getrieben ist.

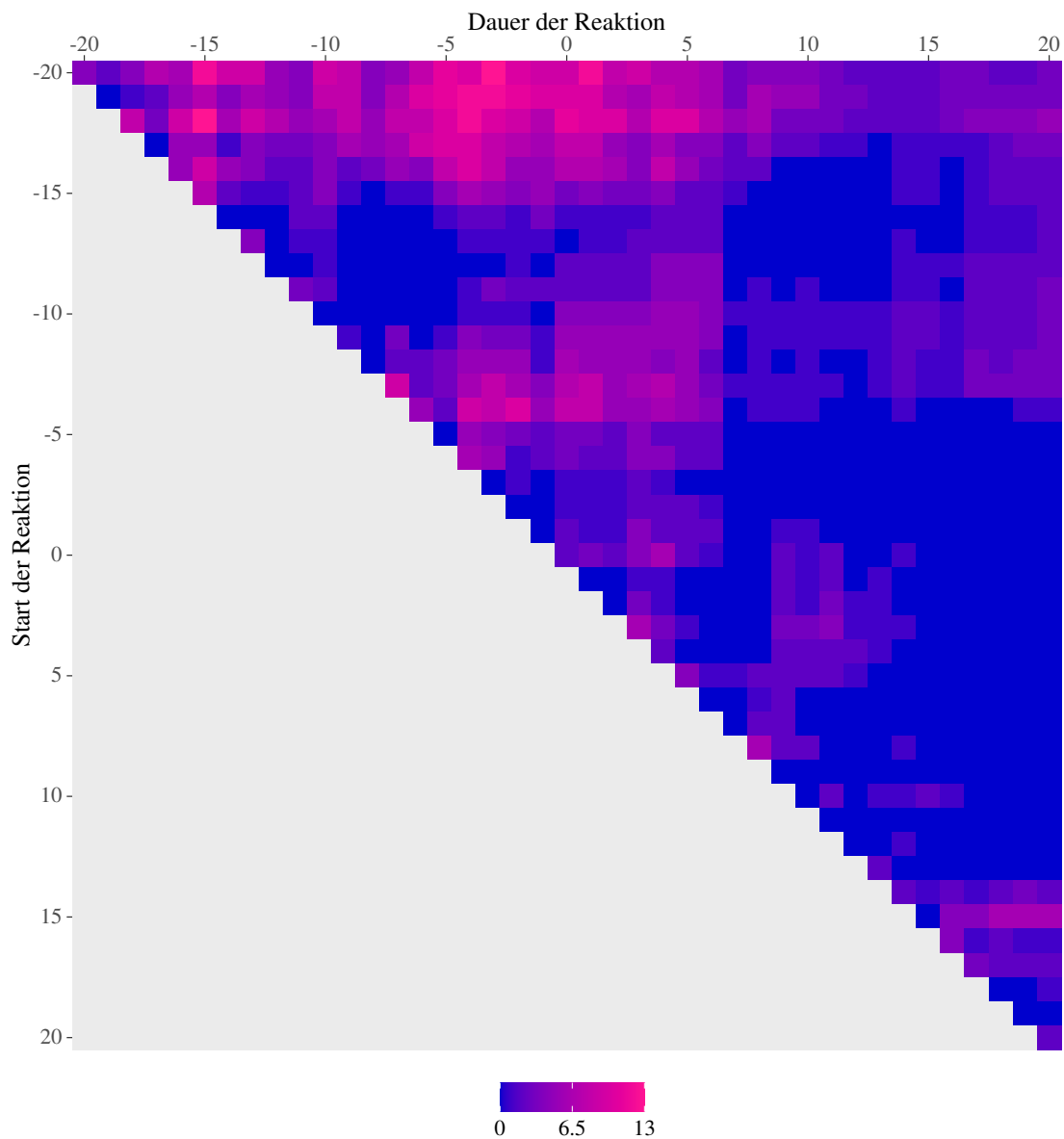


Abbildung 5.19: Heatmaps der Reaktionen auf die Veröffentlichung von SFCRs, 25 % der niedrigsten (negativsten) Veränderungen der berichteten Solvenzquoten

### 5.3 Ereignisstudie zur Veröffentlichung der Solvency and Financial Condition Reports

Dagegen reagieren die Aktionäre in der Teilstichprobe der unadjustierten Solvenzquoten in Abbildung 5.20 vor allem zu Beginn des Ereignisfensters negativ auf die sinkende Quote. Die Kapitalmärkte scheinen somit von der Verschlechterung der Risikolage einiger Versicherer bereits vor der Veröffentlichung der SFCRs zu erfahren. Im Nachgang zeigen sich dagegen abgesehen von der positiven Entwicklung des Jahres 2020 kaum signifikante Effekte. Die Reaktion auf sinkende unadjustierte Solvenzquoten fällt insgesamt schwächer aus und zeigt mit einem Maximalwert von 9 eine durchschnittliche Signifikanz (56,25 %). In beiden Heatmaps sind die Cluster nicht klar abgegrenzt. Es ist somit keine eindeutige Aussage bezüglich der Hypothese H3.B möglich.

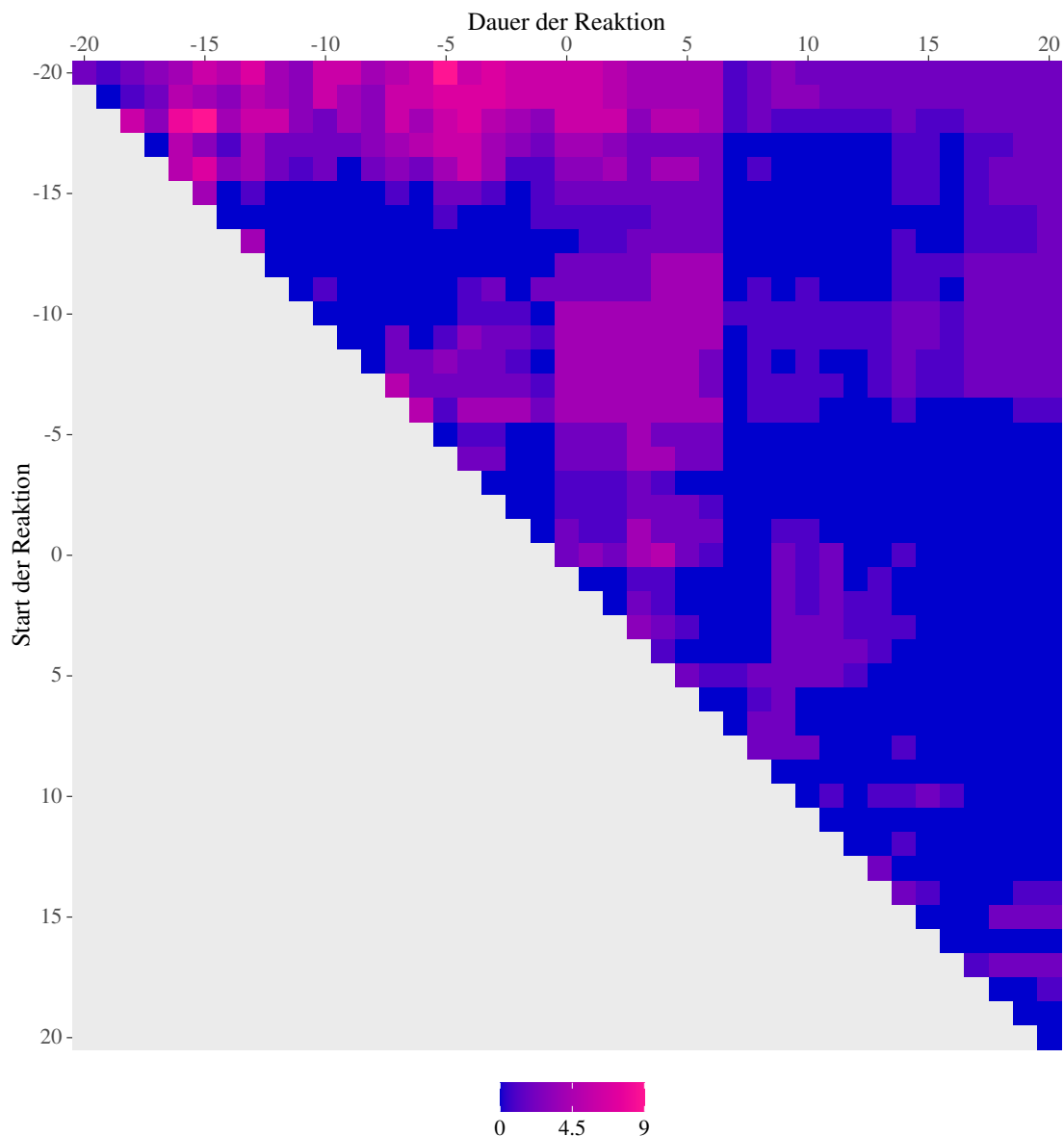


Abbildung 5.20: Heatmaps der Reaktionen auf die Veröffentlichung von SFCRs, 25 % der niedrigsten (negativsten) Veränderungen der unadjustierten Solvenzquoten

## 5 Ergebnisse der empirischen Untersuchung

In der Mehrzahl der Jahre führen sowohl stark steigende als auch sinkende Solvenzquoten im Vorfeld der Veröffentlichung von SFCRs zu negativen CAAR. Selbst der schwierige Verlauf der abnormalen Renditen des Jahres 2020 bleibt für beide Teiluntersuchungen erhalten: Während der Antizipationseffekt bei Betrachtung eines vierwöchigen Zeitraums negativ ist, wäre er bei Anwendung eines dreiwöchigen Intervalls positiv.

Nach der Veröffentlichung der SFCRs mit gestiegenen Solvenzquoten werden überwiegend fallende abnormale Renditen beobachtet. Insbesondere im Jahr 2018 weisen Aktionäre Versicherer, deren unadjustierte Solvenzquote stark gestiegen ist, durch stark fallende Renditen auf ein Fehlverhalten hin. Lediglich im Jahr 2019 und gegen Ende des Ereignisfensters des Jahres 2020 steigen die abnormalen Renditen. Letzteres könnte auf den Ausbruch der Covid-19-Pandemie zurückzuführen sein, sodass Aktionäre höhere Kapitalpuffer und Sicherheitsniveau stärker wertschätzen. Für sinkende Solvenzquoten entwickeln sich die abnormalen Renditen in den Jahren 2019 und 2021 negativ, während für 2018 keine bzw. nur eine leicht negative Reaktion zu verzeichnen ist und für 2020 eine stark positive. Dies widerspricht jedoch der Vermutung bezüglich der Rolle der Covid-19-Pandemie.

Bei der Beurteilung von Veränderungen scheinen unadjustierte Solvenzquoten bessere Informationen zu liefern als die berichteten Werte. Gerade die Veränderung dieser Kennzahl ist ein Hinweis auf eine geänderte Risikolage bzw. eine Veränderung der Kapitalpuffer. Die berichteten Solvenzquoten spiegeln dies häufig nicht wider, da Übergangsmaßnahmen und die Volatilitätsanpassung solche Effekte verwässern. So fällt beispielsweise die unadjustierte Solvenzquote der UNIQA Insurance Group AG im SFCR 2018 von 347 % auf 227 % im SFCR 2019. Die berichtete Solvenzquote steigt im gleichen Zeitraum um 8 p.p. Auch für die Admiral Group plc fällt die unadjustierte Solvenzquote im SFCR 2019 im Vergleich zum SFCR 2018 um 35 p.p. von 165 % auf 130 %, während die berichtete Solvenzquote unverändert ist.

Die vorangegangenen Analysen zeigen ein sehr komplexes Bild der Kapitalmarktreaktionen nach der Veröffentlichung von SFCRs. Deshalb erfolgt im nächsten Abschnitt eine Zusammenfassung und kritische Betrachtung der bisher gewonnenen Erkenntnisse.

### 5.3.4 Zwischenfazit und Ergebnisdiskussion: Reaktionen auf die Veröffentlichung von Solvency and Financial Condition Reports

Die Analysen in den Abschnitten 5.3.1 bis 5.3.3 bringen uneinheitliche Ergebnisse hervor, die nicht immer leicht zu interpretieren sind. Deshalb fassen die Abbildungen 5.21 bis 5.23 die Erkenntnisse der vorangegangenen Abschnitte zusammen. Sie zeigen die Stärke der Reaktion in Form der Signifikanz sowie deren Start und Dauer.

Die ersten Hypothesen betreffen die vollständige Stichprobe der SFCRs und untersuchen, ob und wenn ja, wie Aktionäre auf die Veröffentlichung von SFCRs reagieren. Abbildung 5.21 zeigt in diesem Zusammenhang rote Cluster drei Wochen vor und insbesondere vier Wochen nach der Veröffentlichung eines SFCRs. Aufgrund dieser mindestens schwach signifikanten Reaktion der Aktionäre kann Hypothese H1.A nicht verworfen werden. Dabei dauert es meist drei bis vier Wochen bis zum Eintritt dieser signifikanten Reaktion. Erst in den Jahren 2020 und 2021 verkürzt sich die Reaktionszeit auf drei Wochen. Dies ist ein schwacher Hinweis darauf, dass auch Forschungshypothese H1.B bezüglich eines möglichen Lerneffekts der Investoren nicht verworfen werden kann. Die Investoren scheinen dennoch ungewöhnlich lange zu brauchen, um die neuen Informationen in eine Wertpapiertransaktion umzusetzen. So liegen die Reaktionszeiten  $T_{min}^{AAR}$  und  $T_{min}^{CAAR}$  für SFCRs meist zwischen 6 und 18 Handelstagen. Es können zwar auch vereinzelt kürzere Reaktionszeiten von wenigen Handelstagen beobachtet werden,

### 5.3 Ereignisstudie zur Veröffentlichung der Solvency and Financial Condition Reports

jedoch überwiegen die längeren Zeitfenster. Da die Ereignisfenster mit zunehmender Länge auch durch andere Ereignisse verunreinigt sein können, ist fraglich, ob die beobachtete Reaktion überhaupt mit der Veröffentlichung der SFCRs zusammenhängt. Je länger das Ereignisfenster ist, desto größer ist zudem die Gefahr, dass Signifikanztests die Nullhypothese zu selten ablehnen („Under-Rejection“).<sup>1096</sup>

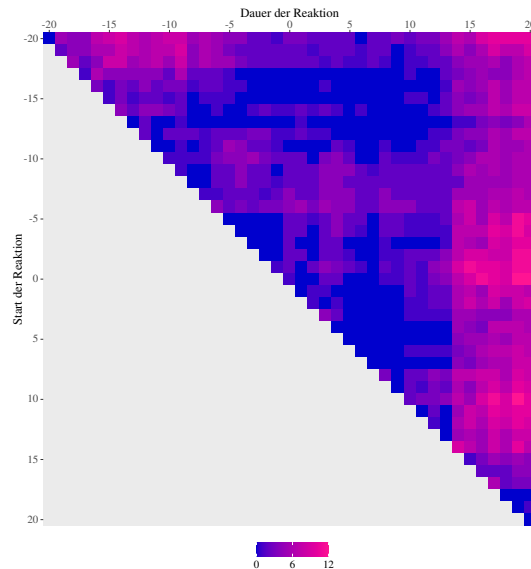


Abbildung 5.21: Überblick über die Ergebnisse der Stichprobe SFCRs ohne Fallunterscheidung. Maximale Signifikanz 12 (60 % des maximal möglichen Werts).

So betrachten GATZERT und HEIDINGER (2019) nur kurze Ereignisfenster von drei bis fünf Handelstagen Länge. Grundsätzlich sind die Größenordnungen der beobachteten CAAR identisch mit denjenigen in der vorliegenden Arbeit. Jedoch zeigen sich dennoch Unterschiede bei Mittelwert und Median der von GATZERT und HEIDINGER (2019) ermittelten abnormalen Renditen, die von 0,27 % bis 0,71 % reichen.<sup>1097</sup> Die entsprechenden Werte in dieser Arbeit liegen dagegen für die SFCRs ohne Fallunterscheidung bei 0,286 % bis 0,537 %. Auch MUKHTAROV et al. (2022) finden für die ersten zwei Jahre des Beobachtungszeitraums CAAR zwischen  $-0,1\%$  und  $0,4\%$ . Erneut ist die Größenordnung zu den vorliegenden Ergebnissen ähnlich, jedoch sind auch deutliche Abweichungen beobachtbar. Während die CAAR in den beiden Arbeiten im Zeitfenster  $[-1; 2]$  sehr nahe beieinander liegen, sind für das Intervall  $[-1; 5]$  größere Unterschiede zu sehen. Allerdings untersuchen MUKHTAROV et al. (2022) nicht nur die Veröffentlichungen von Solvenzquoten in SFCRs, sondern auch weitere Pressemitteilungen.<sup>1098</sup>

Besonders bemerkenswert ist, dass die Richtung der Reaktion immer wieder wechselt. So sind die abnormalen Renditen im Nachgang der Veröffentlichung der SFCRs in den Jahren 2017, 2019 und 2020 positiv, während sie für die übrigen Zeiträume ein negatives Vorzeichen aufweisen. Diesem Umstand ist es auch geschuldet, dass keine signifikante Reaktion nachgewiesen werden kann, wenn der gesamte Betrachtungszeitraum berücksichtigt wird. In vier von fünf Jahren weisen der Antizipations- und der Ankündigungseffekt das gleiche Vorzeichen auf. Lediglich im Jahr 2020 geht der negative Antizipationseffekt in einen positiven Ankündigungseffekt über. Der Antizipationseffekt ist in allen Jahren mindestens schwach signifikant, sodass Hypothese H1.C verworfen werden muss.

<sup>1096</sup>Vgl. KOLARI / PYNÖNEN (2008), S. 23.

<sup>1097</sup>Vgl. GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 14.

<sup>1098</sup>Vgl. MUKHTAROV et al. (2022), S. 244–246, 249.

## 5 Ergebnisse der empirischen Untersuchung

Da die Solvenzberichte während der Berichtsperiode im Frühjahr veröffentlicht werden, kann eine Kontamination des Ereignisfensters durch andere Berichte nicht ausgeschlossen werden. Außerdem wird zumindest die Solvenzquote als Kerninformation des SFCRs regelmäßig auch in anderen Mitteilungen sowie in Zwischen- und Geschäftsberichten veröffentlicht.<sup>1099</sup> Dem Forschungsziel dieser Arbeit entsprechend steht zwar die Reaktion auf den kompletten SFCR im Mittelpunkt der Betrachtungen, diese könnte jedoch durch eine vorausgegangene Bekanntgabe der Solvenzquote abgeschwächt werden. Wenn eine Vorwegnahme der Information den Neuigkeitswert der SFCRs mindert, müssten eventuelle Marktreaktionen in Form von abnormalen Renditen bereits vor dem betrachteten Ereignistag auftreten. Zukünftige Forschungsarbeiten sollten diese Aspekte stärker aufgreifen.

Auch die Festlegung des Ereignistages auf den Tag, an dem der Solvenzbericht auf Englisch veröffentlicht wird, kann die Ergebnisse der Ereignisstudien verwässern. Da dies meist nach der Publikation in Landessprache erfolgt, senkt dies erneut den Neuigkeitswert dieser Information für die Investoren.<sup>1100</sup>

Da bereits früher gezeigt werden konnte, dass mit zunehmender Länge einer Pressemitteilung die Marktreaktion auf unerwartete Gewinnmitteilungen abnimmt, könnte auch der große Umfang von SFCRs die auf die Veröffentlichung folgende Reaktion der Investoren dämpfen.<sup>1101</sup>

Zur Unterscheidung von positiven und negativen Nachrichten wurden zum einen die absolute Höhe der Solvenzquote und zum anderen die unerwartete Solvenzquote herangezogen, die sich aus der Differenz der aktuellen und der Vorjahres-Solvvenzquote ergibt. Für beide Kennzahlen wurden sowohl die berichtete als auch die unadjustierte Solvenzquote betrachtet.

Im Jahr 2017 reagieren die Aktionäre immer positiv auf die Veröffentlichung der SFCRs, unabhängig davon, ob eine hohe oder niedrige Solvenzquote veröffentlicht wird. Dies gilt sowohl für den Antizipations- als auch für den Ankündigungseffekt. Für die Jahre 2018 und 2021 ist der Antizipations- und/oder Ankündigungseffekt dagegen für alle Teilstichproben negativ. Dabei zeichnet sich die Teilstichprobe mit den besonders hohen Solvenzquoten durch einen starken Antizipationseffekt ca. drei Wochen vor dem Ereignis und einen deutlich schwächeren Ankündigungseffekt drei Wochen nach dem Ereignis aus. Dies spiegelt sich auch in den beiden rot eingefärbten Bereichen der Heatmap in Abbildung 5.22(a) wider, die mit einem Signifikanzwert von 17 die höchste Signifikanz in der Untersuchung der SFCRs aufweist (85 %). Aufgrund der unklaren Befunde kann die Forschungshypothese H2.A, dass eine hohe Solvenzquote zu positiven abnormalen Renditen führt, jedoch nicht beibehalten werden.

Teilabbildungen 5.22(b) und 5.22(c) zeigen für niedrige berichtete Solvenzquoten deutlichere Reaktionen als für unadjustierte Solvenzzahlen. Die Reaktion fällt dabei weniger signifikant aus als für hohe Solvenzquoten, wobei sich der Antizipationseffekt vor allem drei Wochen und eine Woche vor dem Ereignis zeigt. Der Effekt hält bis ca. zwei Wochen nach der Veröffentlichung an und ist somit persistenter als für hohe Solvenzquoten. Bezüglich der Hypothese H2.B, dass eine niedrige Solvenzquote zu negativen abnormalen Renditen führt, kann deshalb keine verlässliche Aussage getroffen werden.

Dagegen beobachten GATZERT und HEIDINGER (2019) erwartungsgemäß negative abnormale Renditen in Folge der Veröffentlichung von Solvenzberichten mit niedrigen unadjustierten Solvenzquoten. Neben den Vorzeichen unterscheidet sich auch die Signifikanz der abnormalen Renditen, da die CAAR[0;5] von GATZERT und HEIDINGER (2019) auf dem 5 %-Niveau signifikant sind.<sup>1102</sup> Diese Unterschiede müssen auf die verschiedenen Stichproben zurückzuführen sein.

<sup>1099</sup>Vgl. MUKHTAROV et al. (2022), S. 237, 245.

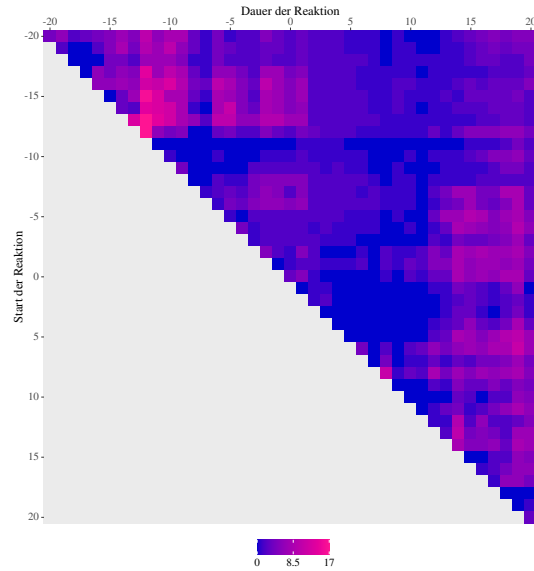
<sup>1100</sup>Vgl. Abschnitt 4.3.2.

<sup>1101</sup>Vgl. HENRY (2008), S. 363.

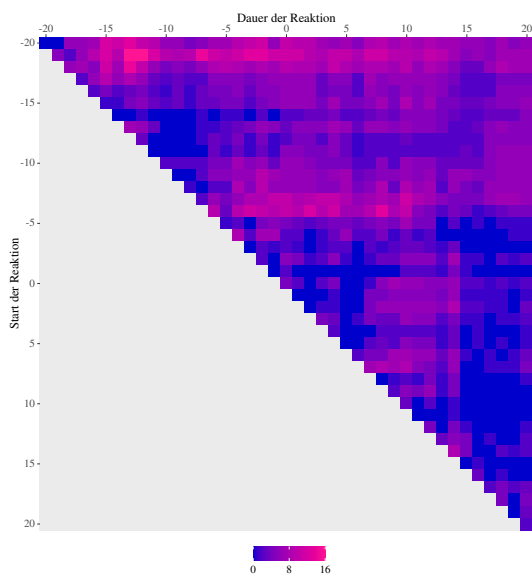
<sup>1102</sup>Vgl. GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 14.



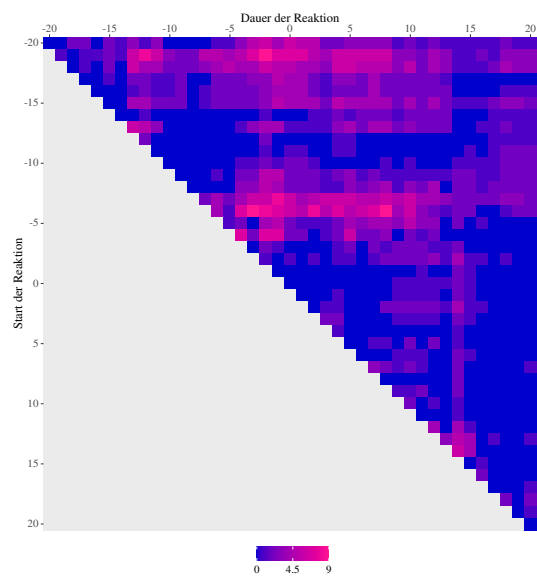
### 5.3 Ereignisstudie zur Veröffentlichung der Solvency and Financial Condition Reports



(a) Hohe berichtete Solvenzquoten (17 / 85 %)



(b) Niedrige berichtete Solvenzquoten (16 / 80 %)



(c) Niedrige unadjustierte Solvenzquoten (9 / 45 %)

Abbildung 5.22: Überblick über die Ergebnisse der Teilstichproben nach absoluten Solvenzquoten  
 Der Wert in Klammern entspricht dem in der Heatmap jeweils erreichten Maximalwert der Signifikanz. Der Prozentsatz gibt die erreichte Signifikanz im Verhältnis zum maximal möglichen Wert an.

## 5 Ergebnisse der empirischen Untersuchung

Große Veränderungen der Solvenzquoten – seien es steigende oder fallende Zahlen – werden von den Aktionären negativ bewertet. Der Großteil der Reaktion erfolgt dabei im Vorfeld der Veröffentlichung, während nach dem Ereignistag kaum signifikante abnormale Renditen auftreten. Konstruktionsbedingt bildet dies die Heatmap in Teilabbildung 5.23(a) nicht ab, da die negative Kursentwicklung der Forschungshypothese entgegengerichtet ist. Trotz der durchschnittlich ausgeprägten Signifikanzen in der Heatmap (62,5 %) muss Hypothese 3.A bezüglich der positiven Reaktion auf steigende Solvenzquoten deshalb verworfen werden. Dagegen kann die Hypothese 3.B hinsichtlich der negativen Auswirkungen von fallenden Solvenzquoten nicht vollständig abgelehnt werden, da die negative Nachricht bereits in den Wochen vor der Veröffentlichung antizipiert wird (siehe Teilabbildungen 5.23(b) und 5.23(c)). Die Heatmaps zeigen zudem, dass sich die Reaktion auf fallende Solvenzquoten vor allem auf die erste Hälfte des Ereignisfensters konzentriert. Dagegen tritt die kleinere Reaktion auf steigende Quoten vor allem rund um den Ereignistag auf, wobei die schwache Signifikanz bis zum Ende des Ereignisfensters anhält. Insgesamt reagieren die Aktionäre auf Veränderungen der Solvenz weniger signifikant als auf die absolute Höhe der Solvenzquote, erkennbar an den geringeren Maximalwerten. Allerdings ist die Signifikanz der abnormalen Renditen in Folge fallender berichteter Solvenzquoten mit 81,25 % in der Heatmap vergleichbar mit derjenigen von besonders hohen bzw. niedrigen Solvenzquoten (85 % bzw. 80 %).

Schlussendlich sind zum Teil deutliche Reaktionen auf die Veröffentlichung von SFCRs nachweisbar, jedoch variiert die Richtung abhängig vom betrachteten Jahr. Insbesondere das Jahr 2020 sticht dabei durch extreme abnormale Renditen hervor. Dies deutet darauf hin, dass durch den Ausbruch der Covid-19-Pandemie Effekte auftreten, die durch den Marktindex nicht ausreichend abgebildet werden. Für statistische Risikomodelle wird dabei mehrfach gezeigt, dass mit historischen Daten aus gewöhnlichen Zeiten kalibrierte Modelle in Krisenzeiten falsche Aussagen liefern können.<sup>1103</sup> Dies kann auch auf das im Rahmen dieser Arbeit verwendete renditegenerierende Modell zutreffen. Zum anderen scheinen Kapitalmärkte Informationen in Krisenzeiten anders zu bewerten als in den übrigen Zeiträumen. Auch BIELL und MULLER (2013) stellen fest, dass in einem Marktumfeld mit steigenden Kursen (Bullen-Märkten) die Reaktion auf Informationsereignisse andere Charakteristika aufweist als bei fallenden Kursen (Bären-Märkten).<sup>1104</sup> Außerdem könnten die übermittelten meist vergangenheitsorientierten Informationen nur eine untergeordnete Rolle spielen und Investoren mehr Gewicht auf das allgemeine Marktsentiment und die Zukunftsaussichten legen. In diesem Fall gelänge es Versicherern nicht, besser als der Markt zu performen und/oder sich entgegen des allgemeinen Marktumfelds zu entwickeln. Dann müssten sich die abnormalen Renditen jedoch in den einzelnen Jahren in die jeweils gleiche Richtung bewegen.

HUFFEL et al. (1996) führen als weiteren möglichen Grund für geringe abnormale Renditen an, dass die Einteilung in gute und schlechte Nachrichten fehlerhaft sein könnte, sodass sich die Effekte in einem gemeinsamen Portfolio ausgleichen.<sup>1105</sup> So können auch die vorliegenden Ergebnisse ein Hinweis darauf sein, dass die Kriterien, die zur Zusammenstellung der Teilstichproben verwendet wurden, nicht dazu geeignet sind, die Reaktion der Aktionäre zuverlässig vorherzusagen, und die Solvenzquote nicht das Unterscheidungsmerkmal darstellt. Alternativ ist es möglich, dass für Investoren vergangene Entwicklungen eine geringere Bedeutung haben als zukünftige Erwartungen und Erfolge, sodass Solvenzberichte ihnen diesbezüglich keine ausreichenden Informationen liefern.

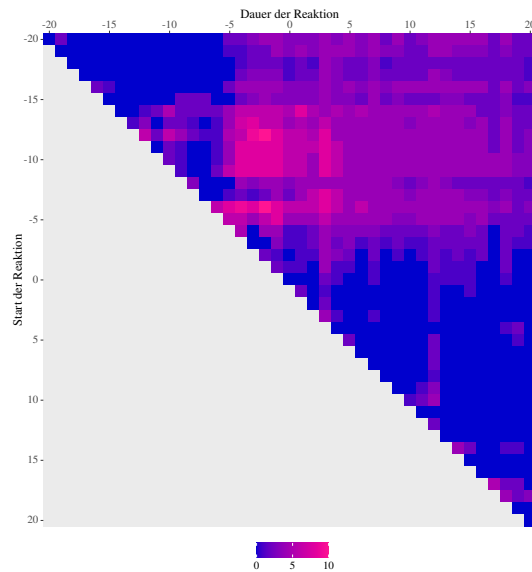
Um die Reaktion auf die Solvenzberichte besser einordnen zu können, werden im nächsten Abschnitt traditionelle Berichtsformen und die von ihnen vermittelten Informationen über die Finanz- und Ertragskraft der Unternehmen betrachtet.

<sup>1103</sup>Vgl. z. B. ZIMMERMANN (2008), S. 34; DANIELSSON (2002), S. 1273, 1293.

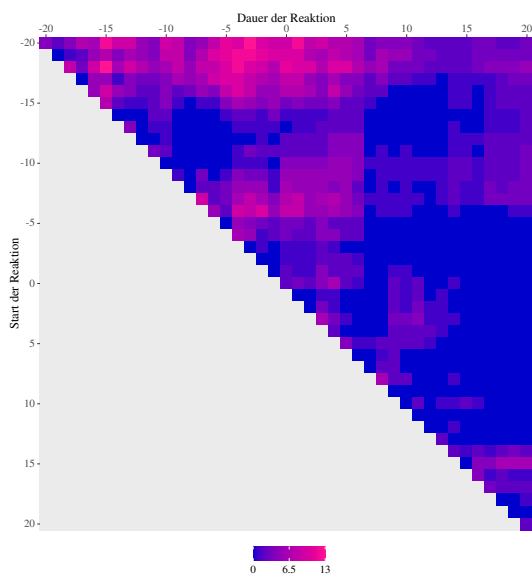
<sup>1104</sup>Vgl. BIELL / MULLER (2013), S. 2633.

<sup>1105</sup>Vgl. HUFFEL et al. (1996), S. 701.

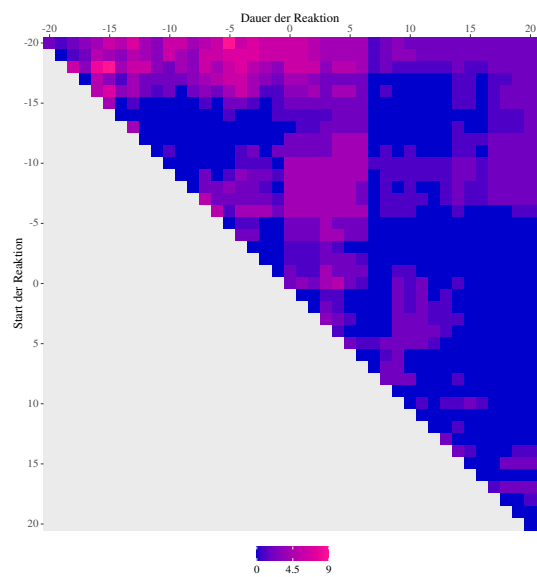
### 5.3 Ereignisstudie zur Veröffentlichung der Solvency and Financial Condition Reports



(a) Hohe Veränderungen der berichteten Solvenzquoten (10 / 62,5 %)



(b) Negative Veränderungen der berichteten Solvenzquoten (13 / 81,25 %)



(c) Negative Veränderungen der unadjustierte Solvenzquoten (9 / 56,25 %)

Abbildung 5.23: Überblick über die Ergebnisse der Stichproben nach Veränderungen der Solvenzquoten. Der Wert in Klammern entspricht dem in der Heatmap jeweils erreichten Maximalwert der Signifikanz. Der Prozentsatz gibt die erreichte Signifikanz im Verhältnis zum maximal möglichen Wert an.

## 5.4 Ereignisstudien zur Veröffentlichung von Finanzberichten

### 5.4.1 Reaktion auf die Veröffentlichung von Quartals- und Halbjahresberichten

#### 5.4.1.1 Reaktion auf positive Nachrichten

Teilabbildung 5.24(a) zeigt einen deutlichen Antizipationseffekt im Vorfeld der Veröffentlichung positiver Halbjahres- und Quartalsberichte. So steigen die CAAR in den vier Wochen vor der Veröffentlichung auf durchschnittlich 2 % an. Der Anstieg fällt dabei in den Jahren 2017 und 2020 deutlicher aus als in den Jahren 2018 und 2021. Für das Jahr 2019 ist jedoch kaum eine Veränderung sichtbar. Insbesondere in unmittelbarer Nähe des Ereignistages kommt es zu positiven abnormalen Renditen, so z. B. im Zeitraum  $[-1; 1]$ . Ab dem Ereignistag zeigt Teilabbildung 5.24(b) noch einen Anstieg der CAAR im Zeitfenster  $[0; 1]$ , jedoch fallen in den Jahren 2019 und 2021 die CAAR daraufhin deutlich. Die CAAR der Jahre 2017, 2018 und 2020 verharren auf dem Niveau des ersten Tages für die nächsten beiden Wochen. Im Jahr 2017 fallen die CAAR ab Mitte der zweiten Woche stark bis auf das gleiche Niveau wie die kontinuierlich sinkenden CAAR in 2019 und 2021. Dagegen steigen die CAAR des Jahres 2020 in diesem Zeitraum deutlich an, während sie für 2018 leicht fallen.

Über alle Jahre hinweg ist sowohl der Antizipationseffekt ab der dritten Woche vor der Veröffentlichung hoch signifikant als auch die abnormalen Renditen in der Woche nach dem Ereignis. Die  $AAR_{t=0} = 0,625\%$  (0,166 %) ist hoch signifikant auf dem 1 %-Niveau. Die CAAR steigt weiter auf ca. 1 %, hoch signifikant auf dem 1 %-Niveau, bevor sie ab der zweiten Woche sinkt und die Signifikanz nachlässt.

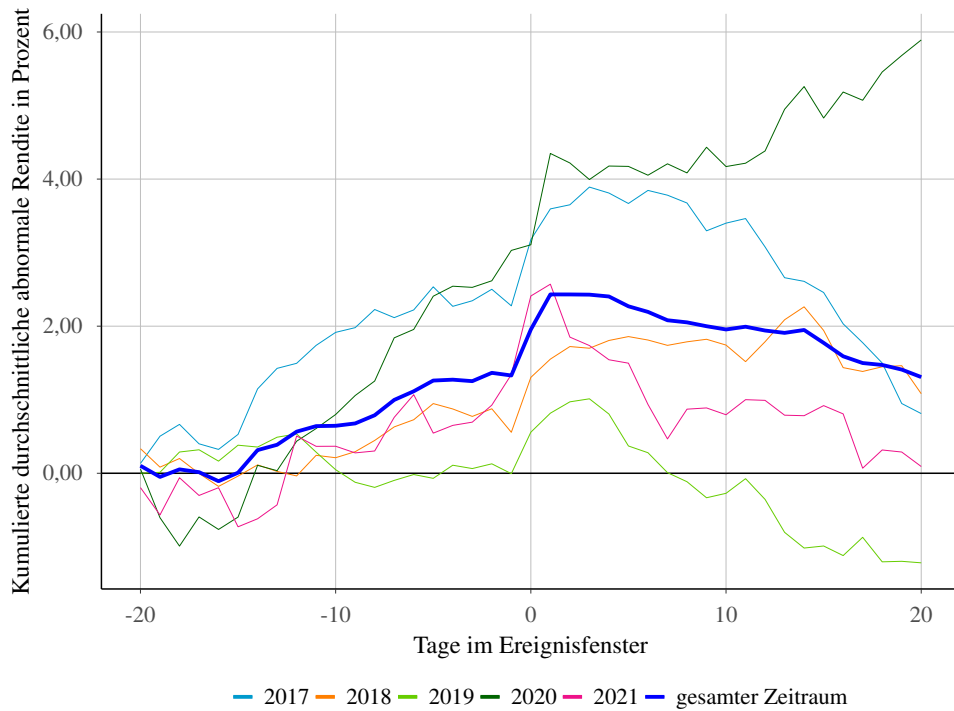
Auch im Jahr 2017 gibt es einen hoch signifikanten Antizipationseffekt. Am bzw. nach dem Ereignistag ist die  $AAR_{t=0} = 0,899\%$  (0,116 %) bzw.  $CAAR[0; 1] = 1,318\%$  (0,494 %) ebenfalls (hoch) signifikant auf dem 1 %- bis 5 %-Niveau. Ab dem Ende der ersten Woche fallen die CAAR deutlich bis auf  $-1,465\%$  ( $-3,010\%$ ) am Ende des Ereignisfensters.

Im Jahr 2018 können nur noch in den beiden Wochen vor der Bekanntgabe schwach signifikante z. B. ab  $t = -15$  kumulierte CAAR festgestellt werden. Erst am Ereignistag und in den darauf folgenden drei Wochen sind die (C)AAR auf dem 5 %- bis 10 %-Niveau signifikant ( $AAR_{t=0} = 0,746\%$  (0,220 %) bzw.  $CAAR[0; 5] = 1,301\%$  (0,276 %)). Dies gilt jedoch nur für die ab dem Ereignistag kumulierten abnormalen Renditen, die bis auf  $CAAR[0; 14] = 1,706\%$  (0,839 %) ansteigen.

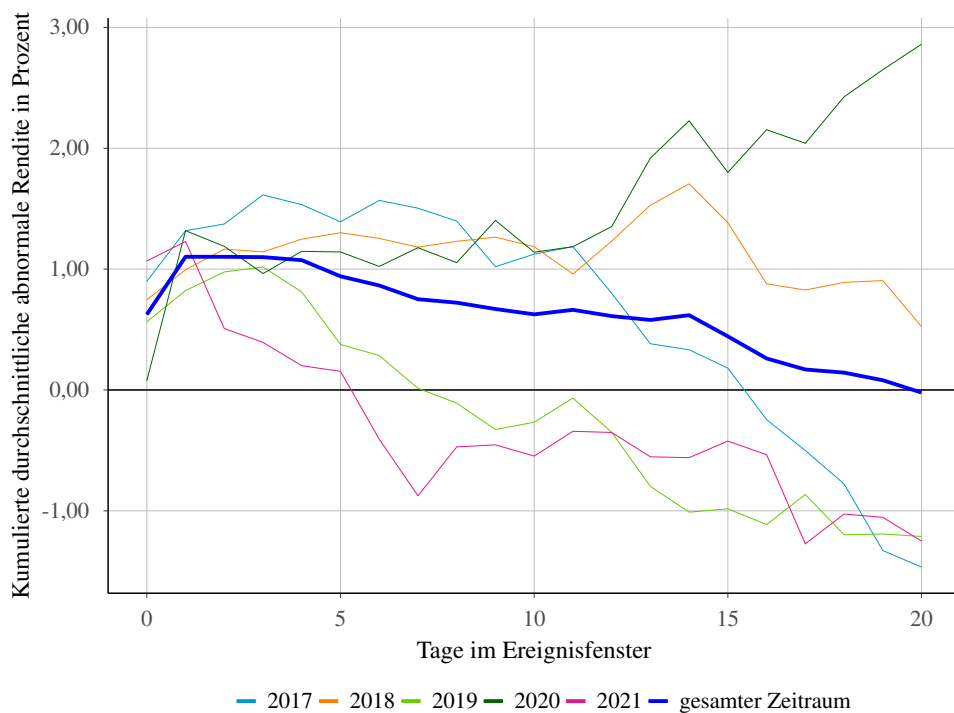
Im darauf folgenden Jahr kommt es erstmals nicht am Ereignistag zu einer signifikanten abnormalen Reaktion, sondern erst im Zeitraum  $[0; 1]$ , für den eine auf dem 10 %-Niveau signifikante  $CAAR[0; 1] = 0,823\%$  (0,365 %) beobachtet werden kann. Die abnormalen Renditen steigen weiter, bevor sie Mitte der ersten Handelswoche zu fallen beginnen. Ein Antizipationseffekt ist in diesem Jahr, abgesehen von einer signifikanten AAR am Tag  $t = -18$ , nicht beobachtbar.

Der Antizipationseffekt kehrt im Jahr 2020 zurück und baut sich in den drei Wochen vor der Veröffentlichung auf. So beträgt die  $CAAR[-15; -1]$  hoch signifikante 3,794 %. Überraschenderweise ist der Ankündigungseffekt nach der Bekanntgabe trotz der in Teilabbildung 5.24(b) sichtbaren verhältnismäßig extremen Entwicklung bis auf 2,861 % ( $-0,677\%$ ) nur schwach signifikant. Der negative Median deutet auf überwiegend negative abnormale Renditen hin, die durch einige positive Ausreißer nach oben verzerrt werden. Lediglich am Tag nach der Veröffentlichung ist eine (hoch) signifikante  $AAR_{t=1} = 1,242\%$  (1,012 %) feststellbar.

### 5.4 Ereignisstudien zur Veröffentlichung von Finanzberichten



(a) Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite im gesamten Ereignisfenster



(b) Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite nach der Veröffentlichung unterjähriger Berichte

Abbildung 5.24: Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite der positiven unterjährigen Berichterstattung

## 5 Ergebnisse der empirischen Untersuchung

Entgegen des in Teilabbildung 5.24(a) zu sehenden Anstiegs ist im Jahr 2021 kaum ein signifikanter Antizipationseffekt beobachtbar, erst am Ereignistag kann eine schwach signifikante AAR in Höhe von 1,067 % (1,695 %) festgestellt werden, die auch im Zeitfenster  $[0; 1]$  erhalten bleibt, bevor die abnormalen Renditen deutlich fallen.

Die Reaktionszeiten  $T_{min}^{AAR}$  und  $T_{min}^{CAAR}$  betragen bis auf eine Ausnahme 0 bis 1 Handelstag(e).<sup>1106</sup> Dies zeigt, dass Aktionäre von Versicherungsunternehmen in der Auswertung von Halbjahres- und Quartalsberichten geübter sind als in der Interpretation von SFCRs, sodass die in Abschnitt 5.3.1 beobachtete Reaktionszeit von zwei bis drei Wochen auf unter zwei Tage sinkt.

Die erwartete positive Reaktion der Aktionäre auf Halbjahres- und Quartalsberichte mit unerwartet hohen Gewinnen scheint somit bereits in der Zeit vor der Veröffentlichung zu beginnen. Anschließend stagnieren die abnormalen Renditen im Nachgang der Bekanntgabe auf dem höheren Niveau bzw. folgen einer eher negativen Entwicklung. Dies zeigt sich auch bei der Betrachtung der zugehörigen Heatmap in Abbildung 5.25. Die Reaktion startet zwar schon schwach drei Wochen vor dem Ereignis, jedoch liegt der Schwerpunkt ein bis zwei Wochen vor der Veröffentlichung der Halbjahres- und Quartalsberichte. Die stärkste Reaktion ist kurz nach der Veröffentlichung zu sehen und schwächt sich im Zeitverlauf langsam ab, bis zwei Wochen später kaum noch Signifikanzen nachweisbar sind. Diese beiden Cluster könnten auf eine vorweg genommene Reaktion von annahmegemäß besser informierten institutionellen Anlegern hindeuten, auf die nach der regulären Bekanntgabe der Geschäftszahlen auch die Privatanleger folgen.

Mit einem maximalen Wert von 12 ist die Signifikanz als durchschnittlich einzustufen. So ist die Reaktion auf unterjährige Berichte zwar etwas schwächer als für hohe Solvenzquoten, wobei deren Maximalwert auf einen einzelnen Tag zurückzuführen ist, aber deutlich stärker als für hohe Veränderungen der Solvenzquoten. Forschungshypothese H4.A bezüglich einer stärkeren Reaktion auf SFCRs als auf Geschäftszahlen muss deshalb abgelehnt werden. Dagegen kann Hypothese H4.B aufgrund der beobachteten positiven abnormalen Renditen in Folge der Veröffentlichung von Quartals- und Halbjahresberichten, die die Erwartungen übertreffen, beibehalten werden.

Insgesamt fallen damit die Reaktionen der Aktionäre im Nachgang der Veröffentlichung von unterjährigen Berichten relativ gering aus. Allerdings kann dies auf den ausgeprägten Antizipationseffekt zurückzuführen sein, der einen großen Teil der Reaktion vorwegnimmt. Mit Ausnahme des Jahres 2019 steigen die CAAR bereits im Vorfeld der Veröffentlichung bis auf durchschnittlich 1,5 % an und fallen in den darauffolgenden Wochen etwa auf das Ausgangsniveau zurück. Damit übersteigt die Reaktion der Aktionäre von Versicherungsunternehmen die in früheren Untersuchungen für den breiten Markt beobachteten Reaktionen deutlich, die lediglich bei ca. 1 % liegen.<sup>1107</sup> Aktionäre von Versicherungsunternehmen scheinen somit empfindlicher auf die Bekanntgabe von positiven Quartals- und Halbjahreszahlen zu reagieren als die Investoren der übrigen Unternehmen. Zudem bestätigt dies die bereits in früheren Arbeiten gemachte Beobachtung, dass positive Informationen möglichst früh – auch vor der Veröffentlichung der eigentlichen Berichte – in den Markt gegeben werden.<sup>1108</sup> Diese Arbeit findet somit keine asymmetrischen Reaktionen, bei denen positive Nachrichten ignoriert werden, sondern eine deutliche Kursbewegung im Umfeld der Veröffentlichung von unterjährigen Berichten mit positiven Inhalten. Zur weiteren Präzisierung der Ergebnisse gibt der folgende Abschnitt die Ergebnisse für Zwischenberichte mit negativen Inhalten wieder.

<sup>1106</sup>Im Jahr 2020 kann  $T_{min}^{AAR} = 2$  beobachtet werden.

<sup>1107</sup>Vgl. DAS et al. (2008), S. 71, 74, 76; MACKINLAY (1997), S. 25–26.

<sup>1108</sup>Vgl. CHAMBERS / PENMAN (1984), S. 22 sowie Abschnitte 3.2.2.2 und 3.4.4.

#### 5.4 Ereignisstudien zur Veröffentlichung von Finanzberichten

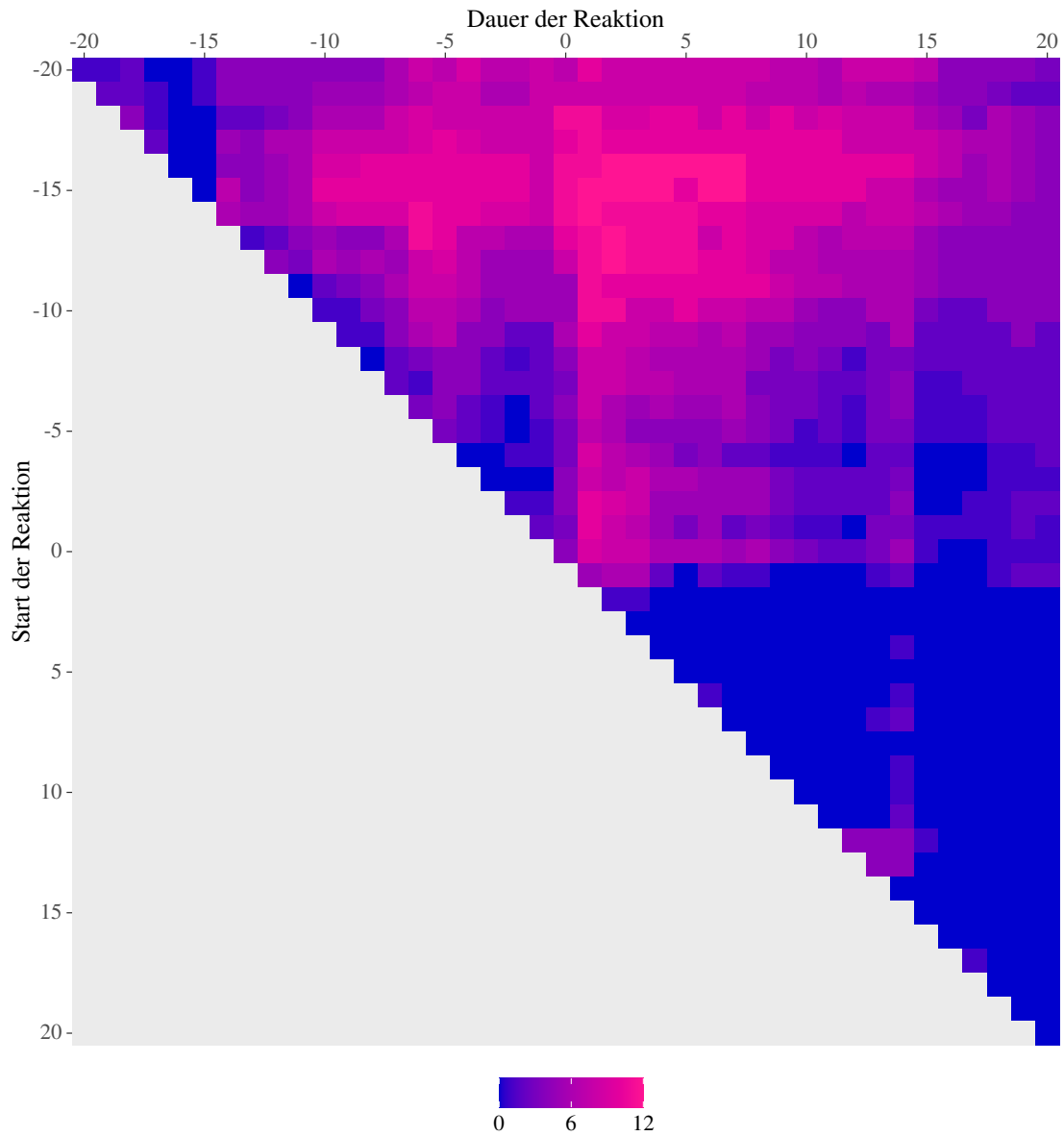


Abbildung 5.25: Heatmap der Reaktionen der Aktionäre auf die Veröffentlichung von Quartals- und Halbjahresberichten mit positiven Informationen

### 5.4.1.2 Reaktion auf negative Nachrichten

Hinsichtlich der Reaktion auf Halbjahres- und Quartalsberichte, die die Erwartungen der Aktionäre nicht erfüllen können, ist in Teilabbildung 5.26(a) im Gegensatz zu positiven Zwischenberichten für die Jahre 2017, 2018 und 2020 im Vorfeld der Veröffentlichung kein Antizipationseffekt beobachtbar. Erst kurz vor dem Ereignistag sinken die abnormalen Renditen deutlich und verharren anschließend auf diesem Niveau. In den Jahren 2019 und 2021 fallen die abnormalen Renditen bereits zwei Wochen vor der Veröffentlichung und behalten diesen Trend auch nach dem Ereignistag länger bei als in den anderen Jahren. Das Jahr 2021 zeigt dabei die extremste Entwicklung im Untersuchungszeitraum (siehe Teilabbildung 5.26(b)).

Im gesamten Beobachtungszeitraum kann bis auf wenige punktuelle Ausnahmen kein signifikanter Antizipationseffekt beobachtet werden. Obwohl die CAAR für alle Zeitfenster, die am Ereignistag  $t = 0$  enden, hoch signifikant ist, liegt die Ursache nicht in einer Vorwegnahme der Information durch den Kapitalmarkt, sondern in der hoch signifikanten AAR am Ereignistag in Höhe von  $-1,503\%$  ( $-0,983\%$ ). Dieser Ankündigungseffekt verbleibt bis zum Ende des Ereignisfensters auf ca.  $-2\%$  und ist hoch signifikant. Das Jahr 2017 zeigt eine nahezu identische Entwicklung. Trotz des ähnlichen Verlaufs der abnormalen Renditen im Jahr 2018 sind sie weniger signifikant. Dies könnte auf eine höhere Volatilität der abnormalen Renditen in diesem Zeitraum zurückzuführen sein, sodass Ausschläge, die in anderen Jahren als signifikant eingestuft werden, in diesem Jahr keinen Signifikanztest anschlagen lassen. Im Jahr 2019 kommt es ca. zwei Wochen vor der Bekanntgabe bereits zu (hoch) signifikanten negativen Reaktionen der Aktionäre, allerdings halten diese Reaktionen nicht an. Am Ereignistag beträgt die  $AAR_{t=0}$   $-1,965\%$  ( $-2,093\%$ ) und ist auf dem  $1\%$ -Niveau signifikant. Der Ankündigungseffekt in den vier darauffolgenden Wochen bewegt sich zwischen  $-2,5\%$  und  $-3\%$  und ist weiterhin (hoch) signifikant.

Die beiden letzten Jahre stechen aufgrund ihrer extremen Entwicklungen besonders aus dem Beobachtungszeitraum heraus. Da sich die CAAR im Vorfeld der Veröffentlichungen 2020 entgegen der Hypothese positiv entwickeln, ist keine Aussage bezüglich der Signifikanz möglich, jedoch ist aufgrund der Höhe nur von einer schwachen Signifikanz auszugehen. Am Ereignistag kippt die Reaktion der Aktionäre und die AAR ist negativ, jedoch nicht signifikant. Die Signifikanz stellt sich erst am darauffolgenden Tag ein: So beträgt die  $AAR_{t=1}$   $-1,219\%$  ( $-1,087\%$ ), signifikant auf dem  $10\%$ -Niveau. Die CAAR fällt weiter bis auf  $-3,016\%$  ( $-1,844\%$ ) zu Beginn der dritten Woche und ist weiterhin nur schwach signifikant. Gegen Ende des Ereignisfensters schwächt sich der Effekt ab und die CAAR steigt langsam an.

Die Teilstichprobe des Jahres 2021 enthält lediglich zwei Beobachtungen, sodass eine Signifikanztestung kaum möglich ist, selbst wenn wie im Falle eines nicht-parametrischen Testverfahrens auf eine Verteilungsannahme verzichtet wird. Ab der dritten Woche vor der Veröffentlichung wird ein starker Antizipationseffekt beobachtet, der bis zum Ereignis anhält.<sup>1109</sup> Je nach betrachtetem Zeitintervall beträgt die CAAR  $-1\%$  bis  $-6,4\%$ . Am Ereignistag liegt die AAR bei  $-1,111\%$ .<sup>1110</sup> Aufgrund der uneinheitlichen Reaktion in der ersten Woche mit positiven AAR zu den Zeitpunkten  $t = 1$  und  $t = 4$  und der anschließenden extrem negativen Entwicklung kann keine endgültige Aussage über den Ankündigungseffekt getroffen werden. Ab  $t = 3$  bzw.  $t = 5$  fallen die CAAR deutlich. So beträgt die  $CAAR[0; 20]$  immer noch  $-3,972\%$  ( $-3,972\%$ ).<sup>1111</sup> Das Minimum liegt bei  $CAAR[0; 15] = -4,431\%$ . Über das vollständige Ereignisfenster verzeichnen Versicherer, die die Erwartungen der Analysten nicht erfüllen konnten, eine negative abnormale Rendite von ca.  $-7\%$ .

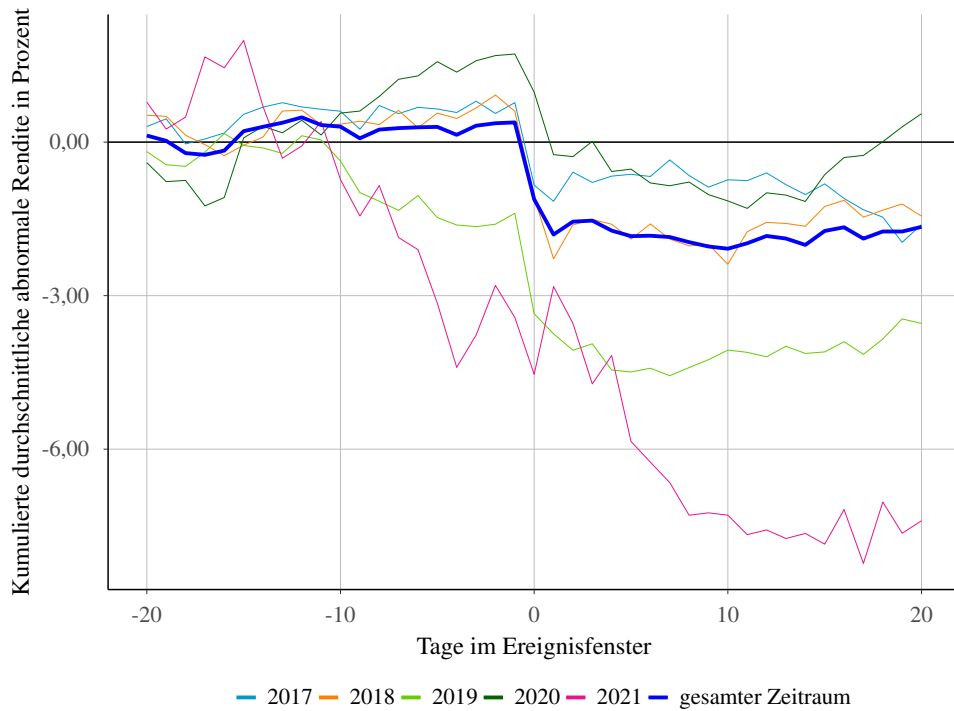
<sup>1109</sup>Eine möglicherweise vorliegende Signifikanz würde sich in der Woche vor dem Ereignis deutlich abschwächen.

<sup>1110</sup>Median und Mittelwert der (C)AAR stimmen für  $n = 2$  überein.

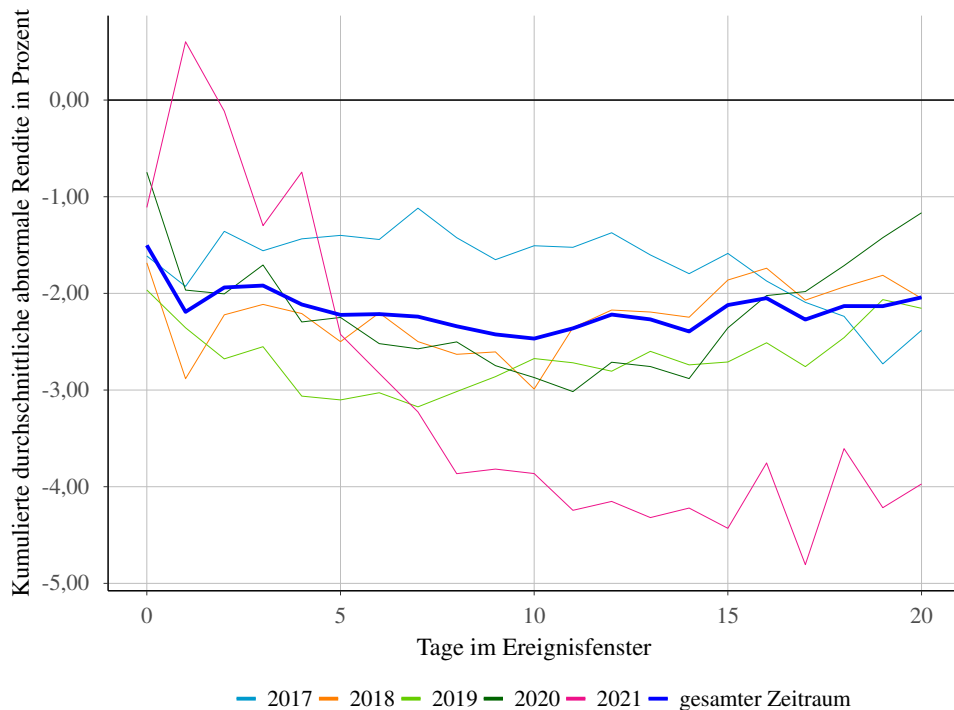
<sup>1111</sup>Die negativen (kumulierten) abnormalen Renditen am und nach dem Ereignistag werden als (hoch) signifikant ausgewiesen.



### 5.4 Ereignisstudien zur Veröffentlichung von Finanzberichten



(a) Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite im gesamten Ereignisfenster



(b) Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite nach der Veröffentlichung unterjähriger Berichte

Abbildung 5.26: Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite der negativen unterjährigen Berichte

## 5 Ergebnisse der empirischen Untersuchung

Im Gegensatz zu dem ausgeprägten Antizipationseffekt bei positiven Nachrichten in den Halbjahres- und Quartalsberichten beschränkt sich in der Heatmap in Abbildung 5.27 die Reaktion auf negative Nachrichten auf den Zeitraum nach der Bekanntgabe. Mit einem maximalen Signifikanzwert von 15 fällt sie zudem stärker aus als auf positive Nachrichten, für die der korrespondierende Wert lediglich 12 beträgt. Während jedoch die Reaktion auf gute Nachrichten nach dem Ereignistag abflaut, hält sie für schlechte Nachrichten über den gesamten Ankündigungszeitraum an, sodass sich ein einzelnes, sehr gut abgegrenztes Cluster herausbildet.

