Ansteckungseffekte während der europäischen Staatsschuldenkrise

Inaugural-Dissertation

zur Erlangung des akademischen Grades eines

Doktors der Wirtschaftswissenschaften

(Dr. rer. pol.)

an der

Wirschaftswissenschaftlichen Fakultät

der Heinrich-Heine-Universität Düsseldorf

vorgelegt von

Dipl.-Kfm. Andreas Marcell Kokot

geb. am 18. Dezember 1985 in Haan

Gedruckt mit der Genehmigung der
Wirtschaftswissenschaftlichen Fakultät der
Heinrich-Heine-Universität Düsseldorf

Berichterstatter:

1. Prof. Dr. Heinz-Dieter Smeets

2. Prof. Dr. Ulrich Heimeshoff

Tag der mündlichen Prüfung: 02.03.2021

Kleine Fabel

»Ach«, sagte die Maus, »die Welt wird enger mit jedem Tag. Zuerst war sie so breit, daß ich Angst hatte, ich lief weiter und war glücklich, daß ich endlich rechts und links in der Ferne Mauern sah, aber diese langen Mauern eilen so schnell aufeinander zu, daß ich schon im letzten Zimmer bin, und dort im Winkel steht die Falle, in die ich laufe.« – »Du mußt nur die Laufrichtung ändern«, sagte die Katze und fraß sie.

Franz Kafka

Danksagung

Die vorliegende Dissertation entstand während meiner Zeit als Doktorand am Lehrstuhl für Volkswirtschaftslehre, insb. Internationale Wirtschaftsbeziehungen an der Heinrich-Heine-Universität Düsseldorf. Wissenschaftlicher Erkenntnisgewinn und die begleitenden Prozesse sind mit vielen persönlichen und familiären Entbehrungen verbunden und erfordern nicht selten Entscheidungen an bedeutsamen Wegpunkten. Einigen Menschen aus meinem Umfeld bin ich daher in Dank verbunden, da sie mich beständig auf diesem Weg zur Promotion begleitet haben.

An erster Stelle möchte ich meinem Doktorvater Herrn Prof. Dr. Heinz-Dieter Smeets danken, der mir in den letzten Jahren stets mit Rat zur Seite stand und gleichzeitig die wissenschaftliche Freiheit zuließ, die zu dieser Arbeit führte. Sein Engagement und den Zeitaufwand für die Betreuung in den vergangenen Jahren weiß ich besonders zu schätzen. Herrn Prof. Dr. Ullrich Heimeshoff möchte ich für die Übernahme des Zweitgutachtens danken und für die immer interessanten, auch manchmal fachfremden Diskussionen in ruhigen Phasen des Alltags.

Während der Promotion durfte ich viele außergewöhnliche Menschen an der Universität Düsseldorf kennenlernen. Keine dieser Begegnungen möchte ich missen, dennoch bleiben wenige besonders in Erinnerung. Mit Tim Böker konnte ich mich über viele Jahre hinweg thematisch austauschen und danke für die Hilfsbereitschaft in technischen Fragen. Zu einem intellektuellen Sparringspartner erwuchs Alex Korff bei dem ich mich für die vielen und langen, immer tiefgründigen, politischen und philosophischen Diskussionen bedanken möchte. Die offenen Ohren meiner Kollegen Christina Heldmann, Maximilian Horst, Markus Penatzer und Till Krueger und die Gespräche an langen Tagen werde ich in bester Erinnerung behalten.

Bedanken möchte ich mich auch herzlich bei Frau Elisabeth Mentrup, die sich große Mühe bei der Korrektur und abschließenden Bearbeitung der Dissertation gegeben hat. Ihre sprachlichen Anmerkungen halfen mir den Inhalt auch für den Leser verständlich niederzuschreiben.

Ohne einen tiefen emotionalen und familiären Rückhalt hätte die vorliegende Arbeit nicht entstehen können, deshalb gilt besonderer Dank meinen Eltern, die mich in den Jahren meiner Promotion sehr großzügig, liebevoll und selbstlos unterstützt haben. Früh im Studium konnte ich so die nötigen Wege einschlagen und meine akademische Laufbahn schließlich erfolgreich mit der Promotion abschließen.

Cäcilie †

Inhaltsverzeichnis

Inhaltsverzeichnis i

Abbildungsverzeichnis v

Tabellenverzeichnis x

Abkürzungsverzeichnis xvii

1 Einleitung 1

1.1 Problemstellung 9

1.2 Aufbau 22

2 Ansteckungseffekte auf Finanzmärkten 25

2.1 Ursachen und Kanäle für Ansteckung 29

2.1.1 Realwirtschaftliche Ansteckung 30

2.1.2 Finanzwirtschaftliche Ansteckung 34

2.1.3 Verhaltensbezogene Ansteckung 41

2.2 Empirische Methodik 49

2.2.1 Gleichbewegung, Korrelation und Kointegration 52

2.2.2 Faktormodelle 57

2.2.3 Modelle mit Nichtlinearität und Asymmetrie 61

2.2.4 ARCH- und GARCH-Modelle 68

2.3 Literatur zu Ansteckungseffekten während der Staatsschuldenkrise 71

2.4 Zwischenfazit und Auswahl der modelltheoretischen Methodik 77

3 Methodische Grundlagen der ökonometrischen Analyse 84

3.1 Zeitreihenanalyse 86
3.1.1 Stationäre stochastische Prozesse 87
3.1.2 Kennzahlen von stationären stochastischen Prozessen 92
3.1.3 Markow-Switching-Prozess 95
3.2 GARCH-Modelle 99
3.2.1 Allgemeiner Aufbau univariater heteroskedastischer Modelle 99
3.2.2 Erweiterungen und Einsatzzwecke 116
3.2.2.1 Asymmetrien 119
3.2.2.2 Persistenz 127
3.2.2.3 Strukturbrüche 131
3.2.2.4 Fat Tails 141
3.2.3 Multivariate Modelle 145
3.2.3.1 Allgemeiner Aufbau multivariater heteroskedastischer Modelle 145
3.2.3.2 Das VEC-Modell 148
3.2.3.3 Das BEKK-Modell 150
3.2.3.4 Faktor-GARCH 153
3.2.3.5 Das Constant Conditional Correlation Modell 157
3.2.3.6 Das Dynamic Conditional Correlation Modell 161
3.3 Hauptkomponentenanalyse 165
3.4 Zwischenfazit und Auswahl des relevanten statistischen Modells 174

4 Ökonometrische Ansteckungsanalyse während der Staatsschuldenkrise 178

4.1 Datenmaterial 178
4.1.1 Beschreibung 180
4.1.2 Eigenschaften 184
4.1.3 Stationarität 192
4.1.4 Kointegration 199
4.2 Ergebnisse der Hauptkomponentenanalyse 206
4.3 Ausgestaltung des empirischen Modells 211

4.4 Analyse von Ansteckungseffekten anhand bilateraler Korrelationsstrukturen 231
4.4.1 Unterschiedliche Phasen der europäischen Staatsschuldenkrise 233
4.4.1.1 Der Beginn der europäischen Staatsschuldenkrise im Herbst des Jahres 2009 237
4.4.1.2 Höhepunkt der Krise im Jahr 2010 240
4.4.1.3 Fortdauernde Krise im Jahr 2011 250
4.4.1.4 Erstmalige Zahlungsunfähigkeit im Jahr 2012 256
4.4.1.5 Stagnation der Krise in den Jahren 2013 und 2014 261
4.4.1.6 Kurz vor dem Euro Austritt im Jahr 2015 266
4.4.2 Verifizierung bisheriger Ansteckungsnachweise 273
4.4.3 Auswirkungen von Ratingänderungen und politischen Ereignissen auf die Korrelationsstrukturen während der europäischen Staatsschuldenkrise 278
4.4.3.1 Robustheit 291
4.4.4 Impulse Response Beziehung 296
4.5 Zusammenfassung empirischer Ergebnisse 305

5 Politische und ökonomische Konsequenzen 311

6 Fazit und Ausblick 324

7 Anhang 332

7.1 Ereignisverlauf während der europäischen Staatsschuldenkrise 332
7.1.1 Das Jahr 2008 333
7.1.2 Das Jahr 2009 335
7.1.3 Das Jahr 2010 337
7.1.4 Das Jahr 2011 345
7.1.5 Das Jahr 2012 354
7.1.6 Das Jahr 2013 358
7.1.7 Das Jahr 2014 361
7.1.8 Das Jahr 2015 364

7.1.9 Das Jahr 2016 367
7.2 Kovarianzstationarität des allgemeinen GARCH(p,q)-Modells 368
7.3 Parameterschätzung in univariaten und multivariaten GARCH-Modellen 372
7.4 Übergangswahrscheinlichkeiten im Switching-GARCH-Modell 378
7.5 Tabellen und Grafiken 383
7.5.1 Ergebnisse der Kointegrationsanalyse im Detail 383
7.5.2 Ergebnisse des Stationaritätstests nach der Eliminierung der ersten Hauptkomponente 387
7.5.3 Ergebnisse des Likelihood-Ratio-Tests 390
7.5.4 Zeitreihen der 10-jährigen Referenzanleihen im Detail 391
7.5.5 Ergebnisse der einzelnen univariaten GARCH-Modellierungen der 10-jährigen Referenzanleihen 399
7.5.6 Ergebnisse der bivariaten DCC-Analyse im Detail 415
7.5.7 Übersicht der politischen Ereignisse in Griechenland mit Bezug zur europäischen Staatsschuldenkrise 418
7.5.8 Ratingveränderungen der europäischen Krisenländer 421
7.6 Ergebnisse der Regressionsanalysen im Detail 425
7.6.1 Ergebnisse der Regressionsanalyse zur Bestätigung von Ansteckungen im Mai 2010 und Juni 2015 425
7.6.2 Ergebnisse der Regressionsanalyse zur Analyse von Ratingänderungen und Ereignissen in Griechenland 433
7.6.3 Ergebnisse der Regressionsanalyse zur Robustheit der Erkenntnisse von Auswirkung irischer Ratingänderungen 449
7.7 Ratingnomenklatur 454
7.8 Übersicht des EU-Warenhandels 455

Literaturverzeichnis 456

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1: Schuldenlast der europäischen Krisenländer 3

Abbildung 2: Entwicklung 10-jähriger Referenzanleihen ausgewählter Länder der Europäischen Währungsunion 4

Abbildung 3: Schema des Begriffes Ansteckung und dessen begriffliche Einordnung 11

Abbildung 4: Stochastischer Prozess bei unterschiedlicher Annahme 88

Abbildung 5: Normalverteilung 103

Abbildung 6: News Impact Curve des GARCH- und EGARCH-Modells 123

Abbildung 7: News Impact Curve des GARCH- und GJR-GARCH-Modells 125

Abbildung 8: Hauptkomponentenanalyse 168

Abbildung 9: Entwicklung ausgewählter 10-jähriger europäischer Referenzanleihen 181

Abbildung 10: Boxplot der 10-jährigen europäischen Referenzanleihen 186

Abbildung 11: Kerndichteschätzung der selektierten Renditen 10-jähriger europäischer Referenzanleihen 189

Abbildung 12: QQ-Plot der selektierten Renditen 10-jähriger europäischer Referenzanleihen 191

Abbildung 13: Grafische Abbildung der Hauptkomponentenanalyse 210

Abbildung 14: Verlauf der dynamischen Korrelationsstruktur ausgewählter Länder der Europäischen Währungsunion 234

Abbildung 15: Verlauf der dynamischen Korrelationsstrukturen ausgewählter Länder außerhalb der Europäischen Währungsunion 235

Abbildung 16: Korrelationsstrukturen der Renditereihen 10-jähriger europäischer Referenzanleihen bis zum Jahr 2010 239
Abbildung 17: Korrelationsstrukturen der Renditereihen 10-jähriger europäischer Referenzanleihen im Jahr 2010 249
Abbildung 18: Korrelationsstrukturen der Renditereihen 10-jähriger europäischer Referenzanleihen im Jahr 2011 255
Abbildung 19: Korrelationsstrukturen der Renditereihen 10-jähriger europäischer Referenzanleihen im Jahr 2012 260
Abbildung 20: Korrelationsstrukturen der Renditereihen 10-jähriger europäischer Referenzanleihen in den Jahren 2013 und 2014 265
Abbildung 21: Korrelationsstrukturen der Renditereihen 10-jähriger europäischer Referenzanleihen in den Jahren 2015 und 2016 272
Abbildung 22: Ratingveränderungen Griechenlands im Zeitverlauf 280
Abbildung 23: Korrelationsstrukturen der Renditereihen 10-jähriger europäischer Referenzanleihen im Vergleich mit griechischen Ratingabwertungen 289
Abbildung 24: Korrelationsstrukturen der Renditereihen 10-jähriger europäischer Referenzanleihen im Vergleich mit wesentlichen politischen Ereignissen in Griechenland mit Bezug zur europäischen Staatsschuldenkrise 290
Abbildung 25: Impulse-Response Funktion auf Ratingabwertungen Griechenlands und Ereignisse in Griechenland für Belgien, Deutschland und Finnland 300
Abbildung 26: Impulse-Response Funktion auf Ratingabwertungen Griechenlands und Ereignisse in Griechenland für Frankreich und Irland 301
Abbildung 27: Impulse-Response Funktion auf Ratingabwertungen Griechenlands und Ereignisse in Griechenland für Italien, Niederlande und Norwegen 302

Abbildung 28: Impulse-Response Funktion auf Ratingabwertungen Griechenlands und Ereignisse in Griechenland für Österreich, Portugal und Schweden 303
Abbildung 29: Impulse-Response Funktion auf Ratingabwertungen Griechenlands und Ereignisse in Griechenland für die Schweiz, Spanien und UK 304
Abbildung 30: Renditezeitreihe und die 1. Differenz belgischer Referenzanleihen 391
Abbildung 31: Renditezeitreihe und die 1. Differenz deutscher Referenzanleihen 392
Abbildung 32: Renditezeitreihe und die 1. Differenz finnischer Referenzanleihen 392
Abbildung 33: Renditezeitreihe und die 1. Differenz französischer Referenzanleihen 393
Abbildung 34: Renditezeitreihe und die 1. Differenz griechischer Referenzanleihen 393
Abbildung 35: Renditezeitreihe und die 1. Differenz irischer Referenzanleihen 394
Abbildung 36: Renditezeitreihe und die 1. Differenz italienischer Referenzanleihen 394
Abbildung 37: Renditezeitreihe und die 1. Differenz niederländischer Referenzanleihen 395
Abbildung 38: Renditezeitreihe und die 1. Differenz norwegischer Referenzanleihen 395
Abbildung 39: Renditezeitreihe und die 1. Differenz österreichischer Referenzanleihen 396
Abbildung 40: Renditezeitreihe und die 1. Differenz portugiesischer Referenzanleihen 396
Abbildung 41: Renditezeitreihe und die 1. Differenz schwedischer Referenzanleihen 397
Abbildung 42: Renditezeitreihe und die 1. Differenz schweizer Referenzanleihen 397

Abbildung 43: Renditezeitreihe und die 1. Differenz spanischer Referenzanleihen 398
Abbildung 44: Renditezeitreihe und die 1. Differenz britischer Referenzanleihen 398
Abbildung 45: Ergebnisse der univariaten GARCH-Modellierung für Belgien 400
Abbildung 46: Ergebnisse der univariaten GARCH-Modellierung für Deutschland 401
Abbildung 47: Ergebnisse der univariaten GARCH-Modellierung für Finnland 402
Abbildung 48: Ergebnisse der univariaten GARCH-Modellierung für Frankreich 403
Abbildung 49: Ergebnisse der univariaten GARCH-Modellierung für Griechenland 404
Abbildung 50: Ergebnisse der univariaten GARCH-Modellierung für Irland 405
Abbildung 51: Ergebnisse der univariaten GARCH-Modellierung für Italien 406
Abbildung 52: Ergebnisse der univariaten GARCH-Modellierung für die Niederlande 407
Abbildung 53: Ergebnisse der univariaten GARCH-Modellierung für Norwegen 408
Abbildung 54: Ergebnisse der univariaten GARCH-Modellierung für Österreich 409
Abbildung 55: Ergebnisse der univariaten GARCH-Modellierung für Portugal 410
Abbildung 56: Ergebnisse der univariaten GARCH-Modellierung für Schweden 411
Abbildung 57: Ergebnisse der univariaten GARCH-Modellierung für die Schweiz 412
Abbildung 58: Ergebnisse der univariaten GARCH-Modellierung für Spanien 413

Abbildung 59: Ergebnisse der univariaten GARCH-Modellierung für UK 414
Abbildung 60: Ergebnisse der einzelnen bivariaten DCC-Analysen für die Länder Belgien, Deutschland, Finnland und Frankreich 415
Abbildung 61: Ergebnisse der einzelnen bivariaten DCC-Analysen für die Länder Irland, Italien, die Niederlande und Norwegen 416
Abbildung 62: Ergebnisse der einzelnen bivariaten DCC-Analysen für die Länder Österreich, Portugal, Schweden und die Schweiz 417
Abbildung 63: Ergebnisse der einzelnen bivariaten DCC-Analysen für die Länder Spanien und UK 417
Abbildung 64: Ratingveränderungen Irlands im Zeitverlauf 421
Abbildung 65: Ratingveränderungen Italiens im Zeitverlauf 422
Abbildung 66: Ratingveränderungen Portugals im Zeitverlauf 423
Abbildung 67: Ratingveränderungen Spaniens im Zeitverlauf 424
Abbildung 68: Entwicklung des Warenhandels innerhalb der EU zwischen Januar 2002 und Juli 2018 455

Tabellenverzeichnis

Tabelle 4.1: Statistische Kennzahlen der selektierten 10-jährigen europäischen Referenzanleihen 187

Tabelle 4.2: Ergebnisse des Augemented-Dickey-Fuller (ADF) und Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS)-Tests der 10-jährigen Referenzanleihen ausgewählter europäischer Länder, im AR-Modell mit Konstanter und Trend 196

Tabelle 4.3: Ergebnisse des Augemented-Dickey-Fuller (ADF) und Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS)-Tests der 10-jährigen Referenzanleihen ausgewählter europäischer Länder, im AR-Modell mit Konstanter 197

Tabelle 4.4: Ergebnisse des Augemented-Dickey-Fuller (ADF)-Tests der 10-jährigen Referenzanleihen ausgewählter europäischer Länder, im AR-Modell. Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS)-Test im AR-Modell undefiniert 198

Tabelle 4.5: Ergebnisse der Kointegrationsanalyse 205

Tabelle 4.6: MSA – Maß zur Stichprobeneignung – für die Renditereihen der 10-jährigen europäischen Referenzanleihen aus der ersten Ländergruppe 207

Tabelle 4.7: MSA – Maß zur Stichprobeneignung – für die Renditereihen der 10-jährigen europäischen Referenzanleihen aus der zweiten Ländergruppe 207

Tabelle 4.8: Ergebnisse der Hauptkomponentenanalyse für die Renditereihen der 10-jährigen europäischen Referenzanleihen aus der ersten Ländergruppe 208
Tabelle 4.9: Ergebnisse der Hauptkomponentenanalyse für die Renditereihen der 10-jährigen europäischen Referenzanleihen aus der zweiten Ländergruppe 208
Tabelle 4.10: Erster Teil der Ergebnisse zur GARCH-Schätzung 10-jähriger europäischer Referenzanleihen 219
Tabelle 4.11: Zweiter Teil der Ergebnisse zur GARCH-Schätzung 10-jähriger europäischer Referenzanleihen 221
Tabelle 4.12: Dritter Teil der Ergebnisse zur GARCH-Schätzung 10-jähriger europäischer Referenzanleihen 223
Tabelle 4.13: Ergebnisse der GARCH-Schätzungen 10-jähriger europäischer Referenzanleihen unter der Annahme normalverteilter Innovationen 225
Tabelle 4.14: Spezifizierung der bilateralen DCC-Modelle zur Analyse der Korrelationsstrukturen 228
Tabelle 4.15: Wesentliche Ereignisse bezüglich der griechischen Schuldenkrise im Jahr 2009 237
Tabelle 4.16: Wesentliche Ereignisse bezüglich der griechischen Schuldenkrise im Jahr 2010 241
Tabelle 4.17: Wesentliche Ereignisse bezüglich der griechischen Schuldenkrise im Jahr 2011 251
Tabelle 4.18: Wesentliche Ereignisse bezüglich der griechischen Schuldenkrise im Jahr 2012 257
Tabelle 4.19: Wesentliche Ereignisse bezüglich der griechischen Schuldenkrise im Jahr 2013 und 2014 262
Tabelle 4.20: Wesentliche Ereignisse bezüglich der griechischen Schuldenkrise im Jahr 2015 und 2016 268
Tabelle 4.21: Zusammenfassung der Ergebnisse der Regressionsanalyse zur Verifizierung der Ansteckungsphasen in den Jahren 2010 und 2015 275

Tabelle 4.22: Erster Teil der Regressionsanalyse zur Beurteilung von Ereignissen in Griechenland und Änderungen des griechischen Kreditratings auf Renditen europäischer Referenzanleihen 287
Tabelle 4.23: Zweiter Teil der Regressionsanalyse zur Beurteilung von Ereignissen in Griechenland und Änderungen des griechischen Kreditratings auf Renditen europäischer Referenzanleihen 288
Tabelle 4.24: Robustheit der Dummy-Regressionsanalyse von Ratingänderungen peripherer europäischer Krisenländer 294
Tabelle 7.1: Robustheit der Dummy-Regressionsanalyse von Ratingänderungen peripherer europäischer Krisenländer 383
Tabelle 7.2: Zweiter Teil der Ergebnisse des Johansen Kointegrationstests 384
Tabelle 7.3: Dritter Teil der Ergebnisse des Johansen Kointegrationstests 385
Tabelle 7.4: Vierter Teil der Ergebnisse des Johansen Kointegrationstests 386
Tabelle 7.5: Ergebnisse des Augemented-Dickey-Fuller (ADF) und Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS)-Tests der 10-jährigen Referenzanleihen nach der PCA Filterung, im AR-Modell mit Konstanter und Trend 387
Tabelle 7.6: Ergebnisse des Augemented-Dickey-Fuller (ADF) und Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS)-Tests der 10-jährigen Referenzanleihen nach der PCA Filterung, im AR-Modell mit Konstanter 388
Tabelle 7.7: Ergebnisse des Augemented-Dickey-Fuller (ADF)-Tests der 10-jährigen Referenzanleihen ausgewählter europäischer Länder, im AR-Modell. Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS)-Test im AR-Modell undefiniert 389
Tabelle 7.8: Ergebnisse des Likelihood-Ratio-Tests der entsprechend univariaten GARCH-Modelle der einzelnen Länder 390

Tabelle 7.9: Übersicht der politischen Ereignisse in Griechenland mit Bezug zur europäischen Staatsschuldenkrise im Zeitraum 2009 bis 2014 419
Tabelle 7.10: Übersicht der politischen Ereignisse in Griechenland mit Bezug zur europäischen Staatsschuldenkrise im Zeitraum 2014 bis 2017 420
Tabelle 7.11: Dummy-Regression zur Bestätigung von Ansteckung im Mai 2010 und Juni 2015 zwischen den 10-jährigen Referenzanleihen Griechenlands und Belgiens 425
Tabelle 7.12: Dummy-Regression zur Bestätigung von Ansteckung im Mai 2010 und Juni 2015 zwischen den 10-jährigen Referenzanleihen Griechenlands und Deutschlands 426
Tabelle 7.13: Dummy-Regression zur Bestätigung von Ansteckung im Mai 2010 und Juni 2015 zwischen den 10-jährigen Referenzanleihen Griechenlands und Finnlands 426
Tabelle 7.14: Dummy-Regression zur Bestätigung von Ansteckung im Mai 2010 und Juni 2015 zwischen den 10-jährigen Referenzanleihen Griechenlands und Frankreichs 427
Tabelle 7.15: Dummy-Regression zur Bestätigung von Ansteckung im Mai 2010 und Juni 2015 zwischen den 10-jährigen Referenzanleihen Griechenlands und Irlands 427
Tabelle 7.16: Dummy-Regression zur Bestätigung von Ansteckung im Mai 2010 und Juni 2015 zwischen den 10-jährigen Referenzanleihen Griechenlands und Italiens 428
Tabelle 7.17: Dummy-Regression zur Bestätigung von Ansteckung im Mai 2010 und Juni 2015 zwischen den 10-jährigen Referenzanleihen Griechenlands und den Niederlanden 428
Tabelle 7.18: Dummy-Regression zur Bestätigung von Ansteckung im Mai 2010 und Juni 2015 zwischen den 10-jährigen Referenzanleihen Griechenlands und Norwegens 429

Tabelle 7.19: Dummy-Regression zur Bestätigung von Ansteckung im Mai 2010 und Juni 2015 zwischen den 10-jährigen Referenzanleihen Griechenlands und Österreichs 429
Tabelle 7.20: Dummy-Regression zur Bestätigung von Ansteckung im Mai 2010 und Juni 2015 zwischen den 10-jährigen Referenzanleihen Griechenlands und Portugals 430
Tabelle 7.21: Dummy-Regression zur Bestätigung von Ansteckung im Mai 2010 und Juni 2015 zwischen den 10-jährigen Referenzanleihen Griechenlands und Schwedens 430
Tabelle 7.22: Dummy-Regression zur Bestätigung von Ansteckung im Mai 2010 und Juni 2015 zwischen den 10-jährigen Referenzanleihen Griechenlands und der Schweiz 431
Tabelle 7.23: Dummy-Regression zur Bestätigung von Ansteckung im Mai 2010 und Juni 2015 zwischen den 10-jährigen Referenzanleihen Griechenlands und Spaniens 431
Tabelle 7.24: Dummy-Regression zur Bestätigung von Ansteckung im Mai 2010 und Juni 2015 zwischen den 10-jährigen Referenzanleihen Griechenlands und UK 432
Tabelle 7.25: Ergebnis der Regressionsanalyse mit Dummys für politische Ereignisse in Griechenland und der griechischen Ratingabwertungen anhand dynamischer Korrelationen zwischen Griechenland und Belgien 434
Tabelle 7.26: Ergebnis der Regressionsanalyse mit Dummys für politische Ereignisse in Griechenland und der griechischen Ratingabwertungen anhand dynamischer Korrelationen zwischen Griechenland und Deutschland 435
Tabelle 7.27: Ergebnis der Regressionsanalyse mit Dummys für politische Ereignisse in Griechenland und der griechischen Ratingabwertungen anhand dynamischer Korrelationen zwischen Griechenland und Finnland 436

Tabelle 7.28: Ergebnis der Regressionsanalyse mit Dummys für politische Ereignisse in Griechenland und der griechischen Ratingabwertungen anhand dynamischer Korrelationen zwischen Griechenland und Frankreich 437
Tabelle 7.29: Ergebnis der Regressionsanalyse mit Dummys für politische Ereignisse in Griechenland und der griechischen Ratingabwertungen anhand dynamischer Korrelationen zwischen Griechenland und Irland bis 2012 438
Tabelle 7.30: Ergebnis der Regressionsanalyse mit Dummys für politische Ereignisse in Griechenland und der griechischen Ratingabwertungen anhand dynamischer Korrelationen zwischen Griechenland und Irland nach 2012 439
Tabelle 7.31: Ergebnis der Regressionsanalyse mit Dummys für politische Ereignisse in Griechenland und der griechischen Ratingabwertungen anhand dynamischer Korrelationen zwischen Griechenland und Italien 440
Tabelle 7.32: Ergebnis der Regressionsanalyse mit Dummys für politische Ereignisse in Griechenland und der griechischen Ratingabwertungen anhand dynamischer Korrelationen zwischen Griechenland und den Niederlanden 441
Tabelle 7.33: Ergebnis der Regressionsanalyse mit Dummys für politische Ereignisse in Griechenland und der griechischen Ratingabwertungen anhand dynamischer Korrelationen zwischen Griechenland und Norwegen 442
Tabelle 7.34: Ergebnis der Regressionsanalyse mit Dummys für politische Ereignisse in Griechenland und der griechischen Ratingabwertungen anhand dynamischer Korrelationen zwischen Griechenland und Österreich 443
Tabelle 7.35: Ergebnis der Regressionsanalyse mit Dummys für politische Ereignisse in Griechenland und der griechischen Ratingabwertungen anhand dynamischer Korrelationen zwischen Griechenland und Portugal 444

Tabelle 7.36: Ergebnis der Regressionsanalyse mit Dummys für politische Ereignisse in Griechenland und der griechischen Ratingabwertungen anhand dynamischer Korrelationen zwischen Griechenland und Schweden 445
Tabelle 7.37: Ergebnis der Regressionsanalyse mit Dummys für politische Ereignisse in Griechenland und der griechischen Ratingabwertungen anhand dynamischer Korrelationen zwischen Griechenland und der Schweiz 446
Tabelle 7.38: Ergebnis der Regressionsanalyse mit Dummys für politische Ereignisse in Griechenland und der griechischen Ratingabwertungen anhand dynamischer Korrelationen zwischen Griechenland und Spanien 447
Tabelle 7.39: Ergebnis der Regressionsanalyse mit Dummys für politische Ereignisse in Griechenland und der griechischen Ratingabwertungen anhand dynamischer Korrelationen zwischen Griechenland und UK 448
Tabelle 7.40: Ergebnis der Regressionsanalyse mit Dummys für irische Ratingabwertungen anhand dynamischer Korrelationen zwischen Griechenland und Irland 450
Tabelle 7.41: Ergebnis der Regressionsanalyse mit Dummys für italienische Ratingabwertungen anhand dynamischer Korrelationen zwischen Griechenland und Italien 451
Tabelle 7.42: Ergebnis der Regressionsanalyse mit Dummys für portugiesische Ratingabwertungen anhand dynamischer Korrelationen zwischen Griechenland und Portugal 452
Tabelle 7.43: Ergebnis der Regressionsanalyse mit Dummys für spanische Ratingabwertungen anhand dynamischer Korrelationen zwischen Griechenland und Spanien 453
Tabelle 7.44: Übersicht der Ratingnomenklatur und der Gruppierung in Investmentklassen 454

Abkürzungsverzeichnis

A

ANEL	Aneksartitoi Ellines bzw. Unabhängige Griechen
AR	autoregressiv
ARCH	Autoregressive Conditional Heteroscedasticity
ARMA	Autoregressive-Moving Average
AUT	Österreich

B

BE	Belgien
BEKK	Baba; Engle; Kraft; Kroner
BIP	Bruttoinlandsprodukt
Brexit	Kofferwort aus den englischen Worten Britain und exit
BRIC	Brasilien, Russland, Indien und China

C

CCC	Constant Conditional Correlation
CDS	Credit Default Swap (Kredit-Ausfall-Swap)

D

DAX	Deutscher Aktienindex
DCC	Dynamic Conditional Correlation

DUM_2010	Dummy-Variable für den Mai 2010
DUM_2015	Dummy-Variable für den Juni 2015
DUMGRI	Dummy-Varaible für die politischen Ereignisse mit Bezug zur Staatsschuldenkrise in Griechenland

E

EBA	Europäische Bankenaufsichtsbehörde
EFSF	European Financial Stability Facility
EGARCH	Exponential GARCH
EIOPA	Europäische Aufsichtsbehörde für das Versicherungswesen und die betriebliche Altersversorgung
EMP	Exchange Market Pressure Index
ESM	European Stability Mechanism
EU	Europäische Union
EWMA	Exponentially Weighted Moving Average
EWU	Europäische Währungsunion
EZB	Europäische Zentralbank

F

FED	Federal Reserve Bank
FIN	Finnland
FRA	Frankreich

G

GARCH	Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity
GBP	Pfund Sterling
GED	Generalisierte Extremwert Verteilung
GER	Deutschland
GJR-GARCH	Glosten-Jagannathan-Runkle GARCH

Grexit	Kofferwort aus den englischen Worten Greek und exit

H

HRE	Hypo Real Estate

I

i.i.d	independent and identically distributed
IFRS	International Financial Reporting Standards
IGARCH	Integrated GARCH
IRL	Irland
ITA	Italien
IWF	Internationale Währungsfonds