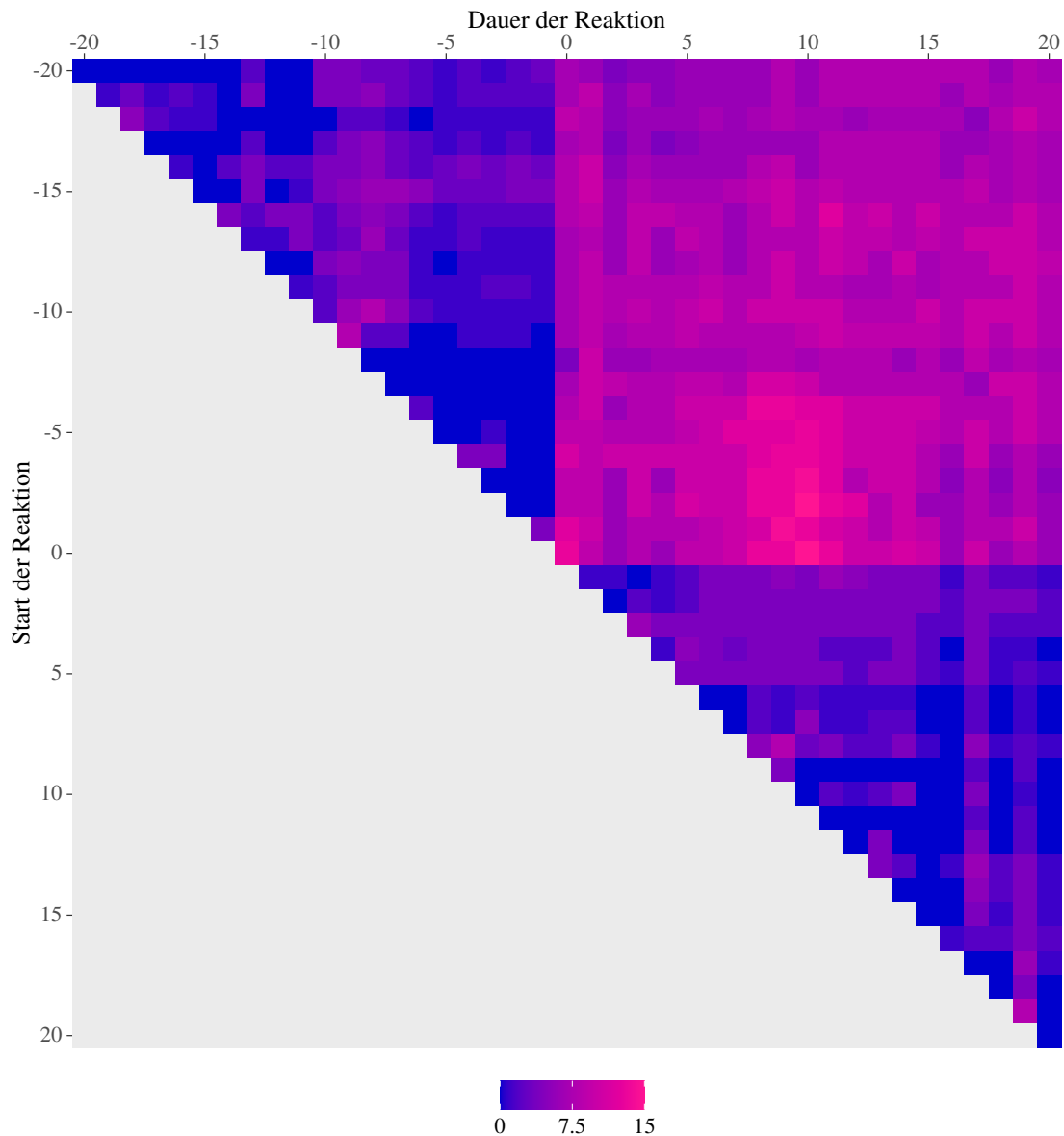


Abbildung 5.27: Heatmap der Reaktionen der Aktionäre auf die Veröffentlichung von Quartals- und Halbjahresberichten mit negativen Informationen

## 5.4 Ereignisstudien zur Veröffentlichung von Finanzberichten

Diese Beobachtungen legen nahe, dass wie bei CHAMBERS und PENMAN (1984) gute Nachrichten bereits im Vorfeld der Veröffentlichung bekannt gemacht werden, während schlechte Nachrichten zurückgehalten werden.<sup>1112</sup> Zudem scheinen Aktionäre stärker auf negative Neuigkeiten zu reagieren als auf positive. Diese Ergebnisse entsprechen denjenigen früherer Untersuchungen, die eine asymmetrische Reaktion auf positive und negative Nachrichten feststellen.<sup>1113</sup> Die Reaktion auf Quartalsberichte mit negativen Inhalten von Versicherern am Ereignistag in Höhe von ca.  $-1,5\%$  fällt außerdem stärker aus als diejenige von Aktionären in Untersuchungen, die den ganzen Markt betrachten. So beträgt der entsprechende Wert bei MACKINLAY (1997) lediglich  $-0,679\%$ , während DAS et al. (2008) keine signifikanten Effekte nachweisen können.<sup>1114</sup> Aktionäre von Versicherungsunternehmen scheinen erneut empfindlicher auf negative Nachrichten zu reagieren als Investoren in anderen Branchen.

Die Reaktionszeiten  $T_{min}^{AAR}$  und  $T_{min}^{CAAR}$  betragen bis auf eine Ausnahme 0 Handelstage.<sup>1115</sup> Dies bestätigt einmal mehr, dass Aktionäre von Versicherungsunternehmen in der Auswertung von Geschäftszahlen geübter sind als in der Interpretation von SFCRs, sodass die Reaktionszeit deutlich geringer ist.

Obwohl die Signifikanzwerte in den Heatmaps zur Veröffentlichung von SFCRs zum Teil höher sind, handelt es sich häufig um punktuelle Effekte. Die Reaktionen auf Zwischenberichte erfolgen dagegen überwiegend einheitlich, da sich die Verläufe der abnormalen Renditen in den einzelnen Jahren kaum unterscheiden. Zudem ist als Reaktionszeitpunkt eindeutig der Ereignistag feststellbar. Quartals- und Halbjahresberichte scheinen Aktionären somit entscheidungsnützlichere Informationen zu liefern, die sie zeitnäher interpretieren. Der Konsens am Kapitalmarkt könnte auf die geringere Komplexität, den kleineren Umfang und den geübten Umgang der Aktionäre mit diesen Berichten zurückzuführen sein.

Neben Quartals- und Halbjahresberichten spielt vor allem die jährliche Berichterstattung eine große Rolle. Obwohl unterjährige Mitteilungen bereits viele Inhalte des (vorläufigen) Geschäftsberichts vorweg nehmen, liefert letzterer erstmals einen Überblick über die gesamte Entwicklung des vorangegangenen Geschäftsjahres. Aus diesem Grund wird im nächsten Abschnitt geprüft, ob für vorläufige Zahlen Reaktionen in ähnlicher Höhe und Intensität wie für unterjährige Berichte beobachtet werden können.

### 5.4.2 Reaktion auf die Veröffentlichung von vorläufigen Zahlen

#### 5.4.2.1 Reaktion auf positive Nachrichten

Im Unterschied zur unterjährigen Berichterstattung zeigt Teilabbildung 5.28(a) sowohl vor als auch nach der Veröffentlichung uneinheitliche Reaktionen auf vorläufige Berichte. Bei genauerem Hinsehen ist in Teilabbildung 5.28(b) jedoch die abnormale Rendite am Ereignistag nur im Jahr 2019 negativ, während die Investoren in den übrigen Jahren neutral bis positiv reagieren. In den beiden folgenden Wochen verharren die abnormalen Renditen auf ihren Niveaus, bevor insbesondere in den Jahren 2019 und 2020 eine negative Entwicklung einsetzt. Da jedoch – anders als für die SFCRs – davon auszugehen ist, dass die Aktionäre geübt in der Interpretation dieser Zahlen sind, ist diese verspätete Reaktion wahrscheinlich nicht auf die Bekanntgabe der vorläufigen Geschäftszahlen zurückzuführen.

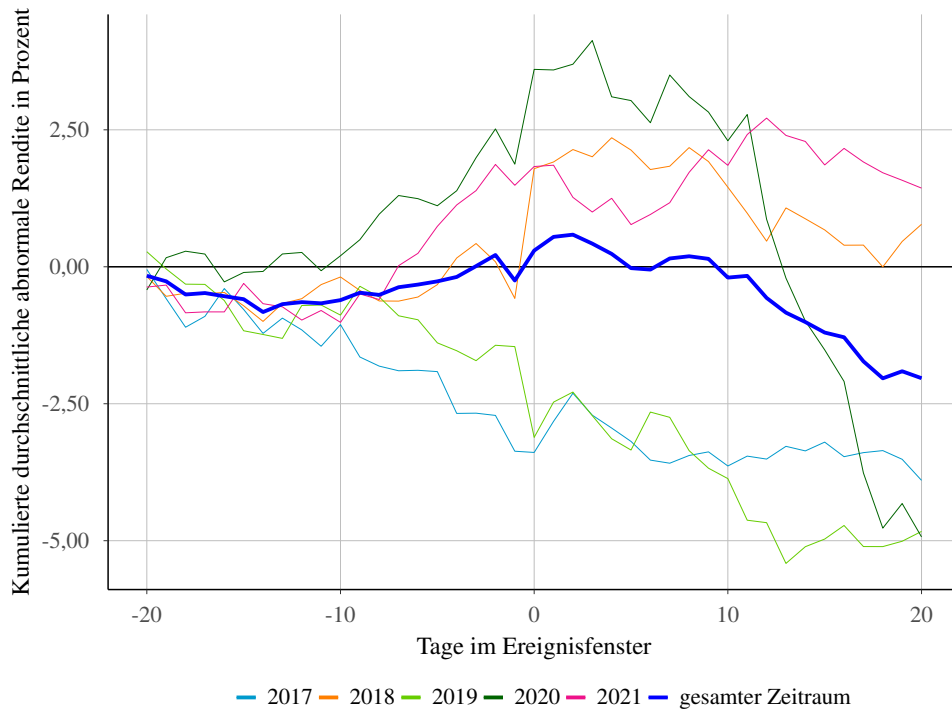
<sup>1112</sup>Vgl. CHAMBERS / PENMAN (1984), S. 21–22.

<sup>1113</sup>Vgl. z. B. die Reaktion auf Herauf- und Herabstufungen von Ratings bei HALEK / ECKLES (2010), S. 816–819; HAND et al. (1992), S. 744, 749–752; HOLTSHAUSEN / LEFTWICH (1986), S. 57, 68–69.

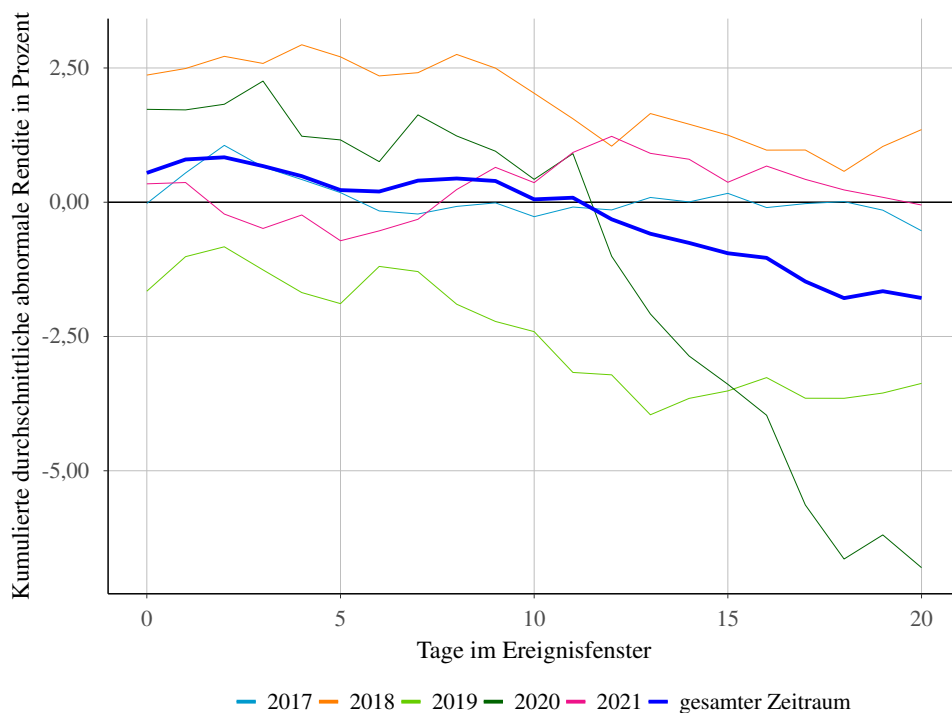
<sup>1114</sup>Vgl. DAS et al. (2008), S. 71, 74, 76; MACKINLAY (1997), S. 25–26.

<sup>1115</sup>Im Jahr 2020 können  $T_{min}^{CAAR} = 8$  und  $T_{min}^{AAR} = 1$  beobachtet werden.

5 Ergebnisse der empirischen Untersuchung



(a) Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite im gesamten Ereignisfenster



(b) Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite nach der Veröffentlichung vorläufiger Berichte

Abbildung 5.28: Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite der positiven vorläufiger Berichte

#### 5.4 Ereignisstudien zur Veröffentlichung von Finanzberichten

Über den gesamten Beobachtungszeitraum ist kein eindeutiger Antizipationseffekt zu sehen. Erst am Ereignistag und an den folgenden zwei Tagen sind schwach positive AAR beobachtbar, die sich zu einem schwach signifikanten Effekt kumulieren, jedoch zu keinem dauerhaften Trend führen. Ab der dritten Woche fallen die CAAR stark ab, jedoch getrieben durch die Entwicklung im Jahr 2020.

Im Jahr 2017 liegt ein deutlicher negativer Antizipationseffekt vor, bei dem die CAAR in den vier Wochen vor der Veröffentlichung auf  $CAAR[-20; -1] = -3,367\%$  ( $-1,922\%$ ) fallen. Aufgrund des negativen Vorzeichens ist keine Aussage bezüglich der Signifikanz der Entwicklungen möglich. Auch die AAR am Ereignistag selbst ist leicht negativ, bevor sie die nächsten beiden Tage auf schwach signifikante  $0,5\%$  ansteigt. Der Effekt kumuliert sich auf signifikante  $CAAR[0; 2] = 1,059\%$  ( $0,520\%$ ).<sup>1116</sup> Im weiteren Verlauf bildet sich durch die wechselnden Vorzeichen der AAR kein Trend heraus.

Das uneinheitliche Bild setzt sich im Jahr 2018 im Vorfeld der Veröffentlichung fort, da sich positive und negative (C)AAR abwechseln und nur vereinzelt signifikant sind. Am Ereignistag steigt die AAR sprunghaft auf  $2,368\%$  ( $1,115\%$ ) und ist auf dem  $5\%$ -Niveau signifikant. Erst nach ca. zwei Handelswochen sinken die AAR so stark, dass die CAAR nicht mehr signifikant sind.<sup>1117</sup> Es ist somit von einer deutlichen, nachhaltigen Reaktion auszugehen.

Der negative Trend im Vorfeld der Veröffentlichungen des Jahres 2019 verstärkt sich nochmals am Ereignistag, an dem die AAR  $-1,656\%$  ( $0,229\%$ , nicht signifikant) beträgt. Es ist zwar keine Aussage über die Signifikanz möglich, allerdings ist aufgrund der Höhe der AAR von einer gewissen Relevanz auszugehen. Im Gegensatz zur mittleren abnormalen Rendite ist deren Median am Ereignistag positiv, sodass stark negative Ausreißer die Ergebnisse zu verzerren scheinen. Dies beeinflusst die spätere Auswertung in der Heatmap jedoch nicht, da auch der Median nicht signifikant ist. Am Tag nach der Veröffentlichung und zu Beginn der zweiten Handelswoche ist die positive abnormale Rendite auf dem  $5\%$ -Niveau signifikant. Die betroffenen kumulierten abnormalen Renditen bleiben noch mehrere Tage signifikant verschieden von Null. Über den gesamten Ankündigungszeitraum fallen die CAAR jedoch auf ca.  $-3,5\%$ , während der Median bis in die zweite Handelswoche hinein steigt, sodass die Mediane auf eine erwartungsgemäß positive Reaktion der Aktionäre hindeuten. Dies ist erneut ein Hinweis auf das Vorliegen stark negativer Ausreißer in der Stichprobe, die den Mittelwert negativ verzerren.

Im Jahr 2020 können während der Antizipationsperiode nur zu Beginn des Ereignisfensters und kurz vor dem Ereignistag signifikante abnormale Renditen identifiziert werden. Obwohl die CAAR in einigen Zeitfenstern der Antizipationsperiode auf über  $2\%$  steigen, wird ihre Signifikanz vom nicht-parametrischen Test nur als schwach beurteilt, während der parametrische Test häufig überhaupt nicht anschlägt.<sup>1118</sup> Lediglich zwei Tage vor dem Ereignis beurteilen beide Testverfahren die  $AAR_{t=-2} = 0,525\%$  ( $0,188\%$ ) übereinstimmend auf dem  $5\%$ -Niveau als signifikant. Die AAR ist am Ereignistag mit  $1,730\%$  ( $0,922\%$ ) relativ hoch, jedoch nicht signifikant, was erneut auf volatile Aktienrenditen hindeutet. Im Nachgang fallen die CAAR in einigen Zeitfenstern jedoch auf unter  $-9\%$ , die ab dem Ereignistag kumulierten abnormalen Renditen bis auf  $-6,804\%$  ( $-7,830\%$ ), sodass auch positive Gewinn-Nachrichten keinen Einfluss auf das generell schlechte Marktsentiment nach Ausbruch der Covid-19-Pandemie haben.

<sup>1116</sup>Die Signifikanz werden zum Teil nur mit dem nicht-parametrischen Testverfahren nachgewiesen und nicht durch den parametrischen Test bestätigt. Aufgrund des geringen Stichprobenumfangs ist den Ergebnissen des nicht-parametrischen Tests mehr Bedeutung beizumessen.

<sup>1117</sup>Die Median-CAAR sind bereits ab dem ersten Tag nach dem Ereignis nicht mehr signifikant.

<sup>1118</sup>Durch den geringen Umfang dieser Teilstichprobe haben die Ergebnisse des nicht-parametrischen Signifikanztests eine höhere Relevanz in der Analyse als diejenigen der parametrischen Signifikanztests.

## 5 Ergebnisse der empirischen Untersuchung

Die Entwicklungen im Vorfeld der Veröffentlichungen im Jahr 2021 ähneln denjenigen des Vorjahres mit dem Unterschied, dass die CAAR in den beiden Handelswochen vor dem Ereignistag auf dem 5 %- bis 10 %-Niveau signifikant sind.<sup>1119</sup> Am Ereignistag ist die AAR schwach positiv. Danach finden sich vor allem in der zweiten und dritten Handelswoche hoch signifikante (C)AAR. In diesem Fall kann jedoch in Frage gestellt werden, ob diese verspätete Reaktion auf das ursprüngliche Ereignis zurückzuführen ist.

Die kaum vorhandenen Signifikanzen zeigen sich auch in der Heatmap in Abbildung 5.29. Mit einem Maximalwert von 8 ist die Signifikanz der Reaktionen als unterdurchschnittlich einzustufen. Das Cluster lässt sich zudem nicht klar von den anderen Zeiträumen abgrenzen. Dabei konzentriert sich die Reaktion auf den Zeitraum um den Ereignistag. Schwächere Effekte können kurz vor der Veröffentlichung und in den nachfolgenden Zeitfenstern beobachtet werden, wobei die Signifikanzwerte ab Ende der zweiten Woche deutlich abnehmen. Das kleinere Cluster in der Mitte des Ankündigungszeitraums weist nur schwache Signifikanzwerte auf und ist auf die verspätete Reaktion im Jahr 2021 zurückzuführen.

So betragen die Reaktionszeiten  $T_{min}^{CAAR}$  0 bis 2 Handelstage für die Jahre 2017 und 2018.  $T_{min}^{AAR}$  liegt für die Jahre 2017 bis 2019 zwischen 0 und 1 Handelstag(en). Lediglich für das Jahr 2021 dauert es 8 Handelstage bis zur ersten signifikanten AAR. Für das Jahr 2020 können keine signifikanten Werte festgestellt werden. Dennoch bestätigen diese Ergebnisse die Beobachtungen bezüglich der unterjährigen Berichterstattung, dass Aktionäre Geschäftszahlen deutlich schneller interpretieren als SFCRs.

Diese Ergebnisse spiegeln die Resultate früherer empirischer Untersuchungen wider, die nur geringe bis keine Reaktionen auf positive Nachrichten nachweisen können.<sup>1120</sup> Lediglich in drei der fünf betrachteten Jahre können in den beiden Wochen vor und nach der Veröffentlichung positive abnormale Renditen festgestellt werden. Diese Effekte überwiegen jedoch die negativen bzw. neutralen Reaktionen der Jahre 2017 und 2019, sodass die abnormale Rendite im Durchschnitt über alle Jahre am Ereignistag leicht positiv ist. Aufgrund dieser Befunde kann Forschungshypothese H4.B bezüglich einer positiven Reaktion auf positive Überraschungen bei der Veröffentlichung von Geschäftszahlen nicht abgelehnt werden. Allerdings fallen die im Rahmen dieser Arbeit beobachtbaren Reaktionen deutlich geringer aus als bei FAH und SIN (2014). Die Autoren verwenden jedoch zur Bildung der Teilstichproben ein naives Vorhersagemodell, sodass die Unterschiede neben geografischen Aspekten auch auf das abweichende Untersuchungsdesign zurückzuführen sein können.<sup>1121</sup>

Dagegen reagieren Aktionäre in Abschnitt 5.4.1.1 einheitlich bereits im Vorfeld positiver Nachrichten mit hohen positiven abnormalen Renditen. Dies zeigt sich in einem höheren Maximalwert in Abbildung 5.25, der mit 12 deutlich höher ausfällt als der hier ermittelte Wert. Dies könnte ein Hinweis darauf sein, dass vorläufige Berichte kaum bzw. keine neuen Informationen für die Aktionäre enthalten, da viele Informationen bereits in den Quartals- und Halbjahresberichten vermittelt werden. Forschungshypothese H4.D muss deshalb beibehalten werden, da Aktionäre stärker auf die Veröffentlichung von Zwischenberichten reagieren als auf die Veröffentlichung von vorläufigen Geschäftsberichten. Für eine genauere Überprüfung dieser Hinweise betrachtet der folgende Abschnitt die Reaktionen auf negative vorläufige Berichterstattung näher.

<sup>1119</sup>Die unterschiedliche Signifikanzeinstufung der sehr ähnlichen Ergebnisse in den Jahren 2020 und 2021 ist erneut ein Hinweis auf die hohe Volatilität der abnormalen Renditen im Jahr 2020.

<sup>1120</sup>Vgl. z. B. die Reaktion auf Heraufstufungen von Ratings HALEK / ECKLES (2010), S. 816–819; HAND et al. (1992), S. 744, 749–752; HOLTHAUSEN / LEFTWICH (1986), S. 57, 68–69.

<sup>1121</sup>Vgl. FAH / SIN (2014), S. 167, 172.

#### 5.4 Ereignisstudien zur Veröffentlichung von Finanzberichten

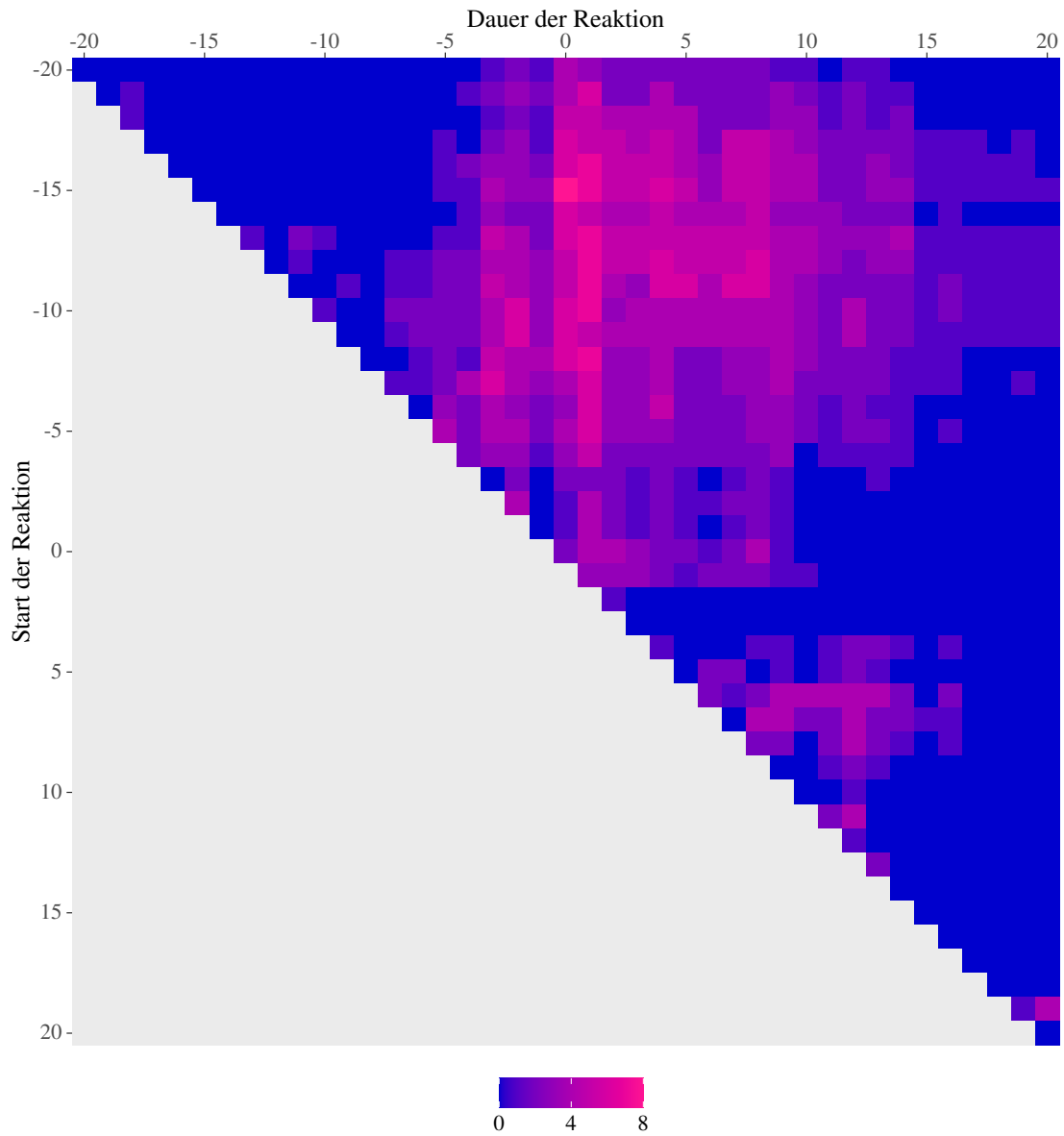


Abbildung 5.29: Heatmap der Reaktionen der Aktionäre auf die Veröffentlichung von vorläufigen Berichten mit positiven Informationen

### 5.4.2.2 Reaktion auf negative Nachrichten

Hinsichtlich möglicher Reaktionen auf vorläufige Berichte, die negative Informationen vermitteln, zeigt Teilabbildung 5.30(a) im Vorfeld der Veröffentlichung ein zweigeteiltes Bild: Während die CAAR in den Jahren 2019 und 2021 nicht reagieren bzw. leicht ansteigen, fallen die CAAR in den anderen Jahren schwach bis deutlich. Im Nachgang der Veröffentlichung verstärkt sich der Trend in Teilabbildung 5.30(b), sodass in allen Jahren außer 2019 leicht bis stark fallende abnormale Renditen beobachtet werden können. Aufgrund der im Vergleich zum Jahr 2020 schwachen Entwicklung der übrigen Jahre ist die Analyse der Signifikanzen in diesem Fall besonders relevant.

Über den gesamten Beobachtungszeitraum ergibt sich für das vollständige Ereignisfenster eine auf dem 5 %- bis 1 %-Niveau signifikante, negative CAAR in Höhe von  $-4,648\%$  ( $-2,056\%$ ). Bereits vier Wochen vor der Veröffentlichung vorläufiger Geschäftszahlen können schwach signifikant negative (C)AAR beobachtet werden, die sich jedoch in der dritten Woche vor dem Ereignis deutlich abschwächen. Doch bereits zum Zeitpunkt  $t = -8$  kann erneut eine auf dem mindestens 5 %-Niveau signifikante AAR in Höhe von  $-0,376\%$  ( $-0,332\%$ ) beobachtet werden. In nahezu allen Zeitintervallen, die diese AAR beinhalten, sind die CAAR zum Teil hoch signifikant. In den vier Tagen vor dem Ereignis kommt es zu einer schwachen Gegenreaktion mit kleinen positiven AAR bevor die AAR am Ereignistag auf  $-1,342\%$  ( $-1,047\%$ ) fällt, signifikant auf dem 1 %- bis 5 %-Niveau. Die CAAR aller darauf aufbauenden Zeitintervalle sind negativ und werden bis auf wenige Unterbrechungen als signifikant eingestuft. Am Ende des Ereignisfensters beträgt die  $CAAR[0;20] = -4,569\%$  ( $-2,323\%$ ), signifikant auf dem 1 %-Niveau. Es ist somit von einem signifikanten, anhaltenden Ankündigungseffekt auszugehen.

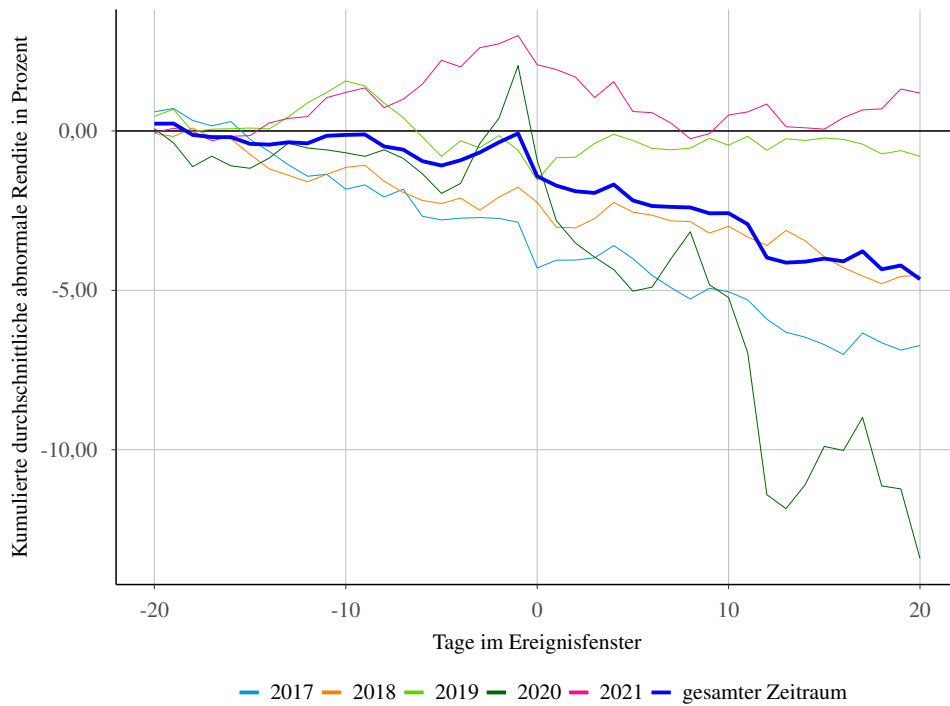
Im Jahr 2017 kommt es vor allem in den längeren Zeiträumen, die drei bis vier Wochen vor dem Ereignis beginnen zu hoch signifikant negativen abnormalen Renditen, die bis zum Tag vor dem Ereignis anhalten. Dagegen können in der Woche vor der Veröffentlichung keine signifikanten Reaktionen beobachtet werden. Interessanterweise sind die AAR bis auf wenige Ausnahmen nicht signifikant, sodass erst die kumulierten Effekte auch eine gewisse Relevanz aufzuweisen scheinen. Die CAAR fallen in den langen Zeiträumen auf unter  $-3\%$  und sind hoch signifikant. Die AAR am Ereignistag beträgt zwar  $-1,434\%$  ( $-0,717\%$ ), ist jedoch nur nach dem parametrischen Test signifikant. Die abnormalen Renditen fallen in der Folge weiter auf unter  $-4\%$  und sind signifikant.

Dagegen können im Jahr 2018 im Antizipationszeitraum lediglich im Zeitintervall  $[-8; -3]$  und einigen umliegenden Zeitfenstern signifikante (C)AAR nachgewiesen werden. An den zwei letzten Tagen vor dem Ereignis kommt es erneut zu einer positiven Gegenreaktion, bevor am Ereignistag die AAR wieder fällt, jedoch nur auf ein kleines, nicht signifikantes Niveau. Daraus entwickelt sich in den folgenden Tagen eine  $CAAR[0;2]$  in Höhe von  $-1,277\%$  ( $-1,788\%$ ), die auf dem 5 %-Niveau signifikant ist. In der Folge wechseln die AAR jedoch häufig das Vorzeichen, sodass der Ankündigungseffekt nur bis zum dritten Tag andauert. Obwohl die CAAR im weiteren Verlauf auf unter  $-3\%$  fallen, können nur für  $t = 18$  und die damit zusammenhängenden Zeitfenster signifikante Werte identifiziert werden. Aufgrund des großen zeitlichen Abstands zum Ereignis ist dabei von keinem relevanten Zusammenhang auszugehen.

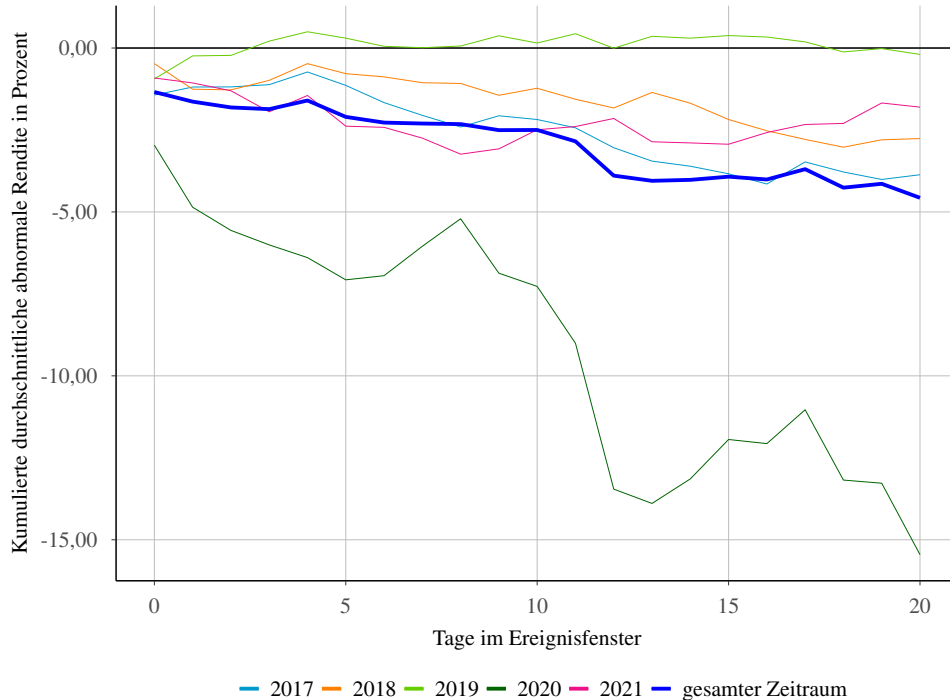
Im Jahr 2019 konzentriert sich der schwache Antizipationseffekt auf ein ähnliches Zeitintervall wie 2018 ( $[-7; -1]$ ). Lediglich kurz vor dem Ereignis liegt ein Antizipationseffekt vor und es kann eine auf dem 5 %-Niveau signifikante  $AAR_{t=-1} = -0,456\%$  ( $-0,257\%$ ) beobachtet werden. Am Ereignistag selbst ist die AAR ebenfalls negativ, jedoch nicht signifikant. In der Folge bewegen sich die CAAR nahe der Nulllinie, sodass kein Ankündigungseffekt nachgewiesen werden kann.



### 5.4 Ereignisstudien zur Veröffentlichung von Finanzberichten



(a) Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite im gesamten Ereignisfenster



(b) Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite nach der Veröffentlichung vorläufiger Berichte

Abbildung 5.30: Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite der negativen vorläufiger Berichte

## 5 Ergebnisse der empirischen Untersuchung

Das Jahr 2020 sticht besonders hervor, da die abnormalen Renditen über das gesamte Ereignisfenster auf unter  $-13\%$  fallen und hoch signifikant sind. Die vier Wochen vor dem Ereignis beobachtete signifikante Reaktion steht aufgrund des großen zeitlichen Abstands zum Ereignis und der kurzen Dauer wahrscheinlich nicht mit dem Ereignis in Verbindung. Erneut kommt es in der Woche vor dem Ereignis zu einer positiven Gegenreaktion, bevor die AAR am Ereignistag selbst auf  $-2,964\%$  ( $-3,343\%$ ) fällt, signifikant auf dem 5 %- bis 10 %-Niveau. Die CAAR sinken weiter und betragen bereits am Ende der ersten Handelswoche nach der Veröffentlichung weniger als  $-7\%$ . Nach vier Wochen fällt die CAAR auf  $-15,454\%$  ( $-16,294\%$ ), hoch signifikant auf dem 1 %-Niveau. So könnten negative Nachrichten in Folge des Ausbruchs der Covid-19-Pandemie übergewichtet werden und so zu dieser überstürzten Reaktion führen.

Im Jahr 2021 ist der Antizipationseffekt positiv und liegt bei ca.  $3\%$ , sodass keine Aussage über die Signifikanz möglich ist. Die AAR am Ereignistag beträgt  $-0,914\%$  ( $1,146\%$ ), ist jedoch nicht signifikant. Der positive Median deutet auf eine überwiegend positive Reaktion hin, die durch einige negative Ausreißer abgeschwächt wird. Obwohl die CAAR in der Folge weiter auf ca.  $-3\%$  fällt, ist sie ebenfalls nicht signifikant. Dies deutet erneut auf ein sehr volatiles Marktumfeld hin.

Die Reaktionszeiten  $T_{min}^{AAR}$  und  $T_{min}^{CAAR}$  liegen zwischen 0 und 12 Handelstagen. Die Analyse von negativen Inhalten scheint somit mehr Zeit zu erfordern als die Auswertung von positiven Neuigkeiten. So stellen auch BIELL und MULLER (2013) fest, dass Aktionäre einige Zeit benötigen, bis ein Verlustereignis vollständig in den Aktienkursen verarbeitet ist.<sup>1122</sup>

Mit einem Maximalwert von 8 spiegelt auch die Heatmap in Abbildung 5.31 eine unterdurchschnittliche Reaktion der Aktionäre wider. Dies ist bemerkenswert, da die Mehrzahl der (kumulierten) abnormalen Renditen die erwartete negative Entwicklung zeigt. Jedoch sind sie zum Teil nicht signifikant oder die Signifikanz treten in unterschiedlichen Zeitfenstern auf, sodass die ermittelten Signifikanzwerte nicht über 8 hinausreichen. Die abnormalen Entwicklungen starten vor allem fünf bis sechs Tage vor dem Ereignis, am Ereignistag selbst und dann wieder drei Wochen nach der Bekanntgabe. Die stärksten Reaktionen bauen sich in den sehr langen Zeitfenstern im letzten Viertel des Ereignisfensters auf. In dieser Hinsicht unterscheiden sich die Ergebnisse von denjenigen für unterjährige Berichte, für die negative Inhalte erst am Ereignistag zu einer Reaktion der Aktionäre führen.

Während somit für vorläufige Berichte mit positiven Inhalten über den gesamten Beobachtungszeitraum kaum signifikante Effekte nachgewiesen werden können, fällt die Reaktion auf negative Nachrichten einheitlicher und signifikanter aus, obwohl der Maximalwert der Heatmap dies nicht anzeigt. Heatmaps scheinen somit vor allem die Betrachtung des vollständigen „Musters“ der abnormalen Renditen zu ermöglichen, aber nicht zur endgültigen Beurteilung von Hypothesen geeignet zu sein. Die Ergebnisse der vorliegenden Teiluntersuchung entsprechen denjenigen von CUMMINS et al. (2006), die für Versicherer nach Verlustereignissen eine  $AAR_{t=0} = -1,10\%$  und eine  $CAAR[-1;20] = -4,12\%$  feststellen.<sup>1123</sup>

Forschungshypothese H4.C bezüglich negativer abnormaler Renditen in Folge einer negativen Überraschung bei der Veröffentlichung von vorläufigen Geschäftsberichten kann deshalb nicht abgelehnt werden. Forschungshypothese H4.D muss ebenfalls beibehalten werden, da die Reaktion der Aktionäre auf negative Quartals- und Halbjahresberichte deutlich stärker ausfällt als auf vorläufige Geschäftszahlen. Dies zeigt sich in einem höheren erreichten Maximalwert in Abbildung 5.27 (15 vs. 8) und einer homogenen Cluster-Bildung ab dem Ereignistag.

<sup>1122</sup>Vgl. BIELL / MULLER (2013), S. 2630–2631, 2638.

<sup>1123</sup>Vgl. CUMMINS et al. (2006), S. 2626.

#### 5.4 Ereignisstudien zur Veröffentlichung von Finanzberichten

Dennoch reagieren die Aktionäre auf Quartals- und Halbjahresberichte sowie auf vorläufige Geschäftszahlen einheitlicher als auf die Veröffentlichung von SFCRs, für die sich die Reaktionsrichtung häufig je nach betrachtetem Jahr ändert. Der berichtete Gewinn scheint somit unter den Investoren zu einem größeren Konsens zu führen als die Solvenzquote bzw. deren Veränderung.

Um ein vollständiges Bild über die Rolle der Finanzberichterstattung zu erhalten, werden als letzte traditionelle Berichtsform die Geschäftsberichte von Versicherungsunternehmen betrachtet. Ein Vergleich der Reaktionsstärke zwischen unterjährigen, vorläufigen und jährlichen Berichten kann weitere interessante Erkenntnisse bezüglich einer möglichen Marktdisziplin im Versicherungsmarkt liefern.

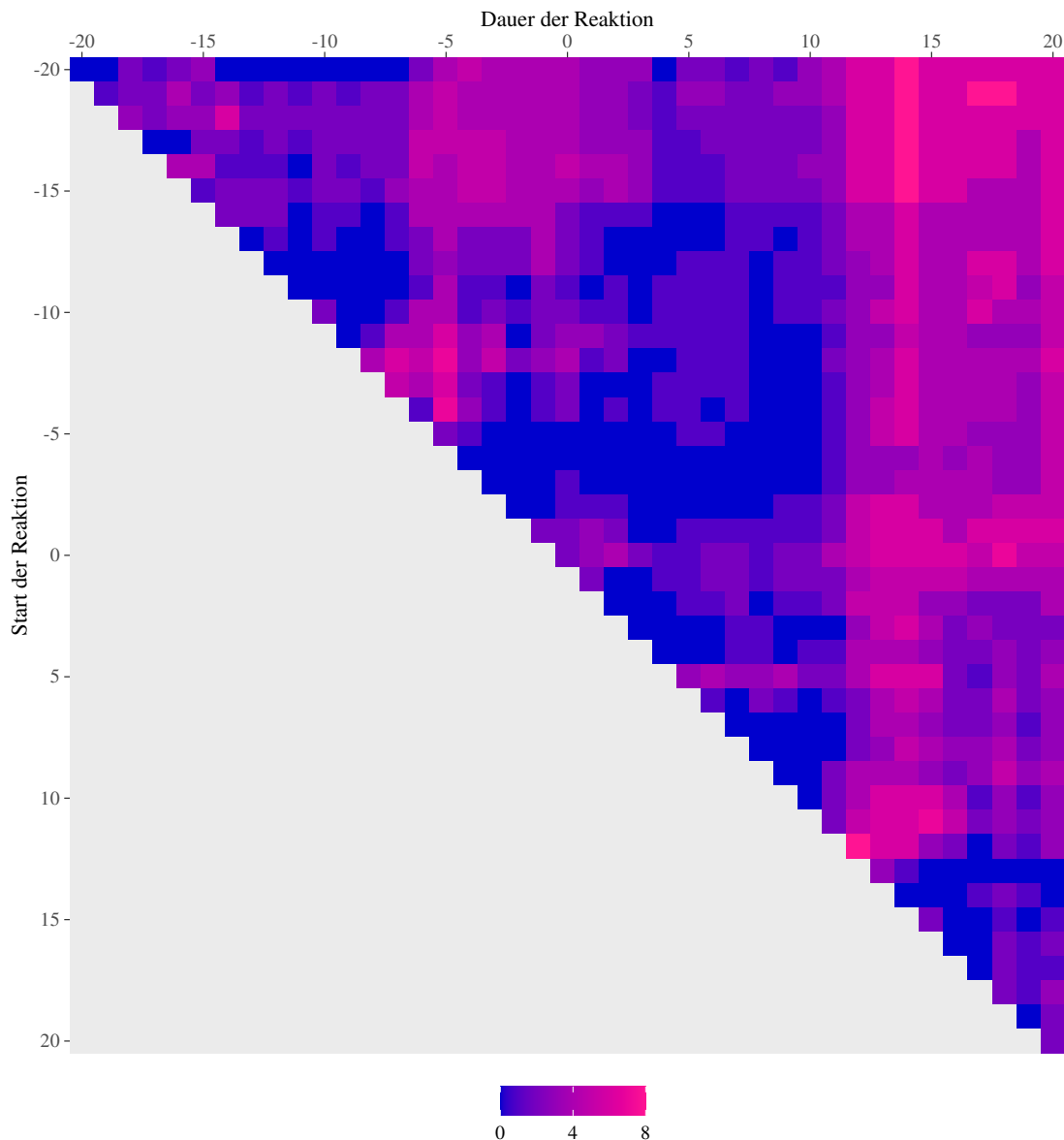


Abbildung 5.31: Heatmap der Reaktionen der Aktionäre auf die Veröffentlichung von vorläufigen Berichten mit negativen Informationen

### 5.4.3 Reaktion auf die Veröffentlichung von Geschäftsberichten

#### 5.4.3.1 Reaktion auf positive Nachrichten

Im Gegensatz zu unterjährigen und vorläufigen Berichten, die tatsächlich neue Informationen in den Markt geben sollten, wird für Geschäftsberichte eine geringere bis gar keine Reaktion der Aktionäre erwartet, da die wichtigsten Kennzahlen bereits vorab kommuniziert werden. Andererseits befinden sich einige Versicherer in der Stichprobe, die keine vorläufigen Zahlen herausgeben, sodass der Neuigkeitswert ihrer Bekanntgaben höher sein sollte. Ob dies jedoch für eine umfängliche Kursreaktion ausreicht, wird im Folgenden untersucht.

Erwartungsgemäß zeigen die kumulierten abnormalen Renditen in Teilabbildung 5.32(a) im Vorfeld der Veröffentlichung von Geschäftsberichten, die die Gewinnerwartung übertreffen, kaum eine Reaktion. Lediglich im Jahr 2020 kommt es zwei Wochen vor der Veröffentlichung zu größeren Kursrückgängen. Die CAAR fallen in diesem Zeitraum auf weniger als  $-4\%$ . Da dies das einzige Jahr ist, ist nicht von einer grundsätzlichen Antizipation der Inhalte von Geschäftsberichten auszugehen, sondern eher von einem zeitlichen Zusammenfallen der Veröffentlichungsdaten mit dem Ausbruch der Covid-19-Pandemie und den damit verbundenen Turbulenzen an den Kapitalmärkten. Allerdings sollte der Marktindex diese Effekte bereits berücksichtigen, sodass die in der Stichprobe betrachteten Versicherungsunternehmen über das übliche Maß hinaus betroffen zu sein scheinen. Andererseits können mit historischen Daten aus gewöhnlichen Zeiten kalibrierte statistische Risikomodelle in Krisenzeiten falsche Ergebnisse liefern.<sup>1124</sup> Dies kann auch auf das im Rahmen dieser Arbeit verwendete renditegenerierende Modell zutreffen.

Wider Erwarten fallen die CAAR im Nachgang der Veröffentlichung deutlich, wobei der Kursrückgang am Ereignistag bzw. kurz danach einsetzt (siehe Teilabbildung 5.32(b)). Lediglich im Jahr 2020 verbleiben die abnormalen Renditen zunächst auf einem schwach positiven Niveau und fallen erst zu Beginn der zweiten Handelswoche. So beträgt die CAAR über alle Jahre hinweg im Ankündigungszeitraum  $-2,272\%$  ( $-2,268\%$ ). Erneut ist keine Aussage zur Signifikanz möglich. In den Jahren 2017 und 2021 beträgt die durchschnittliche abnormale Rendite am Ereignistag  $-0,812\%$  ( $-0,521\%$ ) bzw.  $-0,171\%$  ( $-0,191\%$ ) und sinkt in den nächsten vier Wochen weiter ab auf  $CAAR[0; 20] = -3,259\%$  ( $-2,282\%$ ) bzw.  $-3,112\%$  ( $-4,180\%$ ) am Ende des Ereignisfensters. In den Jahren 2018 und 2019 treten vermehrt auch positive signifikante abnormale Renditen auf, jedoch nur punktuell, sodass keine deutliche Reaktion sichtbar ist. Auch im Jahr 2020 sind vor allem in der ersten Woche nach dem Ereignis schwach positive abnormale Renditen beobachtbar, die ab der zweiten Handelswoche jedoch kontinuierlich fallen, sodass der gesamte Ankündigungseffekt  $-2,523\%$  ( $-7,038\%$ ) beträgt.

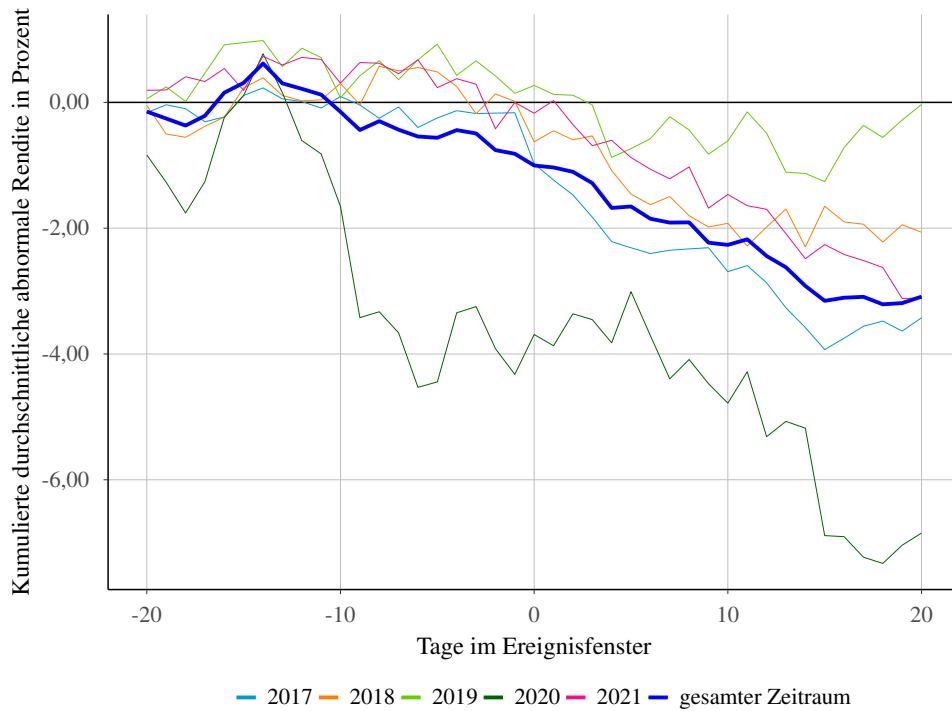
Entsprechend diesen Ergebnissen können für  $T_{min}^{CAAR}$  keine Werte ermittelt werden. Aufgrund der einzeln auftretenden Signifikanzen für die Jahre 2018, 2019 und 2021 beträgt die Reaktionszeit  $T_{min}^{AAAR}$  8 bis 12 Handelstage. Allerdings hat die Kennzahl in diesem Fall nur eine begrenzte Aussagekraft, da es sich lediglich um punktuelle Effekte während einer rückläufigen Entwicklung handelt.

Anders als ASTHANA und BALSAM (2001), die rund um die Veröffentlichung von 10-K-Berichten eine signifikant positive abnormale Rendite feststellen, liegen in der vorliegenden Teiluntersuchung ausnahmslos negative abnormale Renditen vor. Allerdings nehmen die Autoren keine Unterscheidung zwischen positiven und negativen Nachrichten vor und verwenden ein alternatives Maß für die abnormale Kursentwicklung.<sup>1125</sup>

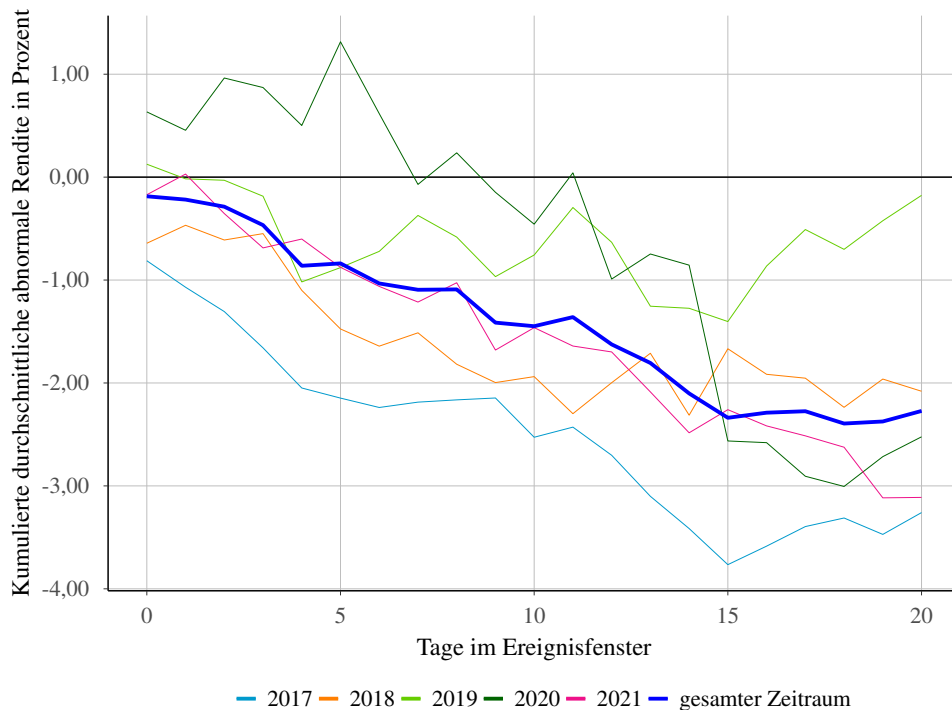
<sup>1124</sup>Vgl. z. B. ZIMMERMANN (2008), S. 34; DANIELSSON (2002), S. 1273, 1293.

<sup>1125</sup>Vgl. ASTHANA / BALSAM (2001), S. 350, 352, 364–366.

### 5.4 Ereignisstudien zur Veröffentlichung von Finanzberichten



(a) Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite im gesamten Ereignisfenster



(b) Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite nach der Veröffentlichung der Geschäftsberichte

Abbildung 5.32: Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite der positiven Geschäftsberichte

## 5 Ergebnisse der empirischen Untersuchung

Da alle Beobachtungen der ursprünglichen Hypothese entgegenlaufen, zeigt auch die zugehörige Heatmap in Abbildung 5.33 kaum Ausschläge. Mit einem Maximalwert von 5 sind quasi keine Signifikanzen im Beobachtungszeitraum zu verzeichnen. Forschungshypothese H4.B bezüglich einer positiven Reaktion auf gute Geschäftszahlen ist somit anders als für unterjährige und vorläufige Berichterstattung für Geschäftsberichte zu verwerfen.

Da bereits auf Geschäftsberichte mit positiven Inhalten negative Reaktionen der Aktionäre folgen, stellt sich nun die Frage, wie Investoren auf schlechte Nachrichten reagieren. Im folgenden Abschnitt wird deshalb die Kursentwicklung nach der Veröffentlichung von Geschäftsberichten mit negativen Geschäftszahlen untersucht.

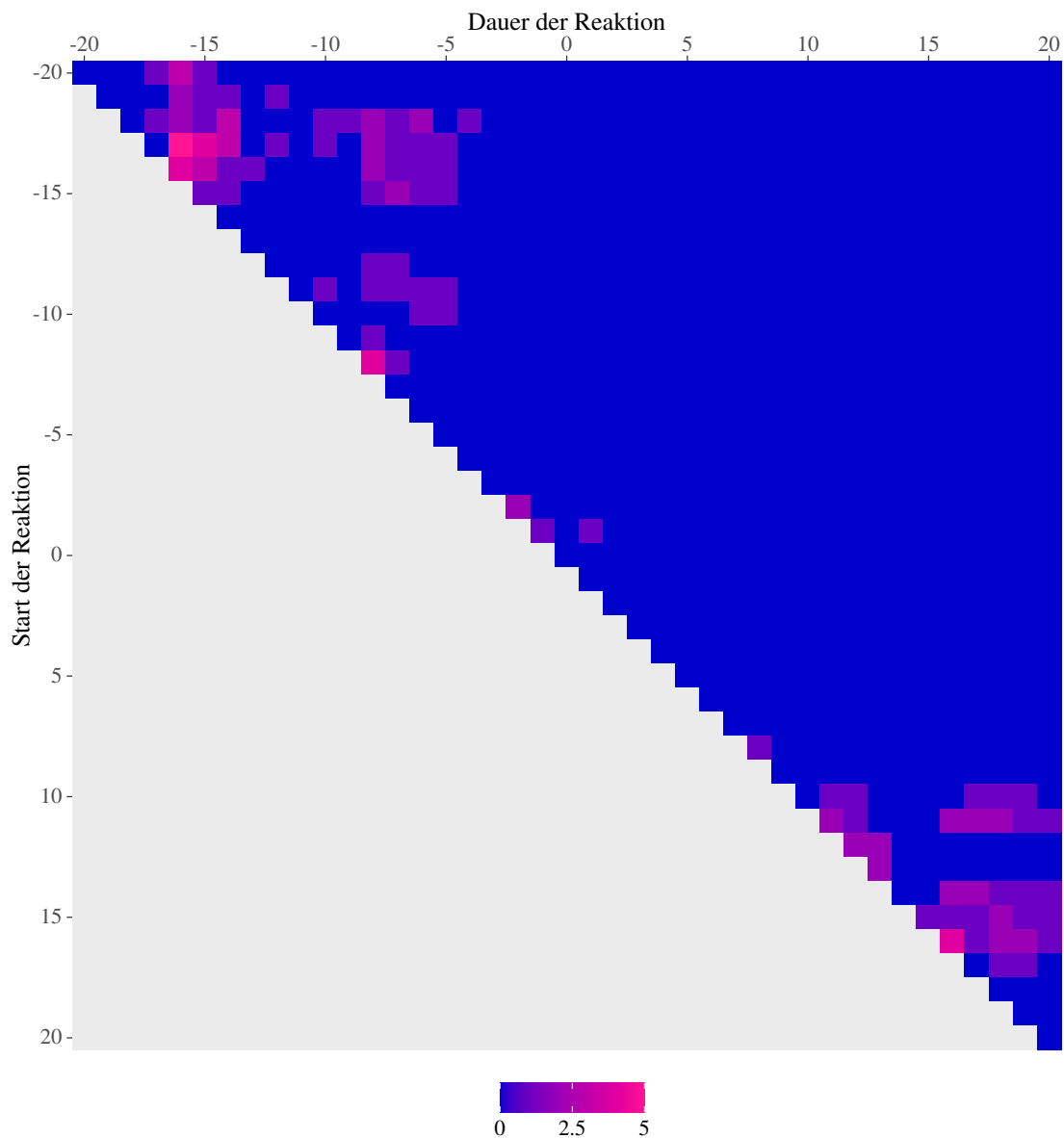


Abbildung 5.33: Heatmap der Reaktionen der Aktionäre auf die Veröffentlichung von Geschäftsberichten mit positiven Informationen

### 5.4.3.2 Reaktion auf negative Nachrichten

Auch für Geschäftsberichte, deren Ertragskennzahlen den Erwartungen der Investoren nicht gerecht werden, wird in den meisten Jahren eine negative Reaktion der Aktionäre beobachtet. Teilabbildung 5.34(a) zeigt für die Jahre 2017, 2018 und 2021 eine leicht negative Entwicklung der abnormalen Renditen und für 2020 eine stark negative Kursentwicklung. Lediglich im Jahr 2019 steigen die abnormalen Renditen über die gesamte Länge des Ereignisfensters.

Nach der Veröffentlichung zeigt Teilabbildung 5.34(b) keine eindeutige Reaktion der Aktionäre. Während in den Jahren 2017, 2020 und 2021 die abnormalen Renditen fallen, steigen sie in den Jahren 2018 und 2019 leicht an.

Über den gesamten Beobachtungszeitraum baut sich über die Antizipationsperiode eine negative kumulierte abnormale Rendite auf, die in den beiden Handelswochen vor dem Ereignis schwach signifikant wird (z. B.  $CAAR[-20; -1] = -2,386\%$  ( $-0,411\%$ )). Nach dem Ereignis schwächt sich der Effekt ab, ist nur noch leicht negativ und nicht mehr signifikant.

Im ersten Jahr des Beobachtungszeitraums kann vor allem am Tag  $t = -18$  und in den darauf aufbauenden Zeitfenstern eine zum Teil hoch signifikante (C)AAR beobachtet werden. Allerdings endet dieser Effekt zwei Wochen vor dem Ereignis. Nach der Veröffentlichung erweisen sich die kumulierten durchschnittlichen abnormalen Renditen als schwach bis hoch signifikant. Die am Ereignistag beobachtete durchschnittliche abnormale Rendite ist nur gering, baut sich jedoch schon am nächsten Tag zu einem auf dem 5 %- bis 10 %-Niveau signifikanten negativen Ankündigungseffekt auf ( $CAAR[-1; 0] = -0,810\%$  ( $-0,476\%$ ) und  $CAAR[0; 1] = -0,956\%$  ( $-0,840\%$ )). Der Effekt hält bis Mitte der zweiten Handelswoche an ( $CAAR[0; 8] = -1,842\%$  ( $-1,004\%$ ), signifikant auf dem 5 %-Niveau).