K

KMO	Kriterium Kaiser-Mayer-Olkin Kriterium
KPSS-Test	Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, Shin Test zur Beurteilung von Stationarität

L

lag	auf sich selbst verzögert

M

MA	Moving Average
ML	maximum likelihood Methode
MLS	maximum likelihood Schätzer

N

NL	Niederlande
NOR	Norwegen

O

OECD	Organisation for Economic Co-operation and Development
OMT	Outright Monetary Transactions

P

PASOK	Panellinio Sosialistiko Kinima (Panhellenische Sozialistische Bewegung)
PIIGS	Portugal, Irland, Italien, Griechenland, Spanien
POR	Portugal

Q

QE	Quantitative Easing

R

RA	Präfix mit der Bedeutung Rating
RAGRI_MINUS	Dummy-Variable für die Abwertung des griechischen Kreditratings

S

S&P	Standard and Poor's
SIC	Schwarz/Bayes-Informationskriterium
SMP	Securities Markets Programme
SoFFin	Sonderfonds Finanzmarktstabilisierung

SPA	Spanien
SUI	Schweiz
SWE	Schweden
SYRIZA	Synaspismos Rizospastikis Aristeras (Koalition der Radikalen Linken)

T

Troika	Kooperation aus Europäischer Zentralbank, Internationalem Währungsfonds und Europäischer Kommission

U

UK	Vereinigtes Königreich
USD	US-Dollar

V

VAR	Vektorautoregressiv
vec	Operator, der alle Elemente einer Matrix spaltenweise untereinander in einen Vektor platziert

W

WKM	Wechselkursmechnismus

Y

Yen	Japanischer Yen

Kapitel 1
Einleitung

Wachsendes Kreditvolumen in den USA, beschleunigt u. a. durch gesteigerte Zuflüsse an Kapital aus der Russland- und Asienkrise in den späten 1990er Jahren, führten mit dem Start des 21. Jahrhunderts zu einem Boom des amerikanischen Immobilienmarktes. Schwache Kreditvergaberegeln und stetig steigende Immobilienpreise hatten zur Folge, dass sich eine Preisblase bildete. Zusammengenommen mit einem zunehmend kreditfinanzierten Konsum der amerikanischen Haushalte verursachte das Platzen der Blase seit dem Frühjahr 2007 schließlich einen starken Anstieg von Zahlungsausfällen in den USA. Neubewertungen bestehender Kredite und komplexer verbriefter Schuldverschreibungen führten schnell zur Auflösung von Kredit-Portfolios und zu Finanzierungsschwierigkeiten für Finanzinstitute mit einem erheblichen Bestand dieser Schuldverschreibungen in der Bilanz, die während des anhaltenden Booms eingekauft wurden. Den Höhepunkt dieser zunehmend globalen Krise bildete schließlich der Zusammenbruch der amerikanischen Investmentbank Lehman Brothers im September desselben Jahres. Die anfängliche Bankenkrise blieb allerdings nicht auf die Finanzmärkte beschränkt, sondern erfasste ab Herbst 2008 zunehmend auch den realwirtschaftlichen Bereich, was sich letztlich in vielen Ländern zur schwersten Rezession seit dem Zweiten Weltkrieg ausweitete. Darüber hinaus kämpft im Besonderen der Euroraum seit 2010 mit einer schweren Staatsschuldenkrise aufgrund von beständig steigenden Schulden und Haushaltsdefiziten. Dies hatte schließlich zur Konsequenz, dass deutliche Herabstufungen des Kreditratings für Länder aus der europäischen Peripherie ab 2008 notwendig wurden.

Die europäische Staatsschuldenkrise, wie sie heute in der Öffentlichkeit wahrgenommen wird, hatte ihren Ursprung in Griechenland. Der griechische Staat war in der Lage, sich in der Zeit nach dem Beitritt zur Europäischen Währungsunion im Jahr 2001

durch geringe Nominal- und zeitweise sogar negative Realzinsen auf den internationalen Finanzmärkten zu refinanzieren und damit seinen Schuldenstand erheblich zu vergrößern. Die schwache Durchsetzung bestehender Regeln zur Schuldenbegrenzung und der Neuverschuldung innerhalb der Europäischen Union sowie strukturelle Schwächen der griechischen Ökonomie führten zu einem starken Anstieg der externen Schuldenlast.[1] Die niedrigen Zinsen erlaubten es sowohl Griechenland als auch anderen Ländern der europäischen Peripherie, die fälligen Schulden zu besseren Bedingungen zu refinanzieren und gaben den politisch Verantwortlichen – insbesondere in Griechenland – den Anreiz, die Ausgaben des öffentlichen Sektors nachhaltig zu steigern.[2] Das Wachstum der prozentualen[3] Schuldenlast der europäischen Krisenstaaten sowie auch in absoluter Höhe zeigt Abbildung 1. Die beiden Grafen verdeutlichen dabei die Beschleunigung der relativen Schuldenlast zum nominalen Bruttosozialprodukt und auch die absolute Höhe des Schuldenstands während der Krise.

Besonders drastische Folgen hatten diese exzessiven Ausgabenerhöhungen für Griechenland. Die Weltwirtschaftskrise von 2008/2009 traf das Land im besonderen Maße, da die politischen Kräfte nicht auf eine solche anhaltendende und starke ökonomische Krise vorbereitet waren. Der abnehmenden Wettbewerbsfähigkeit folgten rasch eine Rezession und einbrechende Steuereinnahmen, sehr bald schließlich (Re-)Finanzierungsschwierigkeiten für die stark angestiegene Schuldenlast. Zu Beginn des Jahres 2009 rückte Griechenland somit komplett in den Mittelpunkt der Finanzkrise.

[1] Die Regeln zur Schuldenbegrenzung für EWU-Mitglieder sind im Wachstums- und Stabilitätspakt aus dem Jahr 1997 festgelegt. Alle Mitglieder der Europäischen Union verpflichteten sich dazu, dass zukünftige Haushaltsdefizite eine Grenze von 3 % des BIP und die Gesamtverschuldung 60 % des BIP nicht überschreiten sollen.

[2] Griechenland besaß im Jahr 2008 den höchsten Ausgabequotienten für den öffentlichen Dienst am Gesamtvolumen der öffentlichen Ausgaben, im Vergleich zur restlichen OECD. Diese Quote überstieg schließlich im Jahr 2009 die Grenze von 50 % des griechischen BIP.

[3] Gemessen am nominalen BIP.

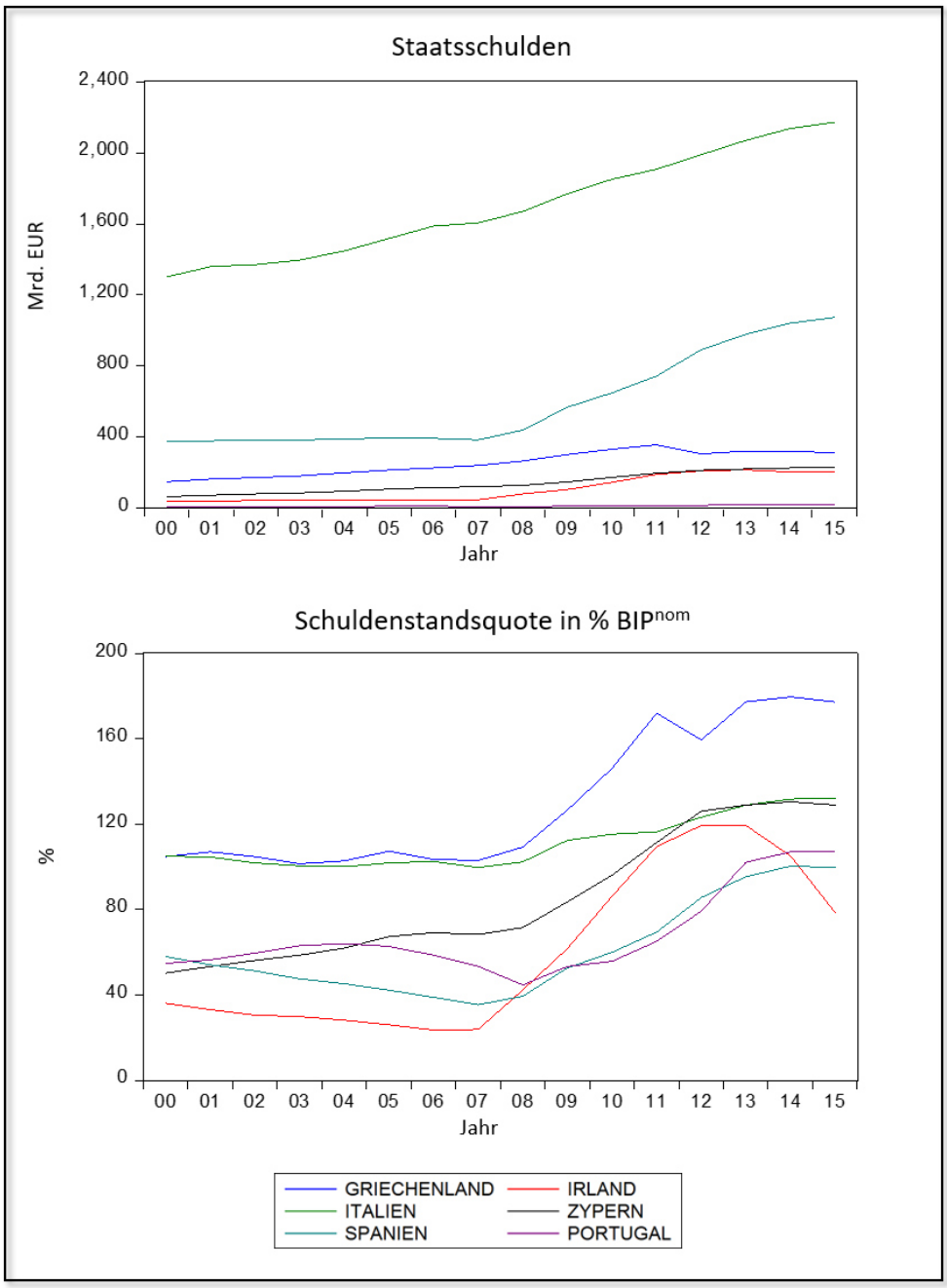

Abbildung 1: Schuldenlast der europäischen Krisenländer in Mrd. € und in % des nominalen BIP

Quelle: Eurostat, eigene Darstellung

Ausgelöst durch die Veröffentlichung einer überarbeiteten Defizitquote von 12,7 % des BIP, das doppelte so hoch ausfiel wie die letzten staatlichen Prognosen im Vorfeld, kam es zu extremen Reaktionen auf den Finanzmärkten.[4] Die (Re-)Finanzierungszinsen für Griechenland sowie die Preise für griechische Schuldverschreibungen

[4] Im April des darauffolgenden Jahres 2010 schätzte Eurostat das Defizit Griechenlands im Nachhinein mit 13,6 % des BIP sogar noch höher ein.

stiegen signifikant. Im Jahresverlauf 2009 folgten schließlich erste Herabstufungen der großen Ratingagenturen, beginnend mit Fitch und der Bekanntmachung Moody´s den Ausblick der griechischen Kreditwürdigkeit negativ einzustufen.[5] Damit fiel die Beurteilung für die Kreditwürdigkeit Griechenlands zum ersten Mal seit zehn Jahren unter die Grenze eines „A-Ratings“

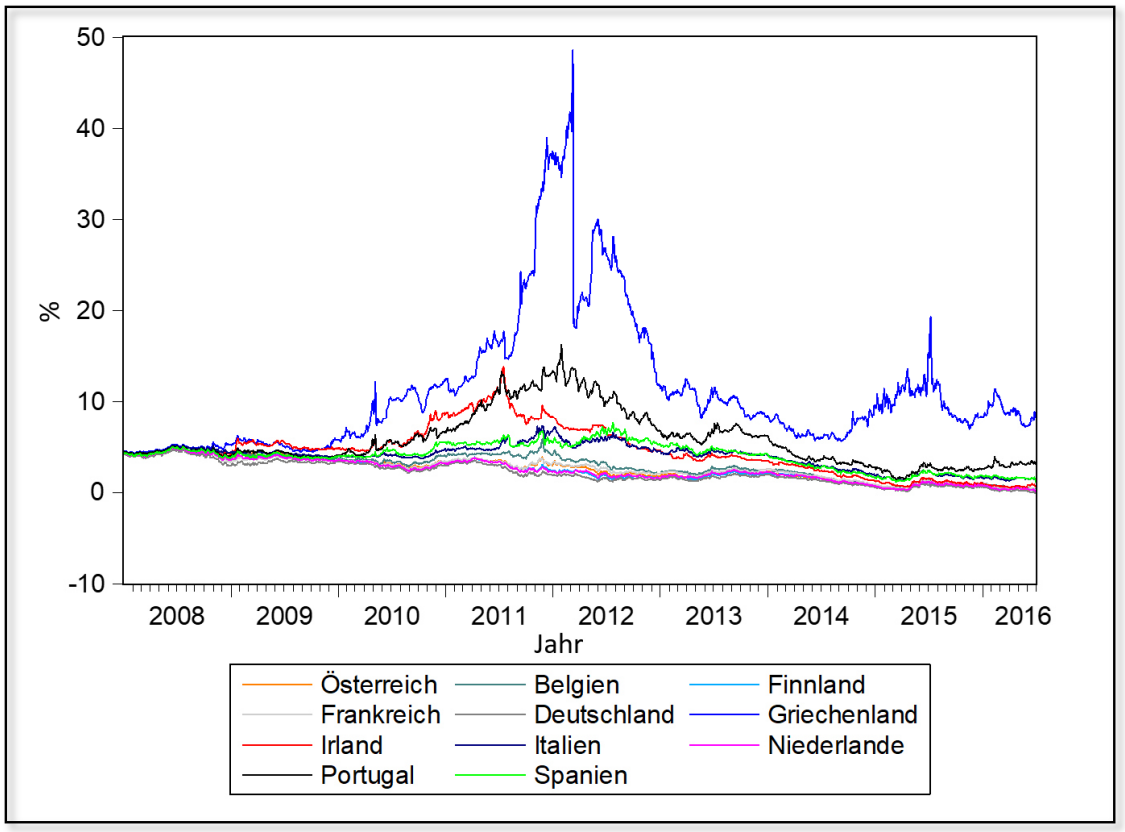

Abbildung 2: Entwicklung 10-jähriger Referenzanleihen ausgewählter Länder der Europäischen Währungsunion
Quelle: Thomson Reuters Datastream, eigene Darstellung

Die (Re-)Finanzierungszinssätze der meisten Euromitglieder stiegen in der Folge stark an; sogar Länder mit nachhaltigen und starken Haushaltsfundamentalwerten wie Finnland, Österreich und die Niederlande mussten in dieser Phase einen erhöhten Risikoaufschlag in Kauf nehmen. Die Krise intensivierte sich anschließend zwischen 2010 - 2011 resultierend in griechischen, irischen und portugiesischen Anleihen, die

[5] Zur Übersicht findet sich eine schematische Darstellung der Ratingveränderungen auf S. 280.

eine Rendite oberhalb der 10 % Marke erreichten. Abbildung 2 zeigt die Entwicklung der Renditen für 10-jährige Referenzanleihen und verdeutlicht nochmals den starken Anstieg der Kosten für die (Re-)Finanzierung vieler europäischer Länder ab 2009.

Besonders deutlich zeigte sich dieser Risikoaufschlag auf die 10-jährigen Referenzanleihen, wenn man den Vergleich mit deutschen Zinssätzen anstellt. Anfang 2011 erreichte der Abstand zwischen den griechischen und deutschen Zinssätzen ein Allzeithoch von fast 30 Prozentpunkten, was gleichzeitig bedeutete, dass die Schuldenlast für Griechenland eine Größe erreicht hatte, die langfristig nicht mehr selbständig zu bedienen war.[6] Schon bis zur Jahresmitte 2012 schrumpfte das griechische BIP um 20 % und die Arbeitslosenquote erreichte 25 %, unter der jungen Bevölkerungsgruppe gar über 50 %. Ständige gewaltsame Demonstrationen und Streiks prägten das Land.