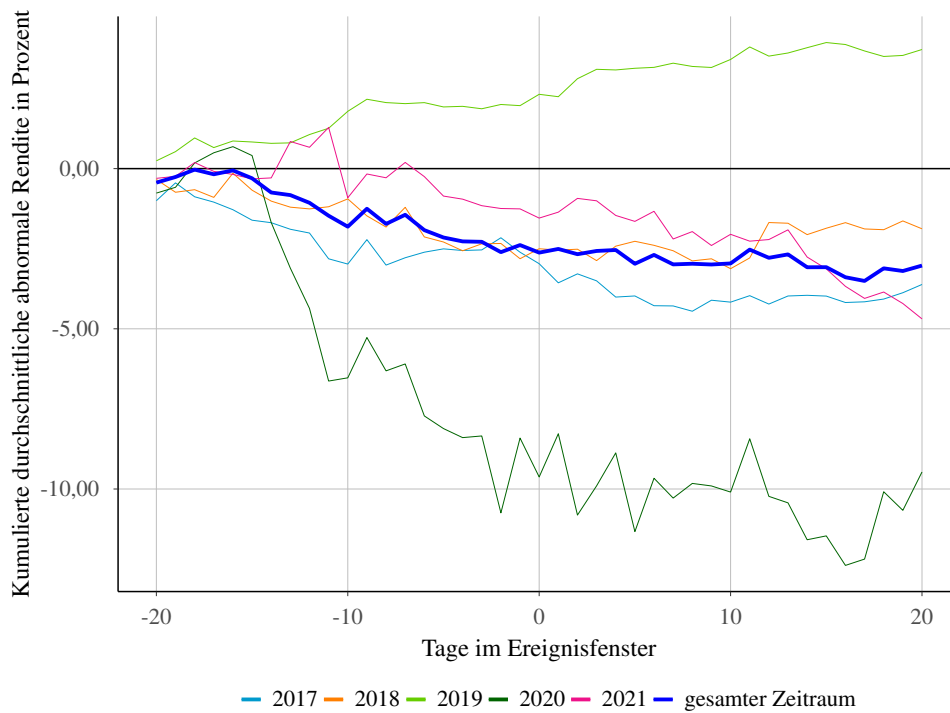
Im Jahr 2018 baut sich lediglich bei Betrachtung des gesamten Antizipationszeitraums eine hoch signifikante kumulierte abnormale Rendite auf ( $CAAR[-20; -1] = -2,812\%$  ( $-1,970\%$ )). Insbesondere am Tag vor der Veröffentlichung kommt es zu einer hoch signifikanten Reaktion in Höhe von  $-0,476\%$  ( $-0,366\%$ ). Nach dem Ereignis wechseln die geringen durchschnittlichen abnormalen Renditen regelmäßig ihr Vorzeichen, sodass sich kein signifikanter Ankündigungseffekt herausbildet.

Das darauffolgende Jahr zeichnet sich durch eine durchweg positive Kursentwicklung aus, die der Hypothese entgegenläuft. Allerdings ist diese mit ca. 1,5 % bis 2 % nur schwach ausgeprägt.

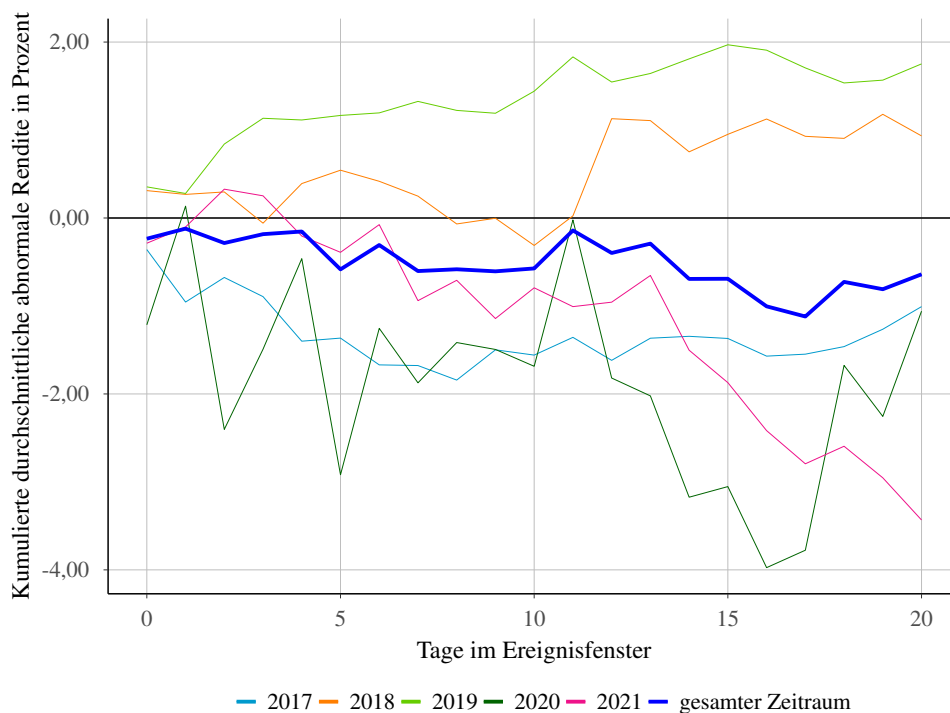
Dagegen bauen sich im Jahr 2020 insbesondere ab drei Wochen vor dem Ereignis hoch signifikante (C)AAR auf, die bis zu  $-11\%$  betragen. Die abnormalen Renditen nach dem Ereignistag wechseln erneut regelmäßig das Vorzeichen. So beträgt die  $AAR_{t=1} = 1,349\%$  ( $2,992\%$ ), während die  $AAR_{t=2} = -2,538\%$  ( $-3,408\%$ ) auf dem 1 %-Niveau ( $\theta_{BMP(adj)}$ ) bzw. auf dem 5 %-Niveau ( $\theta_{GRANK}$ ) signifikant ist. Die hohe Volatilität zeigt sich auch in den folgenden Signifikanzschätzungen, da selbst negative CAAR kleiner  $-3\%$  nicht als signifikant eingestuft werden.

Auch im Jahr 2021 wechseln die AAR häufig das Vorzeichen und es können nur vereinzelt signifikante Werte im Vorfeld der Veröffentlichung beobachtet werden. Im Nachgang der Bekanntgabe werden in der zweiten Woche hoch signifikant negative abnormale Renditen beobachtet. Diese betragen allerdings nur zwischen  $-1,2\%$  und  $-1,5\%$ . Erst in der vierten Handelswoche bilden sich signifikante (C)AAR in Höhe von  $-2,5\%$  bis  $-3,5\%$ . Allerdings ist davon auszugehen, dass die Aktionäre in der Interpretation und Auswertung der Geschäftsberichte geübt sind und deshalb schneller auf dessen Inhalte reagieren sollten, sodass die beobachtete Kursentwicklung aufgrund des langen dazwischen liegenden Zeitraums wohl keine Reaktion auf die Geschäftsberichte darstellt.

5 Ergebnisse der empirischen Untersuchung



(a) Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite im gesamten Ereignisfenster



(b) Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite nach der Veröffentlichung der Geschäftsberichte

Abbildung 5.34: Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite der negativen Geschäftsberichte



#### 5.4 Ereignisstudien zur Veröffentlichung von Finanzberichten

Für die Jahre 2017 und 2021 liegt  $T_{min}^{CAAR}$  zwischen 1 und 9 Handelstag(en). Für die restlichen Jahre können dagegen keine signifikanten CAAR innerhalb des Ankündigungszeitraums festgestellt werden. Die  $T_{min}^{AAR}$  reicht für alle Jahre außer 2018 von 1 bis 8 Handelstag(en) und weist somit ähnliche Werte auf wie  $T_{min}^{CAAR}$ .

Die Heatmap in Abbildung 5.35 zeigt sowohl den schwachen Antizipationseffekt in den zwei Wochen vor der Veröffentlichung als auch den etwas stärkeren Ankündigungseffekt im Nachgang der Bekanntgabe von Geschäftsberichten. Es sind mehrere Cluster erkennbar, allerdings sind die Ränder nicht klar abgegrenzt. Der Schwerpunkt der Reaktion liegt dabei zwei Wochen vor und zwei Wochen nach dem Ereignistag. Ein weiteres, etwas schwächeres Cluster bildet sich Ende der dritten Handelswoche heraus. In diesem Fall kommt es somit zu einer lang anhaltenden Reaktion, die sich über sechs Wochen erstreckt. Dabei lassen die Signifikanzwerte nur in den beiden Wochen um den Ereignistag etwas nach, bevor sie sich wieder verstärken. Allerdings sind die Signifikanzwerte mit einem Maximalwert von 8 als unterdurchschnittlich zu bewerten. Forschungshypothese H4.C bezüglich einer negativen Reaktion auf schlechte Nachrichten kann aufgrund dieser Befunde nicht abgelehnt werden.

Insgesamt sind zwar nur wenige signifikante (kumulierte) durchschnittliche abnormale Renditen beobachtbar, allerdings sollten unter der Annahme der Markteffizienz keine abnormalen Renditen nach der Veröffentlichung von Geschäftsberichten zu finden sein, wenn die Geschäftszahlen bereits in den vorläufigen Berichten bekannt gegeben wurden. Unter diesen Umständen würden Geschäftsberichte keine neuen Informationen in den Markt geben. Dennoch haben nicht alle Versicherer in der Teilstichprobe der Geschäftsberichte in allen Jahren vorläufige Zahlen veröffentlicht, sodass die verbleibenden Versicherungsunternehmen die beobachteten Reaktionen erklären könnten.<sup>1126</sup>

Auffällig ist jedoch, dass sowohl im Zusammenhang mit Geschäftsberichten, deren Gewinnzahlen die Erwartungen übertreffen, als auch für diejenigen mit schlechten Nachrichten, negative abnormale Renditen beobachtet werden, sodass Aktionäre unabhängig vom Inhalt generell mit Verkäufen und einer Reduktion ihrer Zahlungsbereitschaft für Wertpapiere des betreffenden Versicherers auf die Veröffentlichung von Geschäftsberichten zu reagieren scheinen. Eine mögliche Ursache könnte sein, dass Aktionäre weniger Interesse an vergangenen Geschäftszahlen haben und sich mehr für die Zukunftsaussichten des Unternehmens interessieren. So stellen RAHMAN und DEBRECENY (2010) fest, dass Investoren stärker auf Signale von Insidern, großen Handelsvolumina und auf zukünftige Aussichten reagieren als auf die Häufigkeit von Informationen aus der Rechnungslegung.<sup>1127</sup> Beispielsweise fiel die Aktie der Allianz SE nach Bekanntgabe der Geschäftszahlen 2022 trotz Rekordergebnis und Dividendenerhöhung um ca. 2,5 %. Analysten machen dafür unter anderem den „konservativen Ausblick“ verantwortlich.<sup>1128</sup> Auch die Aktien der Munich Re büßten nach der Ergebnisbekanntgabe bis zu 6,2 % ein, obwohl sie ihr Gewinnziel übertroffen hatten. Die positiven Geschäftszahlen würden aber durch eine Schaden-Kosten-Quote und ein Kapitalanlageergebnis, die den Prognosen nicht gerecht wurden, überschattet.<sup>1129</sup> Diese Beispiele zeigen, dass insbesondere im Versicherungssektor neben dem Gewinn auch andere Kennzahlen eine wichtige Rolle zu spielen scheinen und neben vergangenen Entwicklungen vor allem zukünftige Aussichten die Bewertung der Aktionäre beeinflussen. Zudem merken die Analysten an, dass die positiven Gewinn-Kennzahlen bereits in den Wertpapierpreisen verarbeitet worden wären.<sup>1130</sup>

<sup>1126</sup>Dies sind beispielsweise die Powszechny Zaklad Ubezpieczen, die Legal & General Group Plc, die Old Mutual plc oder die Topdanmark A/S.

<sup>1127</sup>Vgl. RAHMAN / DEBRECENY (2010), S. 460.

<sup>1128</sup>Vgl. LOHWE (2023).

<sup>1129</sup>Vgl. BADTKE / NEIDHARD (2023).

<sup>1130</sup>Vgl. O. V. (2023).

## 5 Ergebnisse der empirischen Untersuchung

Um weitere Erkenntnisse über die Reaktionsstärke und -zeiträume zu erhalten, stellt der folgende Abschnitt die Ergebnisse der drei Berichtsformen über die Vermögens-, Finanz- und Ertragslage (Quartals- und Halbjahresberichte, vorläufige Geschäftsberichte und Geschäftsberichte) gegenüber. Zudem werden die beobachteten Ergebnisse mit denjenigen für die Solvenzberichterstattung verglichen, um Rückschlüsse auf die von ihnen ausgehende Marktdisziplin ziehen zu können.

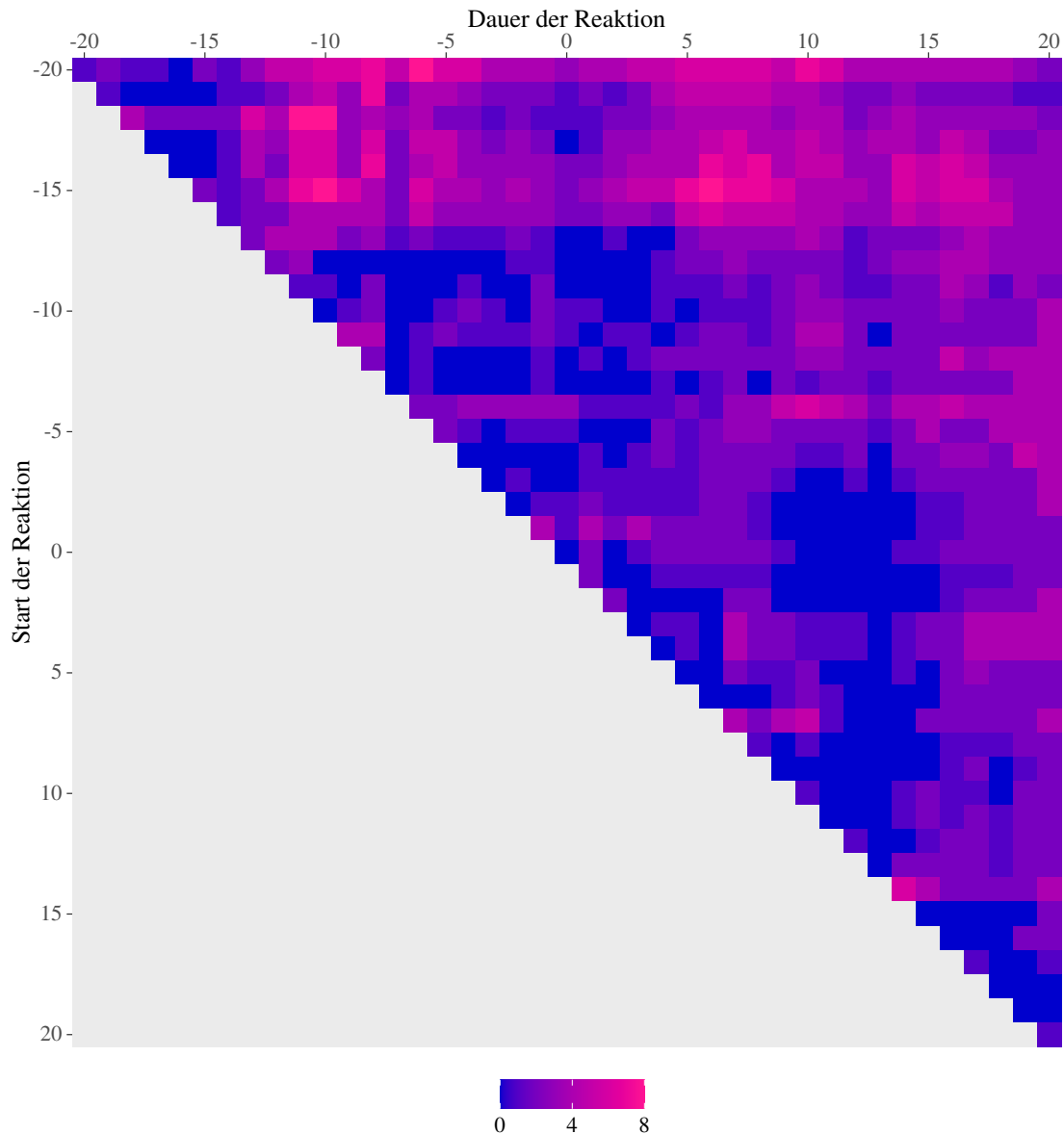


Abbildung 5.35: Heatmap der Reaktionen der Aktionäre auf die Veröffentlichung von Geschäftsberichten mit negativen Informationen

### 5.4.4 Zwischenfazit und Ergebnisdiskussion: Reaktionen auf die Finanzberichterstattung

Die Zusammenschau der Ergebnisse in Abbildung 5.36 zeigt bemerkenswerte Unterschiede hinsichtlich der Intensität und der zeitlichen Verteilung der Reaktionen der Aktionäre auf die Veröffentlichung von Zwischenberichten, vorläufigen Berichten und Geschäftsberichten.

Hinsichtlich des zeitlichen Verlaufs können für die Teilstichproben der Quartals- und Halbjahresberichte deutliche Unterschiede festgestellt werden. So reagieren die Investoren in Teilabbildung 5.36(a) auf positive Nachrichten schon zwei bis drei Wochen vor der eigentlichen Veröffentlichung. Dabei bildet sich ab  $t = -14$  ein rötliches Cluster mit kleineren Signifikanzwerten heraus, das sich zu einem stark ausgeprägten, gut abgegrenzten roten Cluster in den zwei Wochen vor dem Ereignis entwickelt. Am Ereignistag bzw. den darauffolgenden Tag beginnt dann das Cluster mit den höchsten Signifikanzwerten. Es ist relativ klar abgegrenzt und dauert bis etwa  $t = 14$  an. Die kumulierten Effekte im oberen Bereich der Grafik fallen dabei stärker aus als die kurzfristigeren Reaktionen nach dem Ereignistag im unteren Bereich des Clusters. Dies ist ein Hinweis darauf, dass Informationen über eine positive Geschäftsentwicklung bereits vor dem eigentlichen Ereignis in den Kapitalmarkt durchsickern. In diesem Fall könnten die beobachteten Reaktionen vor allem von den annahmegemäß besser informierten institutionellen Investoren ausgehen, die z. B. auf Investorenkonferenzen und Capital Market Days wertvolle Informationen empfangen. Private Anleger erhalten dagegen erst am Ereignistag Zugang zu diesen Inhalten und reagieren entsprechend darauf (siehe bezüglich dieser Thematik Abschnitt 2.2.3.2).

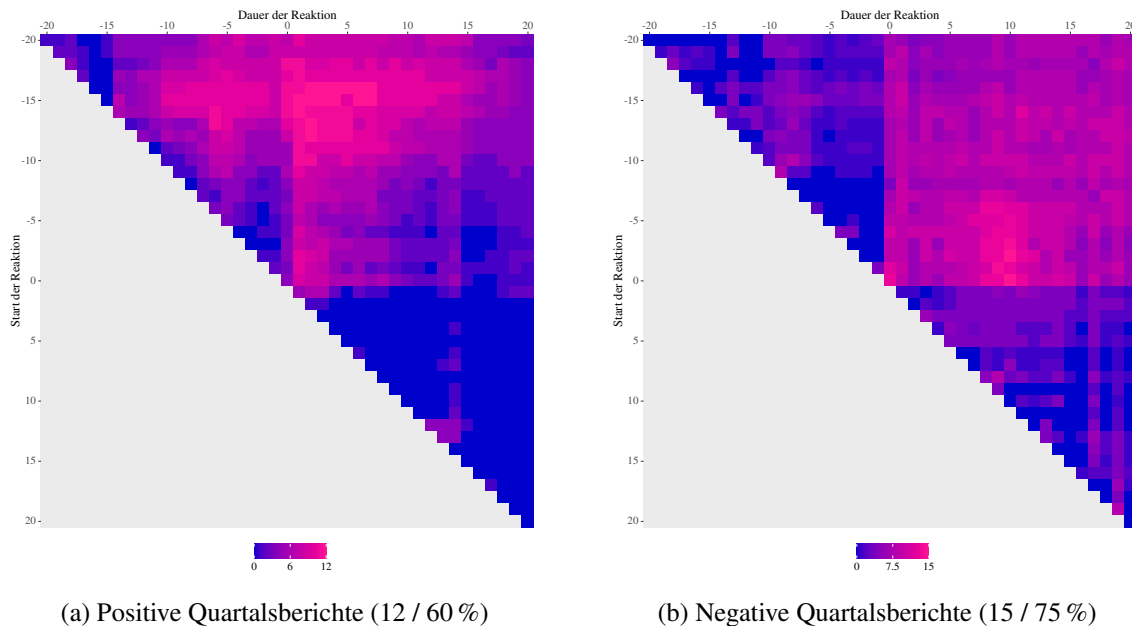
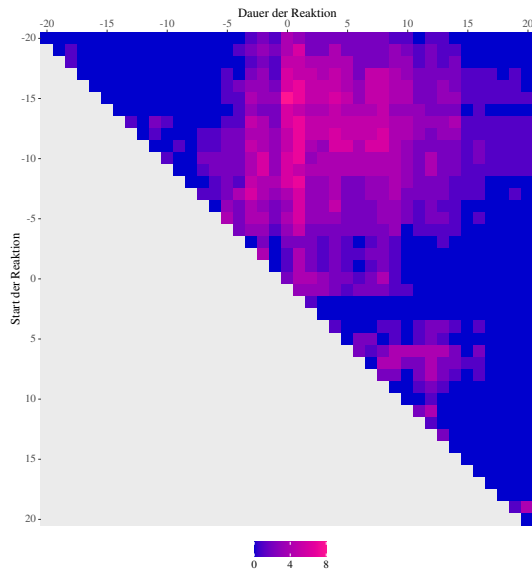
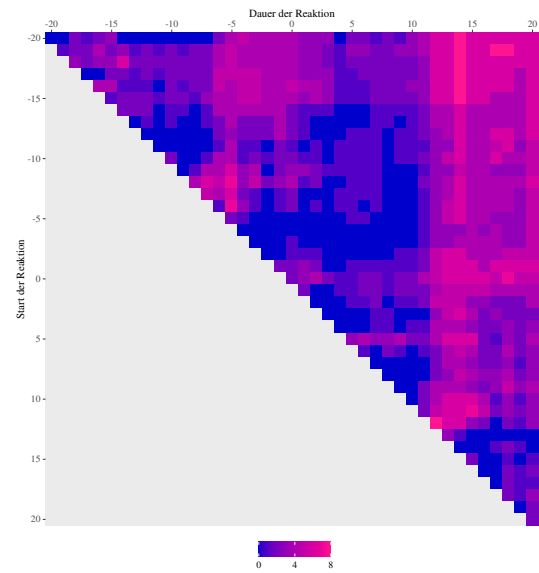


Abbildung 5.36: Überblick über die Ergebnisse der Ereignisstudien bezüglich der Reaktion auf Berichte über die Vermögens-, Finanz- und Ertragslage  
 Der Wert in Klammern entspricht dem in der Heatmap jeweils erreichten Maximalwert der Signifikanz. Der Prozentsatz gibt die erreichte Signifikanz im Verhältnis zum maximal möglichen Wert an.

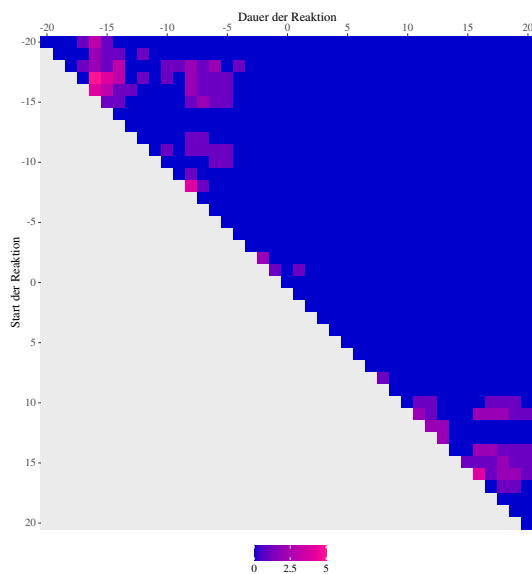
## 5 Ergebnisse der empirischen Untersuchung



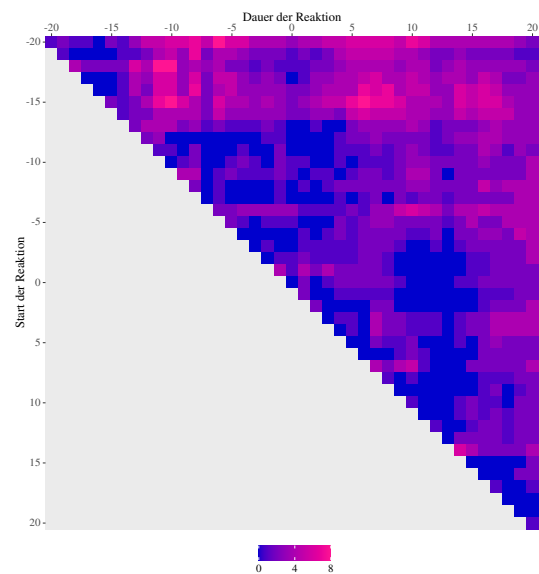
(c) Positive vorläufige Geschäftsberichte (8 / 40 %)



(d) Negative vorläufige Geschäftsberichte (8 / 40 %)



(e) Positive Geschäftsberichte (5 / 25 %)



(f) Negative Geschäftsberichte (8 / 40 %)

Abbildung 5.36: Überblick über die Ergebnisse der Ereignisstudien bezüglich der Reaktion auf Berichte über die Vermögens-, Finanz- und Ertragslage  
 Der Wert in Klammern entspricht dem in der Heatmap jeweils erreichten Maximalwert der Signifikanz. Der Prozentsatz gibt die erreichte Signifikanz im Verhältnis zum maximal möglichen Wert an.

#### 5.4 Ereignisstudien zur Veröffentlichung von Finanzberichten

Für Quartals- und Halbjahresberichte, die die Erwartungen der Aktionäre nicht erfüllen, bildet sich in Teilabbildung 5.36(b) ab dem Ereignistag ein klar definiertes Cluster heraus. In keiner anderen Teiluntersuchung wird eine so starke und gleichzeitig zeitlich so scharf abgegrenzte Reaktion der Investoren auf eine Veröffentlichung beobachtet. Versicherer scheinen somit sehr darauf bedacht zu sein, schlechte Neuigkeiten bis zu ihrer offiziellen Veröffentlichung unter Verschluss zu halten.

Da die Aktionäre erwartungsgemäß reagieren, können die Forschungshypothesen H4.B und H4.C bezüglich einer positiven (negativen) Reaktion auf gute (schlechte) Nachrichten für Quartals- und Halbjahresberichte beibehalten werden. Außerdem zeigt sich eine asymmetrische Reaktion der Aktionäre auf die Veröffentlichung, bei der die Kursentwicklung in Folge von schlechten Nachrichten stärker ausfällt als für gute Inhalte (Maximalwert 15 vs. 12). Dieses Verhalten wird bereits in früheren Untersuchungen beobachtet, z. B. bei Herauf- und Herabstufungen von Ratings.<sup>1131</sup>

Im Gegensatz zur unterjährigen Berichterstattung bildet sich für vorläufige Geschäftszahlen für gute Neuigkeiten nur ein Cluster heraus, während schlechte Nachrichten zwei Cluster erzeugen. In beiden Fällen sind die Cluster nicht so klar abgegrenzt wie für Quartals- und Halbjahresberichte. So konzentriert sich die Reaktion der Aktionäre in Teilabbildung 5.36(c) auf den Zeitraum um das Ereignis herum, d. h. die Woche vor dem Ereignis und die Wochen danach. Die Intensität der Reaktion nimmt dabei von Woche zu Woche ab. Während auf positive Inhalte direkt nach der Veröffentlichung reagiert wird, entstehen signifikante abnormale Renditen in Folge von schlechten Neuigkeiten in Teilabbildung 5.36(d) vor allem kurz vor dem Ereignis und dann erst wieder drei Wochen danach. Die Reaktion der Aktionäre in der dritten Woche ist dabei so nachhaltig, dass alle assoziierten Zeitintervalle ebenfalls relativ hohe Signifikanzwerte erzielen. Es bildet sich erneut ein Cluster mit deutlichen Grenzen. Allerdings ist die Zeitspanne zwischen der Veröffentlichung und der signifikanten Reaktion eher lang, obwohl von einer gewissen Routine der Aktionäre bei der Interpretation der Daten ausgegangen werden muss, sodass es sich auch um eine Kontamination des Ereignisfensters handeln könnte.

Aufgrund der in Abschnitt 5.4.2 beobachteten Entwicklungen der abnormalen Renditen und der zugehörigen Signifikanzen können die Hypothesen H4.B und H4.C bezüglich einer positiven (negativen) Reaktion auf gute (schlechte) Nachrichten dennoch nicht sicher abgelehnt werden. Allerdings sind die Signifikanzwerte für vorläufige Berichte mit einem Wert von 8 unterdurchschnittlich, sodass nicht von einer nachhaltigen Reaktion der Investoren ausgegangen werden kann.

Auch für Geschäftsberichte kristallisiert sich kein einheitliches Bild heraus. Da sowohl positive als auch negative Geschäftsberichte zu fallenden Aktienkursen führen, zeigt Teilabbildung 5.36(e) keine relevanten Signifikanz-Cluster.<sup>1132</sup> Forschungshypothese H4.B muss deshalb abgelehnt werden. In Teilabbildung 5.36(f) sind nur kleine Cluster mit ausgefransten Rändern erkennbar, die signifikanten abnormalen Renditen verteilen sich nahezu über das vollständige Ereignisfenster. Die Cluster gehen ineinander über und lassen sich nicht klar voneinander abgrenzen. Dennoch lassen sich drei Cluster etwa zwei bzw. drei Wochen vor dem Ereignis sowie zwei und vier Wochen nach dem Ereignis identifizieren. Dies deutet auf eine lang anhaltende Reaktion hin, die sich über sechs Wochen erstreckt. Allerdings nehmen die Signifikanzwerte rund um den Ereignistag etwas ab. Aufgrund dieser Befunde und der signifikanten CAAR in den Dreiecksmatrizen kann Forschungshypothese H4.C trotz des unterdurchschnittlichen maximalen Signifikanzwerts von 8 in der Heatmap nicht eindeutig abgelehnt werden.

<sup>1131</sup>Vgl. z. B. HALEK / ECKLES (2010), S. 816–819; HAND et al. (1992), S. 744, 749–752; HOLTHAUSEN / LEFTWICH (1986), S. 57, 68–69.

<sup>1132</sup>Das zu Beginn des Ereignisfensters erkennbare kleine Cluster weist nur einen maximalen Signifikanzwert von 5 auf. Zudem treten in den Wochen zwischen der punktuellen Reaktion und dem Ereignis kaum signifikante abnormale Renditen auf.

## 5 Ergebnisse der empirischen Untersuchung

Bemerkenswert ist, dass für Quartals- und Halbjahresberichte negative Neuigkeiten bis zum Tag der Veröffentlichung zurückgehalten werden, während sich positive Nachrichten bereits vorher im Markt verbreiten. Diese Beobachtung kann jedoch für jährliche (vorläufige) Berichte nicht mehr gemacht werden. So konzentriert sich die Reaktion der Aktionäre auf positive vorläufige Berichte vermehrt auf den Zeitraum nach der Veröffentlichung. Dagegen sind für negative vorläufige Geschäftszahlen und Geschäftsberichte nahezu im gesamten Ereignisfenster Signifikanzen beobachtbar.

Die Reaktion auf Quartals- und Halbjahresberichte ruft in den Heatmaps einen maximalen Signifikanzwert von 12 bis 15 hervor. Vorläufige Geschäftszahlen und Geschäftsberichte erreichen dagegen lediglich einen Maximalwert von 5 bzw. 8. Aktionäre reagieren somit auf die Veröffentlichung von unterjährigen Berichten stärker als auf die später erscheinenden vorläufigen Berichte. Vorläufige Geschäftszahlen scheinen somit nur bereits aus den Zwischenberichten bekannte Informationen zusammenzufassen, aber dem Kapitalmarkt keine neuen Erkenntnisse zu liefern. Hypothese H4.D wird deshalb beibehalten.

Bezüglich Forschungshypothese H4.E ist keine eindeutige Aussage möglich, da Aktionäre weder auf vorläufige Geschäftszahlen noch auf Geschäftsberichte eine deutliche signifikante Reaktion zeigen. Zudem stimmen die Maximalwerte in den zugehörigen Heatmaps mit Ausnahme der Teilabbildung 5.36(e) überein. Dies verhindert die Bestimmung des Berichts mit der höheren Informationsqualität.

Allerdings weist die Stichprobe der (vorläufigen) Geschäftsberichte verschiedene Schwächen auf: Zum einen umfasst sie sowohl Geschäftsberichte, die erstmals eine Betrachtung des gesamten vergangenen Geschäftsjahres ermöglichen, als auch Geschäftsberichte, denen ein vorläufiger Bericht vorausging. Da letztere einen geringeren Neuigkeitswert aufweisen sollten, könnte die damit verbundene schwächere Kursentwicklung die Gesamtreaktion verwässern. Eine Aufteilung der Stichproben ist jedoch nicht möglich, da die resultierenden Datensätze zu klein für eine korrekte Beurteilung der Signifikanz wären. Zudem variieren der Umfang der Mitteilung vorläufiger Zahlen und ihr Inhalt innerhalb der Stichprobe sehr von vollständigen vorläufigen Geschäftsberichten über kurze Berichte mit den wesentlichen Kennzahlen bis hin zu einfachen Pressemitteilungen. Der eine mögliche Reaktion auslösende Informationsgehalt ist somit sehr heterogen. In einigen Fällen ist auch keine eindeutige Zuordnung einer Pressemitteilung zur Stichprobe der vorläufigen Zahlen oder der Geschäftsberichte möglich (vgl. Abschnitt 4.3.3.2).

Zudem trennt der von Refinitiv verwendete Surprise Indikator für jährliche Gewinnerwartungen nicht stringent zwischen vorläufigen Zahlen und Geschäftsberichten. Aus diesem Grund wird für beide Stichproben derselbe Surprise Indikator verwendet, da sich die betreffende Gewinnerwartung auf denselben Zeitraum bezieht. Allerdings spiegelt die Einschätzung der Analysten lediglich ihre Erwartung bezüglich der Gewinne wider. Weitere Inhalte des Geschäftsberichts und Kennzahlen, wie die Schaden-Kosten-Quote, bleiben unberücksichtigt, sodass der Surprise Indikator als Unterscheidungskriterium ungeeignet sein könnte. Da für Geschäftsberichte in beiden Teilstichproben überwiegend negative abnormale Renditen beobachtet werden, scheinen Aktionäre unabhängig vom Inhalt generell mit Verkäufen und einer abnehmenden Zahlungsbereitschaft für Wertpapiere des betreffenden Versicherers auf die Veröffentlichung von Geschäftsberichten zu reagieren. Insofern spielt die Auswahl des Unterscheidungskriteriums für gute und schlechte Nachrichten in diesem Fall wohl nur eine untergeordnete Rolle.

Die geringen abnormalen Renditen in Zusammenhang mit (vorläufigen) Geschäftsberichten könnten auch auf deren Länge zurückzuführen sein, da bereits in früheren Untersuchungen mit zunehmender Länge einer Pressemitteilung eine abnehmende Marktreaktion einhergeht.<sup>1133</sup> Quartalsberichte sind deutlich kürzer und würden in diesem Sinne zu einer stärkeren Reaktion der Investoren führen.

<sup>1133</sup>Vgl. HENRY (2008), S. 363.

#### 5.4 Ereignisstudien zur Veröffentlichung von Finanzberichten

Die fehlenden Reaktionen auf (vorläufige) Geschäftsberichte könnten ihre Ursache aber auch in der von LEV und ZAROWIN (1999) dokumentierten Abnahme der Nützlichkeit von Finanzinformationen für Investoren haben. Werden Rechnungslegungswerke mit zu großer Verzögerung veröffentlicht, bilden sie aktuelle Unternehmensentwicklungen nicht adäquat ab.<sup>1134</sup> Quartalsberichte werden dagegen zeitnäher publiziert, sodass ihr Informationsgehalt bei LANDSMAN und MAYDEW (2002) über einen Zeitraum von 30 Jahren ansteigt.<sup>1135</sup> Dies bestätigen auch die vorliegenden Ergebnisse zur Reaktion von Investoren auf unterjährige Berichte, die deutliche abnormale Kursentwicklungen abbilden.

Wie in Abschnitt 5.4.3.2 ausgeführt, spielt für Investoren von Versicherungsunternehmen nicht nur die Erfüllung ihrer Gewinnerwartungen eine Rolle, sondern zahlreiche andere Kennzahlen, die ihnen Informationen über die zukünftig zu erwartende Geschäftsentwicklung liefern. Die Betrachtung von Geschäftsberichten ohne Durchführung einer qualitativen Inhaltsanalyse, die Rückschlüsse auf die Einschätzung der Geschäftsleitung über zukünftige Chancen und Risiken zulässt, ist deshalb nicht zielführend und sollte in weiterführenden Untersuchungen nachgeholt werden.

Für den Vergleich der Reaktion der Aktionäre auf Geschäftszahlen mit derjenigen auf SFCRs werden im Folgenden die Ergebnisse für Quartals- und Halbjahresberichte herangezogen, da sie die eindeutigsten Ergebnisse aufweisen. So zeigten die SFCRs ohne Fallunterscheidung einen maximalen Signifikanzwert von 12,<sup>1136</sup> der dem Wert für unterjährige Berichterstattung mit positiven Inhalten entspricht. Da die Vermutung naheliegt, dass sich ohne Fallunterscheidung positive und negative Reaktionen ausgleichen, wurde im Anschluss eine Fallunterscheidung vorgenommen. Für besonders hohe bzw. niedrige berichtete Solvenzquoten stieg dadurch tatsächlich der maximal ermittelte Signifikanzwert auf 16 bzw. 17.<sup>1137</sup> Dies deutet zwar auf eine deutlich stärkere Reaktion auf SFCRs hin als auf unterjährige Berichterstattung, jedoch bilden sich für SFCRs keine so klar abgegrenzten Cluster wie für Quartals- und Halbjahresberichte. Insofern sind die hohen Signifikanzwerte auf starke Einzelausschläge, jedoch nicht auf eine nachhaltige Reaktion innerhalb bestimmter Zeitintervalle zurückzuführen.

Für die nach den Veränderungen der Solvenzquoten gebildeten Teilstichproben sinken die Signifikanzwerte auf ein Niveau von 10 bis 13,<sup>1138</sup> was in etwa dem Wert der unterjährigen Berichterstattung entspricht. Aufgrund dieser Befunde kann die Frage, ob die Veröffentlichung von SFCRs zu stärkeren Reaktionen als die Bekanntgabe von Geschäftszahlen führt, nicht eindeutig beantwortet werden, sodass keine endgültige Beurteilung der Hypothese H4.A möglich ist.

Obwohl sich für die SFCRs je nach betrachtetem Jahr zum Teil sehr hohe und hoch signifikante (C)AAR ergeben, gleichen sich in den meisten Fällen die positiven und negativen Entwicklungen aus, sodass je nach betrachteter Teilstichprobe im Durchschnitt über alle Jahre die  $AAR_{t=0}$  zwischen  $-0,66\%$  und  $0,176\%$  beträgt. Über den vollständigen Ankündigungszeitraum bleibt der Effekt meist gering, nur in Ausnahmefällen bilden sich  $CAAR[0;20]$  bis zu  $\pm 1\%$  bzw.  $\pm 2\%$  heraus. Die schlechten Quartalsberichte führen dagegen zu einer  $AAR_{t=0} = -1,5\%$ , die bis zum Ende des Ankündigungszeitraums auf ca.  $-2\%$  fällt. Für die positiven Quartals- und Halbjahresberichte ist der Effekt etwa halb so groß und liegt bei  $AAR_{t=0} = 0,625\%$  bzw.  $CAAR[0;20] = 1\%$ . Somit sind die abnormalen Renditen für unterjährige Berichte vor allem am Ereignistag stärker ausgeprägt, sodass neben dem stringenteren Signifikanzmuster die Reaktionen auf Quartals- und Halbjahresberichte auch hinsichtlich der Höhe der abnormalen Renditen etwas stärker einzuschätzen sind als auf SFCRs.

<sup>1134</sup>Vgl. LEV / ZAROWIN (1999), S. 353, 383.

<sup>1135</sup>Vgl. LANDSMAN / MAYDEW (2002), S. 806–807.

<sup>1136</sup>Vgl. Abbildung 5.8.

<sup>1137</sup>Vgl. Abbildungen 5.10 und 5.13.

<sup>1138</sup>Vgl. Abbildungen 5.16 und 5.19.

## 5 Ergebnisse der empirischen Untersuchung

Die Reaktionszeiten  $T_{min}^{AAR}$  und  $T_{min}^{CAAR}$  liegen für SFCRs meist zwischen 6 und 18 Handelstagen. Es konnten zwar auch kürzere Reaktionszeiten von wenigen Handelstagen beobachtet werden, jedoch überwiegen die längeren Zeitfenster. Dagegen reagieren die Aktionäre von Versicherungsunternehmen auf die Veröffentlichung eines Quartals- oder Halbjahresberichts meist noch am Ereignistag oder spätestens am darauffolgenden Tag. Dies kann zum einen auf die Erfahrung und Expertise der Aktionäre mit den unterjährigen Berichten zurückzuführen sein. Zum anderen weisen Zwischenberichte im Vergleich zu den meisten SFCRs einen geringeren Umfang auf.

Auch Ratings übermitteln Informationen über die Risikoposition, die Vermögens- und Ertragslage sowie die zukünftige strategische Ausrichtung in einem einzelnen, etablierten und kompakten Symbol. Im nächsten Abschnitt erfolgt deshalb die Untersuchung der Auswirkungen von Ratingentscheidungen, um daraus Rückschlüsse auf den Umfang einer möglichen Marktdisziplin im Versicherungssektor ziehen zu können. Die Analyse beginnt mit einer Betrachtung von Ratingheraufstufungen.

## 5.5 Ereignisstudie zur Veröffentlichung von Ratingentscheidungen

### 5.5.1 Heraufstufungen des Ratings

Der folgende Abschnitt untersucht in einem ersten Schritt, ob und wie stark Aktionäre auf die Ankündigung einer Ratingheraufstufung reagieren. Aufgrund der geringen Stichprobengröße von 26 Heraufstufungen des Ratings bzw. Ausblicks wird nur der nicht-parametrische GRANK-Test zur Beurteilung der Ergebnisse berücksichtigt.<sup>1139</sup>

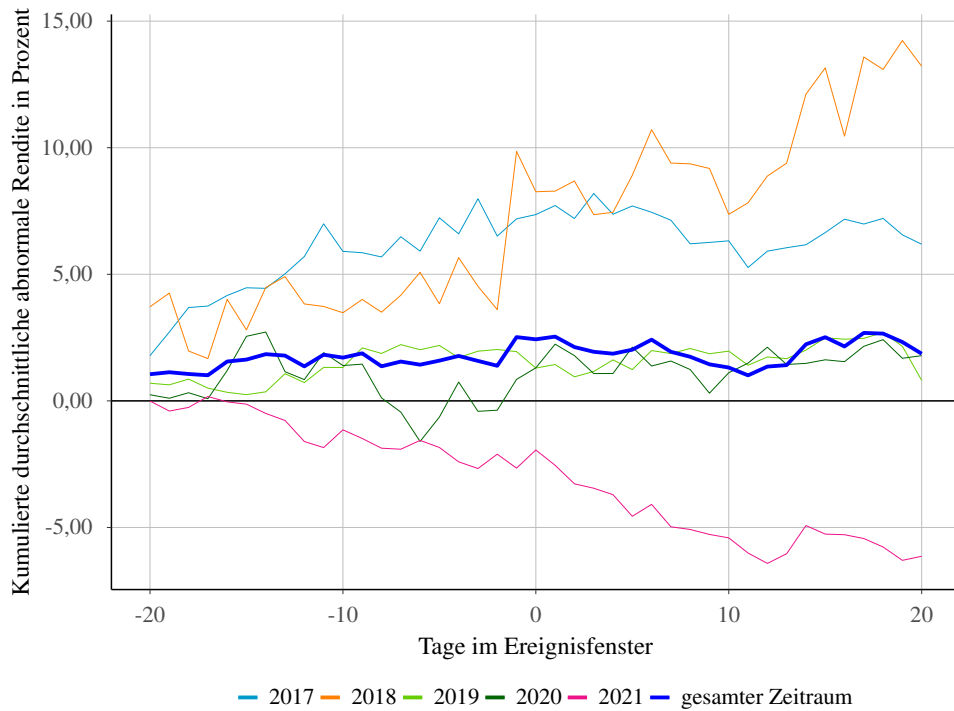
Teilabbildung 5.37(a) zeigt über den gesamten Beobachtungszeitraum nur schwach ausgeprägte positive abnormale Renditen. Dies gilt auch für die Jahre 2020 und 2021. In den anderen Jahren sind verschiedene Trends zu sehen: Während die CAAR im Jahr 2017 im Vorfeld der Bekanntgabe relativ monoton ansteigt, um dann auf einem Niveau von ca. 6 % zu verharren, verläuft der Trend im Jahr 2018 zunächst nur schwach positiv, um dann wenige Tage vor der Bekanntgabe sprunghaft um ca. 5 % anzusteigen. Im Jahr 2021 folgen die CAAR trotz der eigentlich positiven Nachricht dagegen über das komplette Ereignisfenster einem negativen Trend.

Im Nachgang der Bekanntgabe einer Ratingheraufstufung zeigt sich in den meisten Fällen kein eindeutiger Trend (siehe Teilabbildung 5.37(b)). Jedoch sind die abnormalen Renditen des Jahres 2018 hoch volatil, zeigen einen hohen Ausschlag kurz vor der Bekanntgabe einer Heraufstufung und steigen in der dritten Woche nach der Veröffentlichung stark an. Eine mögliche Ursache für diesen starken Anstieg könnten die Heraufstufungen der slowenischen Sava Re, d.d. sein, die am 03.12.2018 und drei Wochen später am 21.12.2018 erfolgten. Der zeitliche Abstand der beiden Ratingaktionen entspricht den hier beobachteten Kursentwicklungen. Andernfalls wäre es fraglich, ob die abnormalen Renditen tatsächlich auf die Ratingheraufstufung zurückzuführen sind, da aufgrund der einfachen Interpretierbarkeit des Ratings mit einer kurzfristigen Reaktion der Aktionäre zu rechnen ist. Dagegen zeigt sich im Jahr 2021 in den ersten zwei Wochen nach der Bekanntgabe ein stetiger negativer Trend.

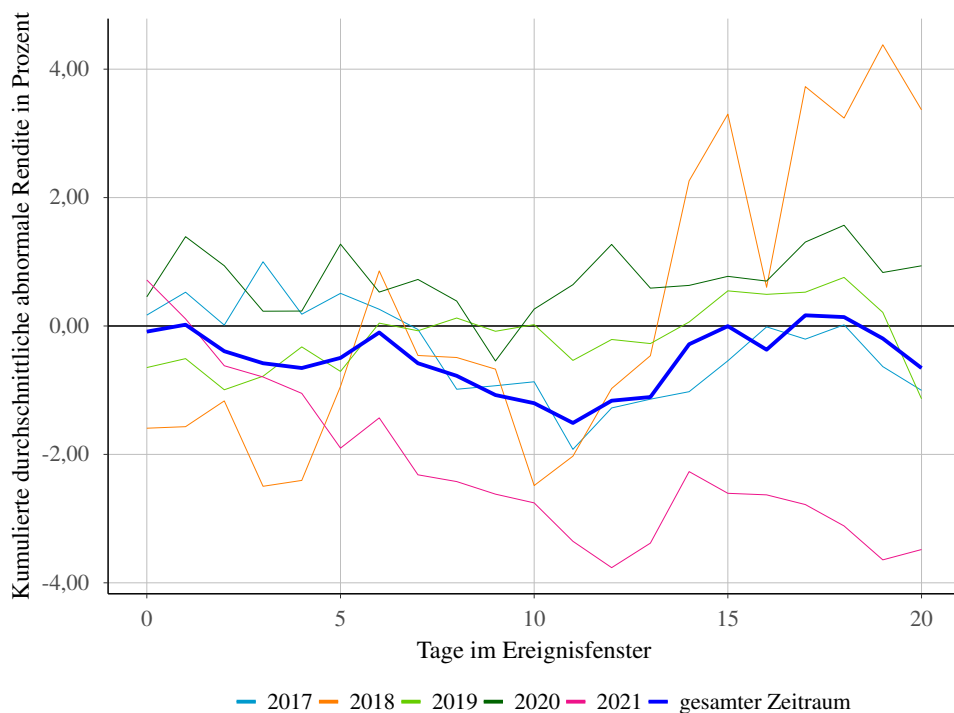
<sup>1139</sup>Vgl. zur Zusammenstellung der Stichprobe Abschnitt 4.3.3.3 und Anhang A.4. Die Teilstichproben der einzelnen Jahre enthalten nur 4 bis 7 Heraufstufungen, sodass die Ergebnisse und vor allem die zugehörigen Signifikanzen mit Vorsicht interpretiert werden müssen. Teilabbildungen B.3(a) und B.3(b) in Anhang B.4 zeigen die Ergebnisse der Teilstichprobe, die nur Heraufstufungen von Ratings enthält. Die CAAR entwickeln sich jedoch weniger differenziert.



### 5.5 Ereignisstudie zur Veröffentlichung von Ratingentscheidungen



(a) Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite im gesamten Ereignisfenster



(b) Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite nach der Bekanntgabe einer Ratingheraufstufung

Abbildung 5.37: Kumulierte abnormale Renditen der Heraufstufungen eines Ratings oder Ausblicks

## 5 Ergebnisse der empirischen Untersuchung

Über den gesamten Beobachtungszeitraum können im Vorfeld der Bekanntgabe lediglich vereinzelt signifikante (C)AAR beobachtet werden. Der hoch signifikante  $AAR_{t=-20} = 1,052\%$  (0,570%) kann aufgrund der großen Zeitspanne bis zur Bekanntgabe kaum Bedeutung beigemessen werden. Dagegen ist bei der  $AAR_{t=-1} = 1,132\%$  (0,203%) von einem schwachen Antizipationseffekt auszugehen, obwohl sie trotz ähnlicher Höhe nur auf dem 10%-Niveau signifikant ist. Im Nachgang der Veröffentlichung sind die (C)AAR überwiegend negativ und es können erst ab Mitte der dritten Woche nach der Bekanntgabe signifikant positive (C)AAR festgestellt werden. Da relativ viel Zeit bis zum Einsetzen dieser Reaktion vergeht, ist ihr Bezug zum ursprünglichen Ereignis trotz der sehr hohen Signifikanz fraglich.

Im Antizipationszeitraum des Jahres 2017 treten immer wieder signifikante abnormale Renditen auf. Dies gilt vor allem für den Zeitraum drei bis vier Wochen vor der Bekanntgabe. So kumuliert sich der Antizipationseffekt auf bis zu  $CAAR[-20; -3] = 7,983\%$  (6,006%), signifikant auf dem 5%-Niveau. Der Effekt schwächt sich anschließend wieder ab und verliert an Signifikanz bis im Nachgang der Veröffentlichung kaum noch signifikante Werte beobachtet werden können.

Im Jahr 2018 kumuliert sich der Antizipationseffekt auf trotz der Höhe nur schwach signifikante  $CAAR[-20; -1] = 9,853\%$  (4,996%). Dies ist insbesondere auf den Antizipationseffekt  $AAR_{t=-1} = 6,247\%$  (2,533%) zurückzuführen, signifikant auf dem 5%-Niveau.<sup>1140</sup> Am Ereignistag ist die AAR negativ. In der Folge treten nur am Tag  $t = 6$  und ab dem Ende der dritten Handelswoche nach der Veröffentlichung signifikant positive (C)AAR auf. Die abnormalen Renditen kumulieren sich in diesem Zeitraum zwar auf ca. 3% bis 6% und sind hoch signifikant, jedoch dauert es erneut bemerkenswert lang bis zum Eintritt dieses Effekts.

Für das Jahr 2019 ist die AAR am Ereignistag und am Tag davor negativ. Dies würde der Annahme widersprechen, dass eine Heraufstufung des Ratings für Investoren eine gute Nachricht darstellt. Im Nachgang sind jedoch vereinzelt signifikante (C)AAR beobachtbar. Beispielsweise beträgt die  $AAR_{t=4}$  zwar nur 0,457% (0,573%), ist jedoch auf dem 5%-Niveau signifikant. Allerdings kann dieser schwache Effekt nicht als deutlich positive Reaktion gedeutet werden.

Im Jahr 2020 liegen bereits vier Wochen vor der Veröffentlichung hoch signifikante positive (C)AAR vor. Der Antizipationseffekt schwächt sich zunächst ab, um sich in der Woche vor der Bekanntgabe wieder aufzubauen. So beträgt die  $AAR_{t=-4}$  hoch signifikante 1,385% (1,908%) und die  $AAR_{t=-1}$  auf dem 5%-Niveau signifikante 1,217% (2,100%). Im Anschluss lässt der positive Effekt nach, bleibt jedoch auch nach der Bekanntgabe bestehen, sodass die  $AAR_{t=1} = 0,937\%$  (0,900%) sich auf  $CAAR[0; 1] = 1,391\%$  (0,999%) bzw.  $CAAR[0; 2] = 0,938\%$  (1,129%), signifikant auf dem 10%-Niveau, kumuliert. Wie in den vorhergehenden Jahren sind zwar im weiteren Zeitverlauf vereinzelt stark signifikante (C)AAR beobachtbar, aufgrund des einzelnen Auftretens handelt es sich jedoch wahrscheinlich um statistische Artefakte, die in keinem Zusammenhang mit der Veröffentlichung stehen.

Die abnormalen Renditen des letzten Jahres des Betrachtungszeitraums folgen einem negativen Trend. So treten weder am Ereignistag noch davor und danach signifikante durchschnittliche abnormale Renditen auf. Nach dem Ereignistag mit einer leicht positiven  $AAR_{t=0} = 0,717\%$  (0,043%) fallen die CAAR bis auf ca. -3,75% in der dritten Handelswoche. Obwohl keine Aussage bezüglich der Signifikanz möglich ist, ist aufgrund der absoluten Höhe der CAAR von einer deutlichen Reaktion auszugehen.

<sup>1140</sup>Ursächlich ist die dividendenbereinigte Rendite der Just Group plc am 10.12.2018 in Höhe von 17,45%, wodurch die abnormale Rendite auf 18,94% steigt. Die extreme Kursreaktion ist ungewöhnlich, da es sich bei dem betreffenden Ereignis am 11.12.2018 nicht um eine Heraufstufung des Ratings, sondern lediglich um eine Ratingbestätigung mit positivem Ausblick handelt. Am 10.12.2018 erhöhte sich laut Refinitiv der Free Float der Just Group plc um 0,49% von 915.419.717 auf 919.877.180 Aktien. Dabei handelt es sich jedoch nicht um einen Aktiensplit. Da auch keine Anhaltspunkte für andere, kontaminierende Ereignisse vorliegen, wird die betreffende Ratingsbekanntgabe nicht ausgeschlossen.

## 5.5 Ereignisstudie zur Veröffentlichung von Ratingentscheidungen

Aufgrund dieser Erkenntnisse ist Hypothese 5.C bezüglich positiver abnormaler Renditen in Folge der Bekanntgabe einer Ratingheraufstufung nicht haltbar. Die Heatmap in Abbildung 5.38 bestätigt diese Beobachtungen und zeigt lediglich die kleineren Effekte drei Wochen vor und in der Woche nach einer Ratingheraufstufung. Die Cluster sind jedoch nicht klar abgegrenzt. Auch der maximale Signifikanzwert von 10 deutet auf eine durchschnittliche Stärke der Reaktion hin (50 % des maximal möglichen Werts).

Lediglich für das Jahr 2020 betragen sowohl  $T_{min}^{AAR}$  als auch  $T_{min}^{CAAR}$  1 Handelstage. Im Jahr 2019 steigt  $T_{min}^{CAAR}$  jedoch auf 19 Handelstage, während für die anderen Jahre aufgrund fehlender Signifikanzen keine Werte feststellbar sind.  $T_{min}^{AAR}$  nimmt für 2018, 2019 und 2021 ebenfalls auf 4 bis 14 Handelstage zu.

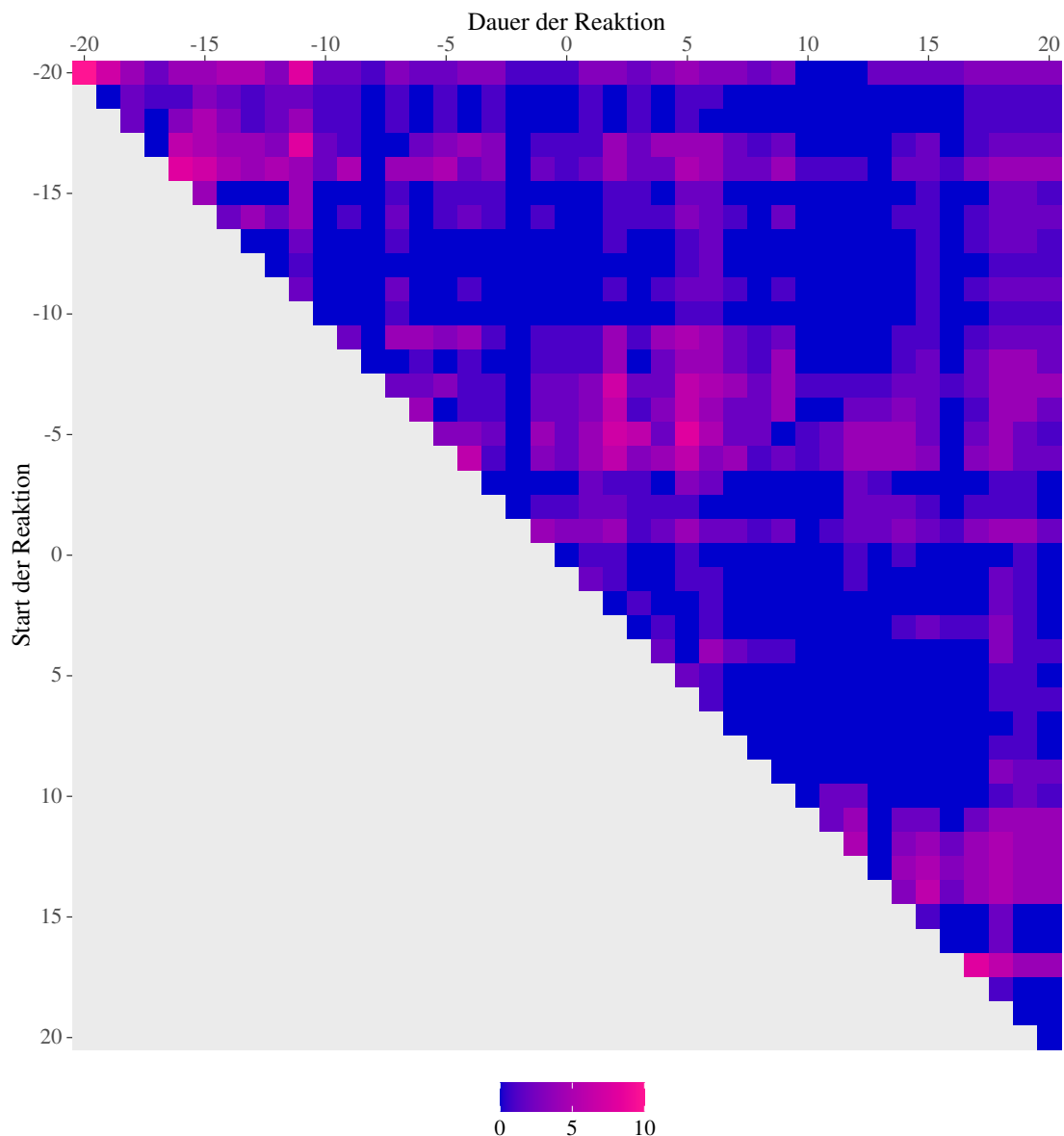


Abbildung 5.38: Heatmap der Reaktionen der Aktionäre auf die Bekanntgabe von Heraufstufungen des Ratings oder des Ausblicks

## 5 Ergebnisse der empirischen Untersuchung

Diese Ergebnisse entsprechen denjenigen früherer Untersuchungen, die ebenfalls nur niedrige positive abnormale Renditen nach einer Ratingheraufstufung feststellen.<sup>1141</sup> Anders als in der vorliegenden Arbeit sind jedoch selbst diese niedrigen Effekte häufig signifikant.<sup>1142</sup> Weitere Untersuchungen stellen ebenfalls keine signifikanten Reaktionen auf die Änderung eines IFSRs fest,<sup>1143</sup> sodass sich diese Arbeit in eine lange Reihe gemischter Befunde einreicht.

Da die in Abschnitt 3.4.4 vorgestellten Analysen häufig eine stärkere Reaktion auf Ratingherabstufungen beobachten, ist die nun folgende Betrachtung negativer Ratingereignisse zur Einordnung der bisherigen Ergebnisse von besonderem Interesse.

### 5.5.2 Herabstufungen des Ratings

Bezüglich der Wirkung einer Herabstufung des Ratings oder des Ausblicks ist mit einer negativen Aktienkursreaktion zu rechnen. Um dies zu überprüfen, werden im Folgenden erneut die abnormalen Renditen vor und nach der Herabstufung eines Ratings oder seines Ausblicks betrachtet.<sup>1144</sup> Da im Untersuchungszeitraum nur 8 Herabstufungen stattgefunden haben, die sehr ungleich auf zwei Jahre verteilt sind, unterbleibt eine Betrachtung einzelner Jahre. Da die Signifikanztests explizit die Stichprobenvarianzen berücksichtigen (Gleichung 4.7.3), können mit nur einem Ereignis im Jahr 2018 auch keine zuverlässigen Signifikanzwerte bestimmt werden. Aufgrund des geringen Stichprobenumfangs von nur 8 Beobachtungen, ist die den parametrischen Tests zugrunde liegende Normalverteilungsannahme der abnormalen Renditen nicht haltbar, sodass die Ergebnisse des nicht-parametrischen Tests vorzuziehen sind.<sup>1145</sup> Bemerkenswert ist, dass sich die Ergebnisse der beiden hier verwendeten Signifikanztests kaum unterscheiden, sodass eine Verletzung der Normalverteilungsannahme die Aussagekraft der durch KOLARI und PYNNÖNEN (2010) adjustierte Teststatistik von BOEHMER, MUSUMECI und POULSEN (1991) (BMP) nicht stark zu beeinträchtigen scheint.