Griechenland war gezwungen, finanzielle Unterstützung in Form von drei aufeinanderfolgenden Hilfsprogrammen anzunehmen, um die Schuldenlast zu restrukturieren. Unter den unverzüglich getroffenen Maßnahmen seitens der Regierungen in Europa wurde zunächst ein erstes Hilfspaket in Höhe von 110 Milliarden Euro bereitgestellt. Darüber hinaus wurde ein neuer europäischer Stabilitätsmechanismus mit einem Stammkapital in Höhe von 700 Milliarden Euro gegründet, der als allgemeiner Rettungsschirm in Form von Bürgschaften für Länder zur Verfügung steht, um deren Zahlungsfähigkeit zu sichern. Schnell folgte in 2011 ein zweites Rettungspaket für Griechenland mit einem Volumen von 160 Milliarden Euro und ein Schuldenschnitt von privaten Investoren in 2012. Ein drittes Rettungspaket im Jahr 2015 über erneut 86 Milliarden Euro beendete schließlich eine Phase der Staatsschuldenkrise auf den Finanzmärkten und eine politische Debatte innerhalb der EWU, in der auch über ein Ausscheiden Griechenlands aus dem Euro diskutiert wurde.[7]

Diese Maßnahmen wurden aufgrund der Befürchtung getroffen, dass sich die griechische Schuldenkrise zu einer europäischen Bankenkrise ausweiten könnte, da viele Finanzinstitute in Deutschland und Frankreich den größten Teil der nun stark

[6] Vgl. Dellas, H., Tavlas, G. S. (2012) S. 4.
[7] Vgl. Bansak, K. et al. (2016).

ausfallgefährdeten Staatsanleihen im Portfolio hielten.[8] Im November 2010 bekam Irland als zweites Land 85 Milliarden Euro Kredithilfen der Europäischen Union und des Internationalen Währungsfonds. Exzessive Kreditvergaben während des Immobilienbooms in Irland bis 2009 hatten dazu geführt, dass Hilfen für das irische Bankensystem und den irischen Staatshaushalt in der einsetzenden Rezession notwendig wurden. Befürchtungen von Marktteilnehmern wurden geäußert bezüglich des Risikos von Übertragungs- und Ansteckungseffekten auf weitere europäische Staaten. In 2011 rückten dann schließlich auch Portugal und Spanien in den Fokus aufgrund von gestiegenen (Re-)Finanzierungskosten, hohen Haushaltsdefiziten und strukturellen Schwächen im Bankensystem, sodass weitere Rettungsmilliarden bereitgestellt wurden.

Neben den finanziellen Hilfen, die in einem permanenten Europäischen Stabilitätsmechanismus mit einem Kreditvolumen von 500 Milliarden Euro[9] gipfelten, wurden zahlreiche andere Maßnahmen ergriffen, um die Krise gemeinschaftlich unter den Mitgliedern der EWU zu überwinden.[10] Neben der Fiskalpolitik schaltete sich in zunehmendem Maße auch die Europäische Zentralbank in die Rettungsaktionen ein, indem sie seitdem Staatsanleihen von bedrohten Mitgliedsländern aufkauft. Im Rahmen des sogenannten „Quantitative Easing“ (Quantitative Lockerung) der EZB, das seit März 2015 läuft, wurden bis heute Staatsanleihen, Hypothekenpapiere, Pfandbriefe und Unternehmensanleihen im Umfang von 2,58 Billionen Euro[11] aufgekauft, um die langfristigen Zinsen auf dem Rentenmarkt zu senken und zusätzliche Liquidität im Bankensystem bereitzustellen.

Insbesondere die drei Rettungspakete als auch die bereitgestellten Kredithilfen der EZB[12] – mit Ausnahme des QE – wurden zumindest auch damit begründet, dass es Ansteckungsgefahren zu vermeiden gelte.[13] Ein anschauliches Beispiel liefert dazu die Rede des europäischen Kommissars für Wirtschaft- und Währungspolitik, Olli

[8] Vgl. Mink, M., de Haan, J. (2013).
[9] Der ESM ist in der Lage über ein tatsächliches Kreditvolumen von 500 Mrd. Euro zu entscheiden, sodass weitere 200 Mrd. Euro als Kapitalreserve zurückbleiben.
[10] Vgl. Smeets, H. D. (2012).
[11] Stand im Dezember 2019, Quelle Eurostat.
[12] Hierzu fallen die ELA (Emergency Liquidity Assistance) Kredite für Geschäftsbanken ab 2007 und LTRO (Longer-Term Refinancing Operations) längerfristige Refinanzierungsgeschäfte ab 2011.
[13] Vgl. beispielhaft Constancio, V. (2012) S. 110.

Rehn, vor dem Europäischen Parlament am 5. Mai 2010, kurz nachdem die Eurogruppe der IWF und die EZB dem ersten Rettungspaket für Griechenland zugestimmt hatten:

„Das Rettungspaket gibt Griechenland Raum zum Atmen, um die Nachhaltigkeit der öffentlichen Finanzen wiederherzustellen sowie die gesamtwirtschaftliche Wettbewerbsfähigkeit zu steigern. Diese Maßnahmen sind nicht nur für Griechenland nötig, sondern auch um die finanzielle Stabilität in Europa zu sichern, damit ein Buschfeuer in Griechenland nicht zu einem Waldbrand in Europa wird. Eine Stabilität auf den Finanzmärkten ist für die anlaufende konjunkturelle Erholung für ein nachhaltiges Wachstum und der Schaffung neuer Arbeitsplätze notwendig. Einige von Ihnen haben Ansteckungseffekte erwähnt und Befürchtungen bezüglich anderen Länder der Währungsunion sowie anderen EU Ländern. Niemand kann leugnen, dass es in den letzten Tagen und Wochen Spannungen auf den Finanzmärkten gab, aber wie auf allen Finanzmärkten gibt es signifikante Überreaktionen. Alle Länder der Währungsunion nehmen Maßnahmen in Angriff, um ihre öffentlichen Finanzen zu konsolidieren nicht zuletzt auch Portugal und Spanien"[14]

Im Juli 2011 erklärten die Euro-Finanzminister ihre Bereitschaft, *„weitere Maßnahmen zu verabschieden, die die systematische Widerstandsfähigkeit der Euro-Zone gegen eine Ansteckungsgefahr stärken"*.[15] Der damalige Bundesfinanzminister Wolfgang Schäuble warnte in seiner Regierungserklärung im Zusammenhang mit dem Hilfspaket für Spanien davor, dass es zu *„gravierenden Ansteckungseffekten in Europa"*[16] kommen könne, und im September 2012 hieß es dann mit Verweis auf einen EU-Diplomaten, *„die Angst vor einem Dominoeffekt ist zu groß"*[17], um einen Euro-Austritt Griechenlands zu riskieren. Diese Gefahr wurde nochmals im Sommer 2015 deutlich, als die Befürchtung über einen Austritt Griechenlands aus dem Euro zu Tur-

[14] Vom Verfasser übersetzt aus dem Englischen „press-release_SPEECH-10-217_en".
[15] Interview Eurogruppen-Chef Jean-Claude Juncker am 12.07.2011.
[16] Regierungserklärung Wolfgang Schäuble 19.07.2012.
[17] Fischer, K. (2012) S. 42.

bulenzen auf den Finanzmärkten führten und erneute drastische Eingriffe der Eurogruppe nötig wurden, um eine Stabilisierung zu erreichen und ein *„Auseinanderfallen der Eurozone"*[18] zu verhindern.

[18] Günter Verheugen im Interview mit dem Deutschlandfunk.

1.1 Problemstellung

Die europäische Schuldenkrise hatte zwar ihren Ausgangspunkt in einer - im Verhältnis zur gesamt EU - kleinen griechischen Volkswirtschaft und dort speziell in den (Re-)Finanzierungsschwierigkeiten der griechischen Regierung für die Ausgaben im öffentlichen Dienst. Wie in den einleitenden Ausführungen bisher gezeigt, bedrohte die Situation aber schnell die gesamte Währungsunion.

Die empirische Analyse dieser Arbeit konzentriert sich daher auf die Frage, ob Gleichbewegungen der Renditen für Staatsanleihen und damit steigende (Re-)Finanzierungskosten der einzelnen Länder in Europa auch zu einem bestimmten Maß durch Ansteckungseffekte innerhalb der EWU erklärt werden können.[19] Bei dieser Fragestellung soll analysiert werden, inwiefern einzelne auslösende Ereignisse für die sich von Griechenland ausdehnende Schuldenkrise feststellbar sind und wie diese im Kontext ausbreitender (Re-)Finanzierungsschwierigkeiten innerhalb der EWU als Ansteckung zu interpretieren sind. Bei der Betrachtung dieser Entwicklungen auf den Finanzmärkten während der Staatsschuldenkrise ist es zudem notwendig, auch den Bezug zu den bisherigen politischen und ökonomischen Eingriffen durch die Gemeinschaft der EWU und der supranationalen Institutionen für zukünftige Handlungsempfehlungen zur Begrenzung und Prävention potentieller Ansteckung zu diskutieren.

Die Literatur zu Ansteckungseffekten auf den Finanzmärkten gewann in den letzten zwanzig Jahren stetig an Relevanz, weil sich mit zunehmender Globalisierung und immer tieferen Verflechtungen zwischen einzelnen, sogar geografisch sehr weit entfernten Ökonomien die Gefahr einzelner Länder, von einer Übertragung eines ökonomischen Schocks betroffen zu sein, stark erhöhte.[20] Schocks werden in der Ansteckungsliteratur dabei als negative endogene makroökonomische Schocks verstanden, wenn es zu einer Veränderung des aggregierten Angebots oder der aggregierten Nachfrage in der betroffenen Ökonomie und dem globalen Umfeld kommt, sowie als lokale negative Schocks durch Veränderungen im Handel, Extremen in der Finanzmarktsphäre und Inkonsistenzen in der politischen Perspektive. Zunehmender Handel

[19] Vgl. hierzu auch nochmals die Abbildung 2 auf S. 4.
[20] Vgl. Forbes, K. (2012) S. 3.

zwischen den Weltregionen, sich stärker integrierende Wirtschaftsräume, aber auch insbesondere die enge Verzahnung internationaler Wertschöpfungsketten und der wachsende friktionslose Verkehr von Kapital über die internationalen Finanzmarktzentren haben hierbei in den letzten Jahrzehnten den größten Anteil. Dabei kommen die Autoren bisheriger empirischer Arbeiten zu keiner kohärenten und klar abgrenzbaren Interpretation der festgestellten Effekte und des Begriffes Ansteckung. Die Unterschiede zwischen den Analysen lassen sich im Wesentlichen auf die Herangehensweise der zugrundeliegenden empirischen Modellausgestaltung und in der selektiven Betrachtung einzelner Übertragungskanäle zurückführen.[21]

Abbildung 3 zeigt dazu schematisch einen Überblick zur Einordnung des Begriffes Ansteckung und die in diesem Zusammenhang zu unterscheidenden Abstufungen. Chronologisch betrachtet trennen die ersten empirischen Arbeiten nicht zwischen Ansteckung im engen und weiten Sinne, sondern interpretieren alle empirisch nachweisbare Effekte als Ansteckung. Erst mit zunehmend fortschreitenden Analysen und komplexeren statistischen Modellierungen wird in der Literatur der Begriff Ansteckung von Interdependenzen, Spillover und Monsun Effekten verstärkt differenziert.

Interdependenzen werden in der Literatur als ständige wechselseitige Beeinflussungen zwischen einzelnen Ländern verstanden. Diese Differenzierung ist unabdingbar, da Interdependenzen stets zwischen zwei Ökonomien zu beobachten sind und nicht zwischen Krisenperioden und ruhigen Perioden unterschieden werden können. Insbesondere Länder mit historisch gewachsenen und sehr engen ökonomischen Verbindungen beeinflussen sich auf diese Weise graduell.

[21] Siehe dazu auch in einer Zusammenfassung insbesondere Forbes, K. (2012), Pericoli, M. und Sbracia, M. (2003) oder Dungey et al. (2010).

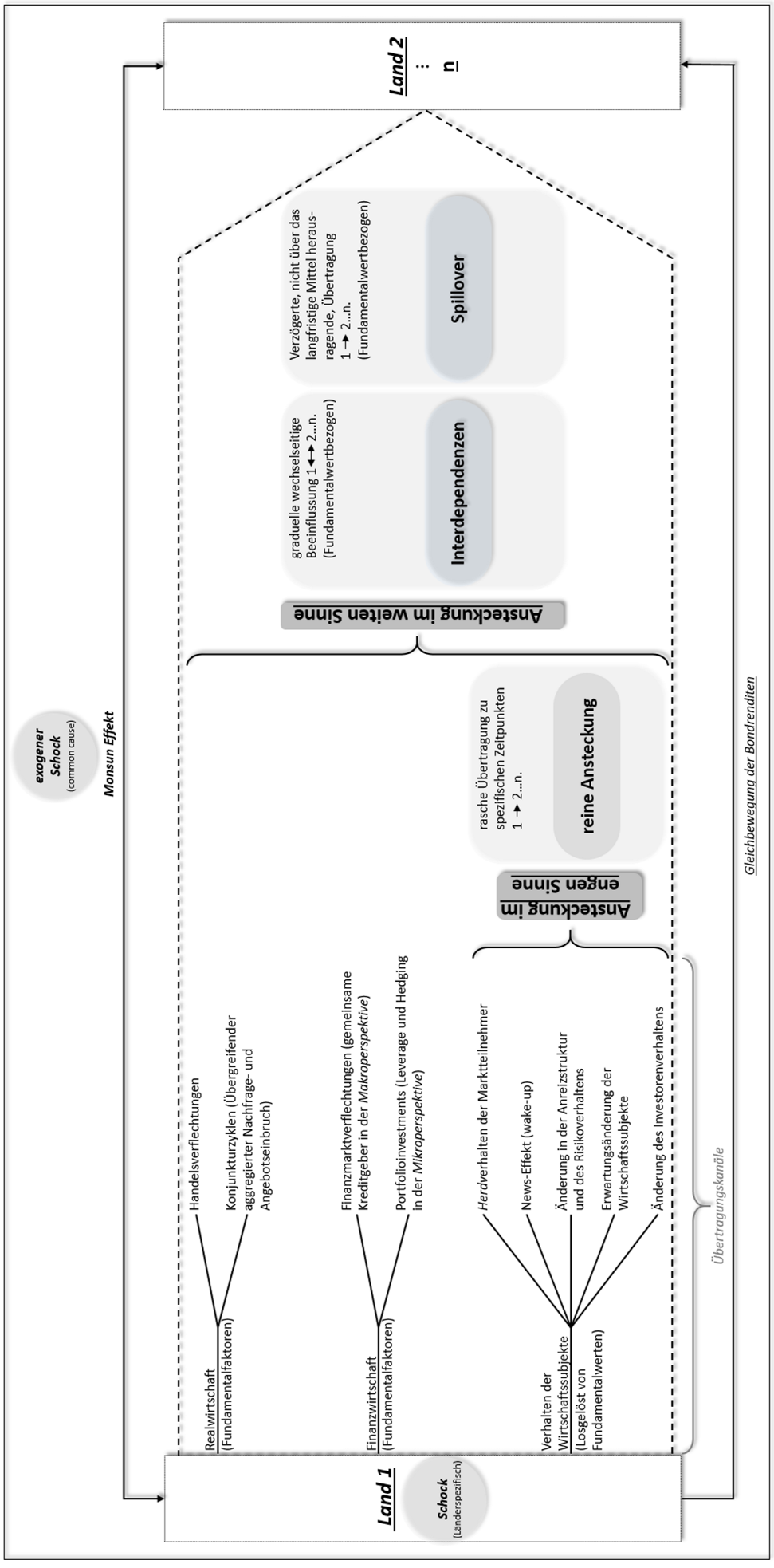

Abbildung 3: Schema des Begriffes Ansteckung und dessen begriffliche Einordnung

Quelle: Eigene Darstellung

Masson (1999) unterscheidet zwischen Monsun Effekten (monsoonal effects), Spillovers und reiner Ansteckung.[22] Der Monsun Effekt entspringt nach Masson dem globalen Umfeld, im Speziellen durch politische Entscheidungen in den Industrienationen und überträgt sich in seiner Terminologie auf alle Entwicklungsländer in größerem oder kleinerem Ausmaß. Der Monsun Effekt kann als gemeinschaftlicher nun exogener Schock verstanden werden, welcher auf ein singuläres Ereignis zurückzuführen ist und im zweiten Schritt Auswirkungen auf alle Märkte hat.