Teilabbildung 5.39(a) zeigt insbesondere ca. zwei Handelswochen vor der Bekanntgabe der Herabstufung eine deutliche Kursreaktion, während nach der Veröffentlichung die CAAR in Teilabbildung 5.39(b) nur noch wenige Tage fallen, um dann auf diesem niedrigen Niveau zu verharren. So beträgt die AAR zu den Zeitpunkten  $t = -11$ ,  $t = -10$  und  $t = -8$  weniger als  $-3\%$  (signifikant mindestens auf dem  $5\%$ -Niveau), sodass die  $CAAR[-20; -8] = -12,296\%$  ( $-14,259\%$ ) zwei Wochen vor dem Ereignis ihr Minimum erreichen. Ab diesem Zeitpunkt sind die AAR wieder positiv, sodass die CAAR ansteigen. Beispielsweise beträgt die  $CAAR[-7; -1] 5,603\%$  ( $6,237\%$ ). Aufgrund der absoluten Höhe ist dabei von einem deutlichen positiven Antizipationseffekt auszugehen. Bereits am Tag vor dem Ereignis ist die AAR wieder negativ und die CAAR kumuliert sich in der ersten Woche nach der Bekanntgabe auf  $CAAR[0; 3] = -4,886\%$  ( $-0,695\%$ ), signifikant auf dem  $5\%$ -Niveau. Nach einer vorübergehend schwächeren Signifikanz wird der Effekt Ende der zweiten Woche nochmal (hoch) signifikant negativ. Forschungshypothese H5.D muss somit beibehalten werden.

<sup>1141</sup>Vgl. HAND et al. (1992), S. 744, 749–752; HOLTHAUSEN / LEFTWICH (1986), S. 57, 68–69.

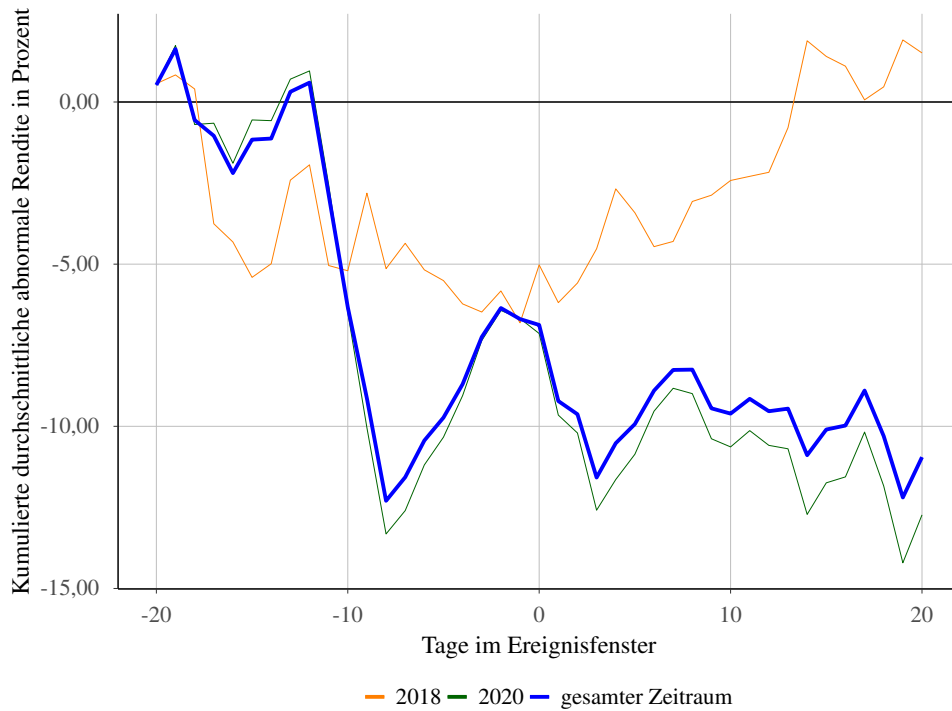
<sup>1142</sup>Vgl. HALEK / ECKLES (2010), S. 801; LINCiano (2004), S. 1–3, 10; SCHWEITZER et al. (1992), S. 261–262.

<sup>1143</sup>Vgl. SINGH / POWER (1992), S. 310–311, 314–316.

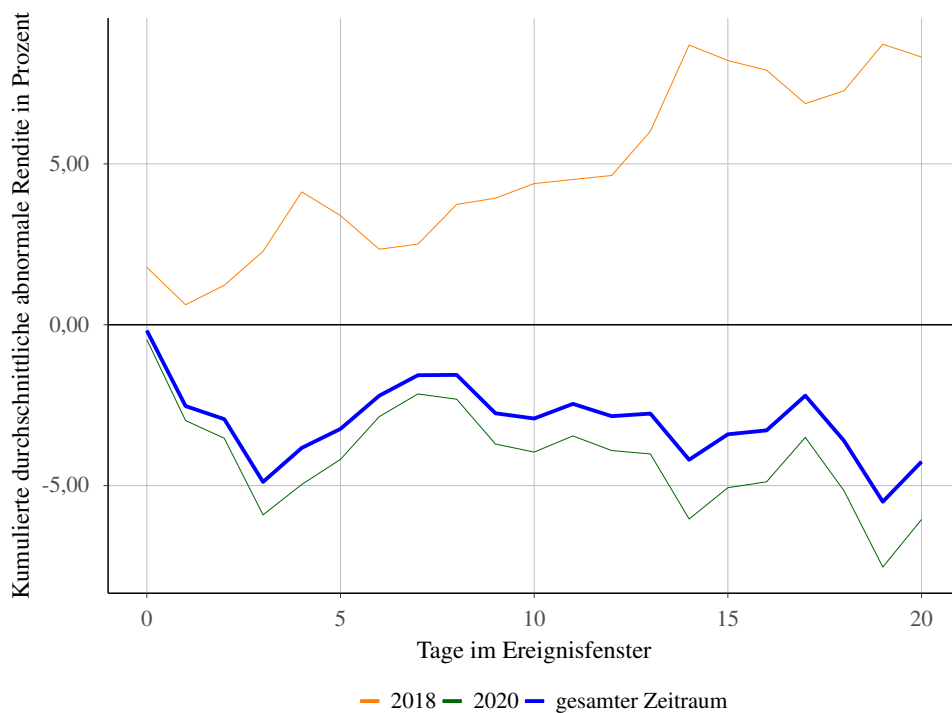
<sup>1144</sup>Teilabbildungen B.4(a) und B.4(b) in Anhang B.4 zeigen die Ergebnisse der Stichprobe, die nur Herabstufungen von Ratings enthält. Die CAAR entwickeln sich jedoch weniger differenziert. Zudem würde die Stichprobe noch weniger Beobachtungen umfassen.

<sup>1145</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 100.

### 5.5 Ereignisstudie zur Veröffentlichung von Ratingentscheidungen



(a) Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite im gesamten Ereignisfenster



(b) Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite nach der Bekanntgabe

Abbildung 5.39: Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite der Herabstufungen eines Ratings oder Ausblicks

## 5 Ergebnisse der empirischen Untersuchung

Bemerkenswert ist, dass die Herabstufung der UnipolSai Assicurazioni SpA im Jahr 2018 im Nachgang der Bekanntgabe zu einer positiven CAAR führt. Zwar fällt die CAAR direkt nach der Bekanntgabe kurz, steigt in den folgenden Tagen aber deutlich bis auf über 5,00 % an. Dies widerspricht der Erwartung, dass auf eine Herabstufung fallende Kurse folgen sollten. Jedoch zeigt die obige Betrachtung der gesamten Stichprobe, dass es sich dabei um einen Einzelfall handelt.

Außerdem ist anzumerken, dass die COFACE SA im Jahr 2020 zweimal herabgestuft wurde (siehe Tabelle A.4 in Anhang A.4). In diesem Fall korrigierten zwei Ratingagenturen unabhängig voneinander ihre Einschätzungen innerhalb weniger Tage, sodass sich die resultierenden Effekte überlappen könnten. Gleichzeitig könnte aufgrund des geringen Stichprobenumfangs dadurch die Reaktion der Investoren auf die Herabstufung der COFACE SA stärker ins Gewicht fallen und die durchschnittliche Betrachtung eine größere Reaktion zeigen.

Da die abnormalen Renditen im Jahr 2018 steigen, kann nur für das Jahr 2020 eine  $T_{min}^{AAR}$  und  $T_{min}^{CAAR}$  festgestellt werden. Mit einem Wert von 1 deutet diese Kennzahl auf eine sehr schnelle Reaktion der Aktionäre auf eine Ratingherabstufung hin.

Abbildung 5.40 zeigt erneut deutliche Reaktions-Cluster. Diese Cluster bilden sich zunächst vier und zwei Wochen vor der Veröffentlichung der Ratingherabstufung als Antizipationseffekt heraus. Anschließend kommt es nach dem Ereignistag zu einem stärkeren und länger anhaltenden Ankündigungseffekt. Dieser spiegelt sich auch in den auf  $t = -18$  und  $t = -11$  aufbauenden langfristigen Zeitintervallen wider. Da diese Teilstichprobe nur zwei Jahre umfasst, beträgt der mögliche Maximalwert 8. Der hier gezeigte Maximalwert von 4 entspricht somit einer durchschnittlichen Reaktion in Höhe von 50 % des möglichen Maximalwerts. Allerdings verzerrt die Betrachtung von nur zwei Jahren die Ergebnisse der Heatmap und beeinträchtigt deren Aussagekraft.

Mit einer  $CAAR[0;3]$  von nahezu  $-5\%$  übersteigt die hier beobachtete Reaktion jede in Abschnitt 3.4.4 dargestellte Entwicklung früherer Untersuchungen. Aktionäre von Versicherungsunternehmen scheinen somit stärker auf schlechte Nachrichten über die Risiko- und Ertragslage zu reagieren als Investoren anderer Branchen. Zudem würde dies für den europäischen Versicherungssektor eine asymmetrische Reaktion auf Ratingentscheidungen bescheinigen, wie sie bereits früher beobachtet werden konnte.<sup>1146</sup> Allerdings wird die Allgemeingültigkeit dieser Ergebnisse durch den kleinen Stichprobenumfang eingeschränkt. Die geringe Zahl an Herabstufungen resultiert aus der verhältnismäßig kleinen Anzahl betrachteter Versicherungsunternehmen und dem kurzen Untersuchungszeitraum.

Zudem ist ein gutes Finanzstärkerating für Versicherer ein essentieller Bestandteil des Marketings, um eine hohe Produktqualität zu signalisieren (vgl. hierzu die Ausführungen in Abschnitt 3.4.3). So ist zu erwarten, dass die meisten Versicherer ihre Ratings pflegen. Aus diesem Grund ist die in der Stichprobe am häufigsten auftretende Ratingentscheidung die Bestätigung eines IFSRs. Deshalb betrachtet der folgende Abschnitt die Auswirkungen dieses Ereignisses auf den Börsenkurs näher.

<sup>1146</sup>Vgl. z. B. HALEK / ECKLES (2010), S. 816–819; HAND et al. (1992), S. 744, 749–752; HOLTHAUSEN / LEFTWICH (1986), S. 57, 68–69.

5.5 Ereignisstudie zur Veröffentlichung von Ratingentscheidungen

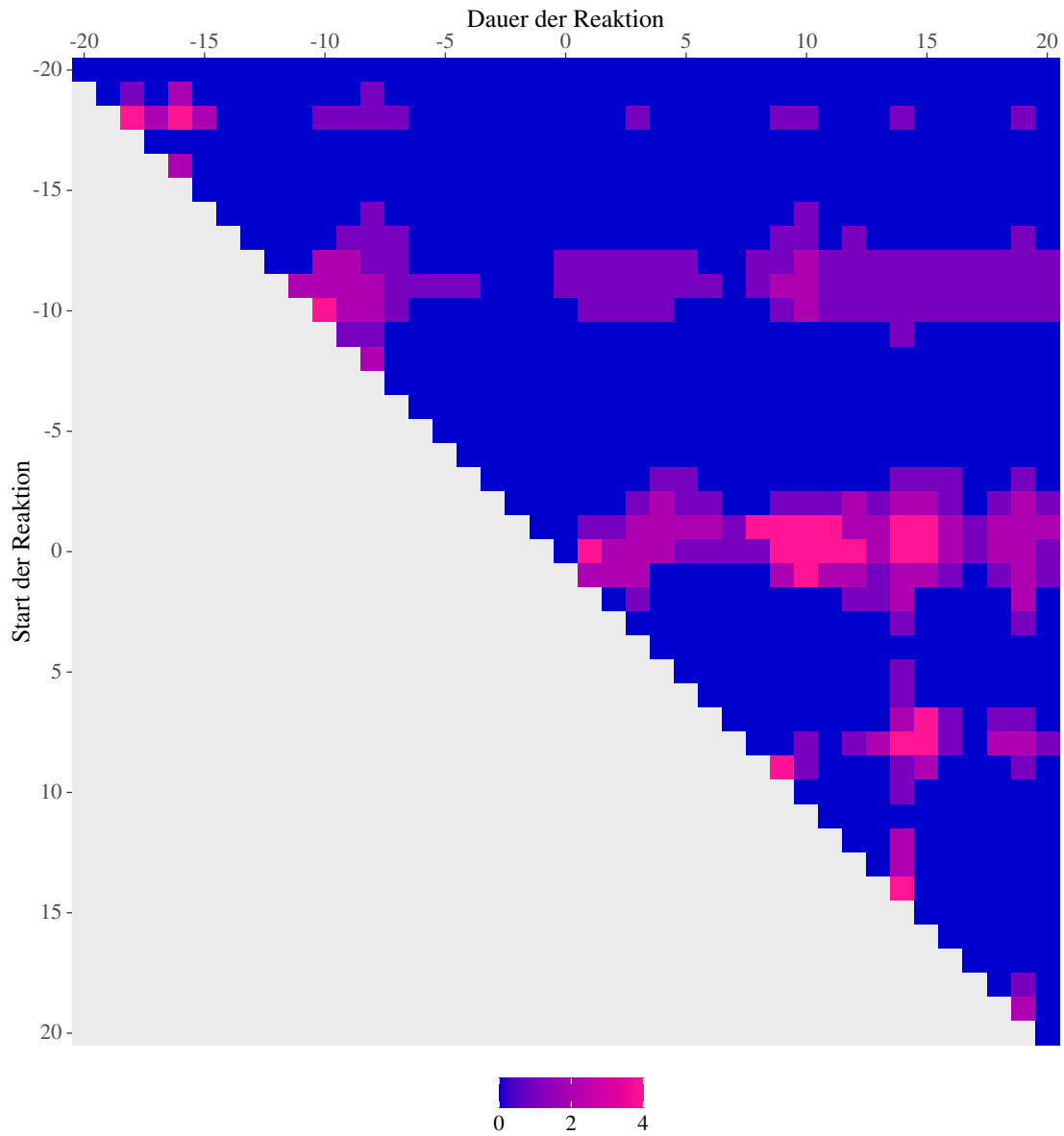


Abbildung 5.40: Heatmap der Reaktionen der Aktionäre auf die Veröffentlichung von Herabstufungen des Ratings oder des Ausblicks

### 5.5.3 Bestätigungen des Ratings

Vergangene empirische Arbeiten schenken dem möglichen Informationswert einer Ratingbestätigung kaum Beachtung. Deshalb berücksichtigt die vorliegende Untersuchung auch diese Form der Kommunikation, um ein vollständiges Bild des Informationsgehalts von Ratings zu erhalten. Da die Richtung der Reaktion nicht prognostiziert werden kann, kommt ein zweiseitiger Signifikanztest zum Einsatz.

Insbesondere vor der Bekanntgabe einer Ratingbestätigung zeigt Teilabbildung 5.41(a) keine Reaktion der Aktionäre. Erst kurz vor dem Ereignis beginnt eine leicht positive Entwicklung der abnormalen Renditen, wobei der größte Anstieg im Jahr 2018 zu verzeichnen ist. Eine Ausnahme bildet das Jahr 2021 mit deutlich negativen abnormalen Renditen. Diese Ergebnisse ähneln denjenigen von HALEK und ECKLES (2010), die eine der wenigen Untersuchungen zu Ratingbestätigungen durchführen.<sup>1147</sup>

Über die gesamte Beobachtungsperiode ist im Antizipationszeitraum nur am Tag vor dem Ereignis  $AAR_{t=-1} = -0,249\%$  ( $-0,164\%$ ) auf dem 5 %-Niveau (GRANK) bzw. auf dem 1 %-Niveau (BMP) signifikant. Nach der Bekanntgabe bilden sich in Teilabbildung 5.41(b) zwar vereinzelt signifikante (C)AAR heraus, jedoch kumulieren sich die Werte erst am Ende des Ereignisfensters bis auf  $CAAR[0;20] = 1,485\%$  ( $0,097\%$ ), schwach signifikant auf dem 10 %-Niveau (GRANK). Im Vergleich zur Reaktion auf eine Ratingherabstufung in Teilabbildung 5.39(b) entwickeln sich die abnormalen Renditen somit zwar nur moderat, jedoch gleichen sich die positiven und negativen (C)AAR nicht aus, sodass sich anders als bei der Reaktion auf SFCRs ohne Fallunterscheidung, ein relativ monoton ansteigender Trend herausbildet. Da die Zeitintervalle mit signifikanten (C)AAR jedoch den Ereignistag nicht beinhalten und die Reaktion erst nach vier Wochen auftritt, ist es fraglich, ob sie tatsächlich auf das betrachtete Ereignis zurückzuführen ist. Zu einer ähnlichen Entwicklung kommt es in den Jahren 2017 und 2020.

Auch im Jahr 2018 kann kein Antizipationseffekt nachgewiesen werden. Erst nach dem Ereignis steigt die CAAR auf  $CAAR[0;1] = 0,800\%$  ( $0,684\%$ ), signifikant auf dem 10 %-Niveau. Der Effekt kumuliert sich bis auf signifikante  $3,254\%$  ( $1,515\%$ ), wobei auch die dazwischen liegenden Intervalle überwiegend schwach signifikant sind. Dabei schlägt der nicht-parametrische Signifikanztest öfter an als das parametrische Verfahren. Diese unterbrochene Reihe an signifikanten Zeitintervallen zeigt erneut, dass die Betrachtung bestimmter Zeitfenster zu falschen Rückschlüssen führen kann (siehe Abschnitt 6.5).

Für das Jahr 2019 wird erstmals ein Antizipationseffekt beobachtet. Dieser tritt vor allem in der Woche vor dem Ereignis auf, hält jedoch nur wenige Tage an. Im Anschluss kann erst ab der dritten Woche nach dem Ereignis ein signifikant negativer Ankündigungseffekt in Höhe von ca.  $-0,8\%$  in den ab  $t = 8$  und  $t = 9$  kumulierten Zeitintervallen nachgewiesen werden.

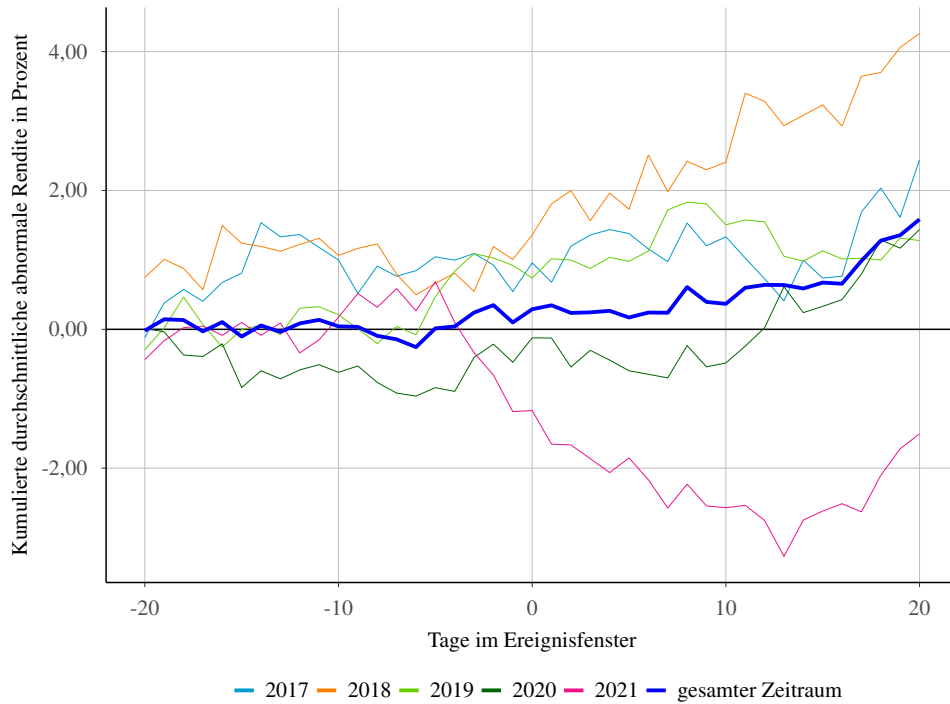
Im Jahr 2021 sind die CAAR in allen Zeitintervallen, die zu den Zeitpunkten  $t = -8$  bis  $t = -2$  starten, überwiegend hoch signifikant negativ. So beträgt beispielsweise die  $CAAR[-4;13] -3,957\%$  ( $-3,238\%$ ) und ist signifikant auf dem 1 %-Niveau. Auf diese Weise entsteht ein negativer Antizipationseffekt in der Woche vor dem Ereignis. Nach der Bekanntgabe werden dagegen nur punktuell signifikante abnormale Reaktionen beobachtet.

$T_{min}^{AAR}$  beträgt für alle Jahre 6 bis 16 Handelstage. Dagegen kann lediglich für die Jahre 2017 und 2018 eine  $T_{min}^{CAAR}$  in Höhe von 1 bis 3 Handelstag(en) festgestellt werden, da für die anderen Jahre keine signifikanten ab  $t = 0$  kumulierten abnormalen Renditen vorliegen. Dies deutet zumindest in manchen Jahren auf eine sehr schnelle Reaktion der Aktionäre hin. Somit treten zwar an einzelnen Handelstagen punktuell signifikante Reaktionen auf, diese kumulieren sich aber nicht zu einem anhaltenden Effekt.

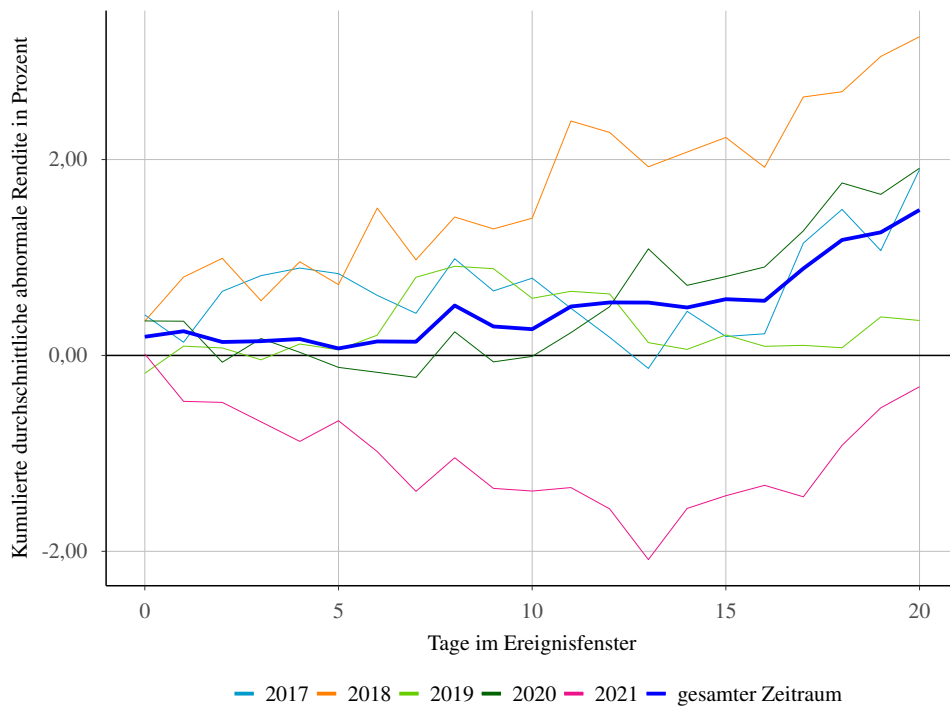
<sup>1147</sup>Vgl. HALEK / ECKLES (2010), S. 816–819.



### 5.5 Ereignisstudie zur Veröffentlichung von Ratingentscheidungen



(a) Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite im gesamten Ereignisfenster



(b) Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite nach der Bekanntgabe

Abbildung 5.41: Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite bei Bestätigungen eines Ratings

## 5 Ergebnisse der empirischen Untersuchung

Dies spiegelt auch die Heatmap in Abbildung 5.42 wider, die mit einem Maximalwert von 8 nur wenige Signifikanzen zeigt (40 % des maximal möglichen Werts). Diese bilden ein abgegrenztes Cluster, bei dem es wenige Tage vor der Bekanntgabe einer Ratingbestätigung zu einer schwachen Reaktion kommt, die sich etwas verstärkt und bis ca. drei Wochen nach dem Ereignis andauert. Da die Signifikanzen der abnormalen Renditen nur schwach ausgeprägt sind, scheinen Aktionäre ihre Zahlungsbereitschaft in Zusammenhang mit einer Ratingbestätigung kaum anzupassen. Diese Ergebnisse stimmen im Wesentlichen mit denjenigen von BEHR und GÜTTLER (2006) überein.<sup>1148</sup>

Der folgende Abschnitt fasst die Ergebnisse bezüglich der Kursreaktionen auf Ratingentscheidungen zusammen und setzt sie in Relation zur Stärke der Reaktionen Solvenz- und Finanzberichte.

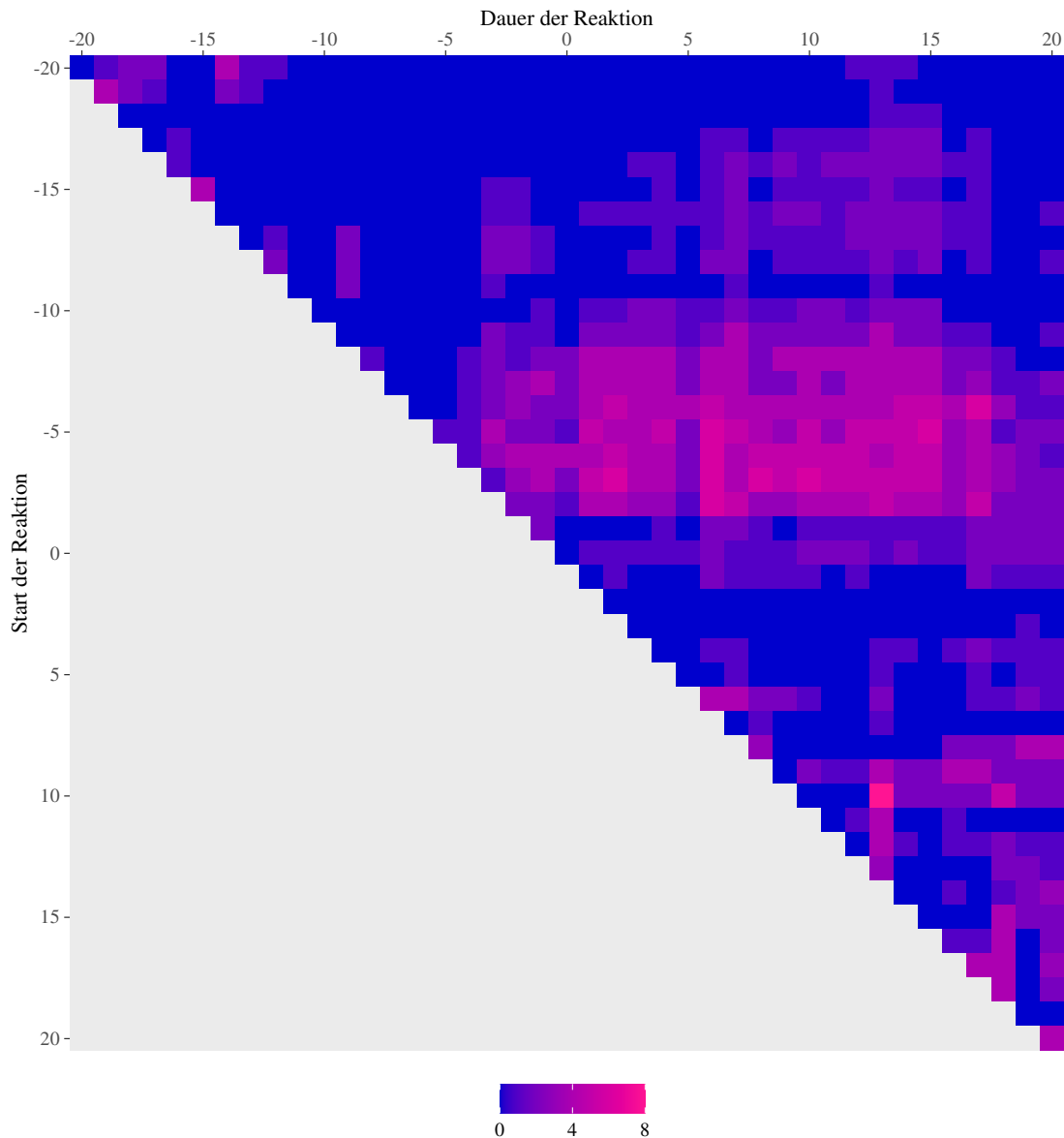


Abbildung 5.42: Heatmap der Reaktionen der Aktionäre auf Ratingbestätigungen

<sup>1148</sup>Vgl. BEHR / GÜTTLER (2006), S. 3, 14, 19–20.

### 5.5.4 Zwischenfazit und Ergebnisdiskussion: Reaktionen auf Ratingentscheidungen

Abbildung 5.43 zeigt alle bisherigen Erkenntnisse über die durch Ratingentscheidungen hervorgerufenen Handelsaktivitäten von Aktionären europäischer Versicherer in der Zusammenschau. Bemerkenswerterweise führen Ratingaktionen zu weniger eindeutigen Reaktionen der Investoren als erwartet.

Konsistent mit zahlreichen früheren Untersuchungen folgt auf Ratingherauf- und -herabstufungen eine asymmetrische Reaktion, wobei die negative abnormale Kursentwicklung stärker ausfällt als die positive.<sup>1149</sup> So steigt die AAR am Tag vor der Veröffentlichung einer Ratingheraufstufung auf ca. 1 %, womit die Reaktion deutlich stärker ausfällt als für SFCRs. Das gleiche gilt für Ratingherabstufungen, die zu negativen abnormalen Renditen unter –5 % führen. Deshalb kann Forschungshypothese 5.B „Aktionäre reagieren stärker auf die Bekanntgabe einer Ratingänderung als auf die Veröffentlichung eines SFCRs.“ nicht abgelehnt werden. Da die Richtung der Reaktion der Erwartung entspricht und die Herabstufung (Herabstufung) eines Ratings zu positiven (negativen) abnormalen Renditen führt, können die Forschungshypothesen H5.C und H5.D beibehalten werden.

Mit einer langfristigen Kursentwicklung auf 1,5 % rufen Ratingbestätigungen eine ähnlich starke Reaktion wie unterjährige Berichte hervor. Allerdings resultiert dieser Wert bei den unterjährigen Berichten aus einer starken Reaktion am Ereignistag, die im Ankündigungszeitraum langsam nachlässt. Dagegen baut sich der Effekt für Ratingbestätigungen über das gesamte Ereignisfenster langsam auf, sodass insbesondere in unmittelbarer Nähe des Ereignistages keine signifikanten abnormalen Renditen festgestellt werden können und auch insgesamt die Signifikanz deutlich niedriger ist. Dies zeigt erneut, wie wichtig die Betrachtung der vollständigen „Muster“ der abnormalen Renditen ist, um falsche Schlussfolgerungen zu vermeiden. Da die Reaktion der Investoren auf eine Ratingbestätigung sowohl hinsichtlich der Höhe als auch der in Abbildung 5.43 gezeigten Signifikanz schwächer abschneidet als diejenige auf Herauf- und Herabstufungen, wird Forschungshypothese H5.E beibehalten.

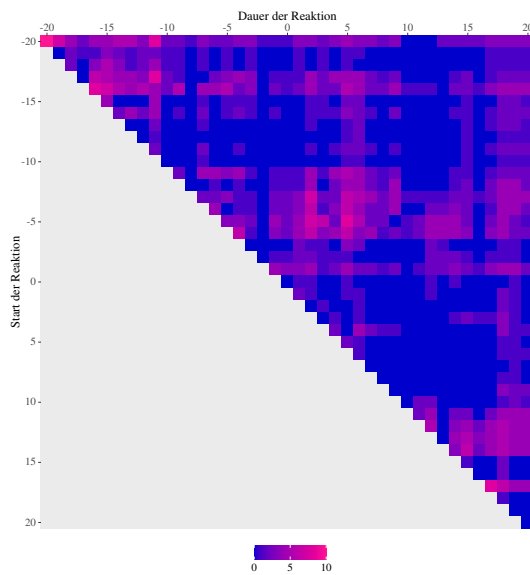
Während SFCRs sowie Quartals- und Halbjahresberichte in den Heatmaps je nach betrachteter Teilstichprobe 60 % bis 85 % der maximalen Signifikanz erreichen, beträgt der ermittelte Wert für Ratings nur 40 % bis 50 %. Die geringe Signifikanz der Ergebnisse für die Rating-Teilstichproben schwächt deren Aussagekraft deutlich ab. So stellt auch LINCiano (2004) fest, dass Ratings aufgrund ihres niedrigen Informationsgehalts nicht zur zeitnahen Information von Investoren eingesetzt werden sollten. Obwohl sie umfangreiche Daten über den Zustand eines Emittenten in einem einzelnen Indikator zusammenfassen, sind Offenlegungspflichten und Verhaltenskodizes für Unternehmen deshalb unabdingbar.<sup>1150</sup>

Die CAAR für Ratingherabstufungen sind negativer als nach der Veröffentlichung von SFCRs, sodass Aktionäre stärker auf die Einschätzungen von Ratingagenturen bezüglich der finanziellen Stärke als auf SFCRs reagieren. Ratingänderungen scheinen somit über einen höheren Informationsgehalt bezüglich der Risikolage eines Versicherers zu verfügen als SFCRs. Auf Ratingherabstufungen folgt zudem eine schnelle Reaktion:  $T_{min}^{AAR}$  und  $T_{min}^{CAAR}$  betragen lediglich 1 Handelstag. Die Investoren sind wohl geübter in der Interpretation einer Ratingänderung als in der Analyse der Informationen eines SFCRs bzw. können ein einzelnes Symbol schneller bewerten als einen umfangreichen Bericht. Dies steht in Einklang mit den Hypothesen H5.A und H5.B.

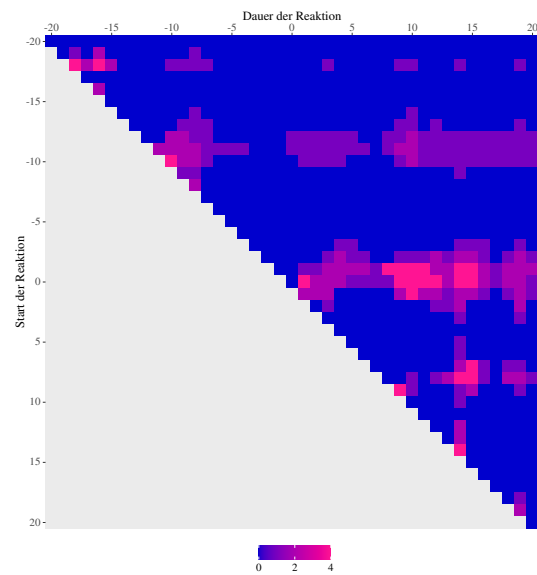
<sup>1149</sup>Vgl. z. B. PEREZ-ROBLES (2022), S. 239; HALEK / ECKLES (2010), S. 816–819; HAND et al. (1992), S. 744, 749–752; HOLTHAUSEN / LEFTWICH (1986), S. 57, 68–69.

<sup>1150</sup>Vgl. LINCiano (2004), S. 14.

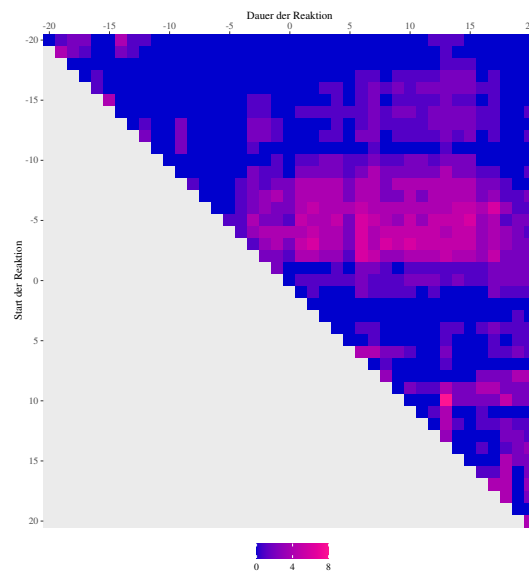
## 5 Ergebnisse der empirischen Untersuchung



(a) Heraufstufungen des IFSRs oder des Ausblicks  
(10 / 50 %)



(b) Herabstufungen des IFSRs oder des Ausblicks  
(4 / 50 %)



(c) Bestätigungen von IFSRs  
(8 / 40 %)

Abbildung 5.43: Überblick über die Ergebnisse der Ereignisstudien bezüglich der Reaktion auf Ratingentscheidungen  
Der Wert in Klammern entspricht dem in der Heatmap jeweils erreichten Maximalwert der Signifikanz. Der Prozentsatz gibt die erreichte Signifikanz im Verhältnis zum maximal möglichen Wert an.

## 5.5 Ereignisstudie zur Veröffentlichung von Ratingentscheidungen

Für Heraufstufungen und Bestätigungen liegt dagegen nur in ein bis zwei der fünf betrachteten Jahre innerhalb des Ankündigungszeitraums eine signifikante  $CAAR[0;t_2]$  vor, sodass für  $T_{min}^{CAAR}$  kaum gültige Werte identifiziert werden können. Für Ratingheraufstufungen werden jedoch auch viele Reaktionen im Antizipationszeitraum vorweggenommen und deshalb nicht von  $T_{min}^{CAAR}$  erfasst.  $T_{min}^{AAR}$  beträgt in zwei Jahren nur 1 Handelstage. Häufig verlängert sich jedoch die Zeitspanne bis zur ersten signifikanten Reaktion auf 4 bis 16 Handelstage. Damit sind die Reaktionszeiten für Ratingheraufstufungen und -bestätigungen sowie SFCRs etwa gleich lang. Forschungshypothese H5.A „Aktionäre reagieren schneller auf Ratingänderungen als auf die Veröffentlichung eines SFCRs“ kann aufgrund dieser Beobachtungen nicht sicher verworfen werden.

Einschränkend muss festgehalten werden, dass aufgrund des geringen Umfangs der Teilstichproben, sowohl Aktionen der Ratingagenturen, die das Rating betreffen, als auch diejenigen, die nur den Ausblick ändern, zu einem Datensatz zusammengefasst werden (jeweils für positive und negative Ereignisse). Da angenommen werden kann, dass eine Änderung des Ratings stärkere Reaktionen hervorruft als die Anpassung des Ausblicks, könnte dies die Ergebnisse der Ereignisstudien verwässern. Allerdings zeigen die Teilabbildungen B.3(a) und B.4(a) in Anhang B.4 schwächere und weniger differenzierte Kursentwicklungen als die hier betrachteten Ergebnisse der gemischten Stichproben.

Mehrere Untersuchungen stellen fest, dass Investoren auf die Ratingaktionen verschiedener Agenturen unterschiedlich stark reagieren. So beobachtet beispielsweise PEREZ-ROBLES (2022) abhängig von der betrachteten Agentur unterschiedliche Kursentwicklungen.<sup>1151</sup> Bei HALEK und ECKLES (2010) folgen auf eine Heraufstufung eines Ratings von Moody's über das gesamte Ereignisfenster positive abnormale Renditen, während bei Ratingheraufstufungen von A.M. Best eine negative abnormale Entwicklung bereits 10 Handelstage vor dem Ereignis eintritt. Bei Ratingaktionen von Standard & Poor's geschieht dies erst 2 Tage vor der Bekanntgabe. Am Ereignistag und dem darauffolgenden Tag sind die abnormalen Renditen positiv, bevor sie wieder deutlich fallen.<sup>1152</sup> Die heterogenen Auswirkungen der verschiedenen Ratingagenturen können somit auch innerhalb der positiven und negativen Teilstichproben mögliche Reaktionen abschwächen oder ganz aufheben. Zudem zeigen die Ergebnisse von HALEK und ECKLES (2010), dass die Reaktionen zu unterschiedlichen Zeitpunkten einsetzen können, was wiederum die durchschnittlichen abnormalen Renditen an einzelnen Tagen reduzieren kann.

---

<sup>1151</sup>Vgl. PEREZ-ROBLES (2022), S. 239.

<sup>1152</sup>Vgl. HALEK / ECKLES (2010), S. 815.



## 6 Methodendiskussion zu Problembereichen von Ereignisstudien

Bereits bei der Festlegung des Untersuchungsdesigns in Kapitel 4 wurden zahlreiche Aspekte identifiziert, die die Ergebnisse von Ereignisstudien durchaus beeinflussen können, in früheren Forschungsarbeiten jedoch nicht oder nur unzureichend Berücksichtigung finden. Insbesondere die Untersuchung von neuen Ereignissen wie die Veröffentlichung und die Auswirkungen von SFCRs, für die weder Erwartungen bezüglich der Dauer noch der Richtung der Reaktion gebildet werden können, erforderte die Entwicklung und den Einsatz neuer Verfahren zur Ergebnisinterpretation. Das folgende Kapitel greift diese Aspekte auf, diskutiert ihre Auswirkungen und zeigt gegebenenfalls Lösungsmöglichkeiten auf.

### 6.1 Grundsätzliche Grenzen von Ereignisstudien

Der Einsatz von Ereignisstudien zur Testung der Markteffizienz führt generell zum Test verbundener Hypothesen. Deshalb kann eine Ablehnung der Hypothese, dass Markteffizienz vorliegt, entweder darauf zurückzuführen sein, dass der Kapitalmarkt neue Informationen nicht innerhalb eines bestimmten Zeitraums verarbeitet, oder darauf, dass das zur Bestimmung der erwarteten Rendite eingesetzte Modell zukünftige Renditen nicht korrekt abbildet.<sup>1153</sup> So stellen ROZEFF und ZAMAN (1988) fest, dass die von ihnen beobachteten abnormalen Renditen durch Ungenauigkeiten bei der Messung verursacht werden.<sup>1154</sup> In diesem Fall sagen die abnormalen Renditen mehr über die Genauigkeit des gewählten Renditemodells aus als über den Einfluss des betrachteten Ereignisses.<sup>1155</sup>

Obwohl in der vorliegenden Untersuchung sehr viel Wert auf die Auswahl des renditegenerierenden Modells und der Verfahren für die Bereinigung der Kurshistorien sowie die Berechnung der Renditen gelegt wurde, handelt es sich dabei immer um Schätzungen und Näherungen. Jedes Verfahren hat seine Vor- und Nachteile und führt in unterschiedlichen Situationen zu verschiedenen Ergebnissen. Besonders problematisch ist, dass die Resultate von Ereignisstudien nicht auf analytischem Wege überprüft werden können, sodass Schlussfolgerungen und Verallgemeinerungen mit Bedacht erfolgen sollten. In Abschnitt 4.5 fiel die Wahl aufgrund ihrer vorteilhaften statistischen Eigenschaften auf die Verwendung stetiger Renditen. Allerdings stellen HUDSON und GREGORIOU (2015) gerade für Ereignisstudien fest, dass die Signifikanz logarithmierter bzw. stetiger Renditen häufiger abgelehnt wird als für diskrete Renditen.<sup>1156</sup> So könnte sich auch die im Rahmen dieser Untersuchung beobachtete niedrige Signifikanz verbessern, wenn die Berechnungsmethode der Renditen geändert würde.

<sup>1153</sup>Vgl. FAMA (1991), S. 1575–1576; HOLLER (2012), S. 20. Wird die Nullhypothese fälschlicherweise abgelehnt, kann dies auch auf unpassende Verfahren zur Signifikanztestung der abnormalen Renditen zurückzuführen sein, siehe Abschnitt 6.3.

<sup>1154</sup>Vgl. ROZEFF / ZAMAN (1988), S. 26.

<sup>1155</sup>Vgl. DIMSON / MARSH (1986), S. 138.

<sup>1156</sup>Vgl. HUDSON / GREGORIOU (2015), S. 5–6, 13, 16. In der Untersuchung von HUDSON / GREGORIOU (2015) sind diskrete Renditen auf einem Signifikanzniveau von 5 % signifikant, während die äquivalenten auf stetigen Renditen basierenden Ergebnisse nur auf dem 10 %-Niveau signifikant sind.

## 6 Methodendiskussion zu Problembereichen von Ereignisstudien

Zur Ermittlung erwarteter Renditen ist ein Schätzfenster nötig. Der betreffende Zeitraum sollte deutlich länger als das Ereignisfenster sein. Je länger das Schätzfenster ist, desto präziser sind die Parameterschätzung sowie die für die Signifikanztestung notwendige Varianzschätzung. Gleichzeitig sollte das betrachtete Ereignis keinen Einfluss auf die Renditen haben, d. h. das Schätzfenster sollte ein ereignisfreier Zeitraum sein.<sup>1157</sup> Jedoch scheint insbesondere diese Annahme mit der hohen Informationsverfügbarkeit und -dichte durch das Internet in der heutigen Zeit kaum zu halten zu sein.

Ein weiterer Unsicherheitsfaktor ist die Wahl des Marktindex. Trotz der großen Sorgfalt, die in Abschnitt 4.4.4 auf dessen Auswahl entfiel, hätten auch andere Surrogate für das Marktportfolio zum Einsatz kommen können. Der zur Robustheitsprüfung verwendete Index lieferte zwar ähnliche Resultate, dies muss jedoch nicht für alle Indizes gelten. So wären z. B. auch länderspezifische Indizes denkbar.<sup>1158</sup>

Unabhängig von der Wahl des Marktindex kann die Stationarität der ermittelten Parameter des Marktmodells beeinträchtigt sein, sodass sie gerade in volatilen Märkten langfristige oder wechselnde Marktbedingungen unter Umständen nicht korrekt abbilden.<sup>1159</sup> In der vorliegenden Untersuchung betrifft dies vor allem die Ergebnisse des Jahres 2020. Obwohl die normale Rendite die Marktentwicklung bereits widerspiegeln sollte, zeigen sich in nahezu allen Teiluntersuchungen des Jahres 2020 stark negative abnormale Renditen. Einerseits können die Aktienkurse der Versicherungsbranche auf den Ausbruch der Covid-19-Pandemie negativer reagiert haben als der allgemeine Markt. So drohte vor allem Versicherern ein verlustreiches Jahr durch Auszahlungen für Betriebsunterbrechungsversicherungen, Krankenversicherungen u. ä. Zusätzlich belasteten Verluste bei den Kapitalanlagen die Versicherer.<sup>1160</sup> Andererseits könnten die sechs Monate, die zur Schätzung der Modellparameter herangezogen wurden, die darauffolgenden Entwicklungen nur unzureichend abbilden. Solche Verzerrungen können die Ergebnisse und Aussagekraft von Ereignisstudien jedoch beeinträchtigen. Da die Zeitreihe bereits relativ kurz war, wurde dennoch auf einen Ausschluss des Jahres 2020 aus den Betrachtungen verzichtet. Zusätzlich eröffnete dessen Betrachtung zahlreiche interessante Einblicke.

Erschwerend kommt hinzu, dass das gewählte Ereignisfenster mit  $L = 41$  Handelstagen relativ lang ist. Dies ermöglichte es zwar, Reaktionen der Aktionäre auf die SFCRs zu beobachten, die bei GATZERT und HEIDINGER (2019) und MUKHTAROV et al. (2022) unentdeckt bleiben. Die Ereignisfenster dieser Autoren konnten die Kursreaktion nicht vollständig erfassen, da die Informationsverarbeitung durch den Kapitalmarkt noch nicht abgeschlossen war.<sup>1161</sup> Allerdings birgt das lange Ereignisfenster die Gefahr, dass kontaminierende bzw. irrelevante Ereignisse die Aktienkurse beeinflussen und nicht mehr das betrachtete Ereignis selbst. In diesem Fall steigt die Wahrscheinlichkeit eines Typ-1-Fehlers.<sup>1162</sup> Gerade bei der Analyse von Informationen aus der Rechnungslegung mit Hilfe von Ereignisstudien kommt es zu einer Häufung von Ereignissen während der Berichtsperiode im Frühjahr, sodass diese zusätzlichen Informationen das Ereignisfenster verunreinigen können. Wie in Abschnitt 4.4.3 dargelegt, ist in dieser Arbeit der Ausschluss kontaminierter Ereignisse nicht möglich. Zum einen können aufgrund der Betrachtung aller Zeitintervalle innerhalb des Ereignisfensters die betreffenden Ereignisse nicht zuverlässig

<sup>1157</sup>Vgl. LACKMANN (2010), S. 141–142; CAMPBELL et al. (1997), S. 157–158; ARMITAGE (1995), S. 34; CORRADO / ZIVNEY (1992), S. 466; PETERSON (1989), S. 37–38.

<sup>1158</sup>Vgl. z. B. MUKHTAROV et al. (2022), S. 247; BIELL / MULLER (2013), S. 2630; BEHR / GÜTTLER (2006), S. 7.

<sup>1159</sup>Vgl. ARMITAGE (1995), S. 34; PETERSON (1989), S. 37–38.

<sup>1160</sup>Vgl. FROMME (2020).

<sup>1161</sup>Vgl. MUKHTAROV et al. (2022), S. 249; GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 13; LACKMANN (2010), S. 143; OLER et al. (2008), S. 151.

<sup>1162</sup>Vgl. LACKMANN (2010), S. 144; LINCiano (2004), S. 6; KRIVIN et al. (2003), S. 23; ARMITAGE (1995), S. 34; THOMPSON (1988), S. 78, 81, 83.



## 6.1 Grundsätzliche Grenzen von Ereignisstudien

identifiziert werden. Andererseits zeigt THOMPSON (1988), dass kontaminierende Ereignisse auf Einzelunternehmensebene in einer großen Stichprobe kaum Auswirkungen auf den Typ-1-Fehler haben.<sup>1163</sup> Da der Umfang der Stichprobe bereits relativ klein ist, insbesondere wenn einzelne Teilstichproben gebildet und auf Jahresebene betrachtet werden, würde eine zusätzliche Verringerung der Datengrundlage dieses Problem verschärfen und die Signifikanz der Ergebnisse einschränken.

Zudem beobachten KOLARI und PYNNÖNEN (2010), dass CAAR mit zunehmender Länge des Ereignisfensters immer negativer werden und auch unter der Nullhypothese, dass keine abnormalen Renditen vorliegen, zum Teil hoch signifikant sind. Die Autoren erklären dieses Phänomen durch die Schiefe der Verteilung der Renditen oder den systematischen Vorhersagefehler der logarithmierten Renditen.<sup>1164</sup>

Die Ergebnisse in Abschnitt 5.3.2.2 zeigen außerdem eine hohe Sensitivität von Ereignisstudien hinsichtlich der betrachteten Stichprobe. Während GATZERT und HEIDINGER (2019) erwartungsgemäß signifikant negative abnormale Renditen in Folge der Veröffentlichung von Solvenzberichten mit niedrigen unadjustierten Solvenzquoten beobachten,<sup>1165</sup> sind die abnormalen Renditen in der vorliegenden Teiluntersuchung positiv. Da die Kriterien zur Bildung der Teilstichproben übereinstimmen, müssen die Abweichungen auf die Unterschiede in den Stichproben zurückzuführen sein.

Liegen keine ausreichenden Erkenntnisse bezüglich der Einflussfaktoren auf die Reaktionsrichtung vor, wie es für die SFCRs der Fall ist, ist eine Unterscheidung zwischen guten und schlechten Neuigkeiten nicht möglich. Problematisch ist dies für die Ergebnisinterpretation, da kleine, nicht signifikante (C)AAR entweder auf eine fehlende Reaktion der Aktionäre zurückzuführen sind oder darauf, dass sich positive und negative Reaktionen bei der Durchschnittsbildung ausgleichen. Üblicherweise erfolgt deshalb die Aufteilung der Gesamtstichprobe in gute und schlechte Nachrichten anhand eines Abgleichs der Erwartungen an eine Kennzahl mit ihren späteren Realisationen. So werden zur Beurteilung des Überraschungseffekts der Investoren z. B. die Gewinn- und/oder Umsatzerwartungen mit den tatsächlich realisierten Zahlen verglichen. Allerdings zeigt sich zunehmend, dass die Reaktion auf Ergebnismitteilungen entgegen der Erwartung verlaufen kann, auch wenn die Gewinnerwartungen der Investoren übertroffen werden.<sup>1166</sup>

Für Anleger scheinen weniger die vergangenen Geschäftszahlen relevant zu sein, sondern primär die zukünftige Entwicklung des Versicherers. Deshalb kann die Betrachtung von Erwartungen an eine vergangenheitsorientierte Kennzahl, wie dem Gewinn der Vorperiode, die Ergebnisse verzerren. Aus diesem Grund sollten die Veröffentlichungen auf zukunftsbezogene Aussagen hin untersucht werden, da in diesem Fall die neben den Kennzahlen übermittelten Erläuterungen und Hintergründe die neue Information darstellen. Für eine Extraktion und Einordnung dieser Informationen kommen qualitative Inhaltsanalysen in Frage. Allerdings erschwert die Notwendigkeit einer kontextabhängigen Interpretation den Einsatz maschineller Auswertungstechniken, wohingegen manuelle Analysen sehr aufwendig sind.

Empirische Arbeiten übertragen häufig die Rahmenbedingungen der Vorgängerstudien auf die eigene Untersuchung und geben methodischen Überlegungen kaum Raum. Dadurch steigt das Risiko zunehmender Scheingenauigkeit der Ergebnisse von Ereignisstudien, die nicht auf die zugrundeliegenden Ereignisse, sondern auf die Methoden der Testung zurückzuführen sind. Insbesondere die Verteilung der Ereignisse im Zeitablauf spielt dabei eine wichtige Rolle und wird im Folgenden näher betrachtet.

<sup>1163</sup>Vgl. THOMPSON (1988), S. 83.

<sup>1164</sup>Vgl. KOLARI / PYNNÖNEN (2010), S. 4018. In ihrer Studie wird die Rendite eines Wertpapiers mit einer jährlichen Volatilität von 40 % über 250 Handelstage um 0,032 %-Punkte überschätzt.

<sup>1165</sup>Vgl. GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 14.

<sup>1166</sup>Vgl. BADTKE / NEIDHARD (2023); LOHWE (2023); O. V. (2023), Abschnitt 5.4.3.2.

## 6.2 Eigenschaften der Ereignisse

Bei der Durchführung einer Ereignisstudie ist es unumgänglich, nicht nur die im Fokus stehenden Ereignisse zu betrachten, sondern auch alle anderen möglichen Informationen, die die Wertpapierpreise eines Unternehmens beeinflussen können. Da jedoch potenziell alle Neuigkeiten einen Einfluss auf die Kursentwicklung haben können, besteht die besondere Schwierigkeit bei der Durchführung einer Ereignisstudie in der Ermittlung „aller“ Ereignisse, die ein Unternehmen betreffen. Nur dann können Effekte durch Kontamination oder Clustering zuverlässig aufgedeckt und angemessen berücksichtigt werden.

So stellt bereits die Festlegung des Ereignistages ein Problem dar, wenn die betreffende Nachricht in mehreren Sprachen publiziert wird und die Veröffentlichungsdaten auseinander fallen. So veröffentlichten börsennotierte Unternehmen ihre Berichte meist auf Englisch und in der jeweiligen Landessprache. Geschieht dies zu unterschiedlichen Zeitpunkten, kommen mehrere Daten als Ereignistag in Frage. Auch für Ratingaktionen stimmen die Veröffentlichungsdaten auf der Internetseite der Ratingagentur und beim Versicherer selbst nicht immer überein. Somit sind die in den Abschnitten 4.3.2 und 4.4.3 geführten Diskussionen unabdingbar, da abhängig von der Definition des Ereignistages sowohl die Höhe der beobachteten abnormalen Renditen als auch deren Signifikanzeinschätzung variieren kann.

Die große Fülle an Informationsereignissen erschwert die Konstruktion eines Schätzfensters als ereignisfreien Zeitraum. Kontaminierende Ereignisse führen zu höheren oder niedrigeren abnormalen Renditen als bei einem isolierten Ereignis zu beobachten wären. So kann durch eine Verletzung dieser Annahme die Varianz der Aktienrenditen ansteigen, da die kontaminierenden Ereignisse Kursausschläge induzieren. Die erhöhte Varianzschätzung wiederum reduziert die Ergebnisgüte, d. h. die Aussagekraft der Signifikanztests nimmt ab.<sup>1167</sup> In der Folge lehnen die Testverfahren die Nullhypothese ab, obwohl die Marktreaktion nicht durch die betrachteten, sondern durch die konkurrierenden Ereignisse hervorgerufen wird. Aufgrund der steigenden Wahrscheinlichkeit für einen Typ-1-Fehler sollten solche überlappenden Ereignisse vermieden werden.<sup>1168</sup>

Häufig wird ein Schätzfenster der Länge  $T = 250$  gewählt, das in etwa einem Kalenderjahr entspricht.<sup>1169</sup> Bereits die in Abschnitt 3.2.1 beschriebenen Publizitätspflichten führen dazu, dass ein Zeitraum dieser Länge nicht ereignisfrei sein kann. So werden insbesondere Berichte über die Finanz-, Vermögens- und Ertragslage nicht immer zum gleichen Zeitpunkt veröffentlicht, sodass es auch hier zu Überlappungen kommen kann. Für die hier betrachteten SFCRs verkürzt sich zudem die Frist zur Publikation der Berichte jährlich um zwei Wochen,<sup>1170</sup> was eine Verunreinigung des Schätzfensters zusätzlich begünstigt. Dies ist vor allem bei mehrjährigen Ereignisstudien relevant.

THOMPSON (1988) schlägt vor, die Renditen von kontaminierenden Ereignissen im Schätzfenster sowie die Renditen am Handelstag davor und danach aus der Zeitreihe zu entfernen. Gleichzeitig stellt er jedoch fest, dass kontaminierende Ereignisse im Schätzfenster auf Wertpapierebene nur einen geringen Einfluss auf die Ergebnisgüte der Signifikanztests haben,<sup>1171</sup> da der verunreinigte Teil des Schätzfensters vernachlässigbar klein ist.

<sup>1167</sup>Vgl. THOMPSON (1988), S. 78, 81. Siehe hierzu auch die Erläuterungen in den Abschnitten 4.6.3.1 und 4.7.

<sup>1168</sup>Vgl. LACKMANN (2010), S. 144; LINCiano (2004), S. 6; KRIVIN et al. (2003), S. 23; ARMITAGE (1995), S. 34; THOMPSON (1988), S. 78, 81, 83.

<sup>1169</sup>Vgl. z. B. HOLLER (2012), S. 43; GILLET et al. (2010), S. 227; ARMITAGE (1995), S. 34, 46; PETERSON (1989), S. 38.

<sup>1170</sup>Vgl. Richtlinie 2009/138/EG Art. 308b (5) und (6).

<sup>1171</sup>Vgl. THOMPSON (1988), S. 78, 81, 83.

Alternativ kann eine Kürzung des Schätzfensters erfolgen. Dies ist insbesondere dann sinnvoll, wenn das untersuchte Ereignis innerhalb eines Jahres häufiger auftritt. In diesem Fall nimmt der Anteil der verunreinigten Zeiträume zu, sodass die Gefahr nicht mehr zu vernachlässigender Auswirkungen steigt. Allerdings kann ein kurzes Schätzfenster die statistischen Eigenschaften der Signifikanztests beeinträchtigen. Kommt es zusätzlich zu Querschnittskorrelationen wie sie z. B. durch Clustering entstehen, erschwert dies die Identifikation möglicher abnormaler Renditen, insbesondere wenn die abnormalen Renditen nur klein sind.

In Abschnitt 4.4.2 wurde als weitere Möglichkeit ein Schätzfenster variabler Länge beschrieben, das dem minimalen Abstand zwischen zwei Ereignissen innerhalb einer Kategorie entspricht. Alternativ könnte dieser minimale Abstand für jedes Wertpapier separat bestimmt werden. Dieses Vorgehen ermöglicht die Nutzung eines möglichst langen Schätzfensters und somit eine adäquate Parameterschätzung. Gleichzeitig verhindert es eine Verzerrung durch frühere Ereignisse. Um die Güte der Parameterschätzung des renditegenerierenden Modells sicherzustellen, sollte dabei eine Mindestlänge für das Schätzfenster vorgegeben werden. Dieser Ansatz ermöglicht jedoch nur die Berücksichtigung einer einzelnen Ereigniskategorie, da eine Ausweitung auf alle ein Unternehmen betreffende Informationsereignisse nicht realisierbar ist. Außerdem schränkt er die Vergleichbarkeit der Ergebnisse der Ereignisstudie ein. Notwendig wäre zudem eine Anpassung der Verfahren der Signifikanztestung, da die anzuwendenden Freiheitsgrade und die meisten Berechnungen von der Länge des Schätzfensters abhängen. Nur auf diese Weise könnte ein einheitlicher Bewertungsstandard sichergestellt werden.

Die Verteilung der Ereignisse eines Unternehmens im Zeitablauf sowie die Anordnung der Zeitpunkte, zu denen Ereignisse verschiedener Unternehmen während des Kalenderjahres auftreten, ist von großer Relevanz bei der Durchführung von Ereignisstudien. Dabei können drei Phänomene auftreten: Finden die Ereignisse mehrerer Unternehmen am gleichen Tag bzw. innerhalb eines kurzen Zeitraums statt, handelt es sich um eine Häufung der Ereignisse bzw. Event Date Clustering. Kommt es innerhalb des Ereignisfensters zu weiteren Ereignissen bei dem betrachteten Unternehmen, wird dieser Datensatz als kontaminiert bezeichnet. Zuletzt können auch Ereignisse eines anderen Typs bei anderen Unternehmen das betrachtete Ereignisfenster verunreinigen. Meist wird jedoch die Verteilung der Ereignisse über den Untersuchungszeitraum nicht näher betrachtet und in der Analyse der Ergebnisse von Ereignisstudien nicht angemessen berücksichtigt.

Für gewöhnlich werden Wertpapiere mit kontaminierten Ereignisfenstern aus Stichproben entfernt. Die Überprüfung beschränkt sich jedoch häufig nur auf Ereignisse des gleichen Typs oder wenige weitere Ereigniskategorien.<sup>1172</sup> Die zahlreichen Informationsquellen, die Finanzmärkten zur Verfügung stehen, erschweren jedoch die Kontrolle über kontaminierende Informationen.<sup>1173</sup>

So veröffentlichen die Versicherer in der vorliegenden Arbeit ihre SFCRs häufig am gleichen Tag wie ihre Geschäfts- oder ihre Quartalsberichte. Um die möglicherweise resultierenden Effekte durch Kontamination angemessen zu adressieren, müssten die betreffenden Ereignisdaten aus der Studie ausgeschlossen werden. Alternativ könnte die Bildung zweier getrennter Stichproben die Auswirkungen messbar machen: ein Portfolio, das die Versicherer enthält, die am Ereignistag nur ihren SFCR publizieren, und ein weiteres Portfolio, das die Ereignisdaten enthält, an denen der SFCR gemeinsam mit Geschäfts- oder Quartalsberichten veröffentlicht wird. Für dieses Vorgehen liegen jedoch noch nicht genügend Daten innerhalb des fünfjährigen Beobachtungszeitraums vor.

<sup>1172</sup>Vgl. WIESINGER (2022), S. 190; ARMITAGE (1995), S. 34, 47; GOH / EDERINGTON (1993), S. 2003.

<sup>1173</sup>Vgl. ARMITAGE (1995), S. 34.

## 6 Methodendiskussion zu Problembereichen von Ereignisstudien

Die hohe Dichte an Ereignistagen erschwert die Konstruktion eines nicht verunreinigten Ereignisfensters und erhöht die Wahrscheinlichkeit für Event Date Clustering. Dabei fällt ein Ereignis für mehrere Wertpapiere auf den gleichen Kalendertag oder es kommt durch nahe beieinander liegende Ereignistage zu einem Überlappen der Ereignisfenster.<sup>1174</sup> In diesem Fall stimmen für mehrere oder alle Wertpapiere sowohl Ereignis- als auch Schätzperiode überein, sodass die abnormalen Renditen über dieselbe Zeitperiode geschätzt werden.<sup>1175</sup> Die daraus möglicherweise resultierenden Querschnittskorrelationen können die Varianzschätzung verzerren. Nimmt das gewählte Verfahren zur Signifikanztestung Unabhängigkeit der abnormalen Renditen im Querschnitt an, sinkt die Ergebnisgüte und die Nullhypothese wird zu häufig abgelehnt.<sup>1176</sup>

Zusätzliche Clustering-Effekte können durch die Betrachtung einer einzelnen Branche entstehen.<sup>1177</sup> Durch Industrie-Clustering kann eine Stichprobe Wertpapiere mit einem über- oder unterdurchschnittlichen systematischen Risiko enthalten. Dabei besteht zwischen der Varianz der Renditen und dem systematischen Risiko genauso ein positiver Zusammenhang wie zwischen der Varianz der Residuen des Marktmodells und dem systematischen Risiko. Deshalb sollten Signifikanztests zur Bewertung abnormaler Renditen für Wertpapiere mit geringem Risiko zuverlässigere Ergebnisse liefern als für Wertpapier mit höherem Risiko.<sup>1178</sup> So reduzieren sowohl Event Date Clustering als auch Industrie-Clustering die Fähigkeit von einigen Signifikanztests, abnormale Wertentwicklungen zu identifizieren. Ein hohes Risiko bzw. eine hohe Volatilität des Portfolios verstärkt diesen Effekt zusätzlich.<sup>1179</sup>

Um die durch Event Date Clustering entstehenden Probleme zu umgehen, können zur Schätzung der abnormalen Renditen Verfahren eingesetzt werden, die die Querschnittskorrelation möglichst gering halten.<sup>1180</sup> Beispielsweise kann die Verwendung eines gleichgewichteten Index zur Schätzung der Renditen Abhilfe schaffen. So dominieren in zufällig zusammengestellten Stichproben die Renditen kleiner Unternehmen einen gleichgewichteten Index, während ein wertgewichteter Index vor allem die Renditen großer Unternehmen widerspiegelt. BROWN und WARNER (1980) zeigen, dass das Vorliegen von Größeneffekten, d. h. unterschiedlichen Renditen bei kleinen und großen Unternehmen, in Kombination mit Event Date Clustering und einem wertgewichteten Index zu Querschnittskorrelationen der Standardfehler führen kann.<sup>1181</sup> Dieser Ansatz wurde jedoch bislang in der Literatur nicht weiter verfolgt, sodass weitere Nachweise möglicher positiver Effekte fehlen. Weiterhin können mehrere Teilportfolios gebildet werden, in denen jeweils alle Wertpapiere den gleichen Kalendertag als Ereignistag aufweisen.<sup>1182</sup> Dieses Verfahren wird jedoch ebenfalls kaum eingesetzt.<sup>1183</sup>

Da die durch Clustering entstehenden Korrelationen die Annahmen zahlreicher Hypothesentests verletzen (vergleiche hierzu die Ausführungen in Abschnitt 4.7), liegt hier der letzte Ansatzpunkt. Deshalb verwendet diese Arbeit Signifikanztests, die sich robust gegenüber Effekten durch Event Date Clustering verhalten. Der folgende Abschnitt fasst die diesbezüglichen Erkenntnisse zusammen.

<sup>1174</sup>Vgl. KOLARI / PYNÖNEN (2011), S. 965; MACKINLAY (1997), S. 21; ARMITAGE (1995), S. 30; BOEHMER et al. (1991), S. 254; BROWN / WARNER (1980), S. 207, 251.

<sup>1175</sup>Vgl. COLLINS / DENT (1984), S. 50.

<sup>1176</sup>Vgl. BROWN / WARNER (1985), S. 20; COLLINS / DENT (1984), S. 53–54; DYCKMAN et al. (1984), S. 3; BROWN / WARNER (1980), S. 232–233.

<sup>1177</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 103, 169; ARMITAGE (1995), S. 37; BOEHMER et al. (1991), S. 254; COLLINS / DENT (1984), S. 48; DYCKMAN et al. (1984), S. 25; PATELL (1976), S. 255–256; MANDELKER (1974), S. 316.

<sup>1178</sup>Vgl. BROWN / WARNER (1980), S. 236; DYCKMAN et al. (1984), S. 24; FAMA (1976), S. 121–124.

<sup>1179</sup>Vgl. DYCKMAN et al. (1984), S. 29.

<sup>1180</sup>Vgl. KOLARI / PYNÖNEN (2010), S. 4004.

<sup>1181</sup>Vgl. ARMITAGE (1995), S. 37; BROWN / WARNER (1980), S. 235.

<sup>1182</sup>Vgl. BROWN / WARNER (1985), S. 15.

<sup>1183</sup>Die einzige Arbeit, die identifiziert werden konnte, ist diejenige von DAS et al. (2008), S. 67–68.

## 6.3 Verfahren zur Signifikanztestung

Teststatistiken werden zur Beurteilung eingesetzt, ob eine beobachtete abnormale Rendite auf den Zufall oder auf das Ereignis zurückzuführen ist.<sup>1184</sup> So hängt das Ergebnis einer Ereignisstudie nicht nur von dem renditegenerierenden Modell ab, sondern auch von dem zur Signifikanztestung eingesetzten Verfahren. Ist das Modell zur Bestimmung der erwarteten Renditen korrekt spezifiziert, beurteilt ein gut spezifizierter Signifikanztest abnormale Renditen korrekt und unterscheidet sie zuverlässig von zufälligen Kursschwankungen. Ein schlecht spezifizierter Signifikanztest hingegen stuft abnormale Renditen fälschlicherweise als signifikant ein oder erkennt signifikante Reaktionen der Aktionäre nicht.<sup>1185</sup>

Für neuartige Ereignisse wie die Veröffentlichung der SFCRs ist das Vorzeichen der zu erwartenden Reaktion im Vorhinein nicht bestimmbar, sodass ein zweiseitiger Signifikanztest notwendig ist (vgl. hierzu Abschnitte 4.1 und 5.3.1). Jedoch beurteilen zweiseitige Testverfahren Ergebnisse per se strenger als einseitige Tests, da sie zwei Verteilungsenden betrachten, und stufen abnormale Renditen häufiger als „nicht signifikant“ ein.<sup>1186</sup> Aus diesem Grund erfolgte die Hypothesenbildung sehr umsichtig und es wurden möglichst gerichtete Hypothesen aufgestellt, wie es auch MCWILLIAMS und SIEGEL (1997) dringend empfehlen.<sup>1187</sup> Dies erwies sich im Nachhinein als nachteilig, da den Erwartungen entgegen laufende Kursentwicklungen nicht adäquat beurteilt werden konnten. So tritt in der vorliegenden Untersuchung das Problem auf, dass Signifikanztests zum Teil erhebliche Kursreaktionen nicht als signifikant einstufen, da dem Test eine gerichtete Hypothese zugrunde liegt. In diesem Fall kann der einseitige Test abnormale Renditen, die der Hypothese entgegen laufen, nicht als solche identifizieren.<sup>1188</sup> Deshalb ist in einem Untersuchungsfeld, in dem noch wenig über die Reaktionen der Aktionäre bekannt ist, ein Verzicht auf gerichtete Hypothesen geboten, um in einem ersten Schritt alle Reaktionen aufdecken zu können. Im Anschluss kann die Richtung der erwarteten Reaktion genauer bestimmt werden.

Jedoch kann auch die Veröffentlichung von etablierten Berichten mit vermeintlich bekannten Kennzahlen zu konträren – aber nichtsdestotrotz sehr ausgeprägten – Reaktionen führen. Zudem zeigt sich, dass die Richtung der Reaktion nicht nur vom Untersuchungsgegenstand und dessen Ausprägung, sondern auch vom betrachteten Jahr abhängt. Für eine Beurteilung dieser Entwicklungen scheint somit ein Verzicht auf gerichtete zugunsten von ungerichteten Hypothesen unabdingbar. Erst wenn bzw. falls sich eine Reaktionsrichtung herauskristallisiert, sollte eine Verifikation mit einem einseitigen Signifikanztest erfolgen. Andernfalls können sehr hohe, aber einer gerichteten Hypothese entgegen laufende abnormale Renditen nur qualitativ beurteilt werden, sodass der Erkenntnisgewinn sinkt.

Grundsätzlich kann zwischen parametrischen und nicht-parametrischen Verfahren zur Testung der Signifikanz unterschieden werden. Parametrische Testverfahren basieren auf bestimmten Verteilungsannahmen über die der Teststatistik zugrundeliegenden Daten, meist auf einer Normalverteilung. Dagegen sind für nicht-parametrische Testverfahren keine Kenntnisse über die Verteilung der Daten notwendig.<sup>1189</sup> Aufgrund dieser impliziten und expliziten Annahmen über die Eigenschaften der gemeinsamen Verteilungen und der Randverteilungen der abnormalen Renditen haben die Charakteristika der verwendeten

<sup>1184</sup>Vgl. COWAN (1992), S. 343.

<sup>1185</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 145.

<sup>1186</sup>Vgl. BROWN / WARNER (1980), S. 227.

<sup>1187</sup>Vgl. MCWILLIAMS / SIEGEL (1997), S. 651.

<sup>1188</sup>Werden beispielsweise nach der Veröffentlichung von SFCRs mit einer sehr hohen Solvenzquote positive abnormale Renditen erwartet, liegen negative abnormale Renditen am falschen Ende der Verteilung, das nicht durch das Testverfahren erfasst wird. Selbst wenn die abnormalen Renditen eine beträchtliche Höhe aufweisen, werden sie nicht als signifikant eingestuft.

<sup>1189</sup>Vgl. LEHN / WEGMANN (2004), S. 132, 162; CAMPBELL et al. (1997), S. 172–173; MACKINLAY (1997), S. 32.

## 6 Methodendiskussion zu Problembereichen von Ereignisstudien

Daten erheblichen Einfluss auf die Auswahl des aussagekräftigsten Signifikanztests.<sup>1190</sup> Insbesondere, wenn die untersuchten Informationen nur zu kleinen Kursreaktionen führen, müssen etwaige abnormale Renditen zuverlässig von zufälligen Kursschwankungen unterschieden werden.<sup>1191</sup> So stellen BLISS und FLANNERY (2002) fest, dass parametrische Signifikanztests kleine Kursbewegungen übersehen, während nicht-parametrische Verfahren eine eindeutige Reaktion nachweisen.<sup>1192</sup>

Aus diesem Grund entwickeln zahlreiche Arbeiten die bestehenden Signifikanztests für Ereignisstudien weiter, um sie besser an die Eigenschaften realer Renditen anzupassen. So berücksichtigen viele Tests nun auch Querschnittskorrelationen oder steigende Varianzen im Ereignisfenster. Abschnitt 4.7 stellte deshalb Testverfahren und deren statistische Eigenschaften sowie mögliche Einsatzfelder vor, denen eine Eignung nachgesagt wird, die in Abschnitt 4.6 beschriebenen Problembereiche bei der Durchführung von Ereignisstudien und der Beurteilung der Ergebnisse unter Berücksichtigung der Charakteristika der Stichprobe angemessen handhaben zu können. So zeigte sich beispielsweise, dass parametrische Testverfahren, die standardisierte abnormale Renditen verwenden, hinsichtlich der Trennschärfe parametrischen Verfahren, die nicht auf standardisierten Renditen beruhen, überlegen sind.<sup>1193</sup>

Die in Abschnitt 4.7 präsentierten empirischen Untersuchungen zeigen zum Teil große Unterschiede in der Ergebnismenge bzw. der Trennschärfe der Signifikanztests. Trotz dieser Bemühungen und der hohen Relevanz der Auswahl der richtigen Teststatistik wird dieser Entscheidung in der Praxis häufig nur wenig Raum gegeben. So geben Ereignisstudien in der empirischen Kapitalmarktforschung häufig nur an, dass zur Signifikanzprüfung ein „Standard-t-Test“ eingesetzt wird. Allerdings gibt es den t-Test in zahlreichen Variationen, von denen sich noch keine im Rahmen von Ereignisstudien durchgesetzt hat.<sup>1194</sup> Auch GATZERT und HEIDINGER (2019), die ebenfalls SFRCs untersuchen und auf ähnliche Probleme gestoßen sein sollten, geben lediglich an, dass ein „t-Test“ verwendet wird. Die Autorinnen beschreiben jedoch nicht näher, welchen Test sie auswählen und aus welchen Gründen.<sup>1195</sup>

Dies bestätigt auch HOLLER (2012), der bei der Betrachtung von 400 Ereignisstudien feststellt, dass in 31,8 % der Fälle ein „Standard-t-Test“ bzw. ein nicht näher spezifizierter t-Test eingesetzt wird. Zudem sind nur 22,2 % der eingesetzten Signifikanztests nicht-parametrisch, obwohl sie oftmals trennschärfer als die auf Verteilungsannahmen basierenden Verfahren sind.<sup>1196</sup> Eine mögliche Ursache für diese Beobachtung könnte sein, dass viele, vor allem ältere, nicht-parametrische Testverfahren nur über eine eingeschränkte Aussagekraft verfügen, wenn statt eines einzelnen Ereignistages kumulierte abnormale Renditen in mehrtägigen Ereignisfenstern betrachtet werden.<sup>1197</sup> Deshalb sollten nicht-parametrische Tests zwar nicht isoliert eingesetzt werden, jedoch empfiehlt unter anderem MACKINLAY (1997), parametrische Signifikanztests durch nicht-parametrische Testverfahren zu ergänzen, um die Robustheit der Ergebnisse sicherzustellen.<sup>1198</sup> Dieser Empfehlung zum Trotz werden in der Stichprobe von HOLLER (2012) nur in 21,75 % der Arbeiten zwei oder mehr Testverfahren eingesetzt.<sup>1199</sup>

<sup>1190</sup>Vgl. ARMITAGE (1995), S. 25; COLLINS / DENT (1984), S. 56.

<sup>1191</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 20.

<sup>1192</sup>Vgl. BLISS / FLANNERY (2002), S. 393.

<sup>1193</sup>Vgl. KOLARI / PYNÖNEN (2011), S. 963; KOLARI / PYNÖNEN (2010), S. 3998.

<sup>1194</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 100; BEHR / GÜTTLER (2006), S. 4; SINGH / POWER (1992), S. 313.

<sup>1195</sup>Vgl. GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 14.

<sup>1196</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 99.

<sup>1197</sup>Vgl. KOLARI / PYNÖNEN (2011), S. 953–954; CAMPBELL / WASLEY (1993), S. 88, 91–92; COWAN (1992), S. 351; CORRADO (1989), S. 394–395; BROWN / WARNER (1985), S. 14–15.

<sup>1198</sup>Vgl. KOLARI / PYNÖNEN (2011), S. 953–954; CAMPBELL et al. (1997), S. 173; MACKINLAY (1997), S. 32.

<sup>1199</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 98–99.

So beschränkt sich auch RAU (2004) auf den parametrischen Test von BROWN und WARNER (1980, 1985), den er ohne die Betrachtung möglicher Alternativen bestimmt. Dies bestätigt die Beobachtung von HOLLER (2012), dass vor allem ältere Signifikanztests eingesetzt werden, während neuere Testverfahren kaum Anwendung finden.<sup>1200</sup> So folgen auch GATZERT und HEIDINGER (2019) zwar der Empfehlung, neben dem parametrischen t-Test auch einen nicht-parametrischen Test hinzuzuziehen. Jedoch fällt ihre Wahl ebenfalls auf ein sehr altes Testverfahren, den Rang-Vorzeichen-Test von WILCOXON (1945). Die Autorinnen begründen diese Entscheidung nicht.<sup>1201</sup> Da jedoch die in Abschnitt 4.7.3 präsentierten empirischen Befunde gegen einen Einsatz dieses Testverfahrens in dieser Arbeit sprechen, wurde der nicht-parametrische GRANK-Test eingesetzt.

Dagegen verwenden BOOTH et al. (1997) in ihrer Ereignisstudie zwei parametrische Testverfahren und begründen deren Auswahl mit ihrer Fähigkeit, heteroskedastische Residuen und ereignisinduzierte Varianzerhöhungen angemessen berücksichtigen zu können.<sup>1202</sup> Arbeiten wie diejenigen von WIESINGER (2022) und NIX (2007) stellen noch weitreichendere Überlegungen hinsichtlich der einzusetzenden Testverfahren an.<sup>1203</sup> Diese Beispiele zeigen zudem, dass der Umfang der Arbeit unerheblich dafür ist, ob ein oder mehrere Testverfahren zum Einsatz kommen und ob die Wahl hinreichend begründet wird. Der Umfang bestimmt zwar, wie ausführlich die verwendete Teststatistik beschrieben wird, hat jedoch keinen Einfluss darauf, mit welcher Intensität die Auswahl der Teststatistik betrieben wird.

Wird sowohl ein parametrischer als auch ein nicht-parametrischer Test eingesetzt, stellt sich die Frage nach deren Interpretation. So folgt WIESINGER (2022) der Empfehlung von MACKINLAY (1997) und stuft Ergebnisse dann als signifikant ein, wenn beide Testverfahren zu einer übereinstimmenden Einschätzung kommen. Nur auf diese Weise könne ein Einfluss der parametrischen Verteilungsannahme auf die Interpretation der Ergebnisse ausgeschlossen werden. Dies scheint zur Überprüfung der Robustheit zunächst sinnvoll.<sup>1204</sup> In der vorliegenden Arbeit stellt sich jedoch die Frage, ob in kleinen Teilstichproben die Normalverteilungsannahme der täglichen abnormalen Renditen im Querschnitt aufrecht erhalten werden kann. Dies wirft die Folgefrage auf, ob in einem solchen Fall der parametrische Signifikanztest überhaupt berücksichtigt werden sollte und ob der nicht-parametrische Test hier nicht zuverlässigere Ergebnisse liefert. Zur Sicherstellung der Belastbarkeit der Ergebnisse müssten weitere Signifikanztests hinzugezogen werden, aber immer mit der Gefahr, dass das Verfahren die Eigenschaften der betrachteten Daten nicht angemessen berücksichtigt. Nichtsdestotrotz wurden auch in der vorliegenden Arbeit diejenigen Ergebnisse stärker gewichtet, bei denen die Testverfahren zu übereinstimmenden Einschätzungen kamen. Zusätzlich erfolgte der Hinweis, dass die Verteilungsannahmen des parametrischen Tests verletzt sein könnten. Schwierigkeiten bestehen immer dann, wenn die Signifikanztests zu unterschiedlichen Ergebnissen kommen und die Wahl eines unpassenden Verfahrens zu Fehlentscheidungen führt.

Zur Untersuchung der Marktreaktionen könnten neben den Mittelwerten auch die Mediane betrachtet werden. Letztere haben den Vorteil, dass sie unempfindlich gegenüber Ausreißern sind und so eine bessere Beurteilung der durchschnittlichen Reaktion erlauben.<sup>1205</sup> Parametrische Signifikanztests basieren jedoch auf Mittelwerten und Varianzen, sodass unklar ist, wie sich diese Verfahren verhalten, wenn statt

<sup>1200</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 100; RAU (2004), S. 147–149.

<sup>1201</sup>Vgl. GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 14. Auch MUKHTAROV et al. (2022) spezifizieren nur den nicht-parametrischen Mann-Whitney-Test, während sie für den parametrischen einen „t-Test“ wählen. Da die Autoren jedoch Testverfahren einsetzen, um signifikante Unterschiede zwischen zwei Teilstichproben festzustellen, ist ihr Vorgehen nur bedingt vergleichbar. Vgl. MUKHTAROV et al. (2022), S. 250.

<sup>1202</sup>Vgl. BOOTH et al. (1997), S. 383–384.

<sup>1203</sup>Vgl. WIESINGER (2022), S. 163–179; NIX (2007), S. 341–353.

<sup>1204</sup>Vgl. WIESINGER (2022), S. 179; CAMPBELL et al. (1997), S. 171–172; MACKINLAY (1997), S. 32.

<sup>1205</sup>Vgl. AUER / ROTTMANN (2020), S. 34–38.

durchschnittlicher abnormaler Renditen deren Mediane verwendet werden. Letztendlich berichten zwar viele Arbeiten Mittelwerte und Mediane, gehen jedoch nicht darauf ein, woher mögliche Differenzen stammen und welche Auswirkungen dies auf die Aussagekraft der Ergebnisse hat.<sup>1206</sup> Die vorliegende Arbeit konzentriert sich deshalb ebenfalls auf Mittelwerte, betrachtet jedoch auch die Mediane. Da gerade in kleinen Stichproben einzelne Werte größeres Gewicht erhalten, müssen Ausreißer dringend identifiziert und größere Abweichungen gekennzeichnet werden.<sup>1207</sup>

Der betrachtete Zeithorizont stellt einen weiteren kritischen Faktor dar, aufgrund dessen insbesondere kurzfristige Ereignisstudien kritisch zu sehen sind. Dies wird im folgenden Abschnitt thematisiert.

### 6.4 Betrachteter Zeithorizont

Bereits BROWN und WARNER (1980) berechnen mittlere bzw. durchschnittliche abnormale Renditen und spätestens seit CAMPBELL et al. (1997) hat sich dieses Vorgehen für Ereignisstudien durchgesetzt.<sup>1208</sup> Allerdings führt eine Durchschnittsbildung immer zu einem Informationsverlust: Die vorangegangenen Analysen zeigen, dass das Vorzeichen der CAAR nach der Veröffentlichung eines SFCRs vom betrachteten Jahr abhängt. Da sich die Reaktionen bei der Berechnung der Durchschnitte über den gesamten Zeitraum ausgleichen, führt dies fälschlicherweise zu der Schlussfolgerung, dass Investoren nicht bzw. kaum auf die Veröffentlichung von Solvenzberichten reagieren würden. Dabei kann für einzelne Jahre häufig eine signifikante Reaktion der Aktionäre nachgewiesen werden.

Obwohl Ereignisstudien häufig mehrere Jahre betrachten, um eine möglichst große Datenbasis zu erhalten, unterbleibt in den meisten Fällen eine Untersuchung der Teilstichproben auf Jahresbasis.<sup>1209</sup> Kommt eine Untersuchung zu dem Ergebnis, dass keine signifikante Reaktion auf das betrachtete Informationsereignis erfolgt, könnte jedoch die Richtung der Reaktion von Jahr zu Jahr wechseln und sich über den gesamten Beobachtungszeitraum ausgleichen. Für eine jährliche Analyse spricht zudem, dass die durchschnittlichen abnormalen Renditen durch extreme Entwicklungen einzelner Jahre verzerrt werden könnten (vgl. Abschnitt 5.3.2.1), sodass das Risiko von Fehlinterpretationen steigt.

Fraglich ist, ob eine Reaktion, die jedes Jahr ihre Richtung ändert, tatsächlich auf das betrachtete Informationsereignis zurückzuführen ist. So kann eine signifikante Reaktion zum einen als ausreichend große Abweichung vom Erwartungswert interpretiert werden. Zum anderen kann sie eine einheitliche Richtung der Kursentwicklungen voraussetzen, wenn davon ausgegangen wird, dass der Informationsgehalt eines Ereignisses immer auf die gleiche Art interpretiert wird. Dies ist zudem eine wichtige Voraussetzung für das Funktionieren von Marktdisziplin. Nur, wenn die Aktionäre für die Versicherungsunternehmen vorhersehbar agieren, können sie ihr Entscheidungsverhalten entsprechend anpassen. Eine sich ändernde Reaktionsrichtung könnte ein Hinweis darauf sein, dass die Reaktion der Aktionäre von weiteren – nicht berücksichtigten – Faktoren abhängt. Da die Heatmap nur signifikante Ergebnisse berücksichtigt, während sie andere ignoriert, könnte sie zu falschen Rückschlüssen führen. Deshalb sollten in einem weiteren Schritt die Ursachen dieser unterschiedlichen Reaktionsrichtungen untersucht werden und ob diese über die Zeit Bestand haben.

<sup>1206</sup>Vgl. z. B. WIESINGER (2022), S. 203; GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 14.

<sup>1207</sup>Vgl. MCWILLIAMS / SIEGEL (1997), S. 635.

<sup>1208</sup>Vgl. CAMPBELL et al. (1997), S. 161; BROWN / WARNER (1980), S. 227–230.

<sup>1209</sup>Vgl. z. B. FIORDELISI et al. (2014), S. 108; LAIDROO / GRIGALIUNIENE (2012), S. 67; HALEK / ECKLES (2010), S. 808.



Wechselnde Reaktionsrichtungen können auch zu Fehleinschätzungen führen, wenn Ereignisstudien nur ein einzelnes Jahr betrachten. So könnte in einem Jahr die Hypothese bezüglich einer Reaktion der Aktionäre auf ein Ereignis aufgrund einer signifikant positiven (negativen) abnormalen Rendite verworfen werden. In einem anderen Jahr würden dagegen signifikant negative (positive) abnormale Renditen beobachtet, die die Hypothese bestätigen. Ebenso hängt es vom betrachteten Jahr ab, ob überhaupt signifikant abnormale Renditen vorliegen. Ereignisstudien sollten deshalb eine Entwicklung immer über mehrere Jahre betrachten, wobei auch eine Analyse von Teilzeiträumen erfolgen sollte.

Die in dieser Arbeit beobachteten jährlich wechselnden Effekte könnten sich über einen längeren Beobachtungszeitraum ausgleichen. Für den vorliegenden Untersuchungsgegenstand der SFCRs kann der Untersuchungszeitraum jedoch noch nicht ausgeweitet werden, sodass die Analyse der einzelnen Jahre als einzige Option bleibt. Erst die Betrachtung eines mehrjährigen Zeitraums ermöglicht somit eine zuverlässige Einschätzung, ob die beobachteten Effekte persistent sind oder sich langfristig ausgleichen.

Insbesondere die abnormalen Renditen des Jahres 2020 könnten die Ergebnisse dieser Untersuchung verfälschen. Dieses Jahr sticht häufig durch eine abweichende Entwicklung der abnormalen Renditen hervor, die wahrscheinlich auf die Covid-19-Pandemie zurückzuführen ist. Für statistische Risikomodellle wird mehrfach gezeigt, dass mit historischen Daten aus gewöhnlichen Zeiten kalibrierte Modelle in Krisenzeiten falsche Aussagen liefern können.<sup>1210</sup> Dies könnte auch auf das renditegenerierende Modell zutreffen, sodass eine Analyse unter Ausschluss des Jahres 2020 sinnvoll wäre. Da keine längere Zeitreihe zur Verfügung steht, hätte dies die Datenbasis jedoch zu stark verkleinert. Gleichzeitig liefern die Ergebnisse dieses Jahres interessante Einblicke in die Reaktionen der Investoren in Krisenzeiten. So stellen auch BIELL und MULLER (2013) fest, dass die Reaktion auf Informationsereignisse in einem Marktumfeld mit steigenden Kursen andere Charakteristika aufweist als bei Bären-Märkten.<sup>1211</sup>

Hängt die Richtung der Reaktion eher vom untersuchten Zeitraum als vom Inhalt der Information ab, könnte der Einsatz von Kennzahlen sinnvoll sein, die nur die Reaktion selbst, nicht jedoch deren Richtung messen. In diesem Zusammenhang stellte Abschnitt 4.5.3 den Absolutbetrag und das Quadrat der abnormalen Renditen vor. Diese Reaktionsmaße erlauben zwar keine Kumulation der abnormalen Renditen, könnten jedoch bei der Betrachtung einzelner Ereignistage hilfreich sein. Da sich in den vorangegangenen Analysen Effekte aber häufig erst über einen längeren Zeitraum aufbauen, bräuchte es ein richtungsfreies Maß für die Reaktion der Aktionäre, das auch eine Kumulation über die Zeit erlaubt.

Der folgende Abschnitt fasst die bezüglich der Interpretation der Ergebnisse gewonnenen Erkenntnisse und die Defizite bisheriger Ansätze zusammen. Zudem erfolgt eine kritische Würdigung der in dieser Arbeit entwickelten Verfahren unter Berücksichtigung ihrer möglichen Einsatzgebiete, Nutzen und Grenzen.

<sup>1210</sup>Vgl. z. B. ZIMMERMANN (2008), S. 34; DANIELSSON (2002), S. 1273, 1293.

<sup>1211</sup>Vgl. BIELL / MULLER (2013), S. 2633.

## 6.5 Interpretation der Ergebnisse

Die Abbildung möglicher Lecks vor der Bekanntgabe einer Information oder einer länger andauernden Marktreaktion im Anschluss an das Ereignis erfordert die Betrachtung eines Zeitintervalls statt eines einzelnen Tages. So reagieren Kapitalmärkte häufig bereits im Vorfeld einer Ankündigung auf neue Informationen und benötigen auch im Nachgang einige Zeit, bis ihre Reaktion vollständig abgeschlossen ist. Die Berücksichtigung dieser Umstände erfolgt durch kumulierte durchschnittliche abnormale Renditen.<sup>1212</sup> In der vorliegenden Untersuchung sind zwar die Veröffentlichungsdaten der Pressemitteilungen und die Einträge im Investorenkalender bekannt, jedoch nicht, wann die Kapitalmarktteilnehmer Kenntnis über die veröffentlichte Information erhalten und in welchem Zeitraum sie den Inhalt in eine Wertpapiertransaktion umsetzen. Deshalb wurde die Länge des Ereignisfensters so bemessen, dass eine mögliche Kapitalmarktreaktion auf die Veröffentlichungen sicher erfasst werden kann.

Allen empirischen Untersuchungen, die die Ereignisstudien-Methodik einsetzen, ist gemein, dass sie entweder das vollständige Ereignisfenster betrachten oder verschiedene Zeitintervalle innerhalb des Ereignisfensters. Meist werden dafür Intervalle vor dem Tag 0, um den Tag 0 herum und nach dem Tag 0 gebildet. So betrachten HALEK und ECKLES (2010) die kumulierten durchschnittlichen abnormalen Renditen über 9 Zeitintervalle innerhalb des Ereignisfensters.<sup>1213</sup> FIORDELISI et al. (2014) erweitern die Analyse sogar auf 13 Zeitintervalle. Obwohl häufig asymmetrische Intervalle gewählt werden, weisen in ihrer Untersuchung vor allem symmetrische Ereignisfenster eine hohe statistische Signifikanz auf. Abnormale Renditen treten somit sowohl vor als auch nach der Ankündigung eines Ereignisses auf.<sup>1214</sup>

Die Festlegung der zu untersuchenden Zeitintervalle scheint dabei häufig willkürlich zu erfolgen und wird nicht begründet. Auffällig oft werden „runde“ Zahlen gewählt (1; 2; 3; 5; 10; 20), andere Zahlen kommen dagegen selten zum Einsatz.<sup>1215</sup> Dies soll vermutlich eine möglichst engmaschige Überwachung der ersten Handelswoche ermöglichen, da hier die größte Reaktion erwartet wird. 5, 10 und 20 Handelstage entsprechen dagegen einem Zeitraum von einer, zwei und vier Handelswochen und markieren ebenfalls markante Zeiträume. Allerdings gibt es keine rationale Begründung dafür, warum Aktionäre exakt innerhalb dieser Zeiträume auf Neuigkeiten reagieren sollten. So sind aufgrund des hohen Neuigkeitswerts auch für SFCRs noch keine typischen Reaktionszeiten bekannt.

Eine Beschränkung auf gängige Zeitintervalle birgt die Gefahr, dass Effekte außerhalb dieser Zeitfenster übersehen und möglicherweise vorhandene Reaktionsmuster nicht aufgedeckt werden können. Ein zusätzliches Risiko stellen falsche Schlussfolgerungen aufgrund fehlender Kenntnisse über das Verhalten der abnormalen Renditen zwischen den betrachteten Intervallen dar. Häufig werden zur Überprüfung einer Hypothese z. B. die Zeitfenster [0;2] und [0;5] herangezogen. Ist in diesen Intervallen der Nachweis signifikanter CAAR nicht möglich, könnten dennoch hoch signifikante CAAR in den Zeitfenstern [0;3] und/oder [0;4] vorliegen. Dabei sprächen die Beobachtungen in diesen Intervallen genauso für eine Reaktion der Aktionäre wie eine abnormale Kursentwicklung in den ursprünglich gewählten Zeitfenstern. So könnte sich bis zum 2. Handelstag die Reaktion noch nicht voll aufgebaut und am 5. Tag bereits

<sup>1212</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 41; KOLARI / PYNÄNÖNEN (2011), S. 954; HALEK / ECKLES (2010), S. 814; KOLARI / PYNÄNÖNEN (2010), S. 4017; LACKMANN (2010), S. 142–143; CUMMINS et al. (2006), S. 2622, 2631–2632; PERRY / FONTNOUVELLE (2005), S. 12; CAMPBELL et al. (1997), S. 158; BROWN / WARNER (1985), S. 14–15.

<sup>1213</sup>Vgl. HALEK / ECKLES (2010), S. 817. Die Zeitfenster lauten: [−10;10], [−10;−2], [−5;−2], [−2;2], [−2;0], [−1;1], [0;2], [2;5] und [4;10].

<sup>1214</sup>Vgl. FIORDELISI et al. (2014), S. bh113. Die betrachteten Zeitintervalle lauten: [−20;20], [−10;10], [−5;5], [−3;3], [−20;−1], [−10;−1], [−5;−1], [−3;−1], [0;20], [0;10], [0;5], [0;3] und [0;1].

<sup>1215</sup>Vgl. FIORDELISI et al. (2014), S. 113; FIORDELISI et al. (2013), S. 1361; HALEK / ECKLES (2010), S. 817; KOLARI / PYNÄNÖNEN (2008), S. 20; PERRY / FONTNOUVELLE (2005), S. 12–13, 20.

wieder nachgelassen haben. Dieses Verhalten würde übersehen und zu einem fälschlichen Verwerfen der zugrundeliegenden Hypothese führen. Besonders problematisch ist dies bei der Untersuchung neuer Phänomene wie einer möglichen Reaktion auf SFCRs. So geben GATZERT und HEIDINGER (2019) zwar an, verschiedene Ereignisfenster zu betrachten, scheinen jedoch einen kürzeren Zeitraum als in der vorliegenden Arbeit gewählt zu haben und/oder nur bestimmte Intervalle zu berücksichtigen, da ihnen einige der hier festgestellten Reaktionen entgehen.<sup>1216</sup>

RYAN und TAFFLER (2004) und LAIDROO (2008) stellen ein alternatives Vorgehen vor. Statt das Ereignisfenster bereits im Vorfeld festzulegen und dadurch mögliche Auswirkungen von Informationen zu übersehen, betrachten RYAN und TAFFLER (2004) zuerst die Marktreaktionen, die aus den üblichen Kursbewegungen herausragen, d. h. abnormale Renditen, die mehr als zwei Standardabweichungen von ihrem Mittelwert entfernt liegen. In einem zweiten Schritt erfolgt die Identifikation möglicher Informationsereignisse im Umfeld des Extremwerts. Allerdings sehen die Autoren den Vorteil ihrer Methode vor allem darin, dass sie die unnötige Betrachtung einer großen Menge an zufälligen Marktaktivitäten vermeidet, die mit keinem Informationsereignis in Verbindung stehen. Dies ermöglicht die Bestimmung derjenigen Ereignisse, die aus ökonomischer Sicht für Investoren am relevantesten sind.<sup>1217</sup> Da es in der vorliegenden Arbeit nicht um die Identifikation der relevantesten Nachrichten, sondern um die Untersuchung der Auswirkungen der Veröffentlichung von SFCRs ging, fand dieser Ansatz hier keine Anwendung.

Um ein möglichst umfassendes Bild der Reaktionen der Aktionäre zu erhalten, erstreckt sich das Ereignisfenster in dieser Arbeit mit  $L = 41$  Tagen über einen relativ langen Zeitraum. Im Anschluss werden alle möglichen Zeitintervalle und Kombinationen aus Ereigniszeitpunkten in einer Dreiecksmatrix abgebildet, um keine Effekte zu übersehen. So bestätigen die empirischen Ergebnisse, dass das betrachtete Zeitfenster einen großen Einfluss darauf hat, ob ein Nachweis signifikanter CAAR gelingt.

Auch BIELL und MULLER (2013) legen kein fixes Ereignisfenster fest, sondern bestimmen den kleinsten Zeitraum nach einem Verlustereignis bei Banken, der die größte Marktreaktion der Kapitalmarktteilnehmer enthält. Zu diesem Zweck berechnen sie für jedes Ereignis diejenigen kumulierten abnormalen Renditen, die einen kritischen Wert unterschreiten. Aus diesen abnormalen Renditen wählen sie wiederum diejenige mit dem kürzesten Ereignisfenster aus.<sup>1218</sup> Obwohl somit auch BIELL und MULLER (2013) kumulierte abnormale Renditen für alle möglichen Zeitintervalle innerhalb des Ereignisfensters bestimmen, liegt ihrem Vorgehen eine andere Intention und Problemstellung zugrunde.

Deshalb wurde in dieser Arbeit eine neue Kennzahl zur Messung der Reaktionsgeschwindigkeit entwickelt, die kürzeste Zeitspanne bis zur ersten signifikanten (C)AAR ( $T_{min}^{AAR}$  und  $T_{min}^{CAAR}$ ). Da die betrachteten Teilstichproben nicht immer eine Beurteilung durch den parametrischen adjustierten BMP-Test zulassen, berücksichtigt diese Kennzahl nur die Ergebnisse des GRANK-Signifikanztests. Trotz häufiger Übereinstimmungen kommt es in einigen Fällen zu unterschiedlichen Einschätzungen der beiden Testverfahren. Dies wirft die Frage auf, welche Signifikanzbeurteilung mehr Gewicht erhält. Außerdem hängen  $T_{min}^{AAR}$  und  $T_{min}^{CAAR}$  vom gewählten Verfahren zur Signifikanztestung sowie dem Test-Design ab (einseitiger vs. zweiseitiger Test). Zudem zeigen die empirischen Ergebnisse, dass das Auftreten der ersten signifikanten abnormalen Renditen nichts über die Dauerhaftigkeit bzw. Nachhaltigkeit des Ankündigungseffekts aussagt. Konstruktionsbedingt ist keine Beurteilung der Zeiträume vor dem Ereignistag, d. h. von Antizipationseffekten, möglich. Zuletzt ist die Kennzahl bei der Betrachtung mehrerer einzelner Jahre schwierig zu interpretieren, da eine Durchschnittsbildung nicht sinnvoll ist.

<sup>1216</sup>Vgl. GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 11–12, Abschnitt 5.3.1.

<sup>1217</sup>Vgl. LAIDROO (2008), S. 178; RYAN / TAFFLER (2004), S. 50, 56.

<sup>1218</sup>Vgl. BIELL / MULLER (2013), S. 2630–2631, Abschnitt 4.8.1.

## 6 Methodendiskussion zu Problembereichen von Ereignisstudien

Durch die Betrachtung aller möglichen Intervalle innerhalb des Ereignisfensters entsteht ein weiteres Problemfeld. In nahezu allen Teiluntersuchungen unterbrechen nicht signifikante Zeitintervalle die Reihen signifikanter Zeitfenster. Sind die CAAR in einigen Zeitfenstern signifikant und in anderen nicht, müssen die dadurch entstehenden „Signifikanzmuster“ interpretiert werden. Häufig führt eine einzelne, signifikante AAR innerhalb eines Zeitintervalls zu einer signifikanten CAAR. In diesem Fall kann die Reaktion sowohl dem einzelnen Handelstag als auch dem kompletten Zeitfenster zugeschrieben werden. Die traditionelle Betrachtung bestimmter Zeitintervalle stuft signifikante CAAR am Ende dieser Zeitfenster als abnormale Reaktion ein, unabhängig von der Entwicklung der umliegenden Intervalle. Diese Interpretation basiert auf der Annahme, dass sich abnormale Renditen erst über mehrere Tage aufbauen müssen, bis sie ein signifikant von Null abweichendes Niveau erreichen. Diese Betrachtung einzelner Zeitfenster erzeugt jedoch kein vollständiges Muster der signifikanten abnormalen Reaktionen. So betrachten frühere Ereignisstudien keine „Lücken“ in der Signifikanz und setzen sich demzufolge nicht mit den Auswirkungen auf die Interpretation und Aussagekraft der Ergebnisse auseinander.

Grundsätzlich sollte jeder signifikante Effekt als Reaktion der Investoren interpretiert werden, unabhängig von etwaigen Lücken. Dennoch ist eine Reaktion als umso stärker anzusehen, je mehr signifikante Effekte innerhalb eines Zeitintervalls bzw. um das betrachtete Intervall herum auftreten und je näher sie am Ereignistag liegt. Deshalb berücksichtigt diese Arbeit jede signifikante abnormale Rendite, wobei sie Häufungen signifikanter Beobachtungen eine höhere Bedeutung beimisst als punktuellen Reaktionen. Insbesondere wenn zwischen dem betrachteten Ereignis und der signifikanten (C)AAR ein längerer Zeitraum liegt, wird eine Kontamination des Ereignisfensters durch weitere Effekte immer wahrscheinlicher, sodass punktuelle Reaktionen nur bedingt mit dem untersuchten Ereignis in Verbindung gebracht werden können. Durch die gewählte Herangehensweise werden jedoch in nahezu jeder Teiluntersuchung signifikante Effekte nachgewiesen. Diese Problematik zeigt sich auch in den Auswertungen in Abschnitten 5.3 bis 5.5, die häufig keine eindeutige Aussage bezüglich der gebildeten Forschungshypothesen zulässt.

Mehrere der hier untersuchten Forschungshypothesen versuchen, neben der Stärke auch die Unterschiede zwischen den Reaktionen auf unterschiedliche Informationsereignisse zu beurteilen. Dafür müssten die Differenzen zwischen den jeweils beobachteten (C)AAR berechnet und auf Signifikanz überprüft werden. Dies ist allerdings nur möglich, wenn die Reaktionen in vergleichbaren Zeiträumen eintreten, was in der vorliegenden Arbeit häufig nicht der Fall ist.

Um diese Anforderungen an die Interpretation der Ergebnisse zu erfüllen, wurden in Abschnitt 4.8.2 Heatmaps eingeführt. Sie zeigen die Anzahl der beobachteten Signifikanzzeichen an einem bestimmten Tag des Ereignisfensters, wobei eine Übergewichtung hoch signifikanter Beobachtungen erfolgt. Je mehr signifikante abnormale Renditen auftreten und je signifikanter sie sind, desto stärker ist der entsprechende Punkt rot eingefärbt. Dadurch visualisieren Heatmaps sowohl den Startzeitpunkt der Reaktion als auch deren Dauer und ermöglichen tiefere Einblicke in die Struktur und den zeitlichen Verlauf signifikanter Kapitalmarktreaktionen.

Der große Vorteil einer Betrachtung jährlicher Ergebnisse ist, dass sich positive und negative durchschnittliche abnormale Renditen nicht ausgleichen. Zudem muss eine abnormale Rendite, die in einem Jahr als signifikant eingestuft wird, trotz gleicher Höhe in einem anderen Jahr nicht signifikant sein, da dem Signifikanztest andere Mittelwerte und Varianzen zugrunde liegen. Im Gegensatz zu klassischen Ergebnissen von Ereignisstudien behält die Heatmap die jahresweise Betrachtung bei und aggregiert die Ergebnisse grafisch. Auf diese Weise umgehen sie den mit einer Durchschnittsbildung einhergehenden Informationsverlust. Gleichzeitig ist keine vorherige Selektion der Ergebnisse notwendig, um den Ausgleich positiver und negativer jährlicher Reaktionen zu verhindern, da die Heatmap nicht signifikante abnormale Renditen ignoriert.

Diese Heatmaps liefern jedoch nur dann gute Ergebnisse, wenn sich der Beobachtungszeitraum über mehrere Jahre erstreckt.<sup>1219</sup> Insbesondere, wenn sich die Richtung der Kapitalmarktreaktionen über die Jahre ändert und ein zweiseitiger Signifikanztest zur Beurteilung der abnormalen Renditen verwendet wird, wie es bei den SFCRs ohne Fallunterscheidung der Fall ist, kann eine Heatmap wichtige Erkenntnisse liefern. Allerdings kann wie in Abschnitt 6.4 in Frage gestellt werden, ob eine Reaktion, die jedes Jahr ihre Richtung ändert, tatsächlich eine Reaktion im Sinne einer Ereignisstudie darstellt.

Die Ergebnisse für negative vorläufige Berichte in Abschnitt 5.4.2.2 zeigen zudem, dass über alle Jahre hinweg signifikante (C)AAR beobachtet werden, deren Intensität mit früheren Untersuchungen vergleichbar ist. Allerdings weist die Heatmap lediglich einen Höchstwert von 8 auf. Ursächlich müssen die unterschiedlichen Zeitpunkte sein, zu denen die abnormalen Renditen in den einzelnen Jahren auftreten, sodass es zu keiner Häufung der Signifikanzen kommt. Somit scheinen Heatmaps zwar dazu geeignet zu sein, diese Signifikanzmuster, ihre Intensität, den Beginn und die Dauer einer Reaktion zu visualisieren, jedoch nicht, um Hypothesen zuverlässig zu beurteilen. Sie sollten deshalb nur unterstützend eingesetzt werden, können traditionelle Verfahren der Ergebnisinterpretation aber nicht ersetzen.

Heatmaps sind relativ skaliert, d. h. es wird der Maximalwert der jeweiligen Teiluntersuchung tiefrot eingefärbt. So kann bereits ein einzelnes signifikantes Ergebnis zu einer tiefroten Färbung führen. Der beobachtete Maximalwert muss beim Vergleich mehrerer Heatmaps berücksichtigt werden. Zugleich muss er in Relation zum maximal möglichen Wert gesetzt werden. Weiterentwicklungen sollten eine bessere Skalierung und Einfärbung der Heatmaps vornehmen. Zudem spiegeln Heatmaps nur die Signifikanz der Ergebnisse wider, nicht jedoch die Höhe der abnormalen Renditen. Dies zeigt sich bei der Betrachtung von Geschäftsberichten mit positiven Inhalten in Abschnitt 5.4.3.1, deren Veröffentlichung zu einer durchweg negativen Kursentwicklung führt. Die zugehörige Heatmap in Abbildung 5.33 zeigt dementsprechend keine Cluster, obwohl in Abbildung 5.32 eine deutliche Reaktion der Aktionäre zu sehen ist. Auch hier besteht noch Entwicklungsbedarf.

---

<sup>1219</sup>Vgl. hierzu die Diskussion der Ergebnisse für Ratingherabstufungen in Abschnitt 5.5.2, für die lediglich zwei Jahre mit Beobachtungen vorliegen.



## 7 Fazit

Diese Arbeit verfolgt zwei Ziele: Zum einen misst sie den Informationswert von SFCRs für Aktionäre von Versicherungsunternehmen und vergleicht ihn mit demjenigen der traditionellen Berichterstattung bestehend aus vorläufigen Zahlen, Geschäfts- und Zwischenberichten sowie Ratings als etablierte Beurteilungsformen bezüglich des Zustands eines Unternehmens. Dies ermöglicht die Überprüfung der Markteffizienz des Aktienmarktes in der Versicherungsbranche und letztendlich eine Beurteilung der dritten Säule von Solvency II zum Einsatz der Marktdisziplin in der Regulierung von Versicherungsmärkten. Zum anderen wirft der Untersuchungsgegenstand dieser Arbeit zahlreiche methodische Fragestellungen auf, um eine korrekte Spezifikation der durchzuführenden Ereignisstudien sicherzustellen. Die folgenden Abschnitte fassen die jeweiligen Erkenntnisse zusammen. Ein Ausblick auf zukünftige Forschungsfelder schließt die Arbeit ab.

### 7.1 Zusammenfassung der Ergebnisse

#### 7.1.1 Inhaltliche Erkenntnisse

Der Schwerpunkt der Analysen liegt auf der Identifikation möglicher Kapitalmarktreaktionen auf die Veröffentlichung von SFCRs. Dies wäre eine wichtige Voraussetzung für Marktdisziplin, wie sie durch die Veröffentlichungspflichten in Säule 3 von Solvency II etabliert und gefördert werden soll, um die Aufsichtsbehörden bei der Überwachung von Versicherern zu unterstützen. Für ein möglichst vollständiges Bild der von Aktionären im Versicherungssektor ausgehenden Marktdisziplin werden zusätzlich weitere bereits etablierte Kommunikationsformen betrachtet.

Zum Nachweis einer möglichen Kapitalmarktreaktion wurden mit Hilfe von Ereignisstudien die abnormalen Renditen vor, bei und nach der Publikation verschiedener Berichts- und Kommunikationsformate ermittelt. Diese umfassten Solvenzberichte, vorläufigen Zahlen, Zwischen- und Geschäftsberichte sowie Ratingentscheidungen. Die vorliegende Arbeit ist somit die erste, die die Effekte einer SFCR-Veröffentlichung über einen so langen Zeitraum untersucht und gleichzeitig mehrere verschiedene Ereigniskategorien vergleicht.

Für die vollständige Stichprobe der SFCRs treten lange vor der Veröffentlichung schwache Antizipationseffekte auf. Über alle Jahre hinweg kann erst drei bis vier Wochen nach der Publikation eine schwach signifikante abnormale Rendite beobachtet werden. In den Jahren 2020 und 2021 verkürzt sich die Reaktionszeit auf drei Wochen, sodass ein leichter Lerneffekt der Aktionäre eintritt. Die Investoren scheinen dennoch ungewöhnlich lange zu brauchen, um die neuen Informationen in eine Wertpapiertransaktion umzusetzen. Zudem zeigt diese erste Analyse, dass die Reaktionen je nach betrachtetem Jahr in unterschiedliche Richtungen laufen. Da sich die Entwicklungen über den gesamten Beobachtungszeitraum ausgleichen, kann im Durchschnitt keine signifikante Reaktion nachgewiesen werden.

## 7 Fazit

Die Unterteilung in positive und negative Teilstichproben erfolgt anhand der absoluten Höhe der Solvenzquote und der unerwarteten Solvenzquote, gemessen als Veränderung im Vergleich zum Vorjahr. Für beide Kennzahlen wurden sowohl berichtete als auch unadjustierte Solvenzquoten betrachtet.

Im Jahr 2017 reagieren Aktionäre durchweg positiv auf die Veröffentlichung der SFCRs, unabhängig davon, ob eine hohe oder niedrige Solvenzquote veröffentlicht wird. Für die Jahre 2018 und 2021 wird dagegen für alle Teilstichproben ein negativer Antizipations- und/oder Ankündigungseffekt beobachtet, sodass die Richtung der Reaktion erneut vom betrachteten Jahr abhängt. Besonders hohe Solvenzquoten führen zu einem starken Antizipationseffekt ca. drei Wochen vor dem Ereignis und einem deutlich schwächeren Ankündigungseffekt drei Wochen danach. Die Reaktion auf besonders niedrige Solvenzquoten ist weniger signifikant und hält bis ca. zwei Wochen nach der Veröffentlichung an.

Für die Jahre 2017 und 2018 liegen Vergleichsdaten aus Vorgänger-Studien vor. Trotz ähnlicher Größenordnungen unterscheiden sich die vorliegenden CAAR in einigen Zeitfenstern. Zudem stellen GATZERT und HEIDINGER (2019) abweichend zu den hier ermittelten Ergebnissen eine stärkere Reaktion der Aktionäre auf unadjustierte Solvenzquoten als auf berichtete fest.<sup>1220</sup> Allerdings verwenden die Arbeiten verschiedene Stichproben und MUKHTAROV et al. (2022) berücksichtigen nicht nur die in SFCRs veröffentlichten Solvenzquoten, sondern auch weitere Pressemitteilungen.<sup>1221</sup>

Große Veränderungen der Solvenz bewerten Aktionäre überwiegend negativ, wobei sie auf Veränderungen der Solvenz weniger signifikant reagieren als auf deren absolute Höhe. Während sich die Reaktion auf fallende Solvenzquoten auf die erste Hälfte des Ereignisfensters konzentriert, führen steigende Quoten vor allem rund um den Ereignistag zu Reaktionen, die bis zum Ende des Ereignisfensters andauern.

Zur Einordnung dieser Beobachtungen rund um die Veröffentlichung von Solvenzberichten und der daraus möglicherweise resultierenden Marktdisziplin wurden in einem nächsten Schritt Berichte über die Finanz-, Vermögens- und Ertragslage hinzugezogen. Dabei konnten bemerkenswerte Unterschiede in der Intensität und dem zeitlichen Auftreten der Handelsaktivitäten festgestellt werden.

Für die Veröffentlichung von Quartals- und Halbjahresberichten kommt es zu einer asymmetrischen Reaktion der Aktionäre, die für schlechte Nachrichten stärker ausfällt als für gute Inhalte. Investoren reagieren auf positive Nachrichten schon zwei bis drei Wochen vor der Veröffentlichung mit positiven abnormalen Renditen, ein Zeichen dafür, dass diese Informationen frühzeitig in den Kapitalmarkt durchsickern. Am Ereignistag und den direkt angrenzenden Handelstagen treten erneut abnormale Renditen auf. Dagegen scheinen Versicherer schlechte Neuigkeiten bis zu ihrer offiziellen Veröffentlichung unter Verschluss zu halten, da signifikante Kursverluste erst nach dem Ereignistag auftreten.

Dies gilt jedoch nur für Zwischenberichte, da Aktionäre auf positive vorläufige Zahlen erst nach der Veröffentlichung reagieren. Dagegen entstehen abnormale Renditen in Folge von schlechten Neuigkeiten vor allem kurz vor dem Ereignis. Die abnormalen Renditen sind niedriger als nach der Veröffentlichung von Zwischenberichten, sodass vorläufige Geschäftszahlen nur bereits bekannte Informationen zusammenzufassen scheinen, aber dem Kapitalmarkt keine neuen Erkenntnisse liefern.

Aktionäre reagieren in beiden Teilstichproben auf die Publikation von Geschäftsberichten mit fallenden Wertpapierpreisen, sodass die vergangene Geschäftsentwicklung im Vergleich zu den Zukunftsaussichten nur eine untergeordnete Rolle zu spielen scheint. Die negativen abnormalen Renditen verteilen sich über das Ereignisfenster und weisen eine etwas höhere Signifikanz auf als diejenigen für die vorläufigen Zahlen.

<sup>1220</sup>Vgl. GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 8, 14, 17–18.

<sup>1221</sup>Vgl. MUKHTAROV et al. (2022), S. 244–246.



Die unterschiedlichen Reaktionszeiten erschweren den Vergleich der Ergebnisse. Erwartungsgemäß reagieren Aktionäre schneller auf Zwischenberichte, mit deren Kennzahlen und Auswertung sie vertraut sind, als auf SFCRs. Die Reaktionszeiten  $T_{min}^{AAR}$  und  $T_{min}^{CAAR}$  liegen für SFCRs meist zwischen 6 und 18 Handelstagen. Dagegen reagieren Aktionäre auf die Veröffentlichung eines Quartals- oder Halbjahresberichts meist noch am Ereignistag oder spätestens am darauffolgenden Tag. Obwohl sich für die SFCRs je nach betrachtetem Jahr zum Teil sehr hohe und hoch signifikante (C)AAR ergeben, sind diese auf einzelne Ausschläge zurückzuführen und nicht auf eine nachhaltige Reaktion. Über den vollständigen Ankündigungszeitraum bleibt der Effekt meist klein. Dagegen sind die abnormalen Renditen für unterjährige Berichte vor allem am Ereignistag stark ausgeprägt und folgen auch im weiteren Verlauf einem stringenteren Signifikanz-Muster mit klar abgegrenzten Reaktions-Clustern.

Um ein vollständiges Bild der von Investoren ausgehenden Disziplinierung der Versicherer zu erhalten, wurden in einem letzten Schritt die Marktreaktionen auf Ratingentscheidungen betrachtet. Konsistent mit früheren Untersuchungen wird eine asymmetrische Reaktion auf Herauf- und -herabstufungen beobachtet, da die negative abnormale Kursentwicklung stärker ausfällt als die positive.<sup>1222</sup> So steigt die AAR am Tag vor der Veröffentlichung einer Ratingheraufstufung auf ca. 1 %, womit die Reaktion stärker ausfällt als für SFCRs. Das gleiche gilt für Ratingherabstufungen, die zu signifikant negativen abnormalen Renditen unter –5 % führen. Ratingänderungen und unterjährige Berichte verursachen somit die stärksten Reaktionen in Form der höchsten (niedrigsten) und signifikantesten abnormalen Renditen. Mit einer langfristigen Kurssteigerung auf 1,5 % rufen Ratingbestätigungen eine ähnliche Reaktion wie Zwischenberichte hervor, allerdings mit einer niedrigeren Signifikanz und unterschiedlichen Kursverläufen.

Zusammenfassend lässt diese Arbeit auf eine mindestens schwach ausgeprägte Marktdisziplin schließen, da zum Teil hoch signifikante abnormale Renditen in beträchtlicher absoluter Höhe in Folge der Veröffentlichung von Solvenzberichten, Zwischenberichten und Ratingentscheidungen nachgewiesen werden können. Die gewählte Forschungsmethode beschränkt sich dabei auf die Überwachungs-Komponente der Marktdisziplin. Während jedoch Aktionäre auf Zwischenberichte und Ratingherabstufungen innerhalb weniger Tage reagieren, ist die Zeitspanne für SFCRs und Ratingheraufstufungen so lang, dass es fraglich ist, ob tatsächlich ein Zusammenhang mit dem betrachteten Ereignis besteht.

Insbesondere das Jahr 2020 sticht häufig durch extreme abnormale Renditen hervor, sodass durch den Ausbruch der Covid-19-Pandemie Effekte auftreten, die das Marktmodell bzw. der Index nicht adäquat abbildet. Zudem scheinen Kapitalmarktakteure Informationen in Krisenzeiten anders zu bewerten als in den übrigen Zeiträumen. Investoren legen wohl stärkeres Gewicht auf das allgemeine Marktsentiment und die Zukunftsaussichten als auf die übermittelten meist vergangenheitsorientierten Informationen.

Da komplexe Systeme wie das Finanzsystem häufig am besten ohne direkte Eingriffe funktionieren<sup>1223</sup> und Aktionen von Regulierungsbehörden zu Marktverzerrungen führen können,<sup>1224</sup> kann eine Ausübung von Marktdisziplin durch Dritte eine Möglichkeit sein, das Finanzsystem sich selbst steuern zu lassen. Dies birgt allerdings die Gefahr einer unqualifizierten Reaktion, wenn Kapitalmarktakteure nicht über die Kapazitäten und Fachkenntnisse verfügen, die notwendigen Informationen zu sammeln und auszuwerten. Zudem kann die Marktdisziplin aufgrund der mangelnden Beeinflussbarkeit der Marktteilnehmer weder gezielt initialisiert noch verstärkt werden. Dies schützt zwar vor Manipulation, verhindert jedoch auch ein Gegensteuern bei Fehlentwicklungen und Überreaktionen.<sup>1225</sup>

<sup>1222</sup>Vgl. z. B. PEREZ-ROBLES (2022), S. 239; HALEK / ECKLES (2010), S. 816–819; HAND et al. (1992), S. 744, 749–752; HOLTHAUSEN / LEFTWICH (1986), S. 57, 68–69.

<sup>1223</sup>Vgl. FARMER et al. (2012), S. 297; HELBING (2010), S. 8–10.

<sup>1224</sup>Vgl. LORSON et al. (2012), S. 128.

<sup>1225</sup>Vgl. RUDKOWSKI (2016), S. 181–185.

## 7 Fazit

Da Investoren Unternehmen dennoch scheinbar besser kontrollieren können, während Aufsichtsbehörden einen Vorteil bei deren Beeinflussung haben, sollten beide Herangehensweisen kombiniert werden, indem Aufsichtsbehörden Marktsignale beobachten und dementsprechend handeln.<sup>1226</sup> Unter diesem Gesichtspunkt scheint die Verknüpfung der aufsichtlichen Solvenzregulierung der ersten Säule von Solvency II mit einer verstärkten Marktdisziplin in Säule 3 ein vielversprechender Ansatz zu sein.<sup>1227</sup>

Aufgrund ihrer Inhalte ist insbesondere für SFCRs denkbar, dass Aktionäre diese nicht direkt nach der Veröffentlichung analysieren, sondern erst bei weiteren Anlageentscheidungen zu Rate ziehen. Da diese Zeitpunkte stark variieren können, ist die Durchführung einer Ereignisstudie zur Überprüfung dieser Überlegungen nicht möglich. Meist wird die Solvenzquote als Kerninformation des SFCRs bereits in (vorläufigen) Geschäfts- und Quartalsberichten und Pressemitteilungen vorweggenommen. Genauso berichten Versicherer über ihre Ertragslage nicht nur zu bestimmten Stichtagen, sondern während des ganzen Jahres. Der von den Investor Relations Abteilungen hergestellte stetige Informationsfluss erschwert die Durchführung von Ereignisstudien. Deshalb wurde die zugrundeliegende Methodik in der vorliegenden Arbeit, wie im folgenden Abschnitt beschrieben, an die vorgefundenen Gegebenheiten angepasst.

### 7.1.2 Methodische Erkenntnisse

Bei der Überprüfung der Markteffizienz mit Ereignisstudien hängen die Erkenntnisse darüber, ob der Kapitalmarkt neue Informationen innerhalb einer bestimmten Zeitspanne verarbeitet, von der Genauigkeit des verwendeten Verfahrens ab.<sup>1228</sup> Die ausgewertete Literatur zeigt jedoch, dass die korrekte Implementierung der Ereignisstudiemethodik häufig nur eine untergeordnete Rolle spielt.<sup>1229</sup> So stellen auch MCWILLIAMS und SIEGEL (1997) bei ihrer Replikation dreier Ereignisstudien fest, dass die Vorgängerstudien die Methode nicht durchweg korrekt anwenden.<sup>1230</sup> Meist werden die Rahmenbedingungen früherer Untersuchungen auf die eigene Studie übertragen ohne sie zu hinterfragen. Sind die Ergebnisse jedoch nicht auf die zugrundeliegenden Ereignisse, sondern das Untersuchungsdesign zurückzuführen, steigt das Risiko zunehmender Scheingenauigkeit. Da eine analytische Überprüfung der Ergebnisse von Ereignisstudien nicht möglich ist, legte diese Arbeit viel Wert auf die Auswahl des renditegenerierenden Modells, des Marktindex und der Verfahren zur Aktienkursbereinigung sowie zur Renditeberechnung.