Nicht nur in Masson (1999), sondern in der gesamten Literatur werden Spillover-Effekte als eine weitere Abstufung von Ansteckung verstanden. Neben ständigen Interdependenzen interpretiert die Literatur Spillovers als Anstieg von länder-, bzw. marktübergreifenden Verflechtungen nach einem Schock, ohne dass diese signifikant über dem langjährigen Mittel liegen, sondern als parallele Reaktion auf ein entsprechendes Ereignis im ökonomischen Umfeld zwischen einzelnen Ländern. Zugrunde liegen dabei landesspezifische ökonomische Schocks, die im Land 1 auftreten und sich auf Länder 2 bis n ausbreiten.

Im Verständnis einiger Autoren ist zudem die Geschwindigkeit, in welcher sich Krisen verbreiten, kritisch. So ist für Kaminsky et al. (2003) Ansteckung *„ein Zeitintervall, in welchem signifikante unmittelbare Effekte in einer Anzahl von Ländern im Nachgang eines Schocks auftreten“*[23]. Dies bedeutet, *„dass die Konsequenzen sich daraus schnell und deutlich innerhalb von Stunden oder Tagen entwickeln“*[24]. Trotzdem weisen sie auch darauf hin, dass gleichwohl Schocks und Ereignisse existieren, bei denen die Verbreitung fließend abläuft, diese werden aber von Kamnisky et al. als bereits beschriebene gewöhnliche Übertragungseffekte (Spillover) bezeichnet und nicht als Ansteckung. Die Autoren zeigen damit, dass es notwendig wird, in einer empirischen Analyse von Ansteckungseffekten auf einen Datensatz mit hochfrequenter Beobachtung zurückzugreifen, um kurzzeitige Effekte bei einer niedrigeren Beobachtungsdichte nicht zu verlieren.

[22] Vgl. Masson, P. (1999) S. 591f.
[23] Vom Verfasser übersetzt aus dem Englischen in Kaminsky et al. (2003) S. 55.
[24] Ebd.

In diesem Zuge wird es im Studienverlauf erforderlich, auch die einzelnen Übertragungskanäle mit in Betracht zu ziehen und diese mit Ansteckung sowie deren unterschiedlichen Interpretationen in Verbindung zu setzen. Dahingehend zeigt die Darstellung in Abbildung 3 deutlich, dass Analysen bei der Interpretation von enger Ansteckung dies berücksichtigen.

In einem ersten Schritt lässt sich die bisherige Literatur zunächst auf drei wesentliche Übertragungskanäle reduzieren, die im Mittelpunkt der Betrachtung von Ansteckungseffekten stehen und mit deren Hilfe einzelne Effekte über Länder hinweg charakterisiert werden können. Dazu gehören

- der realwirtschaftliche Kanal
- der finanzwirtschaftliche Kanal
- das Verhalten der Marktteilnehmer

Eine detailliertere Subkategorisierung, die notwendig wird, um zwischen den jeweiligen Kanälen zu differenzieren ist bereits in Abbildung 3 zu erkennen und wird im zweiten Kapitel genauer spezifiziert. Dabei wird es wichtig, diese Kanäle in Bezug auf die zugrundeliegenden Faktoren zu betrachten, die den jeweiligen Schock und die Übertragung auslösen, bzw. sogar losgelöst von einzelnen objektivierbaren Fundamentalfaktoren stattfinden. Die Literatur unterscheidet entsprechend zwischen Ansteckung im engen und im weiten Sinne, wobei erstere darauf abzielt, Ansteckung losgelöst von Fundamentalfaktoren zu betrachten und letztere Effekte ohne weitere Differenzierung subsumiert. Diese Fundamentalfaktoren sind eine weitere wichtige Determinante zur Differenzierung zwischen den einzelnen Begriffen aus der Ansteckungsliteratur und stehen in direkter Beziehung zu den unterschiedlichen Übertragungskanälen und damit auch zu den alternativen Interpretationen als Interdependenzen und Spillover. Fundamentalfaktoren, bzw. deren kurzfristige Korrektur bezeichnen in diesem Zusammenhang eine Veränderung messbarer ökonomischer Kennzahlen, die zu rationalen Reaktionen bei den handelnden Marktteilnehmern unabhängig

von deren Ausprägungsstärke führen. So kennzeichnet man omnipräsente Effekte, die sich z. B. während einer Krise zwischen Ländern aufgrund von fundamentalen Verflechtungen des Bankensektors über den finanzwirtschaftlichen Kanal übertragen, in der Literatur als Interdependenz und nicht als Ansteckung. Entsprechend der vorherigen Charakterisierung einzelner Übertragungen im Sinne von Ansteckung in der weiten und der engen Interpretation muss auch diese Trennung im zweiten Kapitel diskutiert werden. In der Unterscheidung zur reinen Ansteckung wird daher argumentiert, dass in diesem Ansatz die bereits zuvor bestehenden engen Verflechtungen, die keiner substantiellen Änderung während der Krise unterliegen, die treibenden Faktoren eines wechselseitigen Einflusses sind und damit grundsätzlich zur ständigen Beeinflussung führen. Anders sieht es im Fall einer Übertragung aufgrund reiner übersteigerter Bewertungen der gegebenen Lage aus. So resultiert eine Liquiditätsreduzierung auf den Finanzmärkten durch das Verhalten der Marktteilnehmer, ausgelöst durch Fehlbewertungen einiger Finanzmarktakteure, eben nicht auf Veränderungen zugrundeliegender Fundamentalfaktoren, sondern beginnt parallel zum Ausbruch einer Krise durch einen starken Wechsel in den bisherigen Verflechtungsmustern. Reine Ansteckung dagegen ist nach Meinung von Masson eine Residualgröße, die Übertragungen von Krisen nur dann erklären soll, wenn Monsun Effekte und Spillover sowie Interdependenzen ausgeschlossen werden können. Hinter dieser Differenzierung steht die Theorie der selbsterfüllenden Erwartungen, in welcher sich die Beurteilung über die Situation eines Landes nur deshalb verändert, weil eine Krise in einem vergleichbaren Land auftritt.

Interdependenzen und Spillover-Effekte werden hauptsächlich im Zusammenhang mit makroökonomischen Fundamentalfaktoren und externen wirtschaftlichen Verflechtungen in Verbindung gebracht. Reine Ansteckung stattdessen beschreibt als wesentliche Erkenntnis eine über alle Phasen übersteigerte Gleichbewegung auf den Finanzmärkten. Masson macht damit deutlich, dass Ansteckung durch eine unbeobachtbare, nicht rational greifbare Kraft getrieben wird und man zuvor alle fundamentalgetriebenen Faktoren in der Analyse von Ansteckungen ausschließt. Aus diesem Grund wird die empirische Analyse im vierten Kapitel dieser Arbeit Wert darauf

legen gemeinschaftliche fundamentalgetriebene und exogene Effekte aus den Datensätzen bestmöglich zu filtern, um Monsun Effekte, Interdependenzen und Spillover ausschließen zu können.

Bei der Wahl der ökonometrischen Methodik zur Analyse vermuteter Ansteckung findet man in der Literatur eine Vielzahl an unterschiedlichen Herangehensweisen; dabei wird zwischen fünf in der Literatur am häufigsten verwendeten Ansätzen und gleichzeitig auch anhand ihrer historisch zunehmenden Relevanz unterschieden in[25]

- Korrelationsanalysen
- Wahrscheinlichkeitsanalysen
- VAR-Modelle
- Faktormodelle
- GARCH-Modelle

Eine vertiefte Diskussion adäquater empirischer Herangehensweisen finden sich ebenfalls im zweiten Kapitel. Dieser Abschnitt gibt dabei gleichzeitig einen Überblick über die wesentlichen Ansätze aus der wissenschaftlichen Ansteckungsanalyse und ermöglicht, die Alternativen kritisch abzubilden und zu beurteilen.

Gleichwohl bleibt zunächst für die meisten Autoren die Veränderung der Korrelation zwischen ökonomischen Variablen der Schlüssel bei der Bestimmung von Ansteckung. Kaminsky et al. (2003) kommen zu dem Schluss, dass man *„nur bei einem Überschreiten der gewöhnlichen Gleichbewegung von Finanzmarkt- und Marktvariablen zwischen Ländern, die als Reaktion auf einen Schock auftreten, von Ansteckung sprechen kann“*[26]. Zieht man die empirischen Aspekte bisheriger Ansteckungsanaly-

[25] Vgl. Forbes, K. (2012) S. 4.
[26] Vom Verfasser übersetzt aus dem Englischen in Kaminsky et al. (2003) S. 55.

sen auf den Finanzmärkten aus Corsetti et al. (2010) hinzu, bilden Analysen auf Grundlage von Korrelations- oder Volatilitätsanalyse diese Eigenschaften am besten ab. Die folgenden vier Aspekte wurden im Zeitverlauf in der empirischen Ansteckungsliteratur herausgearbeitet und entwickelten sich zum Konsens.[27]

- Umfassender Aktienkursverfall über mehrere Länder hinweg
- Erhöhte Renditevolatilität in Krisenzeiten
- Allgemein erhöhte Kovarianzen auf den Finanzmärkten
- Höhere Korrelationen in Zeiten von Finanzmarktturbulenzen

Zur Bewertung der vermuteten Ansteckungseffekte während der europäischen Staatsschuldenkrise und der Eingrenzung dieser als Ansteckung im engen Sinne, unterteilt sich die empirische Analyse in dieser Arbeit in zwei aufeinanderfolgende Schritte.

Der erste Teil analysiert zunächst in Anlehnung an frühe Studien die grundsätzliche Übertragung anhand von Korrelationsbeziehungen und versucht herauszustellen, inwieweit sich die (Re-)Finanzierungsschwierigkeiten in Griechenland anhand von Gleichbewegungen auf dem Rentenmarkt, negativ auf die Risikoaufschläge anderer europäischer Länder ausgewirkt haben, sodass der finanz- und kreditwirtschaftliche Status des angesteckten Landes schlechter beurteilt wird als in einem hypothetischen Fall ohne die Existenz des Ursprungsschocks durch Griechenland. Dieses allgemeine Konzept erlaubt den Nachweis für Übertragungen durch die Verflechtungen von Fundamentalfaktoren sowohl über Länder und allen Übertragungskanälen hinweg, als auch Übertragungen, die eben nicht durch Fundamentalfaktoren begründete Reaktionen des Marktes ausgelöst werden. Zu diesem Zweck werden im vierten Kapitel zunächst landesspezifische GARCH-Modelle mit einem hohen Erklärungsgrad für die einzelnen zugrundeliegenden Renditen in Kombination mit einem DCC-Modell nach

[27] Vgl. Corsetti, G., Pericoli, M., Sbracia, M. (2010).

Engle[28] und Engle und Sheppard[29] optimiert. Das DCC-Modell verwendet dabei bilaterale zeitveränderliche dynamische Korrelationen zwischen einzelnen Renditereihen. Dies erlaubt es, empirisch zu analysieren, ob sich die Gleichbewegungen der bereits in Abbildung 2 dargestellten 10-jährigen Referenzanleihen während der europäischen Staatsschuldenkrise ändern, und ob diese Änderung in den Strukturen eine Induktion als Ansteckungseffekte erlauben.

Die Sensitivität der Marktverflechtungen bzw. der Korrelationen zwischen zwei Märkten ist allerdings essentiell von der Marktvolatilität abhängig und führt somit zu Herausforderungen in empirischen Analysen. Historisch betrachtet sind Märkte während turbulenter Marktperioden volatiler, was zwangsläufig dazu führt, dass eine gewisse Verzerrung im Sinne einer Überinterpretation des Korrelationskoeffizienten existiert. Wenn keine Korrektur für diesen systematischen Fehler vorgenommen wird, zeigen die relevanten Analysemethoden Ansteckungseffekte, selbst wenn keine Ansteckung stattgefunden hat. Die Korrelation steigt in diesen Fällen auch unabhängig von tatsächlich auftretender Ansteckung durch die erhöhte Marktunsicherheit. Insbesondere, weil Finanzmarktzeitreihen durch eine zeitlich variierende bedingte Varianz auch Übertreibungen in der Korrelationsdynamik nach sich ziehen.

Forbes und Rigobon sind vor dem Hintergrund dieser Veränderungen während Krisenzeiten empirisch in der Lage zu zeigen, dass Verzerrungen in den bis dahin gebrauchten Modellen zur Analyse von Ansteckung auf Basis von Korrelationskoeffizienten gerade zu Zeitpunkten erhöhter Marktvolatilität auftreten. Dies ist auf Heteroskedastizität – einer erhöhten Streuung der Varianzen – in den Residuen der Modelle zurückzuführen. Als Alternative schlagen sie eine notwendige Berücksichtigung für diesen systematischen Fehler durch einen angepassten Korrelationskoeffizienten vor.[30] Das empirische Modell im vierten Kapitel zielt darauf ab, diese Verzerrung zu berücksichtigen und kann durch die Anwendung von sogenannten ARCH/GARCH-Modellen die zusätzliche Volatilität der 10-jährigen Referenzanleihen adäquat abbilden.

[28] Vgl. Engle, R. F. (2002a).
[29] Vgl. Engle. R., Sheppard, K. (2001).
[30] Vgl. Forbes, K., Rigobon, R. (2002) S. 2233.

Die Kombination einer korrelationsbasierten Analyse mit einem MGARCH-Modell folgt dabei den Arbeiten von Missio und Watzka[31] sowie Smolik und Vacha[32], erweitert diese aber durch ergänzende Zeitreihenanpassungen für einzelne Länder in Europa, einer statistischen Berücksichtigung von globalen Fundamentalfaktoren und einem erweiterten Betrachtungszeitraum bis nach dem dritten Rettungspaket für Griechenland.

Die allgemeine Reduzierung auf eine zunächst reine Korrelationsbeziehung in einem ersten Schritt der Analyse ist allerdings nicht in der Lage, zu einer differenzierten Aussage über die Interpretation als Ansteckung im engen Sinne oder als einer der Ansteckungsabstufungen zu führen. Stattdessen muss eine Unterscheidung zwischen Verflechtungen auf Basis von Fundamentalfaktoren, die insbesondere auch während ruhigen konjunkturellen Phasen Länder verbinden und nicht fundamentalen Verflechtungen, welche nur während einer Krise und im Anschluss existieren, stattfinden. Eine Differenzierung anhand der unterschiedlichen Übertragungskanäle und denen in diesem Zuge zugrundeliegenden auslösenden Faktoren stehen dabei im Vordergrund.

Folgt man den oben genannten Argumenten, erlauben die Ergebnisse des DCC-Ansatzes, anhand bilateraler Korrelationsdynamiken, ausschließlich die Identifizierung von Ansteckung im Sinne einer weiten Interpretation. Eine Unterscheidung zwischen Interdependenzen und Spillover durch die Verbreitung der Krise anhand fundamentaler Verflechtungen, z. B. des Handels- oder Bankensektors und reine Ansteckung, ist dann nicht möglich.[33] Erst durch einen zweiten Schritt der empirischen Methodologie ist eine Differenzierung der Auslöser dieser Effekte möglich.

Der zweite Teil der empirischen Analyse nutzt dabei eine stärkere Abgrenzung von Ansteckung im engen und weiten Sinne bzw. Interdependenzen und Spillover anhand der zugrundeliegenden Übertragungskanäle. Auf Basis der zuvor bereits geschätzten Parameter des DCC-Modells wird anhand einer Regression untersucht, ob die beschriebenen Effekte auf nicht fundamentale Ansteckung während der Krise zu-

[31] Vgl. Missio, S., Watzka, S. (2011).
[32] Vgl. Smolik, F., Vacha, L. (2015).
[33] Vgl. auch Abbildung 3 S. 11.

rückzuführen sind und damit eine enge Interpretation zulassen. Dabei steht ausschließlich das Verhalten der Marktteilnehmer im Fokus der Betrachtung und damit die Konzentration auf den Übertragungskanal, der eine Interpretation der Effekte im Sinne reiner Ansteckung losgelöst von Interdependenzen und Spillover zulässt.

Der zweite Schritt der Analyse folgt dabei der Arbeit von Kaminsky et al. (2003).[34] Die Definition von Ansteckung erfolgt somit im zweiten Teil restriktiver, bzw. stärker spezifiziert und bezeichnet eine rasche und gleichzeitig heftige Reaktion von Anleihenrenditen auf Ereignisse, die unabhängig vom fundamentalen Umfeld stattfinden. Fundamentale Einflüsse haben die Eigenschaft, dass alle Renditen gleichzeitig von den entsprechenden Ereignissen oder Einschätzungen beeinflusst werden, darunter können zum einen die gemeinsame europäische Geldpolitik und zum anderen auch Rohstoffpreise verstanden werden. Ob die zunächst nur anhand der allgemeinen Korrelation zwischen einzelnen Bondrenditen gefundenen Ansteckungseffekte aus dem ersten Teil zu einem Bestandteil eben durch nicht fundamentale Markteinschätzungen begründet sind, wird anhand des Verhaltens der geschätzten zeitveränderlichen Korrelationen zu Zeitpunkten wesentlicher politischer und ökonomischer Ereignisse und News aus Griechenland analysiert. Diese News sind im Besonderen Ratingveränderungen des griechischen Staates und wesentliche politische Entscheidungen zu Griechenland mit Bezug zur europäischen Staatsschuldenkrise.

Unter der Annahme, dass griechische Ratingänderungen und auch die politischen Ereignisse in Griechenland selber keine Auswirkungen auf die makroökonomischen Kennzahlen und die Fundamentalfaktoren anderer europäischer Länder haben, wird dabei untersucht, ob sich die bilateralen Korrelationen der 10-jährigen Referenzanleihen zwischen Griechenland und der restlichen Eurozone signifikant verändert haben. Sollten griechische Ratingänderungen oder die Ereignisse in Griechenland einen signifikanten Einfluss auf die (Re-)Finanzierungszinsen andere Länder haben, dann folgt eine Reaktion der Finanzmarktakteure, losgelöst von Fundamentalfaktoren. Ein solches Ergebnis weist schließlich Ansteckung basierend auf Fehleinschätzung von

[34] Vgl. Kaminsky, G. L., Reinhart, C. M., Vegh, C. A. (2003).

Investoren in Analogie zu Kaminsky et al. (2003)[35] und Bhanot et al. (2014)[36] nach. Inwiefern solche Ansteckungsphasen während der europäischen Staatsschuldenkrise durch institutionelle Eingriffe auf den Finanzmärkten abgeschwächt werden und welche Maßnahmen von Seiten der EU, der EZB und supranationalen Institutionen zur Verfügung stehen, ist vor dem Hintergrund persistenter medialer Zweifel kritisch zu betrachten.

Zusammenfassend kann Ansteckung nach offizieller Lesart der Weltbank konzeptionell in zwei abgrenzbare Oberkategorien unterschieden werden, die wiederum in eine enge und weite Definition subsumiert werden können

- Die weite Definition der Weltbank

  In der weitesten Definition wird Ansteckung als länderübergreifende Transmission eines Schocks verstanden oder allgemein als länderübergreifende Dynamik einer Krise über mehrere Länder hinweg. Unter dieser Definition kann Ansteckung über realwirtschaftliche- oder finanzwirtschaftliche Verflechtungen übertragen werden, sodass diese Art oftmals als Ansteckung auf Basis von Fundamentalfaktoren bezeichnet wird.[37] Die weiteste Ansteckungsdefinition ist in der Interpretation von Gleichbewegungen nicht von Interdependenzen, Spillover oder Monsun Effekten unterscheidbar und muss nicht zwingend auf Krisenzeiten beschränkt bleiben, obwohl sie in eben diesen Phasen an Gewicht zunehmen.

- Die enge Definition der Weltbank

  Die zweite Definition bezieht sich auf die Übertragung von Schocks auf andere Länder anhand des Anstiegs vermögenswertübergreifender Kor-

[35] Vgl. ebd. S. 72f.
[36] Vgl. Bhanot, K., Burns, N., Hunter, D., Williams, M. (2014) S. 58f.
[37] Vgl. Calvo, S. Reinhart, C. (1996).

> relation. Dieser Anstieg der Korrelation ist explizit losgelöst von realwirtschaftlichen- oder finanzwirtschaftlichen Verflechtungen und Fundamentalfaktoren zwischen Ländern und unabhängig von externen Schocks zu verstehen, die in der weitesten Definition noch den Monsun Effekten zugeschrieben werden. Analytisch wird verlangt, dass klar zwischen Ansteckungsphasen während Krisen und der Dynamik auf den Märkten in ruhigen Zeiten differenziert wird, um eine klare Abgrenzung auch zu Interdependenzen, Spillover und Monsun Effekten zu gewährleisten. Auf diese enge Definition wird grundsätzlich in empirischen Arbeiten in der Literatur zurückgegriffen, da sie eine klare Interpretation als ansteigende Gleichbewegungen losgelöst von Fundamentalfaktoren ermöglicht.

Eine angemessene Definition des Begriffes Ansteckung wird also notwendig, damit eine Objektivierung zur Identifikation von Ansteckung während Krisenphasen führt. In Anlehnung an die Erläuterungen im bisherigen Verlauf entspricht die Interpretation des Begriffes Ansteckung deshalb auch in dieser Arbeit der restriktivsten Kategorisierung nach Auffassung der Weltbank. In der empirischen Analyse wird daher Wert daraufgelegt, Ansteckungseffekte als Treiber auf den Finanzmärkten zu identifizieren, die nicht anhand von Fundamentalfaktoren erklärt werden können, sondern vielmehr durch Reaktionen der Finanzmarktteilnehmer auf einzelne Ereignisse während der europäischen Staatsschuldenkrise. Diese Vorgehensweise folgt schließlich auch der Interpretation von Forbes und Rigobon (2002) und Forbes (2012).

Auf Grundlage dieser Argumentation werden Ansteckungseffekte während der Staatsschuldenkrise in dieser Arbeit empirisch untersucht. Abbildung 3 bildet schließlich auch für die weiteren Erläuterungen und Differenzierungen zwischen den einzelnen Begriffen die Grundlage der weiterführenden Kapitel. Dabei geht es ausschließlich um unmittelbare Ansteckungseffekte über die Renditen von Staatsanleihen. Nicht betrachtet werden hingegen Ansteckungseffekte zwischen den nationalen Bankensystemen und den einzelnen Banken in den europäischen Krisenländern.[38]

[38] Vgl. hierzu etwa Mink und de Haan (2012).

1.2 Aufbau

Die Ausführungen im empirischen Teil der Arbeit haben das Ziel, Ansteckungseffekte während der europäischen Staatsschuldenkrise zu untersuchen und greifen dabei auf aktuelle ökonometrische Methoden zur Analyse von Finanzmarktdaten zurück. Im Speziellen wird sich der Hauptteil dieser Arbeit mit dem Thema der Übertragung und Ansteckung stark ansteigender Risikoaufschläge auf die (Re-)Finanzierungszinsen langfristiger Staatsanleihen peripherer europäischer Länder auseinandersetzen. Genutzt wird dabei ein ökonometrisches Modell, dass die Eigenschaften autoregressiver heteroskedastischer Modelle mit den Eigenschaften einer dynamischen Korrelationsbetrachtung kombiniert.

Zu Beginn wird der Begriff Ansteckung anhand der wissenschaftlichen Literatur diskutiert und für die Anwendung in dieser Arbeit definiert, bevor anschließend die Auswahl eines geeigneten statistischen Modells hergeleitet wird, um auf dieser Grundlage ein aussagekräftiges Ergebnis der untersuchten Datensätze zu erhalten. Das Ziel ist es, die abgegrenzte Definition des Phänomens Ansteckung empirisch anhand eines Datensatzes von 10-jährigen Referenzanleihen ausgewählter Länder der EWU zu analysieren und diese von gewöhnlichen Interdependenzen und Spillover zu unterscheiden. In einer abschließenden Diskussion werden schließlich auch die bisherigen Eingriffe der politischen Handlungsträger in Europa und der supranationalen Institutionen zur Überwindung der europäischen Staatsschuldenkrise gewürdigt und anhand der Reaktionen auf den Finanzmärkten im Zeitverlauf ökonomisch bewertet. Zukünftige vergleichbare Entwicklungen im europäischen und globalen Finanzmarktrahmen sollen schließlich mit Hilfe der Differenzierung von Ansteckung sowie deren Eingrenzung auf wesentliche Auslöser und Übertragungskanäle als auch anhand der statistischen Identifikation besser eingeschätzt werden können.

Die Arbeit hat nicht den Anspruch, die Hintergründe der europäischen Staatsschuldenkrise herauszuarbeiten, wenngleich wesentlich Auslöser in der Herleitung zur aktuellen Krise notwendigerweise genannt werden müssen und im Kontext dargestellt werden, noch wird keine politische oder ökonomische Lösung zur Verhinderung po-

tentieller Ansteckung genannt, vielmehr werden die bisher getätigten Eingriffe innerhalb der EWU und der internationalen Gemeinschaft kritisch gewürdigt. Der wesentliche Beitrag zur wissenschaftlichen Literatur ist die Untersuchung von Ansteckungseffekten anhand finanzökonometrischer Methoden und während Krisen, die sich zunehmend über Länder hinweg ausbreiten. Dabei erweitert die Analyse in dieser Arbeit den bisherigen Zeithorizont aus der Literatur bis zum Referendum zum EU-Austritt im UK und bezieht somit zum ersten Mal auch die Ereignisse auf den Finanzmärkten in der Phase um das dritte Rettungspaket für Griechenland mit ein.

Nachdem die Einleitung den ökonomisch historischen und politischen Hintergrund zur europäischen Staatsschuldenkrise kurz darlegte und Abschnitt 1.1 den Leitfaden für diese Arbeit definierte, beginnt das zweite Kapitel mit der allgemeinen Einführung in die Literatur der Finanzmarktansteckung. Dabei werden chronologisch die unterschiedlichen Ansichten zu Ansteckung und deren Übertragungskanälen aus der Literatur voneinander abgegrenzt, um schließlich im Anschluss als Grundlage für den empirischen Teil zu dienen. Im weiteren Verlauf des zweiten Kapitels wird eine umfassende Übersicht über die wissenschaftliche Literatur zum Thema Ansteckung gegeben und eine ausführliche Auflistung der bisherigen Veröffentlichungen zur Analyse von Ansteckungseffekten während der europäischen Staatsschuldenkrise aufgearbeitet. Dieser Abschnitt erläutert zudem die Grundlagen der im Zuge einer Analyse von Ansteckungseffekten genutzten statistischen Modelle und führt alle wesentlichen Ansätze aus der Literatur auf.

Kapitel 3 beschreibt die notwendigen statistischen Grundlagen einer ökonometrischen Analyse und erläutert die nötigen statistischen Modelle zur Analyse von Ansteckungseffekten während der europäischen Staatsschuldenkrise.

In Kapitel 4 werden zunächst die zugrundeliegenden 10-jährigen Referenzanleihen der einzelnen Länder beschrieben und anschließend folgt die empirische Analyse auf Grundlage der spezifizierten GARCH-Modelle.

Im Mittelpunkt des fünften Kapitels stehen die Auswirkungen und Konsequenzen von Finanzmarktansteckung auf europäischem und globalem Niveau während der Staatsschuldenkrise; dabei werden auch alternative Markteingriffe zur Reduzierung

von Ansteckung diskutiert. Es werden zudem einige wichtige vorbeugende Maßnahmen erläutert, bevor Abschnitt 6 einen Ausblick auf zukünftige Forschungsrichtungen in diesem Bereich anbietet und mit einem Fazit die Arbeit schließt.

Kapitel 2
Ansteckungseffekte auf Finanzmärkten

Ansteckung auf Finanzmärkten ist ein vergleichsweise junges Forschungsgebiet in der ökonomischen Literatur. Vor den 1990er Jahren ist dieser Begriff kaum mit Finanz- oder Währungskrisen in der Wirtschaftswissenschaft in Verbindung gebracht worden, sondern vielmehr mit der Verbreitung von Krankheiten in der medizinischen Fachliteratur erwähnt worden.[39]

Ansteckung hat ihren begrifflichen Ursprung in der Epidemiologie. Sucht man in der Brockhaus Enzyklopädie nach Ansteckung, so findet man ausschließlich eine Unterscheidung zwischen der Verwendung im medizinischen oder dem psychologischen Umfeld. Ansteckung beschreibt dabei die Ausbreitung einer Krankheit von einem Krankheitsherd, bzw. einem erkrankten Patienten zu anderen gesunden Patienten. Erst ab den 90er Jahren des letzten Jahrhunderts wird der Begriff Ansteckung in einem erweiterten wissenschaftlichen Spektrum analysiert und auch in der Wirtschaftswissenschaft zu einem Schwerpunkt in der Analyse von übergreifenden Krisen. Im Mittelpunkt stehen nun auch die turbulenten Phasen auf den internationalen Finanzmärkten, die anhand dieses Phänomens versucht werden in der Literatur zu erklären. Das Phänomen der Ansteckung beschreibt nicht nur ganz sachbezogen das Auftreten einer ökonomischen Malaise, die zunächst auf das ursprüngliche Unternehmen, dem

[39] Vgl. Edwards, S. (2000) S. 873.

ursprünglichen Markt, dem ursprünglichen Land oder der geografischen Region beschränkt bleibt, sondern befasst sich eben auch mit der Übertragung von dieser auf andere.

Die ersten Analysen in der Ökonomik entstammen schließlich dem Finanzmarktumfeld und einigen wenigen Aktienmärkten. Später rückten insbesondere die Finanzmärkte in den Entwicklungs- und Schwellenländern in den Fokus der Literatur und die entstandene Furcht vor Ansteckungen während der Asienkrise führte zu einem starken Anstieg der Ansteckungsliteratur ab 1997.[40] Steigende Befürchtungen vor Übertragungen von regionalen Krisen im Finanzmarktsektor auf weitere Länder führten in den folgenden Jahren zu einer stetigen Zunahme der Bedeutung von Ansteckung im Rahmen der wirtschaftswissenschaftlichen Literatur. Aber erst die Finanzkrise aus den Jahren 2007 bis 2009, welche ursächlich für die schwerste Wirtschaftskrise nach dem 2. Weltkrieg war, liefert nun auch ausreichend Hinweise für Ansteckung unter den westlichen Industrienationen. Somit ist Ansteckung nicht mehr nur als Erscheinung anzusehen, die in Schwellen- und Entwicklungsländern auftritt oder auf eine bestimmte Region beschränkt bleibt, sondern bietet seitdem auch empirische Nachweise für Effekte auf unterschiedlichen internationalen Märkten.

Die einzelnen Arbeiten zum Thema Ansteckung formulierten dabei allerdings im Verlauf der letzten zweieinhalb Jahrzehnte keine konsistente Definition des Begriffes. Jede Arbeit zum Thema Ansteckung beginnt mit dem Versuch, eine eigene Interpretation darzulegen und zu argumentieren, warum diese neue Sichtweise den Ergebnissen des entsprechend folgenden empirischen Modells entsprechen. Erschwert wird das Verständnis zudem durch ungenaue und oftmals widersprechende Bedeutungen einzelner Begriffe, die zur Abgrenzung von Ansteckung im finanzwirtschaftlichen Zusammenhang genutzt werden. Der Begriff des Transmissionsmechanismus, ein feststehender Begriff aus der Geldpolitik beispielsweise, wird im Rahmen der Ansteckungsliteratur dabei entsprechend der Wortbedeutung verwendet und beschreibt den Übertragungsprozess eines wirtschaftlichen Schocks oder einer Krise im Kontext von Länder- und Marktbeziehungen.[41] Rigobon (2016) kommt deshalb zu dem

[40] Vgl. Hunter, W. C., Kaufmann, G. G., Krueger, T. H. (1999).
[41] Vgl. Forbes, K (2012) S. 5.