Die vorliegende Untersuchung prägen drei Problembereiche: Zum einen ist der Umfang der Teilstichproben meist gering, sodass die vielen statistischen Verfahren zugrundeliegende Normalverteilungsannahme verletzt ist. Zudem ist die Verteilung der Ereignisse im Zeitablauf, d. h. die Anordnung der Ereigniszeitpunkte innerhalb des Kalenderjahres, bei der Durchführung von Ereignisstudien hoch relevant. So beeinträchtigt die hohe Dichte an Informationsereignissen die Konstruktion ereignisfreier Zeiträume, sodass Ereignisfenster oft kontaminiert sind. Für nahezu alle Ereignistypen können Häufungen der Ereignisdaten festgestellt werden, die zu Querschnittskorrelationen führen können. Zusätzlich erschwert der Neuigkeitsgrad der SFCRs und der damit einhergehende geringe Erkenntnisstand die Hypothesenbildung, sowohl hinsichtlich der Richtung als auch der Reaktionszeiten. Dies machte die Entwicklung neuer Formen der Ergebnisinterpretation notwendig.

<sup>1226</sup>Vgl. FLANNERY (2001), S. 116.

<sup>1227</sup>Vgl. Abschnitte 2, 3.3 und ELING (2012), S. 192.

<sup>1228</sup>Vgl. HOLLER (2012), S. 20; FAMA (1991), S. 1575–1576; ROZEFF / ZAMAN (1988), S. 26; DIMSON / MARSH (1986), S. 138.

<sup>1229</sup>Vgl. hierzu Abschnitte 4.2 bis 4.7

<sup>1230</sup>Vgl. MCWILLIAMS / SIEGEL (1997), S. 651.

Unterbleibt, wie in der ersten Teiluntersuchung, eine Unterscheidung zwischen positiven und negativen Neuigkeiten, schränkt dies die Aussagekraft der Ergebnisse ein, da eine kleine, nicht signifikante (C)AAR entweder auf eine fehlende Reaktion seitens der Investoren zurückzuführen ist oder darauf, dass sich positive und negative Reaktionen ausgleichen. Deshalb wird bei der Untersuchung von Informationsereignissen die Gesamtstichprobe anhand eines Abgleichs der Erwartungen der Investoren mit den späteren Realisationen in positive und negative Nachrichten aufgeteilt. Allerdings zeigt sich, dass die Reaktion auf Gewinnmitteilungen entgegen der Erwartung verlaufen kann, auch wenn die Gewinnerwartungen der Investoren übertroffen werden.<sup>1231</sup> Sind für Anleger jedoch nicht mehr die vergangenen Geschäftsentwicklungen relevant, sondern primär die Zukunftsaussichten, führt eine Aufteilung der Stichprobe anhand einer vergangenheitsorientierten Kennzahl, wie dem Gewinn der Vorperiode, zu Fehlspezifikationen. Zur Extraktion und Einordnung zukunftsorientierter Informationen müsste eine qualitative Inhaltsanalyse der Berichte durchgeführt werden.

Das relativ lange Ereignisfenster ermöglichte die Beobachtung von Reaktionen der Aktionäre auf die SFCRs, die in GATZERT und HEIDINGER (2019) und MUKHTAROV et al. (2022) unentdeckt bleiben. Allerdings steigt dadurch die Gefahr von Kontaminationen. So veröffentlichen die Versicherer häufig ihre SFCRs am gleichen Tag wie ihre Geschäfts- oder Quartalsberichte. Da die Betrachtung aller Zeitintervalle innerhalb des Ereignisfensters keine zuverlässige Identifikation kontaminierender Ereignisse zulässt und der Umfang der Teilstichproben relativ klein ist, sodass eine zusätzliche Verringerung die Signifikanz einschränken könnte, verzichtet diese Arbeit auf den Ausschluss kontaminierter Ereignisse.

Die hohe Ereignisdichte für manche Unternehmen erschwert nicht nur die Konstruktion unverwässerter Ereignisfenster, sondern erhöht auch die Wahrscheinlichkeit von Event Date Clustering. Den möglicherweise dadurch hervorgerufenen Querschnittskorrelationen kann auf unterschiedliche Weise begegnet werden. So könnten die betroffenen Ereignisse ausgeschlossen oder in Portfolios zusammengefasst werden. Allerdings schränkt der kleine Stichprobenumfang die Möglichkeiten ein, sodass in dieser Arbeit die Wahl auf eine Berücksichtigung der Querschnittskorrelationen in der Signifikanztestung fiel.

Ist das Vorzeichen der Reaktion auf eine neuartige Information wie den SFCR nicht im Vorhinein bestimmbar, ist ein zweiseitiger Signifikanztest notwendig. Da solche Tests beide Verteilungsenden betrachten, stufen sie abnormale Renditen häufiger als nicht signifikant ein als einseitige Tests.<sup>1232</sup> Aus diesem Grund folgt diese Arbeit der Empfehlung von MCWILLIAMS und SIEGEL (1997) und stellt, wo möglich, gerichtete Hypothesen auf.<sup>1233</sup> Dies erwies sich im Nachhinein als nachteilig, da viele den Erwartungen entgegen laufende Kursentwicklungen nicht adäquat beurteilt werden konnten. So hing die Richtung der Reaktion nicht nur vom Untersuchungsgegenstand, sondern auch vom betrachteten Jahr ab, sodass auch bereits bekannte Formate zu teilweise konträren Reaktionen führten. Deshalb sollte zukünftig auf gerichtete Hypothesen verzichtet werden, um alle Reaktionen identifizieren und deren Richtung bestimmen zu können. Im Anschluss kann die Beobachtung mit einem einseitigen Signifikanztest verifiziert werden. Andernfalls ist für hohe, aber der Hypothese entgegen laufende abnormale Renditen nur eine qualitative Beurteilung möglich, sodass der Erkenntnisgewinn sinkt.

Bei der Auswahl der Signifikanztests wurde vor allem deren Eignung bezüglich Event Date Clustering, ereignisinduzierter Varianzerhöhung und der Identifikation kleiner abnormaler Renditen beurteilt. Trotz der in Abschnitt 4.7 dargestellten Unterschiede bei der Ergebnisgüte bzw. Trennschärfe der Signifikanztests wird dieser Entscheidung in anderen Arbeiten meist nur wenig Raum gegeben.

<sup>1231</sup>Vgl. BADTKE / NEIDHARD (2023); LOHWE (2023); O. V. (2023).

<sup>1232</sup>Vgl. BROWN / WARNER (1980), S. 227.

<sup>1233</sup>Vgl. MCWILLIAMS / SIEGEL (1997), S. 651.

## 7 Fazit

Werden ein parametrisches und ein nicht-parametrisches Testverfahren eingesetzt, stellt sich die Frage nach der Interpretation. So stuft z. B. WIESINGER (2022) Ergebnisse dann als signifikant ein, wenn beide Tests zu einer übereinstimmenden Einschätzung kommen, da dann ein Einfluss der parametrischen Verteilungsannahme auf die Ergebnisinterpretation ausgeschlossen werden kann.<sup>1234</sup> In der vorliegenden Arbeit kann in kleinen Teilstichproben die Normalverteilungsannahme der täglichen abnormalen Renditen im Querschnitt jedoch kaum aufrecht erhalten werden. Da die Zuverlässigkeit des parametrischen Tests gefährdet ist, müssten weitere Signifikanztests hinzugezogen werden, jedoch immer mit der Gefahr, dass das Verfahren die Eigenschaften der betrachteten Daten nicht angemessen berücksichtigt.

Bereits BROWN und WARNER (1980) berechnen mittlere abnormale Renditen und spätestens seit CAMPBELL et al. (1997) hat sich dieses Vorgehen beim Einsatz von Ereignisstudien durchgesetzt.<sup>1235</sup> Eventuell angegebene Mediane werden häufig nicht weiter in die Analysen einbezogen, obwohl bereits MCWILLIAMS und SIEGEL (1997) eine gezielte Kontrolle der Ausreißer empfehlen.<sup>1236</sup> Für eine tiefergehende Analyse der Mediane müsste allerdings das Verhalten von parametrischen Signifikanztests überprüft werden, da sie auf Mittelwerten und Varianzen basieren.

Da die Entwicklung der CAAR in einigen Teiluntersuchungen auch vom betrachteten Jahr abhängt, gleichen sich die Reaktionen über den gesamten Zeitraum aus. Der einer Durchschnittsbildung inhärente Informationsverlust führt dann zu der fehlerhaften Schlussfolgerung, dass Investoren nicht auf die Veröffentlichung von Solvenzberichten reagieren würden, obwohl in einzelnen Jahren signifikante Reaktionen nachgewiesen werden können. Allerdings untersuchen frühere Ereignisstudien häufig keine Teilstichproben auf Jahresbasis, sodass diese Effekte verborgen bleiben. Zudem könnte eine Ereignisstudie, die lediglich ein einzelnes Jahr umfasst, zu Fehleinschätzungen führen, wenn sich die Aktionäre im betreffenden Jahr untypisch verhalten. Vor diesem Hintergrund sollte sich der Beobachtungszeitraum über mehrere Jahre erstrecken, wobei auch eine Analyse von Teilzeiträumen erfolgen sollte.

Fraglich ist jedoch, ob eine Kursentwicklung, die ihre Richtung von Jahr zu Jahr wechselt, als Reaktion auf das betrachtete Informationsereignis interpretiert werden kann. So kann eine signifikante Reaktion zum einen als ausreichend große Abweichung vom Erwartungswert interpretiert werden. Zum anderen kann sie bei gegebenem Informationsgehalt eine einheitliche Richtung der Kursentwicklungen voraussetzen. Deshalb sollten die Ursachen dieser unterschiedlichen Reaktionsrichtungen untersucht werden. Erst die Analyse vieler Jahre ermöglicht eine zuverlässige Beurteilung, ob beobachtete Effekte eine gewisse Persistenz aufweisen oder sich langfristig ausgleichen.

Allen Ereignisstudien ist gemein, dass die Festlegung der zu untersuchenden Intervalle häufig willkürlich zu erfolgen scheint und auffällig oft markante Zahlen gewählt werden (1; 2; 3; 5; 10; 20).<sup>1237</sup> Allerdings wird meist nicht rational begründet, warum eine Reaktion exakt innerhalb dieser Zeiträume erfolgen sollte. Dies gilt insbesondere für die Analyse von SFCRs, für die diesbezüglich noch keine Erkenntnisse vorliegen. Deshalb wurden in der vorliegenden Arbeit alle möglichen Zeitintervalle und Kombinationen aus Ereigniszeitpunkten betrachtet. Auf diese Weise kann in den Dreiecksmatrizen auch das Verhalten der abnormalen Renditen zwischen den „gängigen“ Intervallen beobachtet werden.

<sup>1234</sup>Vgl. WIESINGER (2022), S. 179; CAMPBELL et al. (1997), S. 171–172; MACKINLAY (1997), S. 32.

<sup>1235</sup>Vgl. CAMPBELL et al. (1997), S. 161; BROWN / WARNER (1980), S. 227–230.

<sup>1236</sup>Vgl. MCWILLIAMS / SIEGEL (1997), S. 635.

<sup>1237</sup>Vgl. FIORDELISI et al. (2014), S. 113; FIORDELISI et al. (2013), S. 1361; HALEK / ECKLES (2010), S. 817; KOLARI / PYNÄNEN (2008), S. 20; PERRY / FONTNOUVELLE (2005), S. 12–13, 20.

Die Messung der Reaktionsgeschwindigkeit erfolgt mit Hilfe der neu entwickelten Kennzahlen  $T_{min}^{AAR}$  und  $T_{min}^{CAAR}$ , die die kürzeste Zeitspanne bis zur ersten signifikanten (C)AAR messen. Allerdings hängen beide Kennzahlen vom gewählten Verfahren zur Signifikanztestung sowie dem Test-Design ab (einseitiger vs. zweiseitiger Test). So berücksichtigt die Kennzahl nur die Ergebnisse des GRANK-Tests, da die betrachteten Teilstichproben nicht immer eine Beurteilung durch den parametrischen adjustierten BMP-Test zulassen. Konstruktionsbedingt ermöglicht die Kennzahl auch keine Aussagen für Zeiträume vor dem Ereignistag. Zudem ist eine Aggregation über mehrere Jahre schwierig, da eine Durchschnittsbildung nicht sinnvoll ist. Außerdem sagt das Auftreten der ersten signifikanten abnormalen Rendite nichts über die Dauerhaftigkeit bzw. Nachhaltigkeit des Ankündigungseffekts aus.

Um tiefere Einblicke in die Struktur und den zeitlichen Verlauf signifikanter Kapitalmarktreaktionen zu erhalten und den mit einer Durchschnittsbildung einhergehenden Informationsverlust zu vermeiden, wurden Heatmaps entwickelt. Indem sie zeigen, wie viele signifikante Reaktionen an einem bestimmten Tag des Ereignisfensters auftreten, bilden sie sowohl den Startpunkt der Reaktion als auch deren Dauer ab. Im Gegensatz zu klassischen Ergebnissen von Ereignisstudien behält die Heatmap die jahresweise Betrachtung bei und aggregiert die Ergebnisse grafisch.

Heatmaps liefern nur dann gute Ergebnisse, wenn sich der Beobachtungszeitraum über mehrere Jahre erstreckt. Dies gilt insbesondere, wenn sich die Richtung der Kapitalmarktreaktionen über die Jahre ändert und ein zweiseitiger Signifikanztest verwendet wird. Allerdings könnte eine sich ändernde Reaktionsrichtung ein Hinweis darauf sein, dass die Interpretation der Information von weiteren – nicht berücksichtigten – Faktoren abhängt, wie z. B. dem allgemeinen Marktsentiment oder den Zukunftsaussichten des betreffenden Unternehmens. Zudem können Heatmaps trotz über alle Jahre hinweg signifikanten (C)AAR einen niedrigen Maximalwert aufweisen. Ursächlich könnten unterschiedliche Zeitpunkte sein, zu denen die abnormalen Renditen in den einzelnen Jahren auftreten. Somit scheinen Heatmaps zwar dazu geeignet zu sein, Signifikanzmuster und -stärken zu visualisieren, jedoch nicht, um Hypothesen zuverlässig zu beurteilen. Sie sollten deshalb nur unterstützend eingesetzt werden.

Ebenfalls problematisch ist die relative Skalierung der Heatmaps. Da nicht signifikante Ergebnisse bei der Bildung der Heatmaps ignoriert werden, kann bereits ein einzelnes signifikantes Ergebnis eine tiefrote Färbung hervorrufen. Deshalb sollte stets der angegebene Maximalwert in der Interpretation und insbesondere beim Vergleich mehrerer Heatmaps berücksichtigt werden. Zudem spiegeln Heatmaps nur die Signifikanz der Ergebnisse wider, nicht jedoch die Höhe der abnormalen Renditen. Zukünftige Forschungsarbeiten können hier weitere wertvolle Beiträge leisten.

Die Betrachtung aller Zeitintervalle innerhalb des Ereignisfensters macht eine Interpretation der entstehenden „Signifikanzmuster“ notwendig. In einigen Fällen werden Reihen signifikanter Intervalle von nicht signifikanten Zeitfenstern unterbrochen. Frühere Ereignisstudien beachten solche „Lücken“ nicht, da sie von vornherein nur bestimmte Zeitfenster berücksichtigten. Grundsätzlich ist dabei jeder signifikante Effekt als abnormale Reaktion der Investoren zu interpretieren. Allerdings könnte eine kumulierte abnormale Rendite umso bedeutender sein, je mehr signifikante Effekte innerhalb und um dieses Zeitintervall herum auftreten. Diese Problematik zeigt sich auch in den empirischen Auswertungen, die häufig keine eindeutige Aussage bezüglich der gebildeten Forschungshypothesen ermöglichen.

Mehrere der hier untersuchten Forschungshypothesen versuchen, die Stärke der Reaktion auf verschiedene Informationen und beobachtbare Unterschiede zu beurteilen. Für eine korrekte Bewertung müssten die Differenzen zwischen den (C)AAR berechnet und auf Signifikanz geprüft werden. Dies wäre allerdings nur sinnvoll, wenn die Reaktionen in vergleichbaren Zeiträumen eintreten, was in der vorliegenden Arbeit nicht der Fall ist. Zukünftige Arbeiten können hier jedoch ansetzen.

## 7.2 Ausblick

Die vorliegende Arbeit verfolgte zwei Ziele: Zum einen eine Analyse möglicher Kapitalmarktreaktionen auf die Veröffentlichung von SFCRs und weiteren Publikationen zur Finanz-, Risiko- und Ertragslage, um daraus auf das Vorliegen und die Stärke einer möglichen Disziplinierung der Versicherungsunternehmen durch Kapitalmarktteilnehmer schließen zu können. Zum anderen das Ziel, durch eine intensive Methodendiskussion eine korrekte Spezifikation der durchzuführenden Ereignisstudie zu erreichen und die Interpretation der Ergebnisse durch neue Verfahren zu verbessern.

Zukünftige Arbeiten könnten die gewonnenen inhaltlichen Erkenntnisse weiter verfeinern, indem mehr Teilstichproben gebildet werden. So könnte eine Aufteilung nach Geschäftsberichten, denen die Veröffentlichung vorläufiger Zahlen vorausging, und denjenigen, die einen erstmaligen Überblick über das vergangene Geschäftsjahr liefern, vorgenommen werden. Ebenso könnte die Veröffentlichung von SFCRs am gleichen Tag wie Quartals- oder Geschäftsberichte von Veröffentlichungsdaten ohne diese parallel stattfindenden Ereignisse getrennt werden. Da die Ausführungen zur Marktdisziplin regionale Unterschiede hinsichtlich ihrer Stärke vermuten lassen, wäre dies auch für Sparten denkbar. Deshalb sollte eine Aufteilung der Stichprobe nach Lebens- und Nicht-Lebensversicherern vorgenommen werden. Für diese Vorgehen lagen innerhalb des fünfjährigen Beobachtungszeitraums noch nicht genügend Daten vor, dies würde sich aber in Zukunft ändern.

Zudem stellen BIELL und MULLER (2013) fest, dass in einem Marktumfeld mit steigenden Kursen die Reaktion früher erfolgt und auch länger andauert, während bei fallenden Kursen die Marktreaktion verzögert erfolgt.<sup>1238</sup> In einem längeren Beobachtungszeitraum könnten solche Effekte extrahiert und die hier beobachteten Besonderheiten bei Ausbruch der Covid-19-Pandemie näher analysiert werden.

Aufbauend auf dem Verfahren von RYAN und TAFFLER (2004) und LAIDROO (2008) sollten diejenigen Informationsereignisse bestimmt werden, die für Investoren am relevantesten sind.<sup>1239</sup> Die vorliegende Arbeit zeigte mehrfach Zusammenhänge zwischen Ratings und der Solvenzquote bzw. den SFCRs auf, die weiter untersucht werden sollten. So ist zwar ein gewisser Gleichlauf von Ratings und Solvenzquoten zu erwarten, allerdings können zeitliche Differenzen auch wichtige Unterschiede aufdecken. Dies würde Investor Relations Abteilungen von Versicherungsunternehmen bei einem möglichst effizienten Einsatz ihrer Ressourcen unterstützen. Gleichzeitig könnten Regulierungsbehörden wichtige Einblicke erhalten, welche Anforderungen an zukünftige Berichterstattung gestellt werden sollten.

GATZERT und HEIDINGER (2019) zeigen, dass für Aktionäre die Solvenzquoten eine größere Rolle als die qualitativen Inhalte der SFCRs spielen.<sup>1240</sup> So ist es nicht verwunderlich, dass die Solvenzquote als Kerninformation des SFCRs häufig bereits in den (vorläufigen) Geschäfts- und Quartalsberichten sowie den zugehörigen Pressemitteilungen vorweggenommen wird. Deshalb sollten zukünftige Forschungsarbeiten, die sich nicht auf den SFCR als Ganzes konzentrieren, solche Publikationen berücksichtigen. In diesem Zusammenhang wäre auch interessant, welche Informationen aus den SFCRs Analysten für die Abgabe ihrer Empfehlungen heranziehen, da sie wichtige Multiplikatoren in den Kapitalmärkten sind.

<sup>1238</sup>Vgl. BIELL / MULLER (2013), S. 2630–2631, 2638.

<sup>1239</sup>Vgl. LAIDROO (2008), S. 178; RYAN / TAFFLER (2004), S. 50, 56.

<sup>1240</sup>Vgl. GATZERT / HEIDINGER (2019), S. 1.

Zudem müssen die zum Teil nur schwachen Reaktionen der Aktionäre auf die Veröffentlichung von SFCRs nicht unbedingt auf einen fehlenden Informationswert zurückzuführen sein. Es ist auch denkbar, dass Aktionäre SFCRs zu Rate ziehen, wenn sie eine Anlageentscheidung treffen wollen. In diesem Fall wäre das Erscheinen eines SFCRs für Investoren jedoch kein beachtenswertes Ereignis.

Für Investoren spielt nicht nur die Erfüllung ihrer Gewinnerwartungen eine Rolle, sondern vielmehr andere Inhalte, die ihnen Informationen über die zukünftig zu erwartende Geschäftsentwicklung liefern. Die Durchführung einer qualitativen Inhaltsanalyse, die Rückschlüsse auf die Einschätzung der Geschäftsleitung über zukünftige Chancen und Risiken zulässt, sollte in weiterführenden Untersuchungen nachgeholt werden. Dies würde dann auch eine Testung der abnormalen Renditen erlauben, welche Einflussfaktoren, wie z. B. Inhalte, Veröffentlichung auf Englisch oder in Landessprache, oder unterschiedliche Gestaltungen, die Haupttreiber der Kapitalmarktreaktionen sind. Auf diese Weise könnte die Frage beantwortet werden, auf welche Aspekte der SFCRs die Aktionäre tatsächlich reagieren, da eine Unterteilung der Stichprobe nach absoluter Höhe der berichteten bzw. unadjustierten Solvenzquote und auch nach Veränderungen der Solvenzquote zu uneinheitlichen Ergebnissen führt.

Üblicherweise wird der Beitrag möglicher erklärender Variablen in einem Regressionsmodell getestet. Dabei wird überprüft, ob die zusätzlichen Variablen die Vorhersagekraft des Modells erhöhen. Gleichzeitig müssten die durch einen Typ-1- und Typ-2-Fehler des Modells entstehenden gesellschaftlichen Kosten ermittelt werden, damit Regulierungsbehörden diese Modelle in der Aufsicht einsetzen und beurteilen können, wie oft ein Modell eine drohende Gefahr übersieht und wie oft Fehlalarme ausgelöst werden. Fraglich ist, ob dies unter Verwendung aktueller Kapitalmarktdaten in Echtzeit möglich ist, und ob statistische Modelle die Marktdisziplin in Form von Einfluss und Kontrolle korrekt messen können.<sup>1241</sup>

Empirische Arbeiten, die Ereignisstudien durchführen, setzen entweder die Methodik ein, um inhaltliche Fragestellungen zu bewerten, oder erforschen die Methodik selbst. Letztere verwenden häufig einen künstlichen Datensatz, der die realen Bedingungen nur begrenzt widerspiegelt. Um realistischere Ergebnisse zu erhalten, müssten beispielsweise nach einer vertieften Untersuchung der statistischen Eigenschaften der hier vorliegenden Daten verschiedene Signifikanztests durchgeführt und die Ergebnisse verglichen werden, z. B. mit und ohne Anpassungen an Querschnittskorrelationen.

In künftigen Ereignisstudien könnte die weite Verbreitung von Index-Strategien Probleme verursachen, z. B. durch die zunehmende Beliebtheit von Exchange Traded Funds (ETFs).<sup>1242</sup> Kapitalanlagegesellschaften halten dann ein stark diversifiziertes Portfolio, das einen Index nachbildet und selten umgewälzt wird. Sie verhalten sich passiv, sammeln nur wenige Informationen über die Unternehmen und haben nur ein geringes Interesse an deren Überwachung.<sup>1243</sup> Aus diesem Grund würde ein immer größerer Anteil der Aktien nicht mehr auf Basis von entscheidungsnützlichen Informationen gehalten, sondern aufgrund einer hohen Kongruenz mit den Anlagerichtlinien. Kursreaktionen könnten dadurch unterbleiben oder von wenigen Investoren getrieben zu unerwünscht hohen Schwankungen führen.

Zukünftige Forschung zu Marktdisziplin im Versicherungssektor würde sich in diesem Fall stärker den Marktreaktionen von Versicherungsnehmern widmen. Dies würde auch den Einbezug weiterer, nicht-börsennotierter Versicherer anderer Rechtsformen ermöglichen, wie z. B. Versicherungsvereinen auf Gegenseitigkeit. Da sich Marktdisziplin auch auf die Wettbewerbssituation auswirken kann, wären dahingehende Erkenntnisse nicht nur für die Finanzmarktaufsicht, sondern auch die Marktaufsicht relevant.

<sup>1241</sup>Vgl. FLANNERY (2001), S. 111–112.

<sup>1242</sup>Vorausgesetzt, es handelt sich um physisch replizierende Fonds.

<sup>1243</sup>Vgl. BUSHEE (1998), S. 311; PORTER (1992), S. 8.





# Literatur

- ACHLEITNER, A.-K. / BASSEN, A. / PIETZSCH, L. (2001): *Kapitalmarktkommunikation von Wachstumsunternehmen: Kriterien zur effizienten Ansprache von Finanzanalysten*. Stuttgart.
- ADAMS, M. / BURTON, B. / HARDWICK, P. (2003): The Determinants of Credit Ratings in the United Kingdom Insurance Industry. In: *Journal of Business Finance & Accounting*, Bd. 30, Nr. 3-4, S. 539–572.
- ADAMS, M. / HOSSAIN, M. (1998): Managerial discretion and voluntary disclosure: Empirical evidence from the New Zealand life insurance industry. In: *Journal of Accounting and Public Policy*, Bd. 17, Nr. 3, S. 245–281.
- ADAMSON, S. R. / ECKLES, D. L. / HAGGARD, K. S. (2014): Insurer Opacity and Ownership Structure. In: *Journal of Insurance Issues*, Bd. 37, Nr. 2, S. 93–134.
- ADMIRAL GROUP PLC (2017): *Group Solvency and Financial Condition Report*. URL: <https://admiralgroup.co.uk/2016-group-solvency-and-financial-condition-report> (Stand: 09.10.2022).
- AGGARWAL, R. K. / SAMWICK, A. A. (1999): The Other Side of the Trade-Off: The Impact of Risk on Executive Compensation. In: *Journal of Political Economy*, Bd. 107, Nr. 1, S. 65–105.
- AHMED, K. / COURTIS, J. K. (1999): Associations between corporate characteristics and disclosure levels in annual reports: a meta-analysis. In: *The British Accounting Review*, Bd. 31, Nr. 1, S. 35–61.
- ALI, M. (2005): Corporate risk reporting practices in annual reports of Japanese companies. In: *Journal of the Japanese Association for International Accounting Studies*, S. 113–133.
- ALLEE, K. D. / YOHN, T. L. (2009): The Demand for Financial Statements in an Unregulated Environment: An Examination of the Production and Use of Financial Statements by Privately Held Small Businesses. In: *The Accounting Review*, Bd. 84, Nr. 1, S. 1–25.
- ALTEMEYER-BARTSCHER, M. / HOHENSTEIN, J. / KETZLER, R. / THEIS, A. / WIENER, K. (2019): Kosten und Nutzen der Regulierung: Volkswirtschaftliche Analyse mit Fallbeispielen aus der Versicherungswirtschaft. In: *Volkswirtschaftliche Themen und Analysen (Gesamtverband der Deutschen Versicherungswirtschaft e.V.)*, Bd. 9.
- ANTHONY, J. H. / PETRONI, K. R. (1997): Accounting Estimation Disclosures and Firm Valuation in the Property-Casualty Insurance Industry. In: *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, Bd. 12, Nr. 3, S. 257–281.
- ARIFF, M. / FAH, C. F. / NI, S. W. (2013): Earnings response coefficients of OECD banks: Tests extended to include bank risk factors. In: *Advances in Accounting*, Bd. 29, Nr. 1, S. 97–107.
- ARMITAGE, S. (1995): Event study methods and evidence on their performance. In: *Journal of Economic Surveys*, Bd. 8, Nr. 4, S. 25–52.

## Literatur

- ASTHANA, S. / BALSAM, S. (2001): The effect of EDGAR on the market reaction to 10-K Filings. In: *Journal of Accounting and Public Policy*, Bd. 20, S. 349–372.
- AUER, B. / ROTTMANN, H. (2020): *Statistik und Ökonometrie für Wirtschaftswissenschaftler: Eine anwendungsorientierte Einführung*. Wiesbaden.
- BABEL, D. F. / MERRILL, C. (2005): Real and Illusory Value Creation by Insurance Companies. In: *Journal of Risk and Insurance*, Bd. 72, Nr. 1, S. 1–22.
- BADTKE, T. / NEIDHARD, W. (2023): *DAX geht wegen Inflationsängsten an kurzer Leine*. URL: [https://www.n-tv.de/wirtschaft/der\\_boersen\\_tag/Der-Boersen-Tag-Freitag-17-Februar-2023-article23924143.html#:~:text=DAX%20geht%20wegen%20Inflations%C3%A4ngsten%20an%20kurzer%20Leine&text=EZB%2DDirektoriumsmitglied%20Isabel%20Schnabel%20warnte,notwendigen%20Ma%C3%9Fnahmen%20zu%20ihrer%20Eind%C3%A4mmung](https://www.n-tv.de/wirtschaft/der_boersen_tag/Der-Boersen-Tag-Freitag-17-Februar-2023-article23924143.html#:~:text=DAX%20geht%20wegen%20Inflations%C3%A4ngsten%20an%20kurzer%20Leine&text=EZB%2DDirektoriumsmitglied%20Isabel%20Schnabel%20warnte,notwendigen%20Ma%C3%9Fnahmen%20zu%20ihrer%20Eind%C3%A4mmung). (Stand: 15.09.2023).
- BAFIN (2016): *Solvency I*. URL: [https://www.bafin.de/DE/Aufsicht/VersichererPensionsfonds/Allgemeines/SolvencyI/solvency\\_I\\_node.html](https://www.bafin.de/DE/Aufsicht/VersichererPensionsfonds/Allgemeines/SolvencyI/solvency_I_node.html) (Stand: 01.12.2023).
- BAFIN (2020a): BaFin passt Rahmenbedingungen in der Krise an. In: *BaFin Journal*, Nr. Mai 2020, S. 22–25. URL: [https://www.bafin.de/SharedDocs/Veroeffentlichungen/DE/Fachartike1/2020/fa\\_bj\\_2005\\_Corona\\_Erleichterungen.html](https://www.bafin.de/SharedDocs/Veroeffentlichungen/DE/Fachartike1/2020/fa_bj_2005_Corona_Erleichterungen.html) (Stand: 13.12.2023).
- BAFIN (2020b): *Finanzberichterstattung*. URL: [https://www.bafin.de/DE/Aufsicht/BoersenMaerkte/Transparenz/InformationspflichtenEmittenten/Finanzberichterstattung/finanzberichterstattung\\_node.html](https://www.bafin.de/DE/Aufsicht/BoersenMaerkte/Transparenz/InformationspflichtenEmittenten/Finanzberichterstattung/finanzberichterstattung_node.html) (Stand: 14.01.2023).
- BALL, R. / BROWN, P. (1968): An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers. In: *Journal of Accounting Research*, Bd. 6, Nr. 2, S. 159–178.
- BALOGH-PREININGER, S. / BAUMANN, P. / BIANCHI, T. / FAY, C. / HAHN, M. / HARREITHER, K. / HORVATH, R. / HUMMER-MAIR, L. / SARIA, S. / SCHWEIZER, N. (2016): *Handbuch Versicherungsaufsicht - VAG 2016*. 1. Auflage. Schriftenreihe FMA. Wien.
- BANK OF ENGLAND AND THE PROCYCLICALITY WORKING GROUP (2014): Pro-cyclicality and structural trends in investment allocation by insurance companies and pension funds: A Discussion Paper. URL: <https://www.bankofengland.co.uk/-/media/boe/files/paper/2014/procyclicality-and-structural-trends-in-investment> (Stand: 24.04.2024).
- BAO, Y. / DATTA, A. (2014): Simultaneously Discovering and Quantifying Risk Types from Textual Risk Disclosures. In: *Management Science*, Bd. 60, Nr. 6, S. 1371–1391.
- BARANOFF, E. G. / SAGER, T. W. (2007): Market Discipline in Life Insurance: Insureds' Reaction to Rating Downgrades in the Context of Enterprise Risks. In: *SSRN Electronic Journal*. URL: <http://www.ssrn.com/abstract=971200> (Stand: 12.12.2022).
- BARTH, M. E. / LANDSMAN, W. R. (2010): How did Financial Reporting Contribute to the Financial Crisis? In: *European Accounting Review*, Bd. 19, Nr. 3, S. 399–423.
- BARTSCHERER, M. (2004): *Investor Relations in Versicherungsunternehmen(-konzernen)*. Diss. Karlsruhe: Universität Leipzig.
- BAUMANN, U. / NIER, E. (2004): Disclosure, Volatility, and Transparency: An Empirical Investigation into the Value of Bank Disclosure. In: *FRBNY Economic Policy Review*, Bd. 10, Nr. 2, S. 31–45.

- BEAVER, W. H. / MCNICHOLS, M. F. (2001): Do Stock Prices of Property Casualty Insurers Fully Reflect Information about Earnings, Accruals, Cash Flows, and Development? In: *Review of Accounting Studies*, Bd. 6, S. 197–220.
- BEAVER, W. H. (1968): The Information Content of Annual Earnings Announcements. In: *Journal of Accounting Research*, Bd. 6, S. 67–92.
- BEAVER, W. H. (1982): Discussion of Market-Based Empirical Research in Accounting: A Review, Interpretation, and Extension. In: *Journal of Accounting Research*, Bd. 20, S. 323–331.
- BEAVER, W. H. (1998): *Financial reporting: An Accounting Revolution*. 3. Auflage. Prentice Hall contemporary topics in accounting series. Upper Saddle River, N.J.
- BEHR, P. / GÜTTLER, A. (2006): Does the Stock Market React to Unsolicited Ratings? In: *Working Paper Series: Finance & Accounting*, Bd. 163. URL: <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/23428/1/1234.pdf> (Stand: 31.03.2024).
- BEHRENWALDT, U. (1996): Funktionen des Rating. In: *Handbuch Rating*. Hrsg. von H. E. BÜSCHGEN / O. EVERLING. Wiesbaden, S. 291–304.
- BERBLINGER, J. (1996): Marktakzeptanz des Rating durch Qualität. In: *Handbuch Rating*. Hrsg. von H. E. BÜSCHGEN / O. EVERLING. Wiesbaden, S. 21–110.
- BERNERT, A. / CORRADI, D. / MARTIN, D. / MOREL, P. / REICH, N. / STANGE, A. (2010): Herausforderung Solvency II. The Boston Consulting Group. URL: [https://web-assets.bcg.com/img-src/BCG\\_The\\_Solvency\\_II\\_Challenge\\_Oct\\_2010\\_tcm9-202747.pdf](https://web-assets.bcg.com/img-src/BCG_The_Solvency_II_Challenge_Oct_2010_tcm9-202747.pdf) (Stand: 24.11.2023).
- BERRY, M. A. / GALLINGER, G. W. / HENDERSON, G. V. (1990): Using daily stock returns in event studies and the choice of parametric versus nonparametric test statistics. In: *Quarterly Journal of Business and Economics*, Bd. 29, Nr. 1, S. 70–85.
- BIELL, L. / MULLER, A. (2013): Sudden crash or long torture: The timing of market reactions to operational loss events. In: *Journal of Banking & Finance*, Bd. 37, Nr. 7, S. 2628–2638.
- BILLETT, M. T. / GARFINKEL, J. A. / O'NEAL, E. S. (1998): The cost of market versus regulatory discipline in banking. In: *Journal of Financial Economics*, Bd. 48, Nr. 3, S. 333–358.
- BILLIO, M. / GETMANSKY, M. / LO, A. W. / PELIZZON, L. (2012): Econometric measures of connectedness and systemic risk in the finance and insurance sectors. In: *Journal of Financial Economics*, Bd. 104, Nr. 3, S. 535–559.
- BINDER, J. J. (1998): The Event Study Methodology Since 1969. In: *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Bd. 11, S. 111–137.
- BLACK, F. / SCHOLES, B. (1973): The Pricing of Options and Corporate Liabilities. In: *Journal of Political Economy*, Bd. 81, Nr. 3, S. 637–654.
- BLATTBERG, R. C. / GONEDDES, N. J. (1974): A Comparison of the Stable and Student Distributions as Statistical Models for Stock Prices. In: *Journal of Business*, Bd. 47, Nr. 2, S. 244–280.
- BLISS, R. R. / FLANNERY, M. J. (2002): Market Discipline in the Governance of U.S. Bank Holding Companies: Monitoring vs. Influencing. In: *European Finance Review*, Bd. 6, Nr. 3, S. 361–395.
- BOEHMER, E. / MUSUMECI, J. / POULSEN, A. B. (1991): Event-study methodology under conditions of event-induced variance. In: *Journal of Financial Economics*, Bd. 30, Nr. 2, S. 253–272.

## Literatur

- BOOTH, G. G. / KALLUNKI, J.-P. / MARTIKAINEN, T. (1997): Delayed price response to the announcements of earnings and its components in Finland. In: *European Accounting Review*, Bd. 6, Nr. 3, S. 377–392.
- BÖRNER, C. J. (1995): Investor Relations bei Banken. In: *Österreichisches Bank Archiv*, Bd. 43, Nr. 9, S. 690–698.
- BOWMAN, R. G. (1983): Understanding and Conducting Event Studies. In: *Journal of Business Finance and Accounting*, Bd. 10, Nr. 4, S. 561–584.
- BREUSCH, T. S. (1978): Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models. In: *Australian Economic Papers*, Bd. 17, Nr. 31, S. 334–355.
- BREUSCH, T. S. / PAGAN, A. R. (1979): A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation. In: *Econometrica*, Bd. 47, Nr. 5, S. 1287–1294.
- BREWER, E. / MONDSCHNEAN, T. S. / STRAHAN, P. E. (1997): The Role of Monitoring in Reducing the Moral Hazard Problem Associated with Government Guarantees: Evidence from the Life Insurance Industry. In: *The Journal of Risk and Insurance*, Bd. 64, Nr. 2, S. 301–322.
- BROWN, K. C. / HARLOW, W. V. / TINIC, S. M. (1988): Risk aversion, uncertain information, and market efficiency. In: *Journal of Financial Economics*, Bd. 22, Nr. 2, S. 355–385.
- BROWN, S. J. / WARNER, J. B. (1980): Measuring security price performance. In: *Journal of Financial Economics*, Bd. 8, Nr. 3, S. 205–258.
- BROWN, S. J. / WARNER, J. B. (1985): Using daily stock returns. In: *Journal of Financial Economics*, Bd. 14, Nr. 1, S. 3–31.
- BRÜCKNER, R. (2013): Important Characteristics, Weaknesses and Errors in German Equity Data from Thomson Reuters Datastream and Their Implications for the Size Effect. In: *SSRN Electronic Journal*. URL: <http://www.ssrn.com/abstract=2243816> (Stand: 28. 11. 2022).
- BUSHEE, B. J. (1998): The Influence of Institutional Investors on Myopic R&D Investment Behavior. In: *The Accounting Review*, Bd. 73, Nr. 3, S. 305–333.
- CABLE, J. / HOLLAND, K. (1999): Modelling normal returns in event studies: a model-selection approach and pilot study. In: *European Journal of Finance*, Bd. 5, S. 331–341.
- CALOMIRIS, C. W. (1999): Building an incentive-compatible safety net. In: *Journal of Banking & Finance*, Bd. 23, Nr. 10, S. 1499–1519.
- CAMFFERMAN, K. / COOKE, T. E. (2002): An Analysis of Disclosure in the Annual Reports of U.K. and Dutch Companies. In: *Journal of International Accounting Research*, Bd. 1, Nr. 1, S. 3–30.
- CAMPBELL, C. J. / WASLEY, C. E. (1993): Measuring security price performance using daily NASDAQ returns. In: *Journal of Financial Economics*, Bd. 33, Nr. 1, S. 73–92.
- CAMPBELL, J. L. / CHEN, H. / DHALIWAL, D. S. / LU, H.-m. / STEELE, L. B. (2014): The information content of mandatory risk factor disclosures in corporate filings. In: *Review of Accounting Studies*, Bd. 19, Nr. 1, S. 396–455.
- CAMPBELL, J. Y. / LO, A. W. / MACKINLAY, A. C. (1997): *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton, New York.
- CAPORALE, G. M. / CERRATO, M. / ZHANG, X. (2017): Analysing the determinants of insolvency risk for general insurance firms in the UK. In: *Journal of Banking & Finance*, Bd. 84, S. 107–122.

- CASTAGNOLO, F. / FERRO, G. (2013): Could we rely on market discipline as a substitute for insurance regulation? In: *Journal of Financial Regulation and Compliance*, Bd. 21, Nr. 1, S. 4–15.
- CHAMBERS, A. E. / PENMAN, S. H. (1984): Timeliness of Reporting and the Stock Price Reaction to Earnings Announcements. In: *Journal of Accounting Research*, Bd. 22, Nr. 1, S. 21–47.
- CHANDRA, R. / BALACHANDRAN, B. V. (1990): A synthesis of alternative testing procedures for event studies. In: *Contemporary Accounting Research*, Bd. 6, Nr. 2, S. 611–640.
- CHANDRA, R. / MORIARITY, S. / WILLINGER, L. (1990): A Reexamination of the Power of Alternative Return-Generating Models and the Effect of Accounting for Cross-Sectional Dependencies in Event Studies. In: *Journal of Accounting Research*, Bd. 28, Nr. 2, S. 398–408.
- CHAREST, G. (1978): Dividend Information, Stock Returns and Market Efficiency – II. In: *Journal of Financial Economics*, Bd. 6, Nr. 2–3, S. 297–330.
- CHEN, L. / GAVER, J. J. / POTTIER, S. W. (2018): An Investigation of the Short-Run and Long-Run Stock Returns Surrounding Insurer Rating Changes. In: *Journal of Risk and Insurance*, Bd. 85, Nr. 1, S. 35–67.
- CHENG, J. / WEISS, M. A. (2012): The Role of RBC, Hurricane Exposure, Bond Portfolio Duration, and Macroeconomic and Industry-wide Factors in Property–Liability Insolvency Prediction. In: *Journal of Risk and Insurance*, Bd. 79, Nr. 3, S. 723–750.
- CHRISTENSEN, T. E. (2002): The Effects of Uncertainty on the Informativeness of Earnings: Evidence from the Insurance Industry in the Wake of Catastrophic Events. In: *Journal of Business Finance & Accounting*, Bd. 29, Nr. 1–2, S. 223–255.
- CHRISTENSEN, T. E. / GAVER, J. J. / STUERKE, P. S. (2005): The Relation Between Investor Uncertainty and Market Reactions to Earnings Announcements: Evidence from the Property-Casualty Insurance Industry in the USA. In: *Journal of Business Finance & Accounting*, Bd. 32, Nr. 1–2, S. 1–29.
- CHRISTENSEN, T. E. / HOYT, R. E. / PATERSON, J. S. (1999): Ex Ante Incentives for Earnings Management and the Informativeness of Earnings. In: *Journal of Business Finance & Accounting*, Bd. 26, Nr. 7&8, S. 807–832.
- COLE, C. R. / HE, E. / MCCULLOUGH, K. A. (2011): A Comprehensive Examination of Insurer Financial Strength Ratings. In: *SSRN Electronic Journal*. URL: <http://www.ssrn.com/abstract=1706318> (Stand: 17. 10. 2022).
- COLLINS, D. W. / DENT, W. T. (1984): A Comparison of Alternative Testing Methodologies Used in Capital Market Research. In: *Journal of Accounting Research*, Bd. 22, Nr. 1, S. 48–84.
- COOKE, T. E. (1989): Disclosure in the Corporate Annual Reports of Swedish Companies. In: *Accounting and Business Research*, Bd. 19, Nr. 74, S. 113–124.
- COPELAND, T. E. / WESTON, J. F. / SHASTRI, K. (2013): *Financial Theory and Corporate Policy*. 4. Auflage. O. A.
- CORRADO, C. J. (1989): A Nonparametric Test for Abnormal Security-Price Performance in Event Studies. In: *Journal of Financial and Economics*, Bd. 23, Nr. 2, S. 385–395.
- CORRADO, C. J. / ZIVNEY, T. L. (1992): The Specification and Power of the Sign Test in Event Study Hypothesis Tests Using Daily Stock Returns. In: *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Bd. 27, Nr. 3, S. 465–478.

## Literatur

- COWAN, A. R. (1992): Nonparametric Event Study Tests. In: *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Bd. 2, Nr. 4, S. 343–358.
- CREAN, A. / FOROUGHI, K. (2017): Solvency II one year on: One step forward, two steps back. In: *Willis Towers Watson/Autonomous*. URL: <https://www.willistowerswatson.com/-/media/WTW/Insights/2017/04/Solvency-II-One-Year-On.pdf?modified=20170508153219> (Stand: 12. 12. 2023).
- CROCKETT, A. (2002): Market discipline and financial stability. In: *Journal of Banking & Finance*, Bd. 26, Nr. 5, S. 977–987.
- CRONE, H. C. von der / HOCH, M. (2002): Nachhaltigkeit und Nachhaltigkeitsreporting. In: *Aktuelle juristische Praxis*, Bd. 11, S. 40–52.
- CUDE, B. J. (2005): Insurance Disclosures: An Effective Mechanism to Increase Consumers' Insurance Market Power? In: *Journal of Insurance Regulation*, Bd. 24, Nr. 2, S. 57–80.
- CUMMINS, J. D. / DANZON, P. M. (1997): Price, Financial Quality, and Capital Flows in Insurance Markets. In: *Journal of Financial Intermediation*, Bd. 6, Nr. 1, S. 3–38.
- CUMMINS, J. D. / DOHERTY, N. A. (2002): Capitalization of the Property-Liability Insurance Industry: Overview. In: *Journal of Financial Services Research*, Bd. 21, Nr. 1/2, S. 5–14.
- CUMMINS, J. D. / HARRINGTON, S. E. / KLEIN, R. W. (1995): Insolvency experience, risk-based capital, and prompt corrective action in property-liability insurance. In: *Journal of Banking & Finance*, Bd. 19, Nr. 3 - 4, S. 511–527.
- CUMMINS, J. D. / LEWIS, C. M. / WEI, R. (2006): The market value impact of operational loss events for US banks and insurers. In: *Journal of Banking & Finance*, Bd. 30, Nr. 10, S. 2605–2634.
- DANIELSSON, J. (2002): The emperor has no clothes: Limits to risk modelling. In: *Journal of Banking & Finance*, Bd. 26, Nr. 7, S. 1273–1296.
- DANIELSSON, J. / JORGESEN, B. N. / VRIES, C. G. de (2002): Incentives for effective risk management. In: *Journal of Banking & Finance*, Bd. 26, Nr. 7, S. 1407–1425.
- DANN, L. Y. (1981): Common Stock Repurchases – An Analysis of Returns to Bondholders and Stockholders. In: *Journal of Financial Economics*, Bd. 9, Nr. 2, S. 113–138.
- DAS, S. / PATTANAYAK, J. K. / PATHAK, P. (2008): The Effect of Quarterly Earnings Announcements on Sensex: A Case with Clustering of Events. In: *ICFAI Journal of Accounting Research*, Bd. 7, Nr. 4, S. 64–78.
- DAVIS, A. K. / PIGER, J. M. / SEDOR, L. M. (2012): Beyond the Numbers: Measuring the Information Content of Earnings Press Release Language. In: *Contemporary Accounting Research*, Bd. 29, Nr. 3, S. 845–868.
- DE CEUSTER, M. J. K. / MASSCHELEIN, N. (2003): Regulating Banks through Market Discipline: A Survey of the Issues. In: *Journal of Economic Surveys*, Bd. 17, Nr. 5, S. 749–766.
- DEL BRIO, E. B. / MIGUEL, A. / PEROTE, J. (2002): An investigation of insider trading profits in the Spanish stock market. In: *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Bd. 42, Nr. 1, S. 73–94.
- DEMIRGÜÇ-KUNT, A. / DETRAGIACHE, E. (2002): Does deposit insurance increase banking system stability? An empirical investigation. In: *Journal of Monetary Economics*, Bd. 49, Nr. 7, S. 1373–1406.

- DEUTSCHLANDFUNK (2020): *Die Bankenaufsicht im Wirecard-Skandal: Was ist die BaFin?* URL: <https://www.deutschlandfunk.de/die-bankenaufsicht-im-wirecard-skandal-was-ist-die-bafin-100.html> (Stand: 31.01.2024).
- DI GIORGIO, G. (2015): Financial Regulation and Supervision in Europe: Emerging Trends, Costs and Effectiveness. In: *The Costs and Benefits of Financial Regulation: Towards a Monitoring System*. Hrsg. von P. GARONNA. Rom.
- DICHEV, I. D. / PIOTROSKI, J. D. (2001): The Long-Run Stock Returns Following Bond Ratings Changes. In: *The Journal of Finance*, Bd. 56, Nr. 1, S. 173–203.
- DIEGELMANN, M. / SCHÖMIG, P. N. (2004): Einfluss der Ratingveränderung auf die fundamentale Unternehmensbewertung. In: *Handbuch Investor Relations*. Hrsg. von DIRK E. V. Wiesbaden, S. 443–456.
- DIMSON, E. / MARSH, P. (1986): Event Study Methodologies and the Size Effect – The Case of UK Press Recommendations. In: *Journal of Financial Economics*, Bd. 17, Nr. 1, S. 113–142.
- DIMSON, E. / MUSSAVIAN, M. (1998): A Brief History of Market Efficiency. In: *European Financial Management*, Bd. 4, Nr. 1, S. 91–103.
- DOHERTY, N. A. / PHILLIPS, R. D. (2002): Keeping up with the Joneses: Changing Rating Standards and the Buildup of Capital by U.S. Property-Liability Insurers. In: *Journal of Financial Services Research*, Bd. 21, Nr. 1/2, S. 55–78.
- DONG, M. (2014): Market Reaction to Transparency: An Empirical Study on Life Insurance Demand in Europe. In: *ICIR Working Paper Series*, Nr. 17/14. URL: <https://www.econstor.eu/handle/10419/100664> (Stand: 30.04.2024).
- DONG, M. (2016): The Impact of Firm-Level Transparency on the Risk Decisions of Insurers: Evidence from an Empirical Study. In: *ICIR Working Paper Series*, Nr. 14/14. URL: <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/96517/1/783715463.pdf> (Stand: 30.04.2024).
- DORFLEITNER, G. (2002): Stetige versus diskrete Renditen: Überlegungen zur richtigen Verwendung beider Begriffe in Theorie und Praxis. In: *Kredit und Kapital*, Bd. 35, Nr. 2, S. 216–241.
- DOWNS, D. H. / SOMMER, D. W. (1999): Monitoring, Ownership, and Risk-Taking: The Impact of Guaranty Funds. In: *The Journal of Risk and Insurance*, Bd. 66, Nr. 3, S. 477–497.
- DOYLE, J. T. / MAGILKE, M. J. (2009): The Timing of Earnings Announcements: An Examination of the Strategic Disclosure Hypothesis. In: *The Accounting Review*, Bd. 84, Nr. 1, S. 157–182.
- DURBIN, J. / WATSON, G. S. (1951): Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression. II. In: *Biometrika*, Bd. 38, Nr. 1/2, S. 159–177.
- DÜSTERLHO, J.-E. von / HUBER, J.-A. (2004): Analysten- und Investorenkonferenzen. In: *Handbuch Investor Relations*. Hrsg. von DIRK E. V. Wiesbaden, S. 185–200.
- DÜSTERLHO, J.-E. von / PÖHLSSEN, M. (2004): Credit-Rating. In: *Handbuch Investor Relations*. Hrsg. von DIRK E. V. Wiesbaden, S. 443–456.
- DYCKMAN, T. / PHILBRICK, D. / STEPHAN, J. (1984): A Comparison of Event Study Methodologies Using Daily Stock Returns: A Simulation Approach. In: *Journal of Accounting Research*, Bd. 22, S. 1–30.
- EDERINGTON, L. H. / YAWITZ, J. B. / ROBERTS, B. E. (1987): The Information Content of Bond Ratings. In: *Journal of Financial Research*, Bd. 10, Nr. 3, S. 211–226.

## Literatur

- EIOPA (2014): *Technical Specification for the Preparatory Phase (Part I) (EIOPA 14/209)*. URL: [https://www.asf.com.pt/NR/rdonlyres/359F79DF-586C-42D0-8064-97811541C23F/0/A\\_\\_Technical\\_Specification\\_for\\_the\\_Preparatory\\_Phase\\_\\_Part\\_I\\_.pdf](https://www.asf.com.pt/NR/rdonlyres/359F79DF-586C-42D0-8064-97811541C23F/0/A__Technical_Specification_for_the_Preparatory_Phase__Part_I_.pdf) (Stand: 08.01.2023).
- EISEN, R. (1986): Wettbewerb und Regulierung in der Versicherung: Die Rolle asymmetrischer Information. In: *Schweizer Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik*, Bd. 3, S. 339–358.
- ELING, M. (2012): What Do We Know About Market Discipline in Insurance? In: *Risk Management and Insurance Review*, Bd. 15, Nr. 2, S. 185–223.
- ELING, M. / PANKOKE, D. (2016): Costs and Benefits of Financial Regulation: An Empirical Assessment for Insurance Companies. In: *The Geneva Papers on Risk and Insurance - Issues and Practice*, Bd. 41, Nr. 4, S. 529–554.
- ELING, M. / SCHMEISER, H. (2010): Insurance and the Credit Crisis: Impact and Ten Consequences for Risk Management and Supervision. In: *The Geneva Papers on Risk and Insurance - Issues and Practice*, Bd. 35, Nr. 1, S. 9–34.
- ELING, M. / SCHMIT, J. T. (2012): Is There Market Discipline in the European Insurance Industry? An Analysis of the German Insurance Market. In: *The Geneva Risk and Insurance Review*, Bd. 37, Nr. 2, S. 180–207.
- ELING, M. / KLEIN, R. W. / SCHMIT, J. T. (2009): *Insurance Regulation in the United States and the European Union: A Comparison*. URL: [https://www.independent.org/pdf/policy\\_reports/2009-11-05-comparison.pdf](https://www.independent.org/pdf/policy_reports/2009-11-05-comparison.pdf) (Stand: 22.04.2024).
- ELLIS, H. (1990): Government Regulation of Insurance Companies. In: *A Guide to Insurance Management*. Hrsg. von DIACON. London, S. 277–289.
- EPERMANIS, K. / HARRINGTON, S. E. (2006): Market Discipline in Property/Casualty Insurance: Evidence from Premium Growth Surrounding Changes in Financial Strength Ratings. In: *Journal of Money, Credit and Banking*, Bd. 38, Nr. 6, S. 1515–1544.
- ERMERT, O. (2016): Solvency II: Übergangsmaßnahmen zur Rückstellungsbewertung – Eine erste Bestandsaufnahme. In: *BaFin Journal*, Nr. März 2016. URL: [https://www.bafin.de/SharedDocs/Veroeffentlichungen/DE/Fachartikel/2016/fa\\_bj\\_1603\\_lebensversicherer.html](https://www.bafin.de/SharedDocs/Veroeffentlichungen/DE/Fachartikel/2016/fa_bj_1603_lebensversicherer.html) (Stand: 30.11.2023).
- EUROPÄISCHE KOMMISSION (2002): *Verordnung (EG) Nr. 1606/2002 des Europäischen Parlaments und des Rates vom 19. Juli 2002 betreffend die Anwendung internationaler Rechnungslegungsstandards*. URL: <https://eur-lex.europa.eu/legal-content/DE/ALL/?uri=CELEX:32002R1606> (Stand: 01.03.2024).
- EUROPÄISCHE KOMMISSION (2004): *Richtlinie 2004/109/EG des Europäischen Parlaments und des Rates vom 15. Dezember 2004 zur Harmonisierung der Transparenzanforderungen in Bezug auf Informationen über Emittenten, deren Wertpapiere zum Handel auf einem geregelten Markt zugelassen sind, und zur Änderung der Richtlinie 2001/34/EG*. URL: <https://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=OJ:L:2004:390:0038:0057:DE:PDF> (Stand: 01.03.2024).
- EUROPÄISCHE KOMMISSION (2013): *Richtlinie 2013/50/EU des Europäischen Parlaments und des Rates vom 22. Oktober 2013 zur Änderung der Richtlinie 2004/109/EG des Europäischen Parlaments und des Rates zur Harmonisierung der Transparenzanforderungen in Bezug auf Informationen über Emittenten, deren Wertpapiere zum Handel auf einem geregelten Markt zugelassen sind, der Richtlinie*



- 2003/71/EG des Europäischen Parlaments und des Rates betreffend den Prospekt, der beim öffentlichen Angebot von Wertpapieren oder bei deren Zulassung zum Handel zu veröffentlichen ist, sowie der Richtlinie 2007/14/EG der Kommission mit Durchführungsbestimmungen zu bestimmten Vorschriften der Richtlinie 2004/109/EG. URL: <https://eur-lex.europa.eu/legal-content/DE/TXT/PDF/?uri=CELEX:32013L0050> (Stand: 25.04.2024).
- EUROPÄISCHE KOMMISSION (2014a): *Delegierte Verordnung (EU) 2015/35 der Kommission vom 10. Oktober 2014 zur Ergänzung der Richtlinie 2009/138/EG des Europäischen Parlaments und des Rates betreffend die Aufnahme und Ausübung der Versicherungs- und der Rückversicherungstätigkeit (Solvabilität II) Text von Bedeutung für den EWR*. URL: <https://eur-lex.europa.eu/legal-content/DE/TXT/PDF/?uri=CELEX:32015R0035> (Stand: 01.03.2024).
- EUROPÄISCHE KOMMISSION (2014b): *Richtlinie 2014/51/EU des Europäischen Parlaments und des Rates vom 16. April 2014 zur Änderung der Richtlinien 2003/71/EG und 2009/138/EG und der Verordnungen (EG) Nr. 1060/2009, (EU) Nr. 1094/2010 und (EU) Nr. 1095/2010 im Hinblick auf die Befugnisse der Europäischen Aufsichtsbehörde (Europäische Aufsichtsbehörde für das Versicherungswesen und die betriebliche Altersversorgung) und der Europäischen Aufsichtsbehörde (Europäische Wertpapier- und Marktaufsichtsbehörde)*. URL: <https://eur-lex.europa.eu/legal-content/DE/TXT/?uri=CELEX:32014L0051> (Stand: 01.03.2024).
- EUROPÄISCHE KOMMISSION (2014c): *Verordnung (EU) Nr. 596/2014 des Europäischen Parlaments und des Rates vom 16. April 2014 über Marktmissbrauch (Marktmissbrauchsverordnung) und zur Aufhebung der Richtlinie 2003/6/EG des Europäischen Parlaments und des Rates und der Richtlinien 2003/124/EG, 2003/125/EG und 2004/72/EG der Kommission*. URL: <https://eur-lex.europa.eu/legal-content/DE/TXT/PDF/?uri=CELEX:32014R0596> (Stand: 14.03.2024).
- EUROPÄISCHE KOMMISSION (2016): *Richtlinie 2009/138/EG des Europäischen Parlaments und des Rates vom 25. November 2009 betreffend die Aufnahme und Ausübung der Versicherungs- und der Rückversicherungstätigkeit (Solvabilität II) (Neufassung) (Stand: 01.01.2016)*. URL: <https://eur-lex.europa.eu/legal-content/DE/TXT/PDF/?uri=CELEX:32009L0138> (Stand: 01.03.2024).
- EUROPÄISCHE KOMMISSION (2018): *Richtlinie 2009/138/EG des Europäischen Parlaments und des Rates vom 25. November 2009 betreffend die Aufnahme und Ausübung der Versicherungs- und der Rückversicherungstätigkeit (Solvabilität II) (Neufassung) (Stand: 19.06.2018)*. URL: <https://eur-lex.europa.eu/legal-content/DE/TXT/PDF/?uri=CELEX:02009L0138-20190113&from=EN> (Stand: 01.03.2024).
- EUROPÄISCHES PARLAMENT (2021): *Der Europäische Wirtschaftsraum (EWR), die Schweiz und der Norden*. URL: [https://www.europarl.europa.eu/ftu/pdf/de/FTU\\_5.5.3.pdf](https://www.europarl.europa.eu/ftu/pdf/de/FTU_5.5.3.pdf) (Stand: 29.01.2022).
- EUROPEAN SYSTEMIC RISK BOARD (2020): *Enhancing the macroprudential dimension of Solvency II*. URL: [https://www.esrb.europa.eu/pub/pdf/reports/esrb.200226\\_enhancingmacroprudentialdimensionsolvency2~1264e30795.en.pdf](https://www.esrb.europa.eu/pub/pdf/reports/esrb.200226_enhancingmacroprudentialdimensionsolvency2~1264e30795.en.pdf).
- EVERLING, O. (2004): *Ratingagenturen*. In: *Handbuch Investor Relations*. Hrsg. von DIRK E. V. Wiesbaden, S. 325–348.
- FAH, C. F. / SIN, L. H. (2014): *Relationship between Earnings Response Coefficient of Insurance Firms and ExGrowth Opportunities, Earned Premium Incomes and Commissions in Malaysia*. In: *International Business Research*, Bd. 7, Nr. 6, S. 164–173.