Schluss, dass die Definition und die Abgrenzung des Begriffes Ansteckung immer nur in Abhängigkeit des verwendeten ökonometrischen Modells und der ökonomischen Fragestellung der jeweiligen Analyse gesehen werden kann und auch in diesem Zusammenhang erläutert werden muss.[42]

Obwohl im Zeitverlauf kaum Konsens in der Definition des Begriffes Ansteckung existierte, entstehen parallel zahlreiche Arbeiten zur Identifikation und Bewertung unterschiedlicher Ansteckungskanäle sowie Mechanismen, durch welche Krisen von einem Ursprungsland auf andere Länder übertragen werden. Die Schwierigkeit besteht hierbei im eindeutigen Herausarbeiten der Ursachen und der Reduktion der Übertragungskanäle. Bereits im letzten Abschnitt konnte dabei anhand der Abbildung 3 gezeigt werden, dass die Interpretation von Effekten auf den Finanzmärkten als Ansteckung auch immer mit den Übertragungskanälen in Verbindung gebracht werden muss. Schnell werden sonst Krisenphasen mit Ansteckung verbunden, die hingegen auf Transmission in Übertragungskanälen zurückzuführen sind, die eben in der heutigen Literatur nicht als Ansteckung im engen Sinne, sondern vielmehr als Interdependenzen, Spillover oder Monsun Effekte angesehen werden. Die Gefahr bei unpräziser Betrachtung einzelner Effekte führt zur Verschmelzung und damit der Verwechslung von Ansteckung und anderen Effekten.

Eine Differenzierung anhand kombinierter Analysemethoden wird daher für eine klarere Schlussfolgerung notwendig.[43] Wie bereits eingangs angedeutet und in einer Vielzahl von empirischen Arbeiten gezeigt, können Ansteckungsphasen typischerweise durch einen Anstieg der Gleichbewegung zwischen zwei Untersuchungsobjekten am effektivsten und effizientesten festgestellt werden. Gleichwohl muss eine detaillierte Analyse der Korrelationsbeziehungen versuchen auszuschließen, dass andere Faktoren diesen Anstieg der Korrelation verursachen. In der Erläuterung zur empirischen Methodik werden diese Aspekte ausführlich diskutiert, denn eine reine Betrachtung auf Basis von Korrelationsbeziehungen zwischen Vermögenswerten ohne Analyse der auslösenden Faktoren reicht nicht aus.

[42] Vgl. Rigobon, R. (2016) S. 3.
[43] Vgl. Forbes, K (2012) S. 12.

Dieses unterschiedliche Verständnis von Ansteckung als Phänomen auf den Finanzmärkten, den Übertragungskanälen und den Methoden zur Identifizierung von Ansteckung sind die notwendige Grundlage für die empirische Analyse und der Interpretation dieser einzelnen Effekte auf die Finanzmärkte während der europäischen Staatsschuldenkrise. Die folgenden Abschnitte geben daher einen Überblick über jene fundamentalen Begrifflichkeiten und Probleme aus diesem Bereich.

2.1 Ursachen und Kanäle für Ansteckung

Im ersten Abschnitt wurde das unterschiedliche Verständnis des Begriffes „Ansteckung“ in der Literatur der letzten Jahrzehnte dargestellt. Dabei wurde deutlich, dass die Begriffe Ansteckung, Interdependenzen, Spillover und Monsun Effekte eine stärkere Differenzierung anhand der Übertragungskanäle, durch welche sich ein Schock über mehrere Länder hinweg ausweitet, benötigt. Schon Abbildung 3 zeigt, dass Ansteckung wesentlich auch durch die unterschiedlichen Kanäle determiniert wird. Dazu existieren in der Literatur mehrere Ansätze zur Begründung einzelner Übertragungen.

Der nächste Abschnitt beginnt mit chronologischer Relevanz, die Übertragungskanäle zu diskutieren, mit Hilfe derer man zwischen Ansteckung in der engen Interpretation, Interdependenzen sowie Spillover unterscheidet. In der Ansteckungsliteratur differenziert man dahingehend zusätzlich zwischen endogenen realen makroökonomischen Schocks, auf Basis von realwirtschaftlicher Ansteckung und „intermediär spezifische Schocks“, in der Übertragung als finanzwirtschaftliche Ansteckung und verhaltensbezogene Ansteckung. Erstere beziehen sich dem Wortursprung her auf die Ereignisse, die eine Veränderung der gesamtwirtschaftlichen Investitionsneigung und damit den realwirtschaftlichen Sektor beeinflussen und letztere, die eine Veränderung der Vermögenswertpreise, der Liquidität oder das Investmentverhalten der Marktteilnehmer auslösen

Im Gegensatz dazu stehen Krisen, die durch einen gemeinsamen externen Faktor ausgelöst werden, nicht als Ansteckung angesehen werden und durch keinen spezifizierbaren Kanal beschrieben werden können. Diese Ereignisse subsumiert man stattdessen als Monsun Effekte nach Masson.

2.1.1 Realwirtschaftliche Ansteckung

Handelsbeziehungen zwischen Ländern aus dem realökonomischen Bereich sind der direkteste Kanal von Krisenübertragungen zwischen mehreren Ländern und liegen dadurch auch in den ersten Arbeiten zum Thema Ansteckung ab den 1990er Jahren im Fokus der Autoren.

Wenn eines von zwei durch Handelsbeziehungen eng verflochtenen Ländern durch eine nationale Wirtschaftskrise in finanzielle Schwierigkeiten gerät, z. B. aufgrund eines Putsches oder einer Naturkatastrophe, brechen nicht nur die Exporte als Folge ein, sondern gleichzeitig sinkt auch die Nachfrage nach Importen aus dem Ausland. Diese Verschiebungen im Handel haben tiefgreifende und sofortige Auswirkungen auf die Handelspartner und führen schließlich auch zu einer Übertragung von Krisen. Der Rückgang in den Handelsbeziehungen wird typischerweise das Wirtschaftswachstum einbrechen lassen, das bis zu einer Rezession führen kann. Sollte dieser Rückgang an Wirtschaftskraft im Verhältnis zu einer hohen externen Verschuldung stehen, folgt schnell eine Neubewertung des Ausfallrisikos durch Investoren und zu steigenden (Re-)Finanzierungszinsen für den Staatshaushalt.

Dieses Beispiel kann entsprechend einfach auf einen trilateralen oder höher dimensionierten Fall ausgeweitet werden. Betrachtet man hierzu zwei Länder aus der Peripherie einer größeren Wirtschaftsgemeinschaft, die unabhängig voneinander mit einem anderen Kernland handeln, führt ein konjunkturell bedingter Nachfrage- und Angebotseinbruch im Kernland zu einem starken Rückgang der Nachfrage nach Exporten aus der Peripherie. Die beiden zunächst anscheinend unabhängigen Länder der Peripherie erleiden somit einen gemeinsamen Schock, der über die Handelsbeziehungen übertragen wird. Der Rückgang des Handels hat somit zu einer Ausweitung der zunächst national beschränkten Krise auf weitere Handelspartner geführt.

Als wesentlichste Arbeiten in der Ansteckungsliteratur in diesem Zusammenhang müssen die Arbeiten von Gerlach und Smets (1995)[44], welche gleichzeitig den Grundstein der Ansteckungsliteratur gelegt haben, Corsetti et al. (1998, 2003)[45] und Basu (1998)[46], betrachtet werden. Gemeinsam nutzen sie die realwirtschaftlichen Erklärungsansätze, um die Übertragungseffekte während der Großen Depression, den Krisen in den 1970er Jahren in Europa und 1980er Jahren in Amerika aufzuzeigen. In den genannten Fällen spielen Handelsbeziehungen eine zentrale Rolle bei der Übertragung von Schocks und bilden deshalb die Motivation für den Großteil der empirischen Arbeiten in den späten 1990er Jahren, die sich in diesem Rahmen gerade mit den landesübergreifenden realwirtschaftlichen Schocks auf Grundlage von Fundamentalfaktoren und in Erweiterungen auch mit den Effekten auf Wechselkurse befassen. Die Autoren sind insbesondere in der Lage, empirisch Ansteckung zwischen Ländern zu zeigen, die im Zuge einer operativen ökonomischen Steuerung die Landeswährungen abwerten und es somit zu einer Übertragung auf den Devisenmärkten in der erwähnten Literatur führt.

Auch die Arbeit von Glick und Rose (1999), die ebenfalls den realwirtschaftlichen Zusammenhang in den Mittelpunkt der Betrachtung von Übertragungskanälen setzt, zeigt, dass gerade Handelsbeziehungen, nachdem alle anderen makroökonomischen Faktoren ausgeschlossen werden können, die länderübergreifenden Korrelationen auf den Devisenmärkten während Krisenzeiten zu erklären helfen.[47] Kaminsky und Reinhart (2000) setzen den Schwerpunkt ihrer empirischen Analyse auf multilaterale Handelsbeziehungen und können einen weiteren Zusammenhang von Übertragungen auf realökonomischer Grundlage erklären. Den Autoren gelingt es zu zeigen, dass gerade einzelne Länder besonders anfällig für Ansteckung sind, sollten diese Teil eines gemeinsamen Handelsblocks sein.[48] In diesem Zusammenhang steht sehr schnell auch die Europäische Union im Blickpunkt von Ansteckungsgefahren über den realwirtschaftlichen Kanal. Schwächelnde Handelskanäle zwischen Mitgliedländern führen

[44] Vgl. Gerlach, S., Smets, F. (1995).
[45] Vgl. Corsetti, G., Pesenti, P, Roubini, N., Tille, C. (1998) und Corsetti, G., Pericoli, M., Stracia, M. (2003).
[46] Vgl. Basu, R. (1998).
[47] Vgl. Glick, R., Rose, A. K. (1999) S. 615f.
[48] Vgl. Kaminsky, G. Reinhart, C. (2000) S. 166f.

sehr rasch zu einer Übertragung von ökonomischen Krisen, aufgrund der sehr starken Integration von Wertschöpfungsketten in Europa.

In den letzten Jahren versucht die wissenschaftliche Literatur, Handelsbeziehungen und die Renditeentwicklung von Vermögenswerten in einem gemeinschaftlichen Rahmen zu verbinden. Pavlova und Rigobon (2007) analysieren in einem allgemeinen Gleichgewichtsmodell die Wechselwirkungen zwischen den Renditen von internationalen Vermögenswerten, den Wechselkursen und dem realwirtschaftlichen Handel. Die Autoren können zeigen, dass bisherige Erkenntnisse der Ansteckungswirkungen auf Devisenmärkte auch auf Aktien- und Rentenmärkten analog Anwendung finden.[49] Hinzu kommt Martin (2013), der Renditen internationaler Vermögenswerte in einem multinationalen Modell in den Mittelpunkt seiner Analyse stellt und zeigt, dass makroökonomische Schocks eines einzelnen Landes die Korrelationen jener Vermögenswerte im gleichen Muster verändert, wie sie auch in der modernen Ansteckungsliteratur auf Finanzmärkten anhand von Korrelationsbeziehungen festgestellt werden.[50] Beiden Arbeiten gelingt es, die einfachen Erkenntnisse der jungen Ansteckungsliteratur anhand des realwirtschaftlichen Kanals auch auf Renditen internationaler Vermögenswerte zu modellieren.

Auch wenn sich die Anfänge der Ansteckungsliteratur noch sehr stark auf realwirtschaftliche Ansteckungen fokussiert und keine Differenzierung zwischen Ansteckung, Interdependenzen und Spillover, wie sie in Abbildung 3 zu sehen ist, stattfindet, setzt sich doch in der aktuellen Literatur die Meinung durch, dass gerade die Effekte, die aufgrund von Fundamentalfaktoren und Handelsbeziehungen beobachtbar sind, nicht als Ansteckung im engen Sinne interpretiert werden dürfen.[51] Diese Effekte werden in den letzten Jahren vielmehr als Interdependenzen in der Literatur bewertet und nur noch als Ansteckung in der weitesten Definition nach Lesart der Weltbank akzeptiert.[52] Stattdessen muss vielmehr darauf geachtet werden, dass eben diese Faktoren, die als realwirtschaftliche Ansteckung verstanden werden, aus dem Datensatz heutiger Analysen erkennbar unterschieden werden können. Entsprechend

[49] Vgl. Pavlova, A., Rigobon, R. (2007) S. 1140ff.
[50] Vgl. Martin, I. (2013) S. 109.
[51] Vgl. Abbildung 3 S. 11.
[52] Vgl. S. 20.

der Ziele in dieser Arbeit wird daher im vierten Kapitel eine Unterscheidung nötig. Durch welche statistische Methodologie dies erreicht werden soll, zeigt schließlich der Abschnitt 2.2.

2.1.2 Finanzwirtschaftliche Ansteckung

Obwohl Finanzmarktverflechtungen für den neutralen Beobachter nicht genauso direkt greifbar sind wie Warenflüsse bei bestehenden Handelsbeziehungen, so sind diese Wechselbeziehungen ebenfalls ein starker Kanal und ein wichtiger Erklärungsansatz für die Übertragung von Kriseneffekten über unterschiedliche Länder hinweg. Während Handelsbeziehungen in der Lage sind, Übertragungseffekte zwischen Ländern und Ökonomien zu erklären, die engen wirtschaftlichen Beziehungen unterliegen, bleiben andere Fälle von Ansteckung oftmals unbeantwortet. Die Beziehung zwischen Russland und Brasilien in den späten 1990er Jahren beispielsweise, als beide Staaten keine substantiellen Handelsbeziehungen unterhielten, aber dennoch starke Reaktionen in Brasilien auf die russische Krise zu beobachten waren, ist eines dieser vermeintlich latenten Übertragungskanäle geschuldet. Daher sind Finanzmarktverflechtungen oftmals die bessere Erklärung und der wahrscheinlichere Kanal. So führt typischerweise eine zunächst national begrenzte Finanzkrise zu einer Reduzierung der Lieferantenkredite, der Auslandsdirektinvestitionen und zur Kapitalflucht im Allgemeinen.

Die finanzwirtschaftliche Sicht konzentriert sich dabei auf die Restriktionen und Ineffizienzen im internationalen Bankensektor und auf den internationalen Finanzmärkten. Die Idee hinter diesem Übertragungskanal ist die wesentliche Verschlechterung der Unvollkommenheiten des Finanzsystems während einer Krise, und dass diese Unvollkommenheiten die finanzwirtschaftlichen Aktivitäten einzelner Länder beeinträchtigen, die ex-ante noch als unabhängig zum anfänglichen Schock angesehen wurden.[53] In vielen empirischen Ansteckungsanalysen in der Literatur werden Handelskanäle und andere fundamental makroökonomischen Kanäle per Annahme ausgeschlossen, sodass realwirtschaftliche Verflechtungen für die Theorien der Finanzmarktverflechtungen ex-ante ignoriert werden. Als einziger Grund hinter der

[53] Unter einem idealisierten vollkommenden Finanzmarkt, im Gegensatz zur realitätsnahem Unvollkommenheit, versteht man: (1) Rationalverhalten der Marktteilnehmer, (2) Perfekte Mengenanpassung und perfekten Wettbewerb, (3) nicht vorhandene Transaktionskosten, (4) keine zeitlichen, örtlichen, sachlichen und persönlichen Präferenzen der Marktteilnehmer, (5) Homogenität auf den Märkten, (6) unendlich schnelle Anpassungsgeschwindigkeit der Marktteilnehmer und (7) eine Konzentration von Angebot und Nachfrage an einem Ort zugleich (Punktmarkt).

Übertragung ökonomischer Verwerfungen verbleiben so zunächst nur die Unvollkommenheit und die zahlreichen Restriktionen des Finanzmarktes. Dies ist offensichtlich eine extreme Annahme, erlaubt allerdings eine klare Analyse dieses singulären Transmissionsmechanismus. Auch der Ausgangspunkt der Fragestellung in dieser Arbeit sind die Effekte und Wirkungen von Ansteckung auf den Rentenmärkten während der europäischen Staatsschuldenkrise. Ignoriert werden andere Einflussfaktoren per Annahme dennoch nicht, stattdessen sollen mit Hilfe unterschiedlicher statistischer Modellgestaltungen die Gründe für Ansteckung restriktionsarm identifiziert und argumentativ begründet werden.