## Literatur

- FAMA, E. F. (1970): Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. In: *Journal of Finance*, Bd. 25, Nr. 2, S. 383–417.
- FAMA, E. F. (1976): *Foundations of Finance - Portfolio Decisions and Security Prices*. New York.
- FAMA, E. F. (1991): Efficient Capital Markets: II. In: *Journal of Finance*, Bd. 46, Nr. 5, S. 1575–1617.
- FAMA, E. F. (1965): The Behavior of Stock Market Prices. In: *Journal of Business*, Bd. 38, Nr. 1, S. 34–105.
- FAMA, E. F. / FISHER, L. / JENSEN, M. C. / ROLL, R. (1969): The Adjustment of Stock Prices to New Information. In: *International Economic Review*, Bd. 10, Nr. 1, S. 1–21.
- FAMA, E. F. / FRENCH, K. R. (1993): Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds. In: *Journal of Financial Economics*, Bd. 33, Nr. 1, S. 3–56.
- FARMER, J. D. / GALLEGATI, M. / HOMMES, C. / KIRMAN, A. / ORMEROD, P. / CINCOTTI, S. / SANCHEZ, A. / HELBING, D. (2012): A complex systems approach to constructing better models for managing financial markets and the economy. In: *The European Physical Journal Special Topics*, Bd. 214, Nr. 1, S. 295–324.
- FARNY, D. (2001): Zur Analyse und Aussagefähigkeit von Konzernjahresabschlüssen deutscher Versicherungskonzerne. In: *Rechnungslegung von Versicherungsunternehmen: Festschrift zum 70. Geburtstag von Dr. Horst Richter*. Hrsg. von G. GEIB. Düsseldorf, S. 89–109.
- FARNY, D. (2011): *Versicherungsbetriebslehre*. 5. Auflage. Karlsruhe.
- FELTON, J. / JAIN, P. (2019): True Returns: Adjusting Stock Prices for Cash Dividends and Stock Splits. In: *SSRN Electronic Journal*. URL: [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=3354728](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3354728) (Stand: 30.01.2022).
- FINK, J. (2021): A review of the Post-Earnings-Announcement Drift. In: *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, Bd. 29, S. 1–13.
- FINKE, G. (1971): *Bedeutung, Aufstellung und Aussage des Konzernabschlusses der Versicherungsaktiengesellschaften*. Berlin.
- FIORDELISI, F. / SOANA, M.-G. / SCHWIZER, P. (2013): The determinants of reputational risk in the banking sector. In: *Journal of Banking & Finance*, Bd. 37, Nr. 5, S. 1359–1371.
- FIORDELISI, F. / SOANA, M.-G. / SCHWIZER, P. (2014): Reputational losses and operational risk in banking. In: *The European Journal of Finance*, Bd. 20, Nr. 2, S. 105–124.
- FIRK, S. / HENNIG, J. C. / WOLFF, M. (2021): Conference Calls aktiv gestalten. In: *Controlling & Management Review*, Bd. 65, Nr. 1, S. 30–38.
- FLANNERY, M. J. (2001): The Faces of "Market Discipline". In: *Journal of Financial Services Research*, Bd. 20, Nr. 2/3, S. 107–119.
- FLANNERY, M. J. (1998): Using Market Information in Prudential Bank Supervision: A Review of the U.S. Empirical Evidence. In: *Journal of Money, Credit and Banking*, Bd. 30, Nr. 3, S. 273–305.
- FRANCIS, J. / SCHIPPER, K. / VINCENT, L. (2002a): Earnings announcements and competing information. In: *Journal of Accounting and Economics*, Bd. 33, Nr. 3, S. 313–342.
- FRANCIS, J. / SCHIPPER, K. / VINCENT, L. (2002b): Expanded Disclosures and the Increased Usefulness of Earnings Announcements. In: *Accounting Review*, Bd. 77, Nr. 3, S. 515–546.

- FRANKFURTER WERTPAPIERBÖRSE (2024): *Börsenordnung für die Frankfurter Wertpapierbörse* (Stand: 08.04.2024). URL: [https://www.deutsche-boerse-cash-market.com/resource/blob/35136/cfccc698d7c7b101e3a27632d845a7d1/data/2024\\_04\\_08\\_fwb\\_boersenordnung.pdf](https://www.deutsche-boerse-cash-market.com/resource/blob/35136/cfccc698d7c7b101e3a27632d845a7d1/data/2024_04_08_fwb_boersenordnung.pdf) (Stand: 26.04.2024).
- FROMME, H. (2020): Rekordschäden durch Covid. In: *Süddeutsche Zeitung*. URL: <https://www.sueddeutsche.de/wirtschaft/versicherer-rekordschaeden-durch-covid-1.4907604?print=true> (Stand: 04.01.2024).
- GATZERT, N. / HEIDINGER, D. (2019): An Empirical Analysis of Market Reactions to the First Solvency and Financial Condition Reports in the European Insurance Industry. In: *Journal of Risk and Insurance*, S. 1–30.
- GAULKE, J. (2004): Investor Relations im Internet. In: *Handbuch Investor Relations*. Hrsg. von D. E.V. Wiesbaden, S. 145–172.
- GAVISH, B. / KALAY, A. (1983): On the Asset Substitution Problem. In: *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Bd. 18, Nr. 1, S. 21–30.
- EL-GAZZAR, S. M. (1998): Predisclosure Information and Institutional Ownership: A Cross-Sectional Examination of Market Revaluations during Earnings Announcement Periods. In: *The Accounting Review*, Bd. 73, Nr. 1, S. 305–333.
- GELB, D. S. / ZAROWIN, P. (2002): Corporate Disclosure Policy and the Informativeness of Stock Prices. In: *Review of Accounting Studies*, Bd. 7, Nr. 1, S. 33–52.
- GERPOTT, T. J. / JAKOPIN, N. M. (2006): Ereignisstudien - Eine kapitalmarktorientierte Methodik zur Bewertung der betriebswirtschaftlichen Erfolgssimplikationen von neuen unternehmensbezogenen Informationen. In: *ZfTM Schriftenreihe zu aktuellen Themen der Telekommunikations- und Medienwirtschaft*, Bd. 65, S. 1–17.
- GILBERT, R. A. (1990): Market Discipline of Bank Risk: Theory and Evidence. In: *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Bd. 72, S. 3–18.
- GILLET, R. / HÜBNER, G. / PLUNUS, S. (2010): Operational risk and reputation in the financial industry. In: *Journal of Banking & Finance*, Bd. 34, Nr. 1, S. 224–235.
- GILSON, R. J. / KRAAKMAN, R. (2014): Market Efficiency after the Financial Crisis: It's Still a Matter of Information Costs. In: *Virginia Law Review*, Bd. 100, Nr. 2, S. 313–375.
- GODFREY, L. G. (1978): Testing Against General Autoregressive and Moving Average Error Models when the Regressors Include Lagged Dependent Variables. In: *Econometrica*, Bd. 46, Nr. 6, S. 1293–1301.
- GOH, J. C. / EDERINGTON, L. H. (1993): Is a Bond Rating Downgrade Bad News, Good News or No News for Stockholders? In: *Journal of Finance*, Bd. 48, Nr. 5, S. 2001–2008.
- GRACE, M. F. / KAMIYA, S. / KLEIN, R. W. / ZANJANI, G. H. (2019): Market Discipline and Guaranty Funds in Life Insurance. In: *SSRN Electronic Journal*. URL: <http://www.ssrn.com/abstract=2597052> (Stand: 27.05.2023).
- GRAVES, S. B. / WADDOCK, S. A. (1990): Institutional ownership and control: implications for long-term corporate strategy. In: *Academy of Management Perspectives*, Bd. 4, Nr. 1, S. 75–83.
- GRIFFIN, P. A. (2003): Got Information? Investor Response to Form 10-K and Form 10-Q EDGAR Filings. In: *Review of Accounting Studies*, Bd. 8, S. 433–460.

## Literatur

- GROPP, R. / RICHARDS, A. J. (2001): Rating Agency Actions and the Pricing of Debt and Equity of European Banks: What Can We Infer about Private Sector Monitoring of Bank Soundness? Working Paper Nr. 76. European Central Bank. URL: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp076.pdf> (Stand: 15.04.2024).
- GRÜNDL, H. / KRAFT, M., Hrsg. (2019): *Solvency II - eine Einführung: Grundlagen der neuen Versicherungsaufsicht*. 3. Auflage. Karlsruhe.
- GRÜNDL, H. / SCHLÜTTER, S. (2019): Solvabilitätsrechnung als Ausgangspunkt. In: *Solvency II – Eine Einführung: Grundlagen der neuen Versicherungsaufsicht*. 3. Auflage. Karlsruhe, S. 41–50.
- GRÜNDL, H. / WINTER, M. (2005): Risikomaße in der Solvenzsteuerung von Versicherungsunternehmen. In: *Solvency II & Risikomanagement: Umbruch in der Versicherungswirtschaft*. Hrsg. von H. GRÜNDL / H. PERLET. Wiesbaden, S. 183–204.
- GRÜNING, M. (2011): *Publizität börsennotierter Unternehmen*. Neue betriebswirtschaftliche Forschung Band 376. Wiesbaden.
- HAGERMAN, R. L. (1978): More Evidence on the Distribution of Security Returns. In: *Journal of Finance*, Bd. 33, Nr. 4, S. 1213–1221.
- HALEK, M. / ECKLES, D. L. (2010): Effects of Analysts' Ratings on Insurer Stock Returns: Evidence of Asymmetric Responses. In: *Journal of Risk and Insurance*, Bd. 77, Nr. 4, S. 801–827.
- HAND, J. R. M. / HOLTHAUSEN, R. W. / LEFTWICH, R. W. (1992): The Effect of Bond Rating Agency Announcements on Bond and Stock Prices. In: *Journal of Finance*, Bd. 47, Nr. 2, S. 733–752.
- HARMELINK, P. J. (1974): Prediction of Best's General Policyholders' Ratings. In: *The Journal of Risk and Insurance*, Bd. 41, Nr. 4, S. 621–632.
- HARRINGTON, S. E. (2004): Market discipline in insurance and reinsurance. In: *Market Discipline Across Countries and Industries*. Hrsg. von C. BORIO / W. C. HUNTER / G. KAUFMAN / K. TSATSARONIS. Bd. 1. Cambridge, S. 159–173.
- HARRINGTON, S. E. (2009): The Financial Crisis, Systemic Risk, and the Future of Insurance Regulation. In: *Journal of Risk and Insurance*, Bd. 76, Nr. 4, S. 785–819.
- HARRINGTON, S. E. / SHRIDER, D. G. (2007): All Events Induce Variance: Analyzing Abnormal Returns When Effects Vary across Firms. In: *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Bd. 42, Nr. 1, S. 229–256.
- HARTUNG, T. (2005): Überprüfungsverfahren und Marktdisziplin als Instrumente der Versicherungsaufsicht. In: *Solvency II & Risikomanagement: Umbruch in der Versicherungswirtschaft*. Hrsg. von H. GRÜNDL / H. PERLET. Wiesbaden, S. 53–70.
- HARTUNG, T. / HELTEN, E. (2004): Modernisierung versicherungswirtschaftlicher Eigenkapitalnormen durch Solvency II. In: *Finanz Betrieb*, Bd. 4, S. 293–303.
- HÄUSELE, S. (1997): „Investor Relations“: Grundlagen und Bedeutung in der Versicherungswirtschaft. In: *Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft*, Bd. 86, Nr. 1-2, S. 131–155.
- HEDDERICH, J. / SACHS, L. (2016): *Angewandte Statistik: Methodensammlung mit R*. 15. Auflage. Berlin Heidelberg.
- HEINLE, M. S. / SMITH, K. C. (2017): A Theory of Risk Disclosure. In: *Review of Accounting Studies*, Bd. 22, Nr. 4, S. 1459–1491.

- HELBING, D. (2010): Systemic Risks in Society and Economics. In: *International Risk Governance Council: The Emergence of Risks: Contributing Factors*. URL: [https://irgc.org/wp-content/uploads/2018/09/Systemic\\_Risks\\_Helbing2.pdf](https://irgc.org/wp-content/uploads/2018/09/Systemic_Risks_Helbing2.pdf) (Stand: 15.03.2024).
- HELBOK, G. / WAGNER, C. (2006): Determinants of Operational Risk Reporting in the Banking Industry. In: *SSRN Electronic Journal*. URL: [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=425720](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=425720) (Stand: 01.03.2024).
- HENDERSON, G. V. (1990): Problems and Solutions in Conducting Event Studies. In: *The Journal of Risk and Insurance*, Bd. 57, Nr. 2, S. 282–306.
- HENRY, E. (2008): Are Investors Influenced By How Earnings Press Releases Are Written? In: *Journal of Business Communication*, Bd. 45, Nr. 4, S. 363–407.
- HENRY, E. / LEONE, A. J. (2016): Measuring Qualitative Information in Capital Markets Research: Comparison of Alternative Methodologies to Measure Disclosure Tone. In: *The Accounting Review*, Bd. 91, Nr. 1, S. 153–178.
- HESBERG, D. (1976): Anmerkungen zur Ausstattung der deutschen Schaden-Versicherungsunternehmen mit Sicherheitskapital nach der Novellierung des Versicherungsaufsichtsgesetzes durch das Erste Durchführungsgesetz/EWG zum VAG. In: *Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft*, Bd. 65, S. 379–437.
- HEW, D. / SKERRATT, L. / STRONG, N. / WALKER, M. (1996): Post-earnings-announcement Drift: Some Preliminary Evidence for the UK. In: *Accounting and Business Research*, Bd. 26, Nr. 4, S. 283–293.
- HOFFMANN, J. P. (2021): *Linear Regression Models: Applications in R*. Boca Raton.
- HOLLAND, J. (2006): Fund management, intellectual capital, intangibles and private disclosure. In: *Managerial Finance*, Bd. 32, Nr. 4, S. 277–316.
- HOLLANDER, M. / WOLFE, D. A. / CHICKEN, E. (2014): *Nonparametric Statistical Methods*. 3. Auflage. Hoboken, New Jersey.
- HOLLER, J. (2012): *Event Study-Methodik und statistische Signifikanz*. Edewecht, Oldenburg.
- HOLTHAUSEN, R. W. / LEFTWICH W., R. (1986): The Effect of Bond Rating Changes on Common Stock Prices. In: *Journal of Financial Economics*, Bd. 17, Nr. 1, S. 57–89.
- HÖRING, D. / GRÜNDL, H. (2011): Investigating Risk Disclosure Practices in the European Insurance Industry. In: *The Geneva Papers on Risk and Insurance - Issues and Practice*, Bd. 36, Nr. 3, S. 380–413.
- HUDSON, R. S. / GREGORIOU, A. (2015): Calculating and comparing security returns is harder than you think: A comparison between logarithmic and simple returns. In: *International Review of Financial Analysis*, Bd. 38, S. 151–162.
- HUFFEL, G. van / JOOS, P. / OOGHE, H. (1996): Semi-annual earnings announcements and market reaction: some recent findings for a small capital market. In: *European Accounting Review*, Bd. 5, Nr. 4, S. 693–713.
- HUNG, M. / LI, X. / WANG, S. (2015): Post-Earnings-Announcement Drift in Global Markets: Evidence from an Information Shock. In: *The Review of Financial Studies*, Bd. 28, Nr. 4, S. 1242–1283.
- HÜTTEN, C. / KÜTING, K. (2001): Geschäftsbericht. In: *Investor Relations am Neuen Markt*. Hrsg. von A.-K. ACHLEITNER / A. BASSEN. Stuttgart, S. 489–508.

## Literatur

- INCE, O. S. / PORTER, R. B. (2006): Individual equity return data from Thomson Datastream: Handle with Care! In: *Journal of Financial Research*, Bd. 29, Nr. 4, S. 463–479.
- INSURANCE EUROPE (2018): *European Insurance in Figures: 2016 data*. URL: <https://insuranceeurope.eu/publications/2300/european-insurance-in-figures-2016-data/> (Stand: 26. 11. 2023).
- INTERNATIONAL ACCOUNTING STANDARDS BOARD (IASB) (2018): *Conceptual Framework for Financial Reporting*. URL: <https://www.ifrs.org/content/dam/ifrs/publications/pdf-standards/english/2021/issued/part-a/conceptual-framework-for-financial-reporting.pdf> (Stand: 02. 02. 2024).
- INTERNATIONAL ACCOUNTING STANDARDS BOARD (IASB) (2024): *International Accounting Standards (IAS) 1 Presentation of Financial Statements (Standard von 2024)*. URL: <https://www.ifrs.org/issued-standards/list-of-standards/ias-1-presentation-of-financial-statements.html/content/dam/ifrs/publications/html-standards/english/2024/issued/ias1/> (Stand: 01. 03. 2024).
- JACOBS, J. / VAN VUUREN, G. (2013): Applying lessons learnt from deficiencies in the basel accords to Solvency II. In: *Journal of Economic and Financial Sciences*, Bd. 6, Nr. 2, S. 309–328.
- JACOBS, M. T. (1991): *Short-Term America: The Causes and Cures of Our Business Myopia*. Boston, Massachusetts.
- JAFFE, J. F. (1974): Special Information and Insider Trading. In: *Journal of Business*, Bd. 47, Nr. 3, S. 410–428.
- JAIN, P. C. (1986): Analyses of the Distribution of Security Market Model Prediction Errors for Daily Returns Data. In: *Journal of Accounting Research*, Bd. 24, Nr. 1, S. 76–96.
- JENSEN, M. C. / MECKLING, W. H. (1976): Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. In: *Journal of Financial Economics*, Bd. 3, Nr. 4, S. 305–360.
- JORDAN, J. S. / PEEK, J. / ROSENGREN, E. S. (2000): The Market Reaction to the Disclosure of Supervisory Actions: Implications for Bank Transparency. In: *Journal of Financial Intermediation*, Bd. 9, Nr. 3, S. 298–319.
- JORGENSEN, B. N. / KIRSCHENHEITER, M. T. (2003): Discretionary Risk Disclosures. In: *Accounting Review*, Bd. 78, Nr. 2, S. 449–469.
- JORION, P. (2002): How Informative Are Value-at-Risk Disclosures? In: *Accounting Review*, Bd. 77, Nr. 4, S. 911–931.
- JUST GROUP PLC (2017): *Solvency and Financial Condition Report as at 31 December 2016*. URL: <https://www.justgroupplc.co.uk/~//media/Files/J/JRMS-IR/investor-docs/financial-reports-and-presentations/Regulatory%20returns/Just%20Group%20plc%20Solvency%20and%20Financial%20Condition%20Report%20as%20at%2031%20December%202016.pdf> (Stand: 12. 08. 2023).
- KAJÜTER, P. / LESSENICH, A. / NIENHAUS, M. / GEMMERN, F. van (2022): Consequences of Interim Reporting: A Literature Review and Future Research Directions. In: *European Accounting Review*, Bd. 31, Nr. 1, S. 209–239.

- KARAS, A. / PYLE, W. / SCHOORS, K. (2013): Deposit Insurance, Banking Crises, and Market Discipline: Evidence from a Natural Experiment on Deposit Flows and Rates. In: *Journal of Money, Credit and Banking*, Bd. 45, Nr. 1, S. 179–200.
- KASZNIK, R. / MCNICHOLS, M. F. (2002): Does Meeting Earnings Expectations Matter? Evidence from Analyst Forecast Revisions and Share Prices. In: *Journal of Accounting Research*, Bd. 40, Nr. 3, S. 727–759.
- KATZ, S. (1974): The Price Adjustment Process of Bonds to Rating Reclassifications: A Test of Bond Market Efficiency. In: *Journal of Finance*, Bd. 29, Nr. 2, S. 551–559.
- KENTON, W. (2020): 10-K. Publication Title: 10-K. URL: <https://www.investopedia.com/terms/1/10-k.asp> (Stand: 27. 05. 2021).
- KIELHOLZ, W. (2000): The Cost of Capital for Insurance Companies. In: *The Geneva Papers on Risk and Insurance - Issues and Practice*, Bd. 25, Nr. 1, S. 4–24.
- KIRCHHOFF, K. R. (2005): Grundlagen der Investor Relations. In: *Praxishandbuch Investor Relations: Das Standardwerk der Finanzkommunikation*. Hrsg. von K. R. KIRCHHOFF / M. PIWINGER. Wiesbaden, S. 31–54.
- KLEIN, A. / ROSENFELD, J. (1987): The Influence of Market Conditions on Event-Study Residuals. In: *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Bd. 22, Nr. 3, S. 345–351.
- KOLARI, J. W. / PYNNÖNEN, S. (2005): Event-Study Methodology: Correction for Cross-Sectional Correlation in Standardized Abnormal Return Tests. In: *Working Paper*. URL: <https://core.ac.uk/download/pdf/270104385.pdf> (Stand: 14. 07. 2022).
- KOLARI, J. W. / PYNNÖNEN, S. (2008): Generalized Rank Test for Testing Cumulative Abnormal Returns in Event Studies. In: *Working Paper*, S. 1–34. URL: <https://efmaefm.org/0efnameetings/EFMA%20ANNUAL%20MEETINGS/2009-Milan/papers/137.pdf> (Stand: 02. 04. 2024).
- KOLARI, J. W. / PYNNÖNEN, S. (2010): Event Study Testing with Cross-sectional Correlation of Abnormal Returns. In: *Review of Financial Studies*, Bd. 23, Nr. 11, S. 3996–4025.
- KOLARI, J. W. / PYNNÖNEN, S. (2011): Nonparametric rank tests for event studies. In: *Journal of Empirical Finance*, Bd. 18, Nr. 5, S. 953–971.
- KOTHARI (2001): Capital markets research in accounting. In: *Journal of Accounting and Economics*, Bd. 31, Nr. 1-3, S. 105–231.
- KPMG (2002): *Study into the methodologies to assess the overall financial position of an insurance undertaking from the perspective of prudential supervision*. URL: [https://www.knf.gov.pl/knf/pl/komponenty/img/Assessment\\_of\\_the\\_overall\\_financial\\_position\\_of\\_an\\_insuranc\\_18428.pdf](https://www.knf.gov.pl/knf/pl/komponenty/img/Assessment_of_the_overall_financial_position_of_an_insuranc_18428.pdf) (Stand: 24. 07. 2023).
- KRAFT, M. / NOLTE, A. (2005): Risikoberichterstattung von Versicherungsunternehmen — Analyse der Risikoberichte im Zeitablauf. In: *Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft*, Bd. 94, Nr. 3, S. 423–455.
- KRAVET, T. / MUSLU, V. (2013): Textual risk disclosures and investors' risk perceptions. In: *Review of Accounting Studies*, Bd. 18, Nr. 4, S. 1088–1122.
- KREUTZER, M. / WAGNER, J. (2013): New Solvency Regulation: What CEOs of Insurance Companies Think. In: *The Geneva Papers on Risk and Insurance - Issues and Practice*, Bd. 38, Nr. 2, S. 213–249.

## Literatur

- KRIVIN, D. / PATTON, R. / ROSE, E. / TABAK, D. (2003): Determination of the Appropriate Event Window Length in Individual Stock Event Studies. In: *Working Paper*, S. 1–24. URL: [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=466161](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=466161) (Stand: 28.09.2023).
- KRUEGER, T. M. / JOHNSON, K. H. (1991): Parameter specifications that make little difference in anomaly studies. In: *Journal of Business Finance & Accounting*, Bd. 18, Nr. 4, S. 567–582.
- KUNZ, R. M. (1998): Das Shareholder-Value-Konzept: Wertsteigerung durch eine aktionärsorientierte Unternehmensstrategie. In: *Wertorientierte Unternehmensführung: Perspektiven und Handlungsfelder für die Wertsteigerung von Unternehmen*. Hrsg. von M. BRUHN / M. LUSTI / W. R. MÜLLER / H. SCHIERENBECK / T. STUDER. Wiesbaden, S. 391–412.
- LACKMANN, J. (2010): Die Auswirkungen der Nachhaltigkeitsberichterstattung auf den Kapitalmarkt: eine empirische Analyse. Diss. Wiesbaden: Universität Bochum.
- LAIDROO, L. (2008): Public announcement induced market reactions on Baltic stock exchanges. In: *Baltic Journal of Management*, Bd. 3, Nr. 2, S. 174–192.
- LAIDROO, L. / GRIGALIUNIENE, Z. (2012): Testing for asymmetries in price reactions to quarterly earnings announcements on Tallinn, Riga and Vilnius Stock Exchanges during 2000–2009. In: *Baltic Journal of Economics*, Bd. 12, Nr. 1, S. 61–86.
- LAMBERT, R. / LEUZ, C. / VERRECCHIA, R. E. (2007): Accounting Information, Disclosure, and the Cost of Capital. In: *Journal of Accounting Research*, Bd. 45, Nr. 2, S. 385–420.
- LANDSMAN, W. R. / MAYDEW, E. L. (2002): Has the Information Content of Quarterly Earnings Announcements Declined in the Past Three Decades? In: *Journal of Accounting Research*, Bd. 40, Nr. 3, S. 797–808.
- LEADBETTER, D. / DIBRA, S. (2008): Why Insurers Fail: The Dynamics of Property and Casualty Insurance Insolvency in Canada. In: *The Geneva Papers on Risk and Insurance - Issues and Practice*, Bd. 33, Nr. 3, S. 464–488.
- LEE, J. C. / LEE, C. F. / LEE, A. C. (2016): *Financial analysis, planning & forecasting: theory and application*. 3. Auflage. New Jersey.
- LEE, S.-J. / MAYERS, D. / SMITH, C. W. (1997): Guaranty funds and risk-taking evidence from the insurance industry. In: *Journal of Financial Economics*, Bd. 44, Nr. 1, S. 3–24.
- LEHN, J. / WEGMANN, H. (2004): *Einführung in die Statistik*. 4. Auflage. Wiesbaden.
- LEUZ, C. / VERRECCHIA, R. E. (2000): The Economic Consequences of Increased Disclosure. In: *Journal of Accounting Research*, Bd. 38, S. 91–124.
- LEV, B. (1988): Toward a Theory of Equitable and Efficient Accounting Policy. In: *Accounting Review*, Bd. 63, Nr. 1, S. 1–22.
- LEV, B. (1992): Information Disclosure Strategy. In: *California Management Review*, Bd. 34, Nr. 4, S. 9–32.
- LEV, B. / ZAROWIN, P. (1999): The Boundaries of Financial Reporting and How to Extend Them. In: *Journal of Accounting Research*, Bd. 37, Nr. 2, S. 353–385.
- LI, E. X. / RAMESH, K. (2009): Market Reaction Surrounding the Filing of Periodic SEC Reports. In: *The Accounting Review*, Bd. 84, Nr. 4, S. 1171–1208.



- LI, F. (2006): Do Stock Market Investors Understand the Risk Sentiment of Corporate Annual Reports? In: *SSRN Electronic Journal*. URL: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.898181> (Stand: 08.01.2023).
- LIM, K.-P. (2009): The Speed of Stock Price Adjustment to Market-Wide Information. In: *SSRN Electronic Journal*. URL: [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=1412231](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1412231) (Stand: 06.09.2023).
- LINCIANO, N. (2004): The Reaction of Stock Prices to Rating Changes. In: *SSRN Electronic Journal*. URL: [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=572365](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=572365) (Stand: 30.06.2023).
- LINSLEY, P. M. / LAWRENCE, M. J. (2007): Risk reporting by the largest UK companies: readability and lack of obfuscation. In: *Accounting, Auditing & Accountability Journal*, Bd. 20, Nr. 4, S. 620–627.
- LO, K. / LYS, T. (2000): Bridging the Gap Between Value Relevance and Information Content. In: *SSRN Electronic Journal*. URL: <http://www.ssrn.com/abstract=253369> (Stand: 24.01.2023).
- LOHWE, R. (2023): Allianz erhöht Dividende nach Rekordzahlen - Aktie fällt trotzdem. URL: <https://www.4investors.de/nachrichten/boerse.php?sektion=stock&ID=167958#:~:text=Aktion%C3%A4re%20der%20Allianz%20sollen%20je,2023%20der%20Allianz%20am%204.> (Stand: 11.04.2023).
- LOIBL, C. / HIRA, T. K. (2009): Investor information search. In: *Journal of Economic Psychology*, Bd. 30, Nr. 1, S. 24–41.
- LONG, S. C. / LUCEY, B. / XIE, Y. / YAROVAYA, L. (2023): “I just like the stock”: The role of Reddit sentiment in the GameStop share rally. In: *Financial Review*, Bd. 58, Nr. 1, S. 19–37.
- LORSON, J. / SCHMEISER, H. / WAGNER, J. (2012): Evaluation of Benefits and Costs of Insurance Regulation – A Conceptual Model for Solvency II. In: *Journal of Insurance Regulation*, Bd. 31, Nr. 1, S. 125–156.
- LUNDHOLM, R. / MYERS, L. A. (2002): Bringing the Future Forward: The Effect of Disclosure on the Returns-Earnings Relation. In: *Journal of Accounting Research*, Bd. 40, Nr. 3, S. 809–839.
- MACKINLAY, A. C. (1997): Event Studies in Economics and Finance. In: *Journal of Economic Literature*, Bd. 35, S. 13–39.
- MALAFRONTI, I. / PORZIO, C. / STARITA, M. G. (2013): Disclosure practices and financial crisis: Empirical evidences in the European insurance industry. In: *The British Accounting Review*.
- MALAFRONTI, I. / PORZIO, C. / STARITA, M. G. (2016): The nature and determinants of disclosure practices in the insurance industry: Evidence from European insurers. In: *International Review of Financial Analysis*, Bd. 45, S. 367–382.
- MALATESTA, P. H. (1986): Measuring Abnormal Performance: The Event Parameter Approach Using Joint Generalized Least Squares. In: *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Bd. 21, Nr. 1, S. 27–38.
- MANDELKER, G. (1974): Risk and Return: The Case of Merging Firms. In: *Journal of Financial Economics*, Bd. 1, Nr. 4, S. 303–335.
- MARKOWITZ, H. (1952): Portfolio Selection. In: *The Journal of Finance*, Bd. 7, Nr. 1, S. 77–91.
- MASULIS, R. W. (1980): The Effects of Capital Structure Change on Security Prices. In: *Journal of Financial Economics*, Bd. 8, Nr. 2, S. 139–178.

## Literatur

- MAY, M. (2018): Die Solvabilitätspublizität von Versicherungsunternehmen nach Solvency II: Analyse und Würdigung der Berichtsvorschriften sowie inhaltliche Gestaltungsempfehlungen für ausgewählte Kapitel des Berichts über die Solvabilität und Finanzlage. Diss. Siegburg Köln: Westfälische Wilhelms-Universität Münster.
- MAYMIN, P. Z. / MAYMIN, Z. G. (2012): Any regulation of risk increases risk. In: *Financial Markets and Portfolio Management*, Bd. 26, Nr. 3, S. 299–313.
- MAZUR, M. / DANG, M. / VEGA, M. (2021): COVID-19 and the march 2020 stock market crash. Evidence from S&P1500. In: *Finance Research Letters*, Bd. 38, S. 1–8.
- MCDONNELL, W. (2002): *Managing risk: Practical lessons from recent failures of EU insurers*. URL: <https://citeseerx.ist.psu.edu/document?repid=rep1&type=pdf&doi=131abf5f81bf8d1f840f1389150ff476d3a41e98> (Stand: 18.04.2024).
- MCWILLIAMS, A. / SIEGEL, D. (1997): Event Studies in Management Research: Theoretical and Empirical Issues. In: *Academy of Management Journal*, Bd. 40, Nr. 3, S. 626–657.
- MERTON, R. C. (1973): Theory of Rational Option Pricing. In: *The Bell Journal of Economics and Management Science*, Bd. 4, Nr. 1, S. 141–183.
- MERTON, R. C. (1974): On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates. In: *The Journal of Finance*, Bd. 29, Nr. 2, S. 449–470.
- MIKKELSON, W. H. (1981): Convertible calls and security returns. In: *Journal of Financial Economics*, Bd. 9, Nr. 3, S. 237–264.
- MIKKELSON, W. H. / PARTCH, M. M. (1988a): Errata: Withdrawn Security Offerings. In: *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Bd. 23, Nr. 4, S. 1.
- MIKKELSON, W. H. / PARTCH, M. M. (1988b): Withdrawn Security Offerings. In: *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Bd. 23, Nr. 2, S. 119–133.
- MISKOLCZI, P. (2017): Note on simple and logarithmic return. In: *Applied Studies in Agribusiness and Commerce*, Bd. 11, Nr. 1–2, S. 127–136.
- MORCK, R. / SHLEIFER, A. / VISHNY, R. W. (1988): Management ownership and market valuation. In: *Journal of Financial Economics*, Bd. 20, S. 293–315.
- MORGAN, D. P. / STIROH, K. J. (2001): Market Discipline of Banks: The Asset Test. In: *Journal of Financial Research*, Bd. 20, Nr. 2, S. 195–208.
- MORGAN, D. P. (2002): Rating Banks: Risk and Uncertainty in an Opaque Industry. In: *American Economic Review*, Bd. 92, Nr. 4, S. 874–888.
- MOUNT, T. / FAN, J. / ROGERS, C. / MCGUIGAN, M. (2023): *Understanding BCAR for US Property-/Casualty Insurers*. URL: <https://www3.ambest.com/ambv/ratingmethodology/OpenPDF.aspx?rc=197686> (Stand: 15.09.2023).
- MUKHTAROV, S. / SCHOUTE, M. / WIELHOUWER, J. L. (2022): The information content of the Solvency II ratio relative to earnings. In: *Journal of Risk and Insurance*, Bd. 89, Nr. 1, S. 237–266.
- MÜLLER, H. (1997): Report: Solvency of Insurance Undertakings – Conference of Insurance Supervisory Services of the Member States of the European Union. URL: [https://www.knf.gov.pl/knf/pl/komponenty/img/Solvency\\_of\\_insurance\\_undertakings\\_18432.pdf](https://www.knf.gov.pl/knf/pl/komponenty/img/Solvency_of_insurance_undertakings_18432.pdf) (Stand: 08.02.2024).

- MÜLLER, T. (2018): Analyzing the Impact of Time Horizon, Volatility and Profit Margins on Solvency Capital: Proposing a New Model for the Global Regulation of the Insurance Industry. In: *Journal of Insurance Regulation*, Bd. 37, Nr. 4, S. 1–31.
- MUNICH RE (2023): *Rating categories*. URL: <https://www.munichre.com/en/company/investors/ratings-and-solvency/ratingkategorien.html> (Stand: 30.11.2023).
- MYERS, S. C. (1977): Determinants of corporate borrowing. In: *Journal of Financial Economics*, Bd. 5, Nr. 2, S. 147–175.
- NEWKEY, W. K. / WEST, K. D. (1987): A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. In: *Econometrica*, Bd. 55, Nr. 3, S. 703–708.
- NICHOLS, D. C. / WAHLEN, J. M. (2004): How Do Earnings Numbers Relate to Stock Returns? A Review of Classic Accounting Research with Updated Evidence. In: *Accounting Horizons*, Bd. 18, Nr. 4, S. 263–286.
- NIER, E. / BAUMANN, U. (2006): Market discipline, disclosure and moral hazard in banking. In: *Journal of Financial Intermediation*, Bd. 15, S. 332–361.
- NIX, P. (2007): Informationsverarbeitung in Hausse und Baisse: eine empirische Untersuchung ereignisinduzierter Kapitalmarktreaktionen am deutschen Aktienmarkt im Zeitraum von 1997 bis 2002. Diss. Hamburg: Universität Wuppertal.
- NIX, P. (2004): Der Geschäftsbericht – Flaggschiff der Unternehmenskommunikation. In: *Handbuch Investor Relations*. Hrsg. von D. E. V. Wiesbaden, S. 95–144.
- O. V. (2023): *Kein guter Tag für Aktie von Munich Re - Kurs geht in den Keller*. 23.02.2023. URL: [https://www.n-tv.de/wirtschaft/der\\_boersen\\_tag/Kein-guter-Tag-fuer-Aktie-von-Munich-Re-Kurs-geht-in-den-Keller-article23938515.html](https://www.n-tv.de/wirtschaft/der_boersen_tag/Kein-guter-Tag-fuer-Aktie-von-Munich-Re-Kurs-geht-in-den-Keller-article23938515.html) (Stand: 15.09.2023).
- OGUNLEYE, L. I. / OYEJOLA, B. A. / OBISESAN, K. O. (2018): Comparison of Some Common Tests for Normality. In: *International Journal of Probability and Statistics*, Bd. 7, Nr. 5, S. 130–137.
- OLD MUTUAL PLC (2017): *Group Solvency and Financial Condition Report (SFCR) 2016*. URL: <https://www.oldmutual.com/investor-relations/reporting-centre/reports> (Stand: 13.08.2020).
- OLER, D. K. / HARRISON, J. S. / ALLEN, M. R. (2008): The danger of misinterpreting short-window event study findings in strategic management research: an empirical illustration using horizontal acquisitions. In: *Strategic Organization*, Bd. 6, Nr. 2, S. 151–184.
- OLIVEIRA, J. / RODRIGUES, L. L. / CRAIG, R. (2011): Risk-related disclosure practices in the annual reports of Portuguese credit institutions: An exploratory study. In: *Journal of Banking Regulation*, Bd. 12, Nr. 2, S. 100–118.
- OORSCHOT, L. van (2010): Risk Reporting: An Analysis of the German Banking Industry. Working Paper. URL: <hdl.handle.net/1765/20027> (Stand: 10.11.2023).
- OTT, C. (2011): Der Informationsgehalt von Credit Ratings am deutschen Aktienmarkt: eine empirische Untersuchung. Diss. Wiesbaden: Universität Göttingen.
- PATELL, J. M. (1976): Corporate Forecasts of Earnings Per Share and Stock Price Behavior: Empirical Tests. In: *Journal of Accounting Research*, Bd. 14, Nr. 2, S. 246–276.

## Literatur

- PELZER, S. (2019): Allgemeine Einordnung der qualitativen Anforderungen / Governance-System. In: *Solvency II – Eine Einführung: Grundlagen der neuen Versicherungsaufsicht*. Hrsg. von H. GRÜNDL / M. KRAFT. 3. Auflage. Karlsruhe, S. 95–106.
- PENMAN, S. H. (1982): Insider Trading and the Dissemination of Firms' Forecast Information. In: *Journal of Business*, Bd. 55, Nr. 4, S. 479–503.
- PEREZ-ROBLES, S. P. (2022): Financial strength ratings: Evolution, split ratings, and market impact within the insurance sector. Diss. Bangor University.
- PÉRIGNON, C. / SMITH, D. R. (2010): The level and quality of Value-at-Risk disclosure by commercial banks. In: *Journal of Banking & Finance*, Bd. 34, Nr. 2, S. 362–377.
- PERRY, J. / FONTNOUVELLE, P. de (2005): Measuring Reputational Risk: The Market Reaction to Operational Loss Announcements. In: *SSRN Electronic Journal*. URL: <http://www.ssrn.com/abstract=861364> (Stand: 28.01.2023).
- PETERSEN, K. / BANSBACH, F. / DORNBACH, E. (2019): *IFRS Praxishandbuch: ein Leitfaden für die Rechnungslegung mit Fallbeispielen*. 13. Auflage. München.
- PETERSON, P. P. (1989): Event Studies: A Review of Issues and Methodology. In: *Quarterly Journal of Business and Economics*, Bd. 28, Nr. 3, S. 36–66.
- PHILLIPS, R. D. / CUMMINS, J. D. / ALLEN, F. (1998): Financial Pricing of Insurance in the Multiple-Line Insurance Company. In: *The Journal of Risk and Insurance*, Bd. 65, Nr. 4, S. 597–636.
- PINCHES, G. E. / SINGLETON, J. C. (1978): The Adjustment of Stock Prices to Bond Rating Changes. In: *The Journal of Finance*, Bd. 33, Nr. 1, S. 29–44.
- PIOTROSKI, J. D. / ROULSTONE, B. T. (2004): The Influence of Analysts, Institutional Investors, and Insiders on the Incorporation of Market, Industry, and Firm-Specific Information into Stock Prices. In: *Accounting Review*, Bd. 79, Nr. 4, S. 1119–1151.
- POP, A. (2006): Market Discipline in International Banking Regulation: Keeping the Playing Field Level. In: *Journal of Financial Stability*, Bd. 2, S. 286–310.
- PORTER, M. (1992): Capital Choices: Changing the Way America invest in Industry. In: *Journal of Applied Corporate Finance*, Bd. 5, Nr. 2, S. 4–16.
- POSHAKWALE, S. / COURTIS, J. K. (2005): Disclosure Level and Cost of Equity Capital: Evidence from the Banking Industry. In: *Managerial and Decision Economics*, Bd. 26, Nr. 7, S. 431–444.
- POST, T. (2019): Standardformel. In: *Solvency II – Eine Einführung: Grundlagen der neuen Versicherungsaufsicht*. 3. Auflage. Karlsruhe, S. 55–60.
- POTTER, G. (1992): Accounting Earnings Announcements, Institutional Investor Concentration, and Common Stock Returns. In: *Journal of Accounting Research*, Bd. 30, Nr. 1, S. 146–155.
- POTTIER, S. W. / SOMMER, D. W. (2002): The Effectiveness of Public and Private Sector Summary Risk Measures in Predicting Insurer Insolvencies. In: *Journal of Financial Services Research*, Bd. 21, Nr. 1/2, S. 101–116.
- POTTIER, S. W. / SOMMER, D. W. (1999): Property-Liability Insurer Financial Strength Ratings: Differences across Rating Agencies. In: *Journal of Risk and Insurance*, Bd. 66, Nr. 4, S. 621–642.

- POTTIER, S. W. / SOMMER, D. W. (2006): Opaqueness in the Insurance Industry: Why Are Some Insurers Harder to Evaluate than Others? In: *Risk Management Insurance Review*, Bd. 9, Nr. 2, S. 149–163.
- PROBST, A. (2019a): Einführung und Überblick. In: *Solvency II – Eine Einführung: Grundlagen der neuen Versicherungsaufsicht*. Hrsg. von H. GRÜNDL / M. KRAFT. 3. Auflage. Karlsruhe, S. 1–4.
- PROBST, A. (2019b): Säule 3: Transparenz und Berichtspflichten. In: *Solvency II – Eine Einführung: Grundlagen der neuen Versicherungsaufsicht*. 3. Auflage. Karlsruhe, S. 125–140.
- PROBST, A. (2019c): Ziele von Solvency II. In: *Solvency II – Eine Einführung: Grundlagen der neuen Versicherungsaufsicht*. Hrsg. von H. GRÜNDL / M. KRAFT. 3. Auflage. Verlag Versicherungswirtschaft: Karlsruhe, S. 5–8.
- PROKOPCZUK, M. (2009): Essays on Systemic Risk. PhD Thesis. Mannheim: Universität Mannheim.
- QONTIGO (2022): *STOXX® Europe 600 Insurance*. URL: <https://www.stoxx.com/index-details?symbol=SXIP> (Stand: 13.07.2022).
- RAE, R. A. / BARRETT, A. / BROOKS, D. / CHOTAI, M. A. / PELKIEWICZ, A. J. / WANG, C. (2018): A review of Solvency II: Has it met its objectives? In: *British Actuarial Journal*, Bd. 23, S. 1–72.
- RAHMAN, A. / DEBRECENY, R. (2010): Frequency of Corporate Announcements via Stock Exchange Web Sites and Market Efficiency. In: *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, Bd. 25, Nr. 3, S. 457–490.
- RAMNATH, S. (2002): Investor and Analyst Reactions to Earnings Announcements of Related Firms: An Empirical Analysis. In: *Journal of Accounting Research*, Bd. 40, Nr. 5, S. 1351–1376.
- RAMSEY, J. B. (1969): Tests for Specification Errors in Classical Linear Least-Squares Regression Analysis. In: *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, Bd. 31, Nr. 2, S. 350–371.
- RAU, M. (2004): Directors' Dealings am deutschen Aktienmarkt - Empirische Analyse meldepflichtiger Wertpapiergeschäfte. Diss. Wiesbaden: Universität Zürich.
- VW-REDAKTION (2020a): Eiopa gegen Bafin: Sollen Versicherer Dividenden ausschütten oder nicht? In: *Versicherungswirtschaft*, Nr. 06.04.2020. URL: <https://versicherungswirtschaft-heute.de/politik-und-regulierung/2020-04-06/eiopa-gegen-bafin-sollen-versicherer-dividenden-ausschuetten-oder-nicht/> (Stand: 04.01.2024).
- VW-REDAKTION, F. (2020b): Dividenden-Pläne: Axa und Uniqa ziehen Reißleine. In: *Versicherungswirtschaft*, Nr. 04.06.2020. URL: <https://versicherungswirtschaft-heute.de/maerkte-und-vertrieb/2020-06-04/dividenden-plane-axa-und-uniqa-ziehen-reissleine/> (Stand: 04.01.2024).
- REFINITIV DEVELOPER COMMUNITY (2021): *Dividend adjusted historical prices*. URL: <https://community.developers.refinitiv.com/questions/88475/dividend-adjusted-historical-prices-1.html> (Stand: 27.11.2022).
- REFINITIV THOMSON REUTERS DATASTREAM (2022): *Total Return Index - Datatype (RI)*. (Stand: 28.11.2022).
- REHKUGLER, H. (1999): Kapitalmarktkommunikation – ihr Beitrag zur Verbesserung der Aktienkultur in Deutschland. In: *Aktie im Fokus*. Hrsg. von N. FREI / C. SCHLIERENKAMP. Wiesbaden, S. 23–42.

## Literatur

- ROHATSCH, N. / ERHARD, J. / HARTUNG, T. (2018): Ein Solvency II-basiertes Limitsystem als Grundlage einer wertorientierten Steuerung – von der Pflicht zur Kür. In: *Betriebswirtschaftliche Forschung und Praxis*, Bd. 2018, Nr. 1, S. 67–91.
- ROHRBACH, K. / CHANDRA, R. (1989): The Power of Beaver's U against a Variance Increase in Market Model Residuals. In: *Journal of Accounting Research*, Bd. 27, Nr. 1, S. 145–155.
- ROLL, R. / ROSS, S. A. (1980): An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory. In: *Journal of Finance*, Bd. 35, Nr. 5, S. 1073–1103.
- ROMEIKE, F. (2007): Risikomanagement in Versicherungen – Ein Überblick. In: *Wirtschaft und Management – Schriftenreihe zur wirtschaftswissenschaftlichen Forschung und Praxis*, Bd. 4, Nr. 6, S. 7–22. URL: <https://www.risknet.de/fileadmin/eLibrary/FH-Wien-RM-VU-2007.pdf#page=9> (Stand: 09.01.2023).
- ROSS, S. A. (1976): The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing. In: *Journal of Economic Theory*, Bd. 13, Nr. 3, S. 341–360.
- ROZEFF, M. S. / KINNEY, W. R. (1976): Capital market seasonality: The case of stock returns. In: *Journal of Financial Economics*, Bd. 3, Nr. 4, S. 379–402.
- ROZEFF, M. S. / ZAMAN, M. A. (1988): Market Efficiency and Insider Trading: New Evidence. In: *Journal of Business*, Bd. 61, Nr. 1, S. 25–44.
- RUDKOWSKI, L. (2016): *Transparenzpflichten zur Kontrolle von Finanzdienstleistungsunternehmen*. Tübingen.
- RUDOLPH, B. (1994): Ansätze zur Kalkulation von Risikokosten für Kreditgeschäfte. In: *Handbuch Bankcontrolling*. Hrsg. von H. SCHIERENBECK / H. MOSER. Wiesbaden, S. 887–904.
- RYAN, P. / TAFFLER, R. J. (2004): Are Economically Significant Stock Returns and Trading Volumes Driven by Firm-specific News Releases? In: *Journal of Business Finance & Accounting*, Bd. 31, Nr. 1–2, S. 49–82.
- SALINGER, M. (1992): Standard Errors in Event Studies. In: *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Bd. 27, Nr. 1, S. 39–53.
- SARIALTIN, M. (2015): *Eine Analyse zu den Auswirkungen von Basel III und Solvency II*. Wiesbaden.
- SAUNDERS, A. (2001): Comments on Evanoff and Wall/Hancock and Kwast. In: *Journal of Financial Services Research*, Bd. 20, Nr. 2/3, S. 189–194.
- SCHIRA, J. (2021): *Statistische Methoden der VWL und BWL: Theorie und Praxis*. 6. Auflage. München.
- SCHMIDT, R. H. / TERBERGER, E. (1997): *Grundzüge der Investitions- und Finanzierungstheorie*. Wiesbaden.
- SCHRADIN, H. R. (2003): Entwicklung der Versicherungsaufsicht. In: *Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft*, Bd. 92, Nr. 4, S. 611–664.
- SCHULZE, R. N. (2019): Alternativen zum Standardansatz. In: *Solvency II – Eine Einführung: Grundlagen der neuen Versicherungsaufsicht*. Karlsruhe, S. 82–86.
- SCHWARZBACH, C. / WESTON, H. (2016): Limitations of German Insurance Disclosures to Improve Consumer Understanding, With Lessons for U.S. Insurance Practices. In: *Journal of Insurance Regulation*, Bd. 35, Nr. 8, S. 1–28.

- SCHWEITZER, R. / SZEWCZYK, S. H. / VARMA, R. (1992): Bond rating agencies and their role in bank market discipline. In: *Journal of Financial Services Research*, Bd. 6, Nr. 3, S. 249–263.
- SCHWEIZERISCHER BUNDESRAT ZUR EUROPAPOLITIK (2022): *Schweizerische Europapolitik: Überblick*. URL: <https://www.eda.admin.ch/europa/de/home/europapolitik/ueberblick.html> (Stand: 09.10.2022).
- SERRA, P. (2002): Event Study Tests - A Brief Survey. In: *Working Paper*. URL: [https://www.researchgate.net/publication/24111503\\_Event\\_Study\\_Tests\\_A\\_brief\\_survey/link/0c9605191fec072b0a000000/download?\\_tp=eyJjb250ZXh0Ijp7InBhZ2UiOiJwdWJsaWNhdG1vbiIsInByZXZpb3VzUGFnZSI6bnVsbH19](https://www.researchgate.net/publication/24111503_Event_Study_Tests_A_brief_survey/link/0c9605191fec072b0a000000/download?_tp=eyJjb250ZXh0Ijp7InBhZ2UiOiJwdWJsaWNhdG1vbiIsInByZXZpb3VzUGFnZSI6bnVsbH19) (Stand: 15.12.2023).
- SHAPIRO, S. S. / WILK, M. B. (1965): An Analysis of Variance Test for Normality (Complete Samples). In: *Biometrika*, Bd. 52, Nr. 3/4, S. 591–611.
- SHARMA, A. / JADI, D. M. / WARD, D. (2021): Analysing the determinants of financial performance for UK insurance companies using financial strength ratings information. In: *Economic Change and Restructuring*, Bd. 54, Nr. 3, S. 683–697.
- SHARMA, P. (2002): Report: Prudential Supervision of Insurance Undertakings – Conference of Insurance Supervisory Services of the Member States of the European Union. DT/UK/232/02/REV6. Conference of Insurance Supervisory Services of the Member States of the European Union. URL: [https://www.knf.gov.pl/knf/pl/komponenty/img/Prudential\\_supervision\\_of\\_insurance\\_undertakings\\_18431.pdf](https://www.knf.gov.pl/knf/pl/komponenty/img/Prudential_supervision_of_insurance_undertakings_18431.pdf) (Stand: 22.02.2024).
- SHARPE, W. F. (1963): A Simplified Model for Portfolio Analysis. In: *Management Science*, Bd. 9, Nr. 2, S. 277–293.
- SHARPE, W. F. (1964): Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. In: *The Journal of Finance*, Bd. 19, Nr. 3, S. 425.
- SINGH, A. K. / POWER, M. L. (1992): The Effects of Best's Rating Changes on Insurance Company Stock Prices. In: *Journal of Risk and Insurance*, Bd. 59, Nr. 2, S. 310–317.
- SIRONI, A. (2003): Testing for Market Discipline in the European Banking Industry: Evidence from Subordinated Debt Issues. In: *Journal of Money, Credit and Banking*, Bd. 35, Nr. 3, S. 443–472.
- SOCIETÀ CATTOLICA DI ASSICURAZIONE (2017): *S&P reaffirms Cattolica's rating at BBB- outlook stable Stand-alone credit profile unchanged at bbb+*. URL: <https://www.marketscreener.com/quote/stock/SOCIETA-CATTOLICA-DI-ASSI-90565/news/Societa-Cattolica-di-Assicurazione-S-P-reaffirms-Cattolica-s-rating-at-BBB-outlook-stable-Stand-24879912/> (Stand: 25.04.2020).
- SOCIETÀ CATTOLICA DI ASSICURAZIONE (2020): *S&P affirms Cattolica's rating at BBB - The outlook is also confirmed - The rating of the two listed bond issues downgraded by one notch*. URL: [https://www.cattolica.it/documents/21801/519147/33\\_2020EN.pdf/24cd9db1-d114-253d-67b6-e7d8fa4dbc58](https://www.cattolica.it/documents/21801/519147/33_2020EN.pdf/24cd9db1-d114-253d-67b6-e7d8fa4dbc58) (Stand: 28.07.2021).
- SOLOMON, J. F. / SOLOMON, A. (2006): Private social, ethical and environmental disclosure. In: *Accounting, Auditing & Accountability Journal*, Bd. 19, Nr. 4, S. 564–591.
- SOMMER, D. W. (1996): The Impact of Firm Risk on Property-Liability Insurance Prices. In: *Journal of Risk and Insurance*, Bd. 63, Nr. 3, S. 501–514.

## Literatur

- SÖNNICHSSEN, C. (1996): Ratingsysteme am Beispiel der Versicherungswirtschaft. In: *Handbuch Rating*. Hrsg. von H. E. BÜSCHGEN / O. EVERLING. Wiesbaden, S. 423–454.
- STACK EXCHANGE (2010): *Is normality testing 'essentially useless'?* URL: <https://stats.stackexchange.com/questions/2492/is-normality-testing-essentially-useless> (Stand: 01.04.2024).
- STACK EXCHANGE (2014): *Testing large dataset for normality - how and is it reliable*. URL: <https://stats.stackexchange.com/questions/92374/testing-large-dataset-for-normality-how-and-is-it-reliable> (Stand: 01.04.2024).
- STANDARD & POOR'S GLOBAL RATINGS (2019): *Insurers Rating Methodology*. URL: <https://www.maalot.co.il/Publications/MT20190702155031.PDF> (Stand: 15.09.2023).
- STELZER, K. (2023): *Regulierung der Versicherungswirtschaft in Deutschland – Eine ökonomische Analyse*. Bd. 24. Leipziger Schriften zur Versicherungswissenschaft. VVW: Karlsruhe. URL: <https://link.springer.com/10.33283/978-3-86298-648-4> (Stand: 27.04.2024).
- STREUER, O. (2004a): Aufgaben der Investor Relations. In: *Handbuch Investor Relations*. Hrsg. von DIRK E. V. Wiesbaden, S. 39–64.
- STREUER, O. (2004b): Investor Relations – Begriff, Historie und Entwicklungsperspektiven. In: *Handbuch Investor Relations*. Hrsg. von DIRK E. V. Wiesbaden, S. 3–18.
- STREUER, O. (2004c): Ziele der Investor Relations. In: *Handbuch Investor Relations*. Hrsg. von DIRK E. V. Wiesbaden, S. 19–38.
- STRONG, N. (1992): Modelling abnormal returns: A review article. In: *Journal of Business Finance & Accounting*, Bd. 19, Nr. 4, S. 533–553.
- STUDENMUND, A. H. / JOHNSON, B. K. (2017): *A practical guide to using econometrics*. 7. Auflage. Harlow, England.
- SUNDMACHER, M. (2006): Consistency of Risk Reporting in Financial Services Firms. In: *SSRN Electronic Journal*. URL: [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=963245](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=963245) (Stand: 15.01.2024).
- TAGESSCHAU (2021): *BaFin-Chef räumt Versäumnisse ein*. 26.03.2021. URL: <https://www.tagesschau.de/wirtschaft/unternehmen/wirecard-bafin-versaeumnisse-101.html> (Stand: 02.06.2023).
- THEILE, C. (2019a): Anwendung und Rechtswirkung der EU-IFRS in Deutschland. In: *IFRS-Handbuch*. Hrsg. von P. J. HEUSER / C. THEILE. 6. Auflage. Köln, S. 37–58.
- THEILE, C. (2019b): IFRS als EU-Recht. In: *IFRS-Handbuch*. Hrsg. von P. J. HEUSER / C. THEILE. 6. Auflage. Köln, S. 25–35.
- THOMPSON, J. E. (1988): More Methods That Make Little Difference In Event Studies. In: *Journal of Business Finance & Accounting*, Bd. 15, Nr. 1, S. 77–86.
- TOMIC, K. (2022): Financial Reporting in Insurance and International Financial Reporting Standards. In: *The Governance of Insurance Undertakings: Corporate Law and Insurance Regulation*. Hrsg. von P. MARANO / K. NOUSSIA. Bd. 6. AIDA Europe Research Series on Insurance Law and Regulation. Cham, Schweiz, S. 245–262.



- TRIGLAV GROUP (2017): *Annual Report 2016 - The Triglav Group and Zavarovalnica Triglav d.d.* Techn. Ber. URL: <https://annualreport.triglav.eu/2016/storage/doc/201704/annual-report-triglav-en-2016-lowres-koncna-15m.pdf> (Stand: 07. 10. 2021).
- UNIPOL GRUPPO (2020): *Unipol Group: Fitch updates Unipolsai's Rating to "BBB"*. URL: <https://www.unipolsai.com/en/unipol-group-fitch-updates-unipolsais-rating-bbb> (Stand: 27. 05. 2022).
- UTAMA, S. / CREADY, W. M. (1997): Institutional ownership, differential predislosure precision and trading volue at announcement dates. In: *Journal of Accounting and Economics*, Bd. 24, Nr. 2, S. 129–150.
- VASSALOU, M. / XING, Y. (2003): Equity Returns Following Changes in Default Risk: New Insights into the Informational Content of Credit Ratings. In: *SSRN Electronic Journal*. URL: <http://www.ssrn.com/abstract=413905> (Stand: 29. 12. 2022).
- VAUHKONEN, J. (2012): The Impact of Pillar 3 Disclosure Requirements on Bank Safety. In: *Journal of Financial Services Research*, Bd. 41, Nr. 1–2, S. 37–49.
- VIEIRA, M. / GENIN, H. / BIRMAN, S. (2019): *A Deeper Analysis of the Performance of SmartEstimates and Predicted Surprise*. URL: [https://www.refinitiv.com/content/dam/marketing/en\\_us/documents/white-papers/analysis-performance-smartestimates-predicted-surprise.pdf](https://www.refinitiv.com/content/dam/marketing/en_us/documents/white-papers/analysis-performance-smartestimates-predicted-surprise.pdf) (Stand: 10. 03. 2023).
- VIEVERS, C. (2019): Unternehmenseigene Risiko- und Solvabilitätsbeurteilung (Own Risk and Solvency Assessment, ORSA). In: *Solvency II – Eine Einführung: Grundlagen der neuen Versicherungsaufsicht*. 3. Auflage. Karlsruhe, S. 107–122.
- VOLLBRECHT, O. (2004): Privatanleger: die wahren Helden des Kapitalmarkts. In: *Handbuch Investor Relations*. Hrsg. von DIRK E. V. Wiesbaden, S. 291–300.
- WADE, C. / LIEBENBERG, A. / BLAU, B. M. (2015): Information and Insurer Financial Strength Ratings: Do Short Sellers Anticipate Ratings Changes? In: *Journal of Risk and Insurance*, Bd. 83, Nr. 2, S. 475–500.
- WAGENHOFER, A. (2007): Economic Consequences of Internet Financial Reporting. In: *New Dimensions of Business Reporting and XBRL*. Hrsg. von R. DEBRECENY / C. FELDEN / M. PIECHOCKI. Wiesbaden, S. 99–123.
- WAGNER, J. / ZEMP, A. (2012): Comparison of Stakeholder Perspectives on Current Regulatory and Reporting Reforms. In: *Risk Management and Insurance Review*, Bd. 15, Nr. 2, S. 225–254.
- WAKEMAN, L. M. (1990): The Real Function of Bond Rating Agencies. In: *The Modern Theory of Corporate Finance*. Hrsg. von C. W. SMITH Jr. New York u. a., S. 410–415.
- WAKKER, P. P. / THALER, R. H. / TVERSKY, A. (1997): Probabilistic Insurance. In: *Journal of Risk and Uncertainty*, Bd. 15, S. 7–28.
- WEINSTEIN, M. (1977): The Effect of a Rating Change Announcement on Bond Price. In: *Journal of Financial Economics*, Bd. 5, Nr. 3, S. 329–350.
- WHITE, H. (1980): A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. In: *Econometrica*, Bd. 48, Nr. 4, S. 817–838.
- WIESINGER, S. (2022): Der Einfluss des Credit Ratings auf den Unternehmenswert – Eine konzeptionelle und empirische Analyse. Diss. Berlin: Universität der Bundeswehr München.

## Literatur

- WILCOXON, F. (1945): Individual Comparisons by Ranking Methods. In: *Biometrics Bulletin*, Bd. 1, Nr. 6, S. 80–83.
- WILSON, R. (1975): Informational Economies of Scale. In: *Bell Journal of Economics*, Bd. 6, Nr. 1, S. 184–195.
- YEKINI, L. S. / WISNIEWSKI, T. P. / MILLO, Y. (2015): Market Reaction to the Positiveness of Annual Report Narratives. In: *SSRN Electronic Journal*. URL: [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=2544266](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2544266) (Stand: 20. 12. 2023).
- YUN, J. K. / ALAGANAR, V. T. (1998): Intra-Industry Information Transfers by Earnings Announcements: Under Information Content and Pass-Through Framework. In: *SSRN Electronic Journal*. URL: [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=2512](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2512) (Stand: 19. 09. 2021).
- ZANJANI, G. (2002): Market discipline and government guarantees in life insurance. Working Paper. Federal Reserve Bank of New York. URL: <https://pdfs.semanticscholar.org/7dfa/f3d538ad1bec3d8fe4c49de81b012d8550d3.pdf> (Stand: 11. 09. 2020).
- ZHANG, T. / COX, L. A. / VAN NESS, R. A. (2009): Adverse Selection and the Opaqueness of Insurers. In: *Journal of Risk and Insurance*, Bd. 76, Nr. 2, S. 295–321.
- ZIMMER, A. / SCHADE, C. / GRÜNDL, H. (2009): Is default risk acceptable when purchasing insurance? Experimental evidence for different probability representations, reasons for default and framings. In: *Journal of Economic Psychology*, Bd. 30, Nr. 1, S. 11–23.
- ZIMMERMANN, H. (2008): Risiko und Repräsentation: Über Krisen des Finanzsystems. In: *Standards für nachhaltige Finanzmärkte*. Hrsg. von B. STREBEL-AERNI. Zürich, S. 19–40.
- ZÖBISCH, M. (2009): *Solvency II: Risikoadäquanz von Standardmodellen: eine Analyse aus Sicht eines Schaden-Spezialversicherers*. Beiträge zu wirtschaftswissenschaftlichen Problemen der Versicherung Bd. 60. Karlsruhe.

# **Anhang**



# A Überblick über die Stichprobe

## A.1 Veröffentlichungsdaten von Zwischenberichten

Die Stichprobe enthält folgende Quartals- und Halbjahresberichte:

Tabelle A.1: Unterjährige Berichterstattung in der Stichprobe

Die unterjährigen Berichte umfassen sowohl Quartals- als auch Halbjahresberichte. Die Gewinnerwartungen der Aktionäre werden anhand des Surprise Indikators von Refinitiv ermittelt. Die erste Zahl bezeichnet die Anzahl der Zwischenberichte, die die Gewinnerwartungen der Aktionäre übertroffen haben. Die zweite Zahl bezeichnet die Anzahl der Zwischenberichte, die die Gewinnerwartungen der Aktionäre nicht erfüllt haben.

Land	Unternehmensname	2017	2018	2019	2020	2021	Summe	Gesamt
Belgien	ageas SA/NV	1 2	3 0	3 0	2 1	1 0	10 3	13
Bermuda	Hiscox Insurance Company Limited	0 1	0 1	0 0	1 0	0 0	1 2	3
Dänemark	Topdanmark A/S	2 0	1 1	2 1	0 3	1 0	6 5	11
	Tryg AS	2 1	2 1	2 1	2 1	1 0	9 4	13
		<b>4 1</b>	<b>3 2</b>	<b>4 2</b>	<b>2 4</b>	<b>2 0</b>	<b>15 9</b>	<b>24</b>
Deutschland	Allianz SE	2 0	3 0	3 0	1 1	1 0	10 1	11
	Hannover Rück SE	2 0	3 0	2 0	2 1	0 1	9 2	11
	Münchener Rückversicherungs-Gesellschaft	1 2	3 0	2 0	2 1	1 0	9 3	12
	Talanx AG	1 2	2 0	1 2	1 1	1 0	6 5	11
		<b>6 4</b>	<b>11 0</b>	<b>8 2</b>	<b>6 4</b>	<b>3 1</b>	<b>34 11</b>	<b>45</b>
Frankreich	AXA SA	0 1	0 0	1 0	1 0	0 0	2 1	3
	COFACE SA	1 1	2 1	2 1	2 0	1 0	8 3	11
		<b>1 2</b>	<b>2 1</b>	<b>3 1</b>	<b>3 0</b>	<b>1 0</b>	<b>10 4</b>	<b>14</b>
Irland	FBD Holdings plc	0 0	1 0	1 0	0 1	0 0	2 1	3
Italien	Assicurazioni Generali S.p.A.	2 1	1 1	3 0	2 1	0 0	8 3	11
	Societa Cattolica di Assicurazione	0 1	0 3	0 2	0 0	0 0	0 6	6
	Unipol Gruppo SpA	1 0	1 0	0 0	1 0	0 0	3 0	3
	UnipolSai Assicurazioni SpA	1 0	1 0	1 0	2 0	1 0	6 0	6
		<b>4 2</b>	<b>3 4</b>	<b>4 2</b>	<b>5 1</b>	<b>1 0</b>	<b>17 9</b>	<b>26</b>

Fortsetzung auf der nächsten Seite

A Überblick über die Stichprobe

Tabelle A.1 fortgeführt von der vorhergehenden Seite

Land	Unternehmensname	2017	2018	2019	2020	2021	Summe	Gesamt
Niederlande	Aegon N.V.	211	010	010	110	110	411	5
	NN Group N.V.	111	211	111	010	010	413	7
		<b>312</b>	<b>211</b>	<b>111</b>	<b>110</b>	<b>110</b>	<b>814</b>	<b>12</b>
Norwegen	Gjensidige Forsikring ASA	211	013	111	310	110	715	12
	Storebrand ASA	310	310	210	112	011	913	12
		<b>511</b>	<b>313</b>	<b>311</b>	<b>412</b>	<b>111</b>	<b>1618</b>	<b>24</b>
Österreich	UNIQA Insurance Group AG	112	112	111	010	110	415	9
	Vienna Insurance Group AG	011	111	012	110	110	314	7
		<b>113</b>	<b>213</b>	<b>113</b>	<b>110</b>	<b>210</b>	<b>719</b>	<b>16</b>
Polen	Powszechny Zaklad Ubezpieczen	112	211	210	112	110	715	12
Schweiz	Swiss Life AG	010	110	110	010	010	210	2
Spanien	Grupo Catalana Occidente S.A.	010	010	110	010	010	110	1
	MAPFRE S.A.	011	011	011	010	010	013	3
		<b>011</b>	<b>011</b>	<b>111</b>	<b>010</b>	<b>010</b>	<b>113</b>	<b>4</b>
Vereinigtes Königreich	Admiral Group plc	110	110	110	110	010	410	4
	Aviva plc	010	010	110	010	010	110	1
	Direct Line Insurance Group plc	110	010	110	010	010	210	2
	Legal & General Group Plc	010	010	110	010	010	110	1
	Prudential plc	011	010	010	110	010	111	2
	St. James's Place plc	010	011	011	010	010	012	2
	<b>211</b>	<b>111</b>	<b>411</b>	<b>210</b>	<b>010</b>	<b>913</b>	<b>12</b>	
<b>Summe</b>		<b>28122</b>	<b>34118</b>	<b>36114</b>	<b>28115</b>	<b>1312</b>	<b>139171</b>	<b>210</b>

Ende der Tabelle

## A.2 Veröffentlichungsdaten von vorläufigen Berichten

Die Stichprobe enthält folgende vorläufige Geschäftszahlen:

Tabelle A.2: Vorläufige Ergebnismitteilungen in der Stichprobe

Die Gewinnerwartungen der Aktionäre werden anhand des Surprise Indikators von Refinitiv ermittelt. Die erste Zahl bezeichnet die Anzahl der Zwischenberichte, die die Gewinnerwartungen der Aktionäre übertroffen haben. Die zweite Zahl bezeichnet die Anzahl der Zwischenberichte, die die Gewinnerwartungen der Aktionäre nicht erfüllt haben.

Land	Unternehmensname	2017	2018	2019	2020	2021	Summe	Gesamt
Belgien	ageas SA/NV	0 1 1	0 1 1	0 1 0	0 1 1	0 1 0	0 1 3	3
Bermuda	Hiscox Insurance Company Limited	1 1 0	0 1 1	0 1 1	0 1 1	0 1 1	1 1 4	5
Dänemark	Topdanmark A/S	0 1 0	1 1 0	0 1 0	1 1 0	1 1 0	3 1 0	3
Deutschland	Allianz SE	1 1 0	0 1 1	0 1 0	0 1 0	0 1 0	1 1 1	2
	Hannover Rück SE	1 1 0	1 1 0	1 1 0	0 1 0	0 1 0	3 1 0	3
	Münchener Rückversicherungs-Gesellschaft	0 1 1	0 1 1	0 1 0	0 1 1	0 1 1	0 1 4	4
	Talanx AG	1 1 0	0 1 0	0 1 1	0 1 1	0 1 1	1 1 3	4
		<b>3 1 1</b>	<b>1 1 2</b>	<b>1 1 1</b>	<b>0 1 2</b>	<b>0 1 2</b>	<b>5 1 8</b>	<b>13</b>
Frankreich	AXA SA	0 1 0	0 1 0	1 1 0	1 1 0	0 1 1	2 1 1	3
	COFACE SA	0 1 1	1 1 0	0 1 0	0 1 0	1 1 0	2 1 1	3
		<b>0 1 1</b>	<b>1 1 0</b>	<b>1 1 0</b>	<b>1 1 0</b>	<b>1 1 1</b>	<b>4 1 2</b>	<b>6</b>
Irland	FBD Holdings plc	0 1 0	1 1 0	1 1 0	1 1 0	1 1 0	4 1 0	4
Italien	Assicurazioni Generali S.p.A.	0 1 1	0 1 0	0 1 1	0 1 0	1 1 0	1 1 2	3
	Societa Cattolica di Assicurazione	0 1 0	0 1 1	0 1 0	0 1 1	0 1 1	0 1 3	3
	Unipol Gruppo SpA	1 1 0	0 1 1	0 1 1	0 1 1	1 1 0	2 1 3	5
	UnipolSai Assicurazioni SpA	1 1 0	1 1 0	0 1 1	1 1 0	1 1 0	4 1 1	5
		<b>2 1 1</b>	<b>1 1 2</b>	<b>0 1 3</b>	<b>1 1 2</b>	<b>3 1 1</b>	<b>7 1 9</b>	<b>16</b>
Niederlande	Aegon N.V.	1 1 0	0 1 0	1 1 0	1 1 0	1 1 0	4 1 0	4
	ASR Nederland N.V.	1 1 0	1 1 0	0 1 0	1 1 0	1 1 0	4 1 0	4
	NN Group N.V.	0 1 1	0 1 1	0 1 1	0 1 0	1 1 0	1 1 3	4
		<b>2 1 1</b>	<b>1 1 1</b>	<b>1 1 1</b>	<b>2 1 0</b>	<b>3 1 0</b>	<b>9 1 3</b>	<b>12</b>
Norwegen	Gjensidige Forsikring ASA	1 1 0	0 1 0	1 1 0	1 1 0	1 1 0	4 1 0	4
	Storebrand ASA	1 1 0	1 1 0	1 1 0	1 1 0	1 1 0	5 1 0	5
		<b>2 1 0</b>	<b>1 1 0</b>	<b>2 1 0</b>	<b>2 1 0</b>	<b>2 1 0</b>	<b>9 1 0</b>	<b>9</b>
Österreich	UNIQA Insurance Group AG	1 1 0	1 1 0	1 1 0	1 1 0	1 1 0	5 1 0	5
	Vienna Insurance Group AG	1 1 0	1 1 0	0 1 1	1 1 0	0 1 1	3 1 2	5
		<b>2 1 0</b>	<b>2 1 0</b>	<b>1 1 1</b>	<b>2 1 0</b>	<b>1 1 1</b>	<b>8 1 2</b>	<b>10</b>

Fortsetzung auf der nächsten Seite

A Überblick über die Stichprobe

Tabelle A.2 fortgeführt von der vorhergehenden Seite

Land	Unternehmensname	2017	2018	2019	2020	2021	Summe	Gesamt
Schweiz	Swiss Life AG	0 0	0 0	1 0	0 0	0 1	1 1	2
Slowenien	Sava Re, d.d.	0 1	1 0	1 0	0 0	1 0	3 1	4
Spanien	Grupo Catalana Occidente S.A.	0 0	0 0	0 1	0 0	1 0	1 1	2
	MAPFRE S.A.	1 0	0 0	0 1	0 0	0 1	1 2	3
		<b>1 0</b>	<b>0 0</b>	<b>0 2</b>	<b>0 0</b>	<b>1 1</b>	<b>2 3</b>	<b>5</b>
Südafrika	Old Mutual plc	0 0	0 0	1 0	0 1	1 0	2 1	3
Vereinigtes Königreich	Admiral Group plc	0 1	1 0	1 0	1 0	1 0	4 1	5
	Aviva plc	1 0	1 0	1 0	1 0	1 0	5 0	5
	Direct Line Insurance Group plc	0 1	1 0	1 0	1 0	1 0	4 1	5
	Just Group plc	0 1	1 0	1 0	1 0	0 1	3 2	5
	Legal & General Group Plc	0 0	0 0	0 1	0 1	0 1	0 3	3
	Prudential plc	0 1	1 0	1 0	0 1	1 0	3 2	5
	St. James's Place plc	0 1	0 1	0 1	1 0	1 0	2 3	5
		<b>1 5</b>	<b>5 1</b>	<b>5 2</b>	<b>5 2</b>	<b>5 2</b>	<b>21 12</b>	<b>33</b>
<b>Summe</b>		<b>14 11</b>	<b>15 8</b>	<b>15 11</b>	<b>15 9</b>	<b>20 10</b>	<b>79 49</b>	<b>128</b>

Ende der Tabelle



## A.3 Veröffentlichungsdaten der Geschäftsberichte

Die Stichprobe umfasst folgende Geschäftsberichte:

Tabelle A.3: Geschäftsberichte in der Stichprobe

Die Gewinnerwartungen der Aktionäre werden anhand des Surprise Indikators von Refinitiv ermittelt. Die erste Zahl bezeichnet die Anzahl der Zwischenberichte, die die Gewinnerwartungen der Aktionäre übertroffen haben. Die zweite Zahl bezeichnet die Anzahl der Zwischenberichte, die die Gewinnerwartungen der Aktionäre nicht erfüllt haben.

Land	Unternehmensname	2017	2018	2019	2020	2021	Summe	Gesamt
Belgien	ageas SA/NV	0 1 1	0 1 1	0 1 0	0 1 1	0 1 0	0 1 3	3
Bermuda	Hiscox Insurance Company Limited	1 1 0	0 1 1	0 1 1	0 1 1	0 1 1	1 1 4	5
Dänemark	Topdanmark A/S	1 1 0	1 1 0	0 1 0	1 1 0	1 1 0	4 1 0	4
Deutschland	Allianz SE	1 1 0	0 1 1	0 1 0	0 1 0	0 1 0	1 1 1	2
	Hannover Rück SE	1 1 0	1 1 0	1 1 0	0 1 0	0 1 0	3 1 0	3
	Münchener Rückversicherungs-Gesellschaft	0 1 1	0 1 1	0 1 0	0 1 1	0 1 1	0 1 4	4
	Talanx AG	1 1 0	0 1 0	0 1 1	0 1 1	0 1 1	1 1 3	4
		<b>3 1 1</b>	<b>1 1 2</b>	<b>1 1 1</b>	<b>0 1 2</b>	<b>0 1 2</b>	<b>5 1 8</b>	<b>13</b>
Frankreich	AXA SA	0 1 0	0 1 0	1 1 0	1 1 0	0 1 1	2 1 1	3
	COFACE SA	0 1 1	1 1 0	0 1 0	0 1 0	1 1 0	2 1 1	3
		<b>0 1 1</b>	<b>1 1 0</b>	<b>1 1 0</b>	<b>1 1 0</b>	<b>1 1 1</b>	<b>4 1 2</b>	<b>6</b>
Irland	FBD Holdings plc	0 1 0	1 1 0	1 1 0	1 1 0	1 1 0	4 1 0	4
Italien	Assicurazioni Generali S.p.A.	0 1 1	0 1 0	0 1 1	0 1 0	1 1 0	1 1 2	3
	Societa Cattolica di Assicurazione	0 1 0	0 1 1	0 1 0	0 1 1	0 1 1	0 1 3	3
	Unipol Gruppo SpA	1 1 0	0 1 1	0 1 1	0 1 1	1 1 0	2 1 3	5
	UnipolSai Assicurazioni SpA	1 1 0	1 1 0	0 1 1	1 1 0	1 1 0	4 1 1	5
		<b>2 1 1</b>	<b>1 1 2</b>	<b>0 1 3</b>	<b>1 1 2</b>	<b>3 1 1</b>	<b>7 1 9</b>	<b>16</b>
Niederlande	Aegon N.V.	1 1 0	0 1 0	1 1 0	1 1 0	1 1 0	4 1 0	4
	ASR Nederland N.V.	1 1 0	1 1 0	0 1 0	1 1 0	1 1 0	4 1 0	4
	NN Group N.V.	0 1 1	0 1 1	0 1 1	0 1 0	1 1 0	1 1 3	4
		<b>2 1 1</b>	<b>1 1 1</b>	<b>1 1 1</b>	<b>2 1 0</b>	<b>3 1 0</b>	<b>9 1 3</b>	<b>12</b>
Norwegen	Gjensidige Forsikring ASA	1 1 0	0 1 0	1 1 0	1 1 0	1 1 0	4 1 0	4
	Storebrand ASA	1 1 0	1 1 0	1 1 0	1 1 0	1 1 0	5 1 0	5
		<b>2 1 0</b>	<b>1 1 0</b>	<b>2 1 0</b>	<b>2 1 0</b>	<b>2 1 0</b>	<b>9 1 0</b>	<b>9</b>
Österreich	UNIQA Insurance Group AG	1 1 0	1 1 0	1 1 0	1 1 0	1 1 0	5 1 0	5
	Vienna Insurance Group AG	1 1 0	1 1 0	0 1 1	1 1 0	0 1 1	3 1 2	5
		<b>2 1 0</b>	<b>2 1 0</b>	<b>1 1 1</b>	<b>2 1 0</b>	<b>1 1 1</b>	<b>8 1 2</b>	<b>10</b>

Fortsetzung auf der nächsten Seite

A Überblick über die Stichprobe

Tabelle A.3 fortgeführt von der vorhergehenden Seite

Land	Unternehmensname	2017	2018	2019	2020	2021	Summe	
Polen	Powszechny Zaklad Ubezpieczen	0 1	0 0	1 0	1 0	0 1	2 2	4
Schweiz	Swiss Life AG	0 0	0 0	1 0	0 0	0 1	1 1	2
Slowenien	Sava Re, d.d.	0 1	1 0	1 0	0 0	1 0	3 1	4
Spanien	Grupo Catalana Occidente S.A. MAPFRE S.A.	0 0	0 0	0 1	0 0	0 0	0 1	1
		1 0	0 0	0 1	0 0	0 1	1 2	3
		<b>1 0</b>	<b>0 0</b>	<b>0 2</b>	<b>0 0</b>	<b>0 1</b>	<b>1 3</b>	<b>4</b>
Südafrika	Old Mutual plc	1 0	1 0	1 0	0 1	1 0	4 1	5
Vereinigtes Königreich	Admiral Group plc	0 1	1 0	1 0	1 0	1 0	4 1	5
	Aviva plc	1 0	1 0	1 0	1 0	1 0	5 0	5
	Direct Line Insurance Group plc	0 1	1 0	1 0	1 0	1 0	4 1	5
	Just Group plc	0 1	1 0	1 0	1 0	0 1	3 2	5
	Legal & General Group Plc	1 0	1 0	0 1	0 1	0 1	2 3	5
	Prudential plc	0 1	1 0	1 0	0 1	1 0	3 2	5
	St. James's Place plc	0 1	0 1	0 1	1 0	1 0	2 3	5
		<b>2 5</b>	<b>6 1</b>	<b>5 2</b>	<b>5 2</b>	<b>5 2</b>	<b>23 12</b>	<b>35</b>
<b>Summe</b>		<b>17 12</b>	<b>17 8</b>	<b>16 11</b>	<b>16 9</b>	<b>19 11</b>	<b>85 51</b>	<b>136</b>

Ende der Tabelle

## A.4 Stichprobe der Ratingentscheidungen

Tabelle A.4 zeigt die in der Stichprobe berücksichtigten Ratingherauf- und -herabstufungen:

Tabelle A.4: Rating-Herauf- und Herabstufungen in der Stichprobe

Die erste Zahl bezeichnet die Ratingheraufstufungen, die zweite Zahl die Herabstufungen.

Land	Unternehmensname	2017	2018	2019	2020	2021	Summe	Gesamt
Belgien	ageas SA/NV	010	010	210	410	110	710	7
Frankreich	AXA SA	010	010	010	010	110	110	1
	COFACE SA	010	010	010	012	210	212	4
		<b>010</b>	<b>010</b>	<b>010</b>	<b>012</b>	<b>310</b>	<b>312</b>	<b>5</b>
Italien	Assicurazioni Generali S.p.A.	010	010	110	011	010	111	2
	Societa Cattolica di Assicurazione	010	010	010	110	010	110	1
	UnipolSai Assicurazioni SpA	010	011	110	011	110	212	4
		<b>010</b>	<b>011</b>	<b>210</b>	<b>112</b>	<b>110</b>	<b>413</b>	<b>7</b>
Niederlande	NN Group N.V.	010	010	010	010	110	110	1
Norwegen	Storebrand ASA	110	010	010	010	010	110	1
Polen	Powszechny Zaklad Ubezpieczen	110	010	110	011	010	211	3
Slowenien	Sava Re, d.d.	110	310	010	010	010	410	4
Spanien	MAPFRE S.A.	110	010	110	010	010	210	2
Südafrika	Old Mutual plc	010	010	010	011	010	011	1
Vereinigtes Königreich	Just Group plc	010	110	010	011	110	211	3
<b>Summe</b>		<b>410</b>	<b>411</b>	<b>610</b>	<b>517</b>	<b>710</b>	<b>2618</b>	<b>34</b>

*Ende der Tabelle*

A Überblick über die Stichprobe

Tabelle A.5 zeigt die Ratingbestätigen in der Stichprobe:

Tabelle A.5: Rating-Bestätigungen in der Stichprobe

Land	Unternehmensname	2017	2018	2019	2020	2021	Summe
Belgien	ageas SA/NV	0	0	1	3	0	4
Deutschland	Allianz SE	0	0	1	5	2	8
	Hannover Rück SE	0	0	0	2	0	2
	Münchener Rückversicherungs-Gesellschaft	0	0	1	8	0	9
	Talanx AG	0	0	2	1	0	3
		<b>0</b>	<b>0</b>	<b>4</b>	<b>16</b>	<b>2</b>	<b>22</b>
Frankreich	AXA SA	0	0	0	2	2	4
	CNP Assurances SA	0	1	0	1	3	5
	COFACE SA	1	0	1	2	1	5
		<b>1</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>5</b>	<b>6</b>	<b>14</b>
Italien	Assicurazioni Generali S.p.A.	1	1	1	3	1	7
	Societa Cattolica di Assicurazione	1	0	1	1	1	4
	UnipolSai Assicurazioni SpA	0	1	0	1	0	2
		<b>2</b>	<b>2</b>	<b>2</b>	<b>5</b>	<b>2</b>	<b>13</b>
Niederlande	Aegon N.V.	0	0	0	4	1	5
	ASR Nederland N.V.	0	0	1	1	0	2
	NN Group N.V.	0	0	0	5	1	6
		<b>0</b>	<b>0</b>	<b>1</b>	<b>10</b>	<b>2</b>	<b>13</b>
Norwegen	Gjensidige Forsikring ASA	0	0	1	0	0	1
	Storebrand ASA	0	2	2	1	0	5
		<b>0</b>	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>1</b>	<b>0</b>	<b>6</b>
Österreich	UNIQA Insurance Group AG	1	0	1	1	0	3
	Vienna Insurance Group AG	1	1	2	1	0	5
		<b>2</b>	<b>1</b>	<b>3</b>	<b>2</b>	<b>0</b>	<b>8</b>
Polen	Powszechny Zaklad Ubezpieczen	0	2	1	0	0	3
Schweiz	Swiss Life AG	0	0	0	1	0	1
Slowenien	Sava Re, d.d.	1	1	3	2	0	7
	Zavarovalnica Triglav d.d.	2	2	2	2	0	8
		<b>3</b>	<b>3</b>	<b>5</b>	<b>4</b>	<b>0</b>	<b>15</b>
Spanien	Grupo Catalana Occidente S.A.	1	1	1	1	1	5
	MAPFRE S.A.	0	4	6	4	0	14
		<b>1</b>	<b>5</b>	<b>7</b>	<b>5</b>	<b>1</b>	<b>19</b>

*Fortsetzung auf der nächsten Seite*

## A.5 Überblick über die gesamte Stichprobe

Tabelle A.5 fortgeführt von der vorhergehenden Seite

Land	Unternehmensname	2017	2018	2019	2020	2021	Summe
Südafrika	Old Mutual plc	0	0	2	1	0	3
Vereinigtes Königreich	Admiral Group plc	1	0	0	0	0	1
	Just Group plc	1	2	2	2	0	7
	St. James's Place plc	1	0	1	1	0	3
		<b>3</b>	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>3</b>	<b>0</b>	<b>11</b>
<b>Summe</b>		<b>12</b>	<b>18</b>	<b>33</b>	<b>56</b>	<b>13</b>	<b>132</b>

Ende der Tabelle

## A.5 Überblick über die gesamte Stichprobe

Die folgende Tabelle zeigt die Veröffentlichungsdaten für alle in der Untersuchung betrachteten Berichte und Kommunikationsformen:

Tabelle A.6: Überblick über alle Veröffentlichungs- bzw. Veranstaltungsdaten in der Stichprobe

Land	Unternehmensname	SFCR	Unterjährig	Vorläufig	Geschäftsbericht	Rating
Belgien	ageas SA/NV	2	13	3	3	11
Bermuda	Hiscox Insurance Company Limited	3	3	5	5	0
Dänemark	Topdanmark A/S	2	11	3	4	0
	Tryg AS	4	13	0	0	0
		<b>6</b>	<b>24</b>	<b>3</b>	<b>4</b>	<b>0</b>
Deutschland	Allianz SE	3	11	2	2	8
	Hannover Rück SE	5	11	3	3	2
	Münchener Rückversicherungs-Gesellschaft	4	12	4	4	9
	Talanx AG	1	11	4	4	3
		<b>13</b>	<b>45</b>	<b>13</b>	<b>13</b>	<b>22</b>
Frankreich	AXA SA	5	3	3	3	5
	CNP Assurances	5	0	0	0	5
	COFACE SA	5	11	3	3	9
		<b>15</b>	<b>14</b>	<b>6</b>	<b>6</b>	<b>19</b>
Griechenland	European Reliance General Insurance Co. SA	2	0	0	0	0
Irland	FBD Holdings plc	5	3	4	4	0
Italien	Assicurazioni Generali S.p.A.	5	11	3	3	9
	Societa Cattolica di Assicurazione	4	6	3	3	5
	Unipol Gruppo SpA	5	3	5	5	0

Fortsetzung auf der nächsten Seite

A Überblick über die Stichprobe

Tabelle A.6 fortgeführt von der vorhergehenden Seite

Land	Unternehmensname	SFCR	Unterjährig	Vorläufig	Geschäftsbericht	Rating
	UnipolSai Assicurazioni SpA	5	6	5	5	6
	Vittoria Assicurazioni S.p.A.	2	0	0	0	0
		<b>21</b>	<b>26</b>	<b>16</b>	<b>16</b>	<b>20</b>
Niederlande	Aegon N.V.	5	5	4	4	5
	ASR Nederland N.V.	5	0	4	4	2
	NN Group N.V.	5	7	4	4	7
		<b>15</b>	<b>12</b>	<b>12</b>	<b>12</b>	<b>14</b>
Norwegen	Gjensidige Forsikring ASA	3	12	4	4	1
	Storebrand ASA	5	12	5	5	6
		<b>8</b>	<b>24</b>	<b>9</b>	<b>9</b>	<b>7</b>
Österreich	UNIQA Insurance Group AG	5	9	5	5	3
	Vienna Insurance Group AG	5	7	5	5	5
		<b>10</b>	<b>16</b>	<b>10</b>	<b>10</b>	<b>8</b>
Polen	Powszechny Zaklad Ubezpieczen	5	12	0	4	6
Schweiz	Swiss Life AG	5	2	2	2	1
Slowenien	Sava Re, d.d.	5	0	4	4	11
	Zavarovalnica Triglav d.d.	5	0	0	0	8
		<b>10</b>	<b>0</b>	<b>4</b>	<b>4</b>	<b>19</b>
Spanien	Grupo Catalana Occidente S.A.	4	1	2	1	5
	MAPFRE S.A.	1	3	3	3	16
		<b>5</b>	<b>4</b>	<b>5</b>	<b>4</b>	<b>21</b>
Südafrika	Old Mutual plc	2	0	3	5	4
Vereinigtes Königreich	Admiral Group plc	5	4	5	5	1
	Aviva plc	5	1	5	5	0
	Direct Line Insurance Group plc	5	2	5	5	0
	Ecclesiastical Insurance Office plc	3	0	0	0	0
	esure Group plc	2	0	0	0	0
	Just Group plc	5	0	5	5	10
	Legal & General Group Plc	5	1	3	5	0
	Prudential plc	1	2	5	4	0
	RSA Insurance Group plc	5	0	0	0	0
	Sabre Insurance Company Limited	3	0	0	0	0
	St. James's Place plc	5	2	5	5	3
		<b>44</b>	<b>12</b>	<b>33</b>	<b>35</b>	<b>14</b>
<b>Summe</b>		<b>171</b>	<b>210</b>	<b>128</b>	<b>136</b>	<b>166</b>

Ende der Tabelle

## **B Ergänzung der empirischen Ergebnisse**

### **B.1 Dreiecksmatrizen für SFCRs ohne Fallunterscheidung**

Im Folgenden sind Ausschnitte der Dreiecksmatrizen für die Jahre 2018 bis 2021 für SFCRs ohne Fallunterscheidung dargestellt. Für die Analyse wurden die vollständigen Matrizen von  $t = -20$  bis  $t = 20$  verwendet. Die zugehörigen Matrizen mit den Medianen sowie die Dreiecksmatrizen für alle anderen Teiluntersuchungen können auf Anfrage herausgegeben werden.

Tabelle B.1: CAAR (Mittelwert) in Prozent vor der Veröffentlichung von SFCRs und Ergebnisse der Signifikanztests im Jahr 2018  
 t-Test nach BMP(adf); \*\*\*/\*\*/\*; GRANK-Test: o/oo/ooo bei einem Signifikanzniveau von 10%/5%/1%

Beginn des Betrachtungszeitraums im Ereignisfenster	Ende des Betrachtungszeitraums im Ereignisfenster																		
	-18	-17	-16	-15	-14	-13	-12	-11	-10	-9	-8	-7	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0
-20	-0,763*	-0,684	-0,726	-0,754	-0,946*	-1,040*	-0,804	-0,709	-0,372	-0,363	-0,427	...	-0,733	-0,959	-1,011	-1,028	-1,193	-1,623	
-19	-0,624	-0,544	-0,586	-0,615	-0,807*	-0,901	-0,665	-0,570	-0,233	-0,223	-0,287	...	-0,594	-0,819	-0,871	-0,889	-1,053	-1,483	
-18	-0,404	-0,325	-0,367	-0,395	-0,588	-0,682	-0,445	-0,350	-0,013	-0,004	-0,068	...	-0,374	-0,600	-0,652	-0,670	-0,834	-1,264	
-17		0,079	0,038	0,009	-0,183	-0,277	-0,041	0,054	0,391	0,401	0,337	...	0,030	-0,195	-0,247	-0,265	-0,430	-0,859	
-16			-0,042	-0,070	-0,263	-0,356	-0,120	-0,025	0,312	0,321	0,257	...	-0,049	-0,275	-0,327	-0,344	-0,509	-0,939	
-15				-0,029	-0,221	-0,315	-0,079	0,016	0,353	0,363	0,299	...	-0,008	-0,233	-0,285	-0,303	-0,467	-0,897	
-14					-0,192	-0,286	-0,050	0,045	0,382	0,391	0,328	...	0,021	-0,204	-0,256	-0,274	-0,439	-0,869	
-13						-0,094	0,142	0,237	0,574*	0,584*	0,520	...	0,213	-0,012	-0,064	-0,082	-0,246	-0,676	
-12							0,236	0,331	0,668**	0,678%	0,614*	...	0,307	0,082	0,030	0,012	-0,153	-0,582	
-11								0,095	0,432*	0,442	0,378	...	0,071	-0,154	-0,206	-0,224	-0,389	-0,818	
-10									0,337*	0,347	0,283	...	-0,024	-0,249	-0,301	-0,319	-0,484	-0,913*	
-9										0,010	-0,054	...	-0,361	-0,586	-0,638	-0,656	-0,821*	-1,250**	
-8											-0,064	...	-0,371	-0,596	-0,648*	-0,666	-0,830**	-1,260**	
-7												...	-0,307	-0,532*	-0,584*	-0,602*	-0,766**	-1,196***	
-6												...	-0,257	-0,482*	-0,534*	-0,552*	-0,717***	-1,147***	
-5												...	-0,009	-0,234	-0,286	-0,304	-0,469	-0,898**	
-4												...		-0,225	-0,277	-0,295	-0,460	-0,889**	
-3												...			-0,052	-0,070	-0,234	-0,664*	
-2												...				-0,018	-0,182	-0,612**	
-1												...					-0,165	-0,594**	
0												...							-0,430*



B.1 Dreiecksmatrizen für SFCRs ohne Fallunterscheidung

Tabelle B.2: CAAR (Mittelwert) in Prozent nach der Veröffentlichung von SFCRs und Ergebnisse der Signifikanztests im Jahr 2018

t-Test nach BMP(adj): \* / \*\* / \*\*\*; GRANK-Test: o / oo / ooo bei einem Signifikanzniveau von 10 % / 5 % / 1 %

	0	1	2	3	4	5	...	8	9	...	13	14	15	16	17	18	19	20
0	-0,430 <sub>o</sub>	-0,295	-0,288	-0,696 <sub>oo</sub>	-1,000 <sub>oo</sub>	-0,829	...	-1,193 <sub>o</sub>	-1,088 <sub>o</sub>	...	-1,687	-2,104 <sub>o</sub>	-2,280 <sub>oo</sub>	-2,162 <sub>oo</sub>	-2,831 <sub>oo</sub>	-2,735 <sub>oo</sub>	-2,841 <sub>oo</sub>	-2,847 <sub>oo</sub>
1		0,135	0,141	-0,266	-0,570	-0,399	...	-0,763	-0,658	...	1,258	-1,674	1,850	1,732	2,401 <sub>oo</sub>	2,305 <sub>oo</sub>	2,411 <sub>oo</sub>	2,417 <sub>oo</sub>
2			0,006	-0,401	-0,705 <sub>o</sub>	-0,534	...	-0,898	-0,793	...	1,393	-1,809	1,985 <sub>o</sub>	1,867 <sub>o</sub>	2,536 <sub>oo</sub>	2,440 <sub>oo</sub>	2,546 <sub>oo</sub>	2,552 <sub>oo</sub>
3				-0,407 <sub>ooo</sub>	-0,711 <sub>oo</sub>	-0,540	...	-0,904	-0,799	...	1,399	-1,815 <sub>o</sub>	1,991 <sub>oo</sub>	1,873 <sub>o</sub>	2,542 <sub>oo</sub>	2,446 <sub>oo</sub>	2,552 <sub>oo</sub>	2,558 <sub>oo</sub>
4					-0,304	-0,133	...	-0,497	-0,392	...	-0,992	-1,408	1,584	1,466	2,135 <sub>oo</sub>	2,039 <sub>oo</sub>	2,145 <sub>oo</sub>	2,151 <sub>oo</sub>
5						0,171	...	-0,193	-0,088	...	-0,688	-1,104	1,280	1,162	1,831 <sub>o</sub>	1,735 <sub>o</sub>	1,841 <sub>oo</sub>	1,847 <sub>oo</sub>
6							...	-0,364	-0,259	...	-0,858	-1,275	1,451 <sub>o</sub>	1,333 <sub>o</sub>	2,002 <sub>oo</sub>	1,906 <sub>oo</sub>	2,012 <sub>oo</sub>	2,018 <sub>oo</sub>
7								-0,328	-0,223	...	-0,823	-1,239 <sub>o</sub>	1,415 <sub>o</sub>	1,297 <sub>o</sub>	1,966 <sub>oo</sub>	1,870 <sub>oo</sub>	1,976 <sub>oo</sub>	1,982 <sub>oo</sub>
8								-0,471 <sub>oo</sub>	-0,366	...	-0,966	-1,382 <sub>oo</sub>	1,558 <sub>oo</sub>	1,440 <sub>oo</sub>	2,109 <sub>oo</sub>	2,013 <sub>oo</sub>	2,119 <sub>oo</sub>	2,125 <sub>oo</sub>
9									0,105	...	-0,495	-0,911	1,087 <sub>o</sub>	0,969 <sub>o</sub>	1,638 <sub>oo</sub>	1,542 <sub>oo</sub>	1,648 <sub>oo</sub>	1,654 <sub>oo</sub>
10										...	-0,600	-1,016 <sub>oo</sub>	1,192 <sub>oo</sub>	1,074 <sub>oo</sub>	1,743 <sub>oo</sub>	1,647 <sub>oo</sub>	1,753 <sub>oo</sub>	1,759 <sub>oo</sub>
11										...	-0,684	-1,100 <sub>oo</sub>	1,276 <sub>oo</sub>	1,158 <sub>oo</sub>	1,827 <sub>oo</sub>	1,731 <sub>oo</sub>	1,837 <sub>oo</sub>	1,843 <sub>oo</sub>
12										...	-0,458	-0,874 <sub>o</sub>	1,050 <sub>oo</sub>	0,932 <sub>oo</sub>	1,601 <sub>oo</sub>	1,505 <sub>oo</sub>	1,611 <sub>oo</sub>	1,617 <sub>oo</sub>
13										...	-0,235	-0,651 <sub>o</sub>	0,827 <sub>oo</sub>	0,709 <sub>o</sub>	1,378 <sub>oo</sub>	1,282 <sub>oo</sub>	1,388 <sub>oo</sub>	1,394 <sub>oo</sub>
14												-0,416 <sub>o</sub>	-0,592 <sub>oo</sub>	-0,474 <sub>o</sub>	1,143 <sub>oo</sub>	1,047 <sub>oo</sub>	1,153 <sub>oo</sub>	1,159 <sub>oo</sub>
15													-0,176	-0,058	-0,727 <sub>o</sub>	-0,631	-0,737 <sub>oo</sub>	-0,743 <sub>oo</sub>
16														0,118	-0,551 <sub>o</sub>	-0,455	-0,561 <sub>o</sub>	-0,567
17															-0,669 <sub>ooo</sub>	-0,573 <sub>o</sub>	-0,679 <sub>oo</sub>	-0,685 <sub>oo</sub>
18																0,096	-0,010	-0,016
19																	-0,106	-0,112
20																		-0,006

Beginn des Betrachtungszeitraums im Ereignisfenster

Tabelle B.3: CAAR (Mittelwert) in Prozent vor der Veröffentlichung von SFCRs und Ergebnisse der Signifikanztests im Jahr 2019

t-Test nach BMP(adf): \*/\*\*/\*\*\*; GRANK-Test: o/oo/ooo bei einem Signifikanzniveau von 10%/5%/1%

Beginn des Betrachtungszeitraums im Ereignisfenster	Ende des Betrachtungszeitraums im Ereignisfenster																		
	-18	-17	-16	-15	-14	-13	-12	-11	-10	-9	-8	-7	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0
-20	0,230	0,022	0,185	-0,030	0,285	0,102	0,376	0,243	0,351	0,555	0,557	0,452	0,668	0,660	0,824	0,995*	0,904*	0,872*	0,794*
-19	0,163	-0,045	0,118	-0,097	0,218	0,036	0,309	0,176	0,285	0,488	0,490	0,385	0,601	0,593	0,757	0,928	0,837*	0,805*	0,727
-18	-0,045	-0,253	-0,090	-0,305	0,010	-0,173	0,101	-0,032	0,076	0,280	0,282	0,177	0,393	0,385	0,549	0,719	0,629	0,596	0,519
-17		-0,208	-0,044	-0,260	0,055	-0,127	0,146	0,013	0,122	0,325	0,328	0,223	0,438	0,430	0,594	0,765	0,674*	0,642*	0,564
-16			0,164	-0,052	0,263	0,081	0,354	0,221	0,330*	0,533*	0,535*	0,431	0,646*	0,638*	0,802*	0,973*	0,882*	0,850*	0,772*
-15				-0,215	0,100	-0,083	0,191	0,058	0,166	0,369	0,372	0,267	0,483*	0,475	0,639	0,809*	0,719*	0,686*	0,609
-14					0,315	0,133	0,406	0,273	0,382*	0,585**	0,587*	0,483	0,698**	0,690**	0,854**	1,025**	0,934**	0,902**	0,824*
-13					-0,183		0,091	-0,042	0,066	0,270	0,272	0,167	0,383*	0,375	0,539	0,710*	0,619*	0,586*	0,509
-12							0,274**	0,141	0,249*	0,452**	0,455**	0,350	0,565**	0,558**	0,722**	0,892**	0,801**	0,769**	0,692*
-11								-0,133	-0,025	0,179	0,181	0,076	0,292	0,284	0,448	0,619	0,528*	0,495	0,418
-10									0,108	0,312*	0,314	0,209	0,425**	0,417*	0,581*	0,752**	0,661**	0,628*	0,551
-9									0,203		0,206	0,101	0,316	0,308	0,472	0,643	0,552	0,520	0,442
-8										0,003		-0,102	0,113	0,105	0,269	0,440	0,349	0,317	0,239
-7												-0,105*	0,111	0,103	0,267	0,437	0,347	0,314	0,237
-6													0,216*	0,208	0,372*	0,542*	0,451*	0,419*	0,342
-5														-0,008	0,156	0,327	0,236	0,204	0,126
-4															0,164	0,335	0,244	0,212	0,134
-3																0,171	0,080	0,048	-0,030
-2																	-0,091	-0,123	-0,201
-1																		-0,032	-0,110
0																			-0,078

B.1 Dreiecksmatrizen für SFCRs ohne Fallunterscheidung

Tabelle B.4: CAAR (Mittelwert) in Prozent nach der Veröffentlichung von SFCRs und Ergebnisse der Signifikanztests im Jahr 2019

t-Test nach BMP(adj): \*/\*\*/\*\*\*; GRANK-Test: o/oo/ooo bei einem Signifikanzniveau von 10%/5%/1%  
 Ende des Betrachtungszeitraums im Ereignisfenster

	0	1	2	3	4	5	6	7	8	...	12	13	14	15	16	17	18	19	20
0	-0,078	0,035	0,055	0,276	-0,184	-0,105	0,196	0,064	0,013	...	0,765	0,563	1,059	0,894	0,993	1,121	1,147	1,454	1,479
1		0,112	0,132	0,353	-0,107	-0,027	0,273	0,141	0,090	...	0,843	0,641	1,136	0,972	1,071	1,198	1,225	1,531	1,556
2			0,020	0,241	-0,219	-0,139	0,161	0,029	-0,022	...	0,731	0,529	1,024	0,860	0,959	1,086	1,113	1,419	1,444
3				0,221	-0,239	-0,159	0,141	0,009	-0,042	...	0,711	0,508	1,004	0,840	0,939	1,066	1,092	1,399	1,424
4					-0,460	-0,380	-0,080	-0,212	-0,263	...	0,489	0,287	0,783	0,618	0,717	0,845	0,871	1,178	1,203
5						0,079	0,380	0,248	0,197	...	0,949	0,747	1,243	1,078	1,177	1,305	1,331	1,638	1,663
6							0,300	0,169	0,117	...	0,870	0,668	1,164	0,999	1,098	1,225	1,252	1,558	1,584
7								-0,132	-0,183	...	0,570	0,367	0,863	0,699	0,798	0,925	0,952	1,258	1,283
8									-0,051	...	0,701	0,499	0,995	0,830	0,929	1,057	1,083	1,390	1,415
9										...	0,753	0,550	1,046	0,882	0,981	1,108	1,135	1,441	1,466
10										...	0,403	0,201	0,697	0,532	0,631	0,759	0,785	1,092	1,117
11										...	0,514	0,311	0,807	0,643	0,742	0,869	0,896	1,202	1,227
12										...	0,487	0,285	0,781	0,616	0,715	0,843	0,869	1,176	1,201
13												-0,202	0,294	0,228	0,228	0,356	0,382	0,688	0,714
14													0,496	0,331	0,430	0,558	0,584	0,891	0,916
15														-0,165	-0,066	0,062	0,088	0,395	0,420
16															0,099	0,227	0,253	0,559	0,585
17																0,128	0,154	0,460	0,486
18																	0,026	0,333	0,358
19																		0,307	0,332
20																			0,025



B.1 Dreiecksmatrizen für SFCRs ohne Fallunterscheidung

Tabelle B.6: CAAR (Mittelwert) in Prozent nach der Veröffentlichung von SFCRs und Ergebnisse der Signifikanztests im Jahr 2020  
 t-Test nach BMP(adj): \*/\*\*/\*\*\*/; GRANK-Test: o/oo/ooo bei einem Signifikanzniveau von 10 %/5 %/1 %

		Ende des Betrachtungszeitraums im Ereignisfenster																			
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	...	12	13	14	15	16	17	18	19	20	
Beginn des Betrachtungszeitraums im Ereignisfenster	0	0,428	0,372	0,643	0,336	0,755	1,330	1,342	0,737	1,240	...	1,893*	2,150*	3,108**	3,353**	2,463 <sub>oo</sub>	2,623 <sub>oo</sub>	2,644*	2,751*	2,523*	
	1	-0,057	0,215	0,271	-0,093	0,327	0,901	0,914	0,308	0,811	...	1,464	1,721 <sub>o</sub>	2,679**	2,925*	2,035	2,194 <sub>o</sub>	2,216 <sub>o</sub>	2,322 <sub>o</sub>	2,094	
	2		0,271	0,271	-0,036	0,384	0,958	0,970	0,365	0,868	...	1,521	1,778 <sub>o</sub>	2,736 <sub>oo</sub>	2,981**	2,092	2,251 <sub>o</sub>	2,272 <sub>o</sub>	2,379 <sub>oo</sub>	2,151 <sub>o</sub>	
	3			-0,307	0,112	0,687	0,699	0,093	0,597	0,597	...	1,250	1,506	2,465*	2,710*	1,820	1,980	2,001	2,107	1,880	
	4				0,420	0,994	1,006	0,401	0,904	0,904	...	1,557	1,814*	2,772**	3,017**	2,128	2,287*	2,308 <sub>o</sub>	2,415*	2,187	
	5					0,575	0,587	-0,019	0,484	0,484	...	1,138	1,394	2,353**	2,598**	1,708	1,868	1,889	1,995	1,768	
	6						0,012	-0,593	-0,090	-0,090	...	0,563	0,820	1,778	2,023 <sub>o</sub>	1,133	1,293	1,314	1,421	1,193	
	7							-0,605	-0,102	-0,102	...	0,551	0,808	1,766	2,011	1,121	1,281	1,302	1,409	1,181	
	8								0,503**	0,503**	...	1,156*	1,413 <sub>o</sub>	2,371**	2,617**	1,727	1,886	1,908	2,014	1,786	
	9									0,653	...	0,653	0,910	1,868 <sub>o</sub>	2,113*	1,223	1,383	1,404	1,511	1,283	
	10										...	0,424	0,681	1,639	1,885*	0,995	1,154	1,176	1,282	1,054	
	11										...	0,616	0,873	1,831*	2,076**	1,186	1,346	1,367	1,474	1,246	
	12										0,400	0,657	1,615*	1,861**	0,971	1,130	1,152	1,152	1,258	1,030	
	13											0,257	1,215	1,460*	0,570	0,730	0,751	0,751	0,858	0,630	
	14												0,958**	1,204**	0,314	0,473	0,495	0,495	0,601	0,373	
	15													0,245	-0,645*	-0,485	-0,464	-0,357	-0,585	-0,585	
	16														-0,890**	-0,730**	-0,709 <sub>o</sub>	-0,603	-0,830 <sub>o</sub>	-0,830 <sub>o</sub>	
	17															0,160	0,160	0,181	0,287	0,060	
	18																0,021	0,021	0,128	-0,100	
	19																	0,106	0,106	-0,121	
20																			-0,228		

Tabelle B.7: CAAR (Mittelwert) in Prozent vor der Veröffentlichung von SFCRs und Ergebnisse der Signifikanztests im Jahr 2021

t-Test nach BMP(adf): \*/\*\*/\*\*\*; GRANK-Test: o/oo/ooo bei einem Signifikanzniveau von 10%/5%/1%

.	Ende des Betrachtungszeitraums im Ereignisfenster																		
	-18	-17	-16	-15	-14	-13	-12	-11	-10	-9	...	-5	-4	-3	-2	-1	0		
-20	-0,998** <sub>oo</sub>	-0,973** <sub>oo</sub>	-0,783 <sub>o</sub>	-1,537*** <sub>ooo</sub>	-1,703*** <sub>ooo</sub>	-1,666* <sub>oo</sub>	-1,633** <sub>oo</sub>	-1,954** <sub>oo</sub>	-2,209** <sub>oo</sub>	-2,680** <sub>oo</sub>	...	-2,657** <sub>oo</sub>	-2,343** <sub>oo</sub>	-2,008 <sub>o</sub>	-2,027 <sub>o</sub>	-1,970	-2,243 <sub>o</sub>		
-19	-0,565*	-0,540*	-0,350	-1,104** <sub>oo</sub>	-1,270*** <sub>oo</sub>	-1,233 <sub>o</sub>	-1,200	-1,522** <sub>oo</sub>	-1,776* <sub>o</sub>	-2,248* <sub>o</sub>	...	-2,224* <sub>o</sub>	-1,911	-1,575	-1,594	-1,537	-1,810		
-18	-0,461 <sub>o</sub>	-0,435	-0,246	-1,000*** <sub>ooo</sub>	-1,166*** <sub>ooo</sub>	-1,128 <sub>o</sub>	-1,096	-1,417* <sub>o</sub>	-1,671 <sub>o</sub>	-2,143** <sub>oo</sub>	...	-2,119 <sub>o</sub>	-1,806 <sub>o</sub>	-1,471	-1,490	-1,433	-1,706		
-17	0,025	0,025	0,215	-0,539* <sub>oo</sub>	-0,705** <sub>oo</sub>	-0,668	-0,635	-0,957	-1,211	-1,683* <sub>o</sub>	...	-1,659	-1,346	-1,010	-1,030	-0,972	-1,245		
-16	0,190	0,190	0,190	-0,564** <sub>oo</sub>	-0,730** <sub>oo</sub>	-0,693	-0,660	-0,982	-1,236	-1,708* <sub>o</sub>	...	-1,684	-1,371	-1,035	-1,055	-0,997	-1,270		
-15				-0,754** <sub>oo</sub>	-0,920*** <sub>ooo</sub>	-0,883	-0,850	-1,172*	-1,426*	-1,898** <sub>oo</sub>	...	-1,874* <sub>o</sub>	-1,561	-1,225	-1,245	-1,187	-1,460		
-14					-0,166	-0,129	-0,096	-0,417	-0,672	-1,143	...	-1,120	-0,806	-0,471	-0,490	-0,433	-0,706		
-13						0,037	0,070	-0,251	-0,506	-0,977	...	-0,953	-0,640	-0,305	-0,324	-0,267	-0,540		
-12							0,033	-0,289	-0,543	-1,015*	...	-0,991	-0,678	-0,342	-0,362	-0,304	-0,577		
-11								-0,321	-0,576	-1,047* <sub>o</sub>	...	-1,023 <sub>o</sub>	-0,710	-0,375	-0,394	-0,337	-0,610		
-10									-0,254	-0,726*	...	-0,702	-0,389	-0,054	-0,073	-0,015	-0,288		
-9										-0,472** <sub>oo</sub>	...	-0,448	-0,135	0,201	0,181	0,239	-0,034		
-8											...	0,024	0,337	0,672	0,653	0,711	0,438		
-7											...	-0,213	0,100	0,435	0,416	0,473	0,200		
-6											...	0,008	0,321	0,656	0,637	0,695	0,422		
-5												-0,172	0,141	0,476	0,457	0,515	0,242		
-4													0,313	0,648	0,629	0,687*	0,414		
-3													0,335	0,316	0,374	0,101			
-2														-0,019	0,038	-0,235			
-1															0,058	-0,215			
0																	-0,273		

Beginn des Betrachtungszeitraums im Ereignisfenster

B.1 Dreiecksmatrizen für SFCRs ohne Fallunterscheidung

Tabelle B.8: CAAR (Mittelwert) in Prozent nach der Veröffentlichung von SFCRs und Ergebnisse der Signifikanztests im Jahr 2021

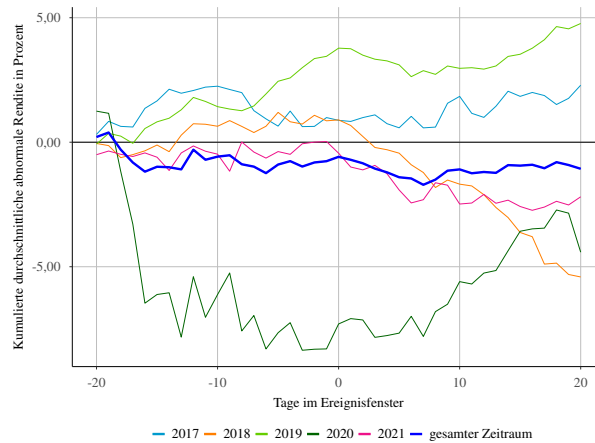
t-Test nach BMP(adj): \* / \*\* / \*\*\*; GRANK-Test: o / oo / ooo bei einem Signifikanzniveau von 10 % / 5 % / 1 %

.	Ende des Betrachtungszeitraums im Ereignisfenster																		
	0	1	2	3	4	5	6	...	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	
0	-0,273	-0,452	-0,420	-0,628	-0,640	-0,548	-0,479	...	-1,256	-1,784** <sub>oo</sub>	-1,593* <sub>o</sub>	-1,745** <sub>oo</sub>	-1,930** <sub>oo</sub>	-1,981** <sub>oo</sub>	-1,785* <sub>o</sub>	-2,038** <sub>oo</sub>	-1,929* <sub>o</sub>	-1,927* <sub>o</sub>	
1		-0,179	-0,147	-0,355	-0,367	-0,275	-0,206	...	-0,983	-1,511** <sub>oo</sub>	-1,320* <sub>o</sub>	-1,472** <sub>oo</sub>	-1,657** <sub>oo</sub>	-1,708** <sub>oo</sub>	-1,512* <sub>o</sub>	-1,765** <sub>oo</sub>	-1,655* <sub>o</sub>	-1,654* <sub>o</sub>	
2			0,032	-0,176	-0,188	-0,096	-0,027	...	-0,804	-1,332* <sub>o</sub>	-1,142* <sub>o</sub>	-1,293** <sub>oo</sub>	-1,478* <sub>o</sub>	-1,529** <sub>oo</sub>	-1,334* <sub>o</sub>	-1,586** <sub>oo</sub>	-1,477* <sub>o</sub>	-1,476	
3				-0,208	-0,221	-0,129	-0,060	...	-0,836	-1,364* <sub>o</sub>	-1,174* <sub>o</sub>	-1,326* <sub>o</sub>	-1,510* <sub>o</sub>	-1,561** <sub>oo</sub>	-1,366* <sub>o</sub>	-1,618* <sub>o</sub>	-1,509	-1,508	
4					-0,013	0,079	0,148	...	-0,628	-1,156	-0,966	-1,117	-1,302	-1,353* <sub>o</sub>	-1,158	-1,410* <sub>o</sub>	-1,301	-1,300	
5						0,092	0,161	...	-0,615	-1,143	-0,953	-1,105* <sub>o</sub>	-1,290* <sub>o</sub>	-1,341* <sub>o</sub>	-1,145	-1,397* <sub>o</sub>	-1,288	-1,287	
6							0,069	...	-0,707	-1,235** <sub>oo</sub>	-1,045* <sub>o</sub>	-1,197** <sub>oo</sub>	-1,382** <sub>oo</sub>	-1,433** <sub>oo</sub>	-1,237* <sub>o</sub>	-1,489** <sub>oo</sub>	-1,380* <sub>o</sub>	-1,379	
7								...	-0,776	-1,304** <sub>oo</sub>	-1,114** <sub>oo</sub>	-1,266** <sub>oo</sub>	-1,451** <sub>oo</sub>	-1,502** <sub>oo</sub>	-1,306** <sub>oo</sub>	-1,558** <sub>oo</sub>	-1,449** <sub>oo</sub>	-1,448*	
8								...	-0,403	-0,931*** <sub>oo</sub>	-0,741** <sub>oo</sub>	-0,892** <sub>oo</sub>	-1,077** <sub>oo</sub>	-1,128*** <sub>oo</sub>	-0,933** <sub>oo</sub>	-1,185** <sub>oo</sub>	-1,076*	-1,075*	
9									-0,153	-0,681*** <sub>oo</sub>	-0,491** <sub>oo</sub>	-0,643*** <sub>oo</sub>	-0,827*** <sub>oo</sub>	-0,878*** <sub>oo</sub>	-0,683* <sub>o</sub>	-0,935** <sub>oo</sub>	-0,826*	-0,825*	
10										-0,528*** <sub>oo</sub>	-0,338** <sub>oo</sub>	-0,490*** <sub>oo</sub>	-0,674*** <sub>oo</sub>	-0,725*** <sub>oo</sub>	-0,530* <sub>o</sub>	-0,782** <sub>oo</sub>	-0,673* <sub>o</sub>	-0,672	
11								0,190			0,038	0,038	-0,146	-0,197	-0,002	-0,254	-0,145	-0,144	
12											-0,152	-0,152	-0,337	-0,388	-0,192	-0,444	-0,335	-0,334	
13													-0,185	-0,236	-0,040	-0,292	-0,183	-0,182	
14														-0,051	0,145	-0,108	0,001	0,002	
15															0,196	-0,057	0,053	0,054	
16																-0,252	-0,143	-0,142	
17																	0,109	0,110	
18																		0,001	
19																			
20																			

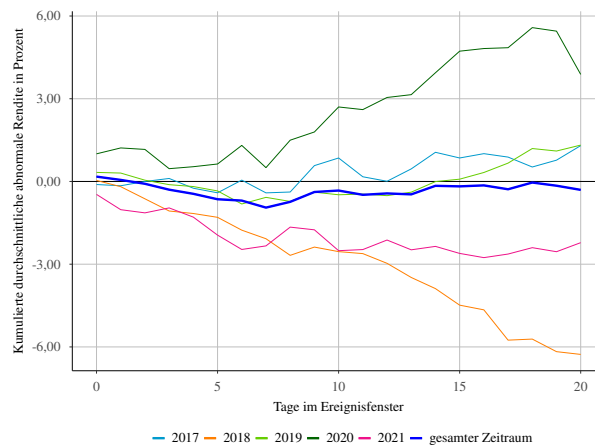
Beginn des Betrachtungszeitraums im Ereignisfenster

## B.2 Grafiken zur Reaktion auf sehr hohe unadjustierte Solvenzquoten

Bei Verwendung der unadjustierten statt der berichteten Solvenzquoten zur Bildung der Teilportfolios ergeben sich für die Versicherer mit den 25 % der höchsten Solvenzquoten folgende CAAR:



(a) Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite im gesamten Ereignisfenster



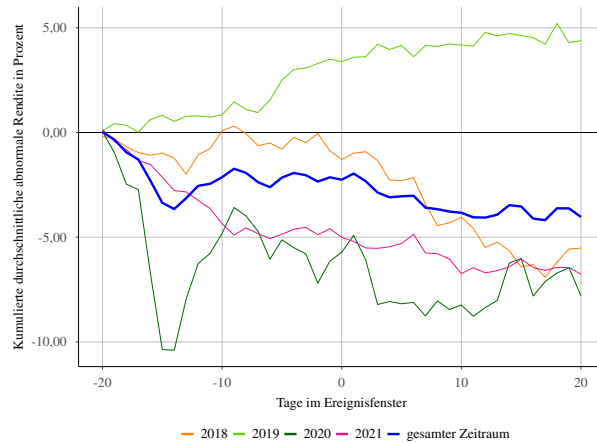
(b) Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite nach der Veröffentlichung der SFCRs

Abbildung B.1: Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite der positiven SFCRs, 25 % der höchsten unadjustierten Solvenzquoten



### B.3 Grafiken zur Reaktion auf sehr hohe Veränderungen der unadjustierten Solvenzquoten

Bei Verwendung der unadjustierten statt der berichteten Solvenzquoten zur Bildung der Teilportfolios ergeben sich für die Versicherer mit den 25 % der höchsten Solvenzquoten folgende CAAR:



(a) Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite im gesamten Ereignisfenster

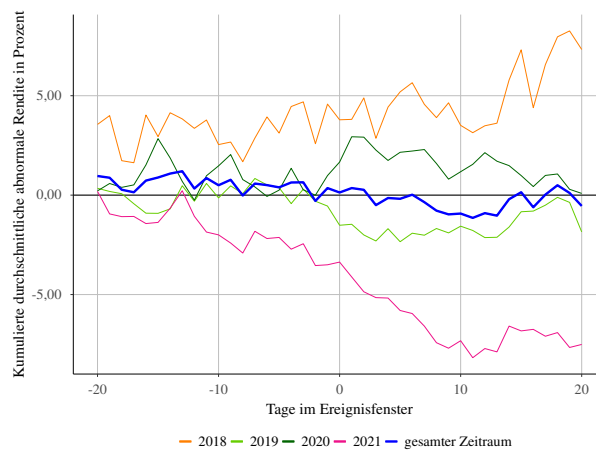


(b) Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite nach der Veröffentlichung der SFCRs

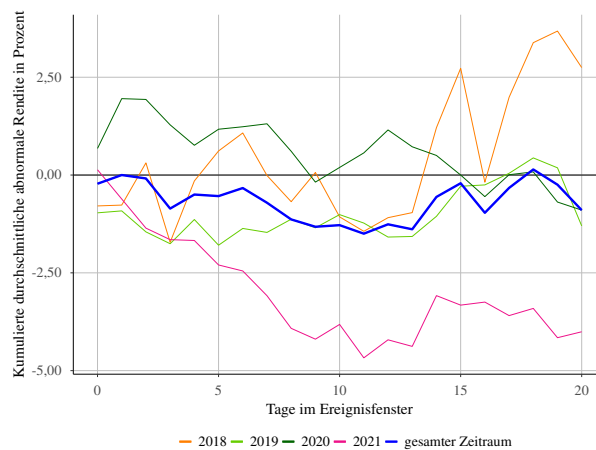
Abbildung B.2: Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite positiven SFCRs, 25 % der höchsten Veränderungen der unadjustierten Solvenzquoten

## B.4 Grafiken zu den Rating-Ereignisstudien

Abbildung B.3 zeigt die Entwicklung der abnormalen Renditen, wenn nur die Heraufstufungen von Ratings berücksichtigt werden. Die Stichprobe umfasst dann nur 14 Heraufstufungen, wobei die meisten Ratingaktionen im Jahr 2021 erfolgen. Deshalb ist den Auswertungen auf Jahresbasis nicht allzu viel Gewicht beizumessen.



(a) Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite im gesamten Ereignisfenster

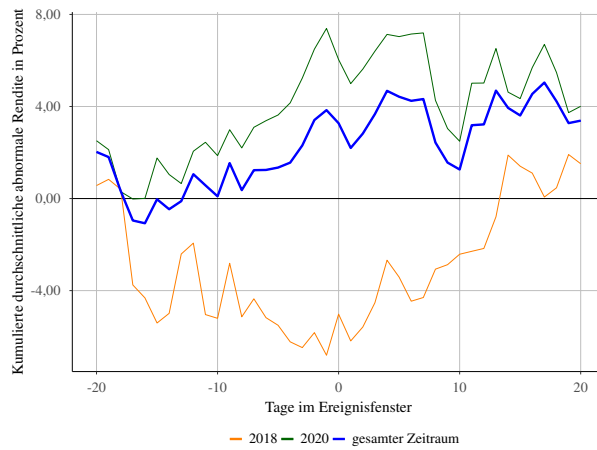


(b) Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite nach der Bekanntgabe

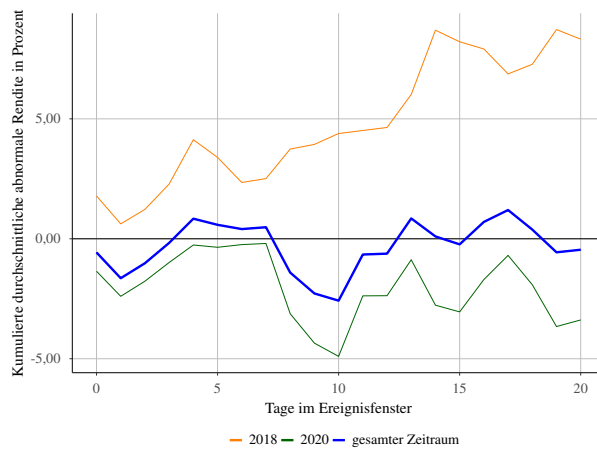
Abbildung B.3: Entwicklung der kumulierten abnormalen Renditen bei Heraufstufungen des Ratings

#### B.4 Grafiken zu den Rating-Ereignisstudien

Abbildung B.4 zeigt die Entwicklung der abnormalen Renditen, wenn nur die Herabstufungen von Ratings berücksichtigt werden. Die Stichprobe umfasst dann nur 4 Herabstufungen. Deshalb ist weder die komplette Auswertung noch die Betrachtung der zwei betroffenen Jahre repräsentativ.



(a) Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite im gesamten Ereignisfenster



(b) Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite nach der Bekanntgabe

Abbildung B.4: Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite bei Herabstufungen des Ratings