In einem ersten und zunächst allgemein vereinfachten Fall zur Verdeutlichung von typischer Ansteckungswirkung auf den Finanzmärkten beschreibt Land A den Hauptgläubiger für die Haushaltsschulden des Landes B. Bricht nun eine Wirtschaftskrise durch einen inhärenten Schock in Land B aus, sodass die jeweilige Regierung nicht mehr in der Lage ist, den finanziellen Verpflichtungen nachzugehen, provoziert der Zahlungsausfall in Land B eine analoge finanzielle Notlage auch in Land A. Damit übertragen sich die finanziellen Probleme des Landes B aufgrund von Finanzmarktverflechtungen auf Land A. Die finanziellen Schwierigkeiten eines Landes verursachen damit auch negative Auswirkungen auf andere, ohne dass diese in der Lage sind, Einfluss zu nehmen.

Dieses sehr allgemeine Beispiel für eine Übertragung über Finanzmarktkanäle kann weiter spezifiziert und differenziert werden, denn insgesamt existieren mehrere Ausprägungen dieses Kanals, anhand derer Übertragungseffekte durch Finanzverflechtungen verbreitert werden. Die Stärke der Übertragung wird dabei durch den Grad der Integration zwischen den betroffenen Märkten determiniert.

Die erste und vor allem in den letzten Jahren während der europäischen Staatsschuldenkrise häufig in den Vordergrund getretene Erklärung für Ansteckung sind sogenannte „gemeinsame Kreditgeber“. Ausgelöst durch einen inhärenten finanzwirtschaftlichen Schock einer internationalen Großbank, die in Folge nicht mehr in der Lage ist, dasselbe Maß an Krediten wie zuvor zu vergeben und den Assethandel einschränkt, wird der realwirtschaftliche Sektor in der wirtschaftlichen Entwicklung erheblich beeinflusst. So spricht die Literatur in diesem Zusammenhang immer von einer

Situation, in der zwei Länder, die im Grunde nicht durch realwirtschliche Beziehungen miteinander in Beziehung stehen, durch diesen gemeinsamen Kreditgeber gegenseitig beeinflusst werden. Eine Krise in einem dieser Länder hat zur Folge, dass die negativen Auswirkungen auf die Bilanz des Kreditgebers in Konsequenz dazu führen, dass die Kreditversorgung auch im anderen Land in Mitleidenschaft gezogen wird.

Die Literatur des gemeinsamen Kreditgebers bzw. Schuldners entwickelte sich im Nachgang zur Asienkrise 1997, in welcher japanische Banken als ein Auslöser für Ansteckungen identifiziert werden konnten.[54] Goldstein, Kaminsky und Reinhart (2000), sowie Kaminsky und Reinhart (2008) kommen beispielsweise zur generalisierten Feststellung, dass ein gemeinschaftlicher Kreditgeber zu einer Reduzierung von Kreditvergaben führt, sollte ein ausländischer Markt zuvor einen makroökonomischen Schock erleiden.[55] So führen die Autoren weiter aus, dass zwei Länder, die im Grunde nicht durch realwirtschaftliche Beziehungen miteinander in Beziehung stehen durch einen gemeinschaftlichen Kreditgeber einer Ansteckungsgefahr unterliegen.

Finanzverflechtungen, durch welche Ansteckungen übertragen werden können, erreichen schnell eine hohe Komplexität, wenn eine Kette eng miteinander verbundener Kreditgeber existiert. Um diesen Dominoeffekt des finanzwirtschaftlichen Kanals kurz zu erläutern, soll ein vereinfachter Fall mit den Banken A, B und C betrachtet werden. Bank A ist Kreditnehmer der Bank B aus einem ausländischen Markt und Bank B ist wiederum in der Schuldnerschaft der Bank C. Wird die Bank A nun Zahlungsunfähig, trifft dies zunächst Bank B unmittelbar durch die direkte Kreditbeziehung, allerdings auch mittelbar Bank C. Gleiches gilt, wenn das Land, in dem die Bank A ihre Geschäftstätigkeit verrichtet, nun in wirtschaftliche Schwierigkeiten gerät und die Bank, gar Banken in diesem Land, Verluste im Kreditgeschäft hinnehmen müssen. Hat die Bank A nun Einlagen bei der Bank B im benachbarten Ausland, bedeutet dies, dass die Probleme des Kreditgeschäfts in Land A ein Abzug der Einlagen bei Bank B zur Folge hat und damit wieder verbreitende finanzielle Auswirkungen haben wird. Bank B ist nun wiederum gezwungen, das angebotene Kreditportfolio zu verändern

[54] Vgl. Kaminsky, G., Reinhart, C. (2000) S. 9.
[55] Vgl. Goldstein, M., Kaminsky, G. L., Reinhart, M. (2000) S. 54ff. und Kaminsky, G. L., Reinhart, M. (2008) S. 209f.

und der Dominoeffekt führt sich fort. Beide Beispiele zeigen auf einem etwas theoretischen Niveau, dass ein Schock durch eine Kette von Verflechtungen an den Finanzmärkten übertragen werden kann. Genau diese enge Verflechtung ist innerhalb der Bankenbranche in der EWU zu beobachten. Schnell hat man während der Finanzkrise und der Staatsschuldenkrise von systemrelevanten Banken gesprochen, sollten einzelne Banken in Liquiditätsprobleme geraten sein, die einen großen Anteil an griechischen Anleihen in ihrem Portfolio gehalten haben.

Auch neueste Arbeiten im Bereich der Spillover auf Finanzmärkten adaptieren Elemente dieses „Domino" Ansatzes. Sie sehen Finanznetzwerke über Finanzinstitute hinweg als den Übertragungskanal für Spillover. Allen und Gale (2000)[56] veröffentlichen dazu eine erste Arbeit, aber insbesondere Elliott et al. (2014)[57] liefern in diesem Bereich die theoretischen Grundlagen. Dieser Zweig der wissenschaftlichen Literatur nimmt in den letzten Jahren an Bedeutung zu, obwohl die Messung der Verflechtungen im Netzwerk bisher eine offene Frage ist. Im Speziellen geht es dabei um die Determinierung der Verbindung zweier Märkte. Die empirische Literatur ist sich uneins bezüglich der Methodologie zur Überprüfung dieser Effekte. Zwar werden Korrelationsbeziehungen anderen Ansätzen vorgezogen, doch bleibt die Unsicherheit, ob die Korrelation im Zeitverlauf nicht durch einen anderen Faktor getrieben wird.[58]

Die bislang genannten Verflechtungen sehen Finanzansteckung traditionell aus der Sicht von entstehenden Zahlungsausfällen. Allerdings kann Ansteckung in einem modernen marktpreisbasierten Finanzsystem durch Preisänderungen, dem gemessenen Risiko und durch die schwankenden Marktbewertungen des Kapitals von Finanzinstituten entstehen. Wenn die Bilanzen der Banken durch das Prinzip der Marktpreisbewertung, wie zum Beispiel durch die internationalen Buchhaltungsstandards IFRS, bewertet werden, verursachen Preisänderungen von international gehandelten

[56] Vgl. Allen, F., Gale, D. (2000) S. 451ff.
[57] Vgl. Elliott, M., Golub, B., Jackson, M. (2014) S. 3113ff.
[58] Vgl. ebd. S. 3150f.

Vermögenswerten eine direkte Veränderung der Bilanzen und damit eine unmittelbare Reaktion der Marktteilnehmer.[59] Selbst wenn das Gefahrenpotential über den gesamten Markt diversifiziert ist, bedeutet ein potentieller Schock auf die Preise einzelner Vermögenswerte eine Veränderung, die sich dann kaskadisch durch den Markt in den Bilanzen der Banken niederschlagen. Die Auswirkungen lassen sich schließlich analog zu den anderen Beispielen erneut im realwirtschaftlichen Bereich wiederfinden.

Finanzmarktansteckung kann, als letztes, auch durch die Neuausrichtung eines Portfolios, also veränderter Investmententscheidungen einiger weniger Investoren, ausgelöst werden. In Kaminsky et al. (1998) findet sich nochmals eine Unterteilung in drei unterschiedliche Ursachen für eine Umschichtung der Investments über Märkte und Länder hinweg.[60]

Ursachen können dabei die einhergehenden Liquiditätsschocks sein. Investments Fonds beispielsweise, die zukünftige Abwertungen als Reaktion auf einen nationalen Schock voraussehen, müssen ihre Liquidität durch den Verkauf von Vermögenswerten auf ausländischen Märkten und Länder erhöhen, womit schnell fremde Märkte durch eine Abwertung der Vermögenspreise unter Druck geraten.

Die Notwendigkeit der Liquidation von ausländischen Positionen im Nachgang eines Schocks kann auch durch den Absturz hinterlegter Sicherheiten eines „leverage“ (Hebel) Investors ausgelöst werden, der sich dazu gezwungen sieht, den Margenausgleich einzuhalten. Der klassische Hedge-Fonds, beispielsweise, der oftmals unter einem hohen leverage Grad operiert, ist durch Verluste in einem Markt gezwungen, das Volumen seines gesamten Portfolios zu reduzieren, um einem fixierten leverage Niveau Rechnung zu tragen. Dabei werden zunächst und vornehmlich Positionen in ausländischen Märkten liquidiert. Shin und Adrian (2010) zeigen zudem, dass es Nachweise für ein prozyklisches leverage existieren.[61] Finanzintermediäre passen ihr aktives Portfolio der allgemeinen Wirtschaftslage an, so ist der Grad des leverage

[59] In diesem Zusammenhang ist insbesondere der Ansatz und die Bewertung von finanziellen Vermögenswerten und Verbindlichkeiten unter dem IFRS Standard 39 zu erwähnen. Der Rechnungslegungsstandard erlaubt es bei der Bewertung einzelner Vermögenswerte und Verbindlichkeiten auch den sogenannten Fair-Value anzusetzen und somit einen volatilen Marktwert, der sich Stichtagsbezogen wesentlich verändern kann.

[60] Vgl. Kaminsky, G. L., Lizondo, S., Reinhart, C. (1998) S. 12f.

[61] Vgl. Shin, H. S., Adrian, T. (2010) S. 425.

während Boom Perioden höher und geringer während rezessiven Perioden. Dies macht das Vermögen dieser Finanzintermediäre sogar nochmals sensitiver gegenüber Preisveränderungen und Änderungen des gemessenen Risikos.

Zusätzlich bedeutet ein plötzlicher Rückgang der allgemeinen Vermögenssituation des Investors eine Neubewertung des Risikos seines Portfolios und führt zu einer freiwilligen Reduzierung des leverage Verhältnisses in seinem Portfolio. Investoren mit beispielsweise abnehmender relativer Risikoaversion entscheiden sich möglicherweise, das Portfolio umzustrukturieren, um weniger riskante Vermögenswerte zu halten, wenn sie eine Reduzierung des allgemeinen Vermögens erfahren.

Ein weiterer Grund für die Neuausrichtung eines Portfolios kann das marktübergreifende Hedging sein. Ansteckung über den marktübergreifenden Hedging Kanal ist die Reaktion der Investoren auf Schocks durch eine Neuausrichtung der „Hedges" aufgrund makroökonomischer Risiken.

Die finanzwirtschaftliche Ansteckung spielt im Verständnis der modernen Ansteckungsliteratur eine ähnliche Rolle wie realwirtschaftliche Ansteckungen zuvor. In den letzten Jahren hat sich die Meinung in der Literatur durchgesetzt, die finanzwirtschaftlichen Ansteckungen und finanzwirtschaftlichen Kanäle nicht weiter als Ansteckung im engen Sinne zu interpretieren.[62] Diese Effekte werden vielmehr im Verständnis von Interdependenzen und insbesondere Spillover in der Literatur beobachtet und nur noch als Ansteckung in der weitesten Definition nach Lesart der Weltbank akzeptiert.[63] Stattdessen muss vielmehr darauf geachtet werden, dass eben diese Faktoren, die als finanzwirtschaftliche Ansteckung verstanden werden, in dem Datensatz heutiger Analysen keine treibende Rolle spielen. Für diese Arbeit muss trotzdem klar herausgestellt werden, dass sich die Analyse auf den Rentenmarkt und die 10-jährigen Referenzanleihen in Europa fokussiert und damit der Finanzmarkt im Mittelpunkt liegt. Die Ausgestaltung der Analyse im Hauptteil der Arbeit wird deshalb explizit darauf Rücksicht nehmen, dass finanzwirtschaftliche Ansteckung zu keiner Fehlinterpreta-

[62] Siehe auch nochmals Abbildung 3 auf S. 11.
[63] Vgl. S. 20.

tion der festgestellten Effekte führt. Gelingt es, die Auslöser und Wirkungen stattdessen aufgrund von verhaltensspezifischen Kanälen auf dem Finanzmarkt zu kontextuieren, behalten die Reaktionen auf den Finanzmärkten und die Handlungen der Finanzmarktteilnehmer dennoch ihre Relevanz. Entsprechend der Ziele in dieser Arbeit wird daher im vierten Kapitel eine Unterscheidung nötig. Durch welche statistische Methodologie dies erreicht werden soll, zeigt schließlich der Abschnitt 2.2.

2.1.3 Verhaltensbezogene Ansteckung

Die bislang genannten Beispiele beruhen auf Veränderungen in den realwirtschaftlichen Aktivitäten oder auf Korrekturen in den Cashflows aus Vermögenswerten. Allerdings können viele Krisen auch unerwartet durch eine Veränderung von subjektiven Wahrnehmungen, ohne dass diese durch finanz- oder makroökonomische Fakten begründet sind, ausgelöst werden. Diese dritte Klasse von Ansteckungskanälen und Erklärungen für Ansteckung kann mit Verhaltensveränderung von Marktteilnehmern beschrieben werden. Die Literatur in diesem Bereich analysiert das Verhalten von Investoren oder politischen Handlungsträgern und versucht dabei die Ansteckung durch Entscheidungen dieser Marktakteure zu beschreiben. Ein Großteil der Ansteckung wird dabei durch das Handeln von Investoren ausgelöst und lässt sich gewöhnlich auf Imitation oder Herdverhalten zurückführen. Die Theorien dahinter erfassen dabei aber auch Erklärungen, die Übertragungen aufgrund von multiplen Gleichgewichten und politischer Ansteckung beinhalten.

In der Betrachtung der wissenschaftlichen Literatur kommt es dabei zu einer Übertragung eines Schocks aufgrund von Informationsproblemen, die Marktteilnehmer in der Regel dazu veranlasst, gemeinsam über mehrere Länder hinweg Ressourcen abzuziehen, wodurch sie eine Ausbreitung verursachen. Nicht nur Investoren sind durch solche Informationsprobleme betroffen. Es ist auch denkbar, dass sich Politiker rasch gleichartig verhalten und entscheiden, eine bestimmt makroökonomische Politik zu verfolgen. Dies sind gewöhnlich Eingriffe auf die Devisenmärkte, die als Reaktion auf eine gleichartige Politik eines weiteren Landes folgen. Am Ende kommt es zur Transmission von Ansteckung, da Marktteilnehmer sich identisch verhalten und sich dabei von einem Gleichgewicht in ein neues bewegen. Die betroffenen Länder unterliegen dabei nicht einer parallelen Veränderung makroökonomischer Fundamentalfaktoren, sondern nur dem gemeinschaftlichen eingeleiteten Politikwechsel.

Wie in Abbildung 3 aufgelistet, kann verhaltensbezogene Ansteckung wiederum in mehrere Kategorien aufgespalten werden. Eines der bekanntesten Beispiele in diesem Zusammenhang ist das Verhalten der Marktteilnehmer im Kontext eines soge-

nannten „Bank-Runs“.[64] Die theoretischen Grundlagen begründen Diamond und Dybvig (1983), wurden aber schnell durch weitere Autoren erweitert und spezifiziert. Im Kontext der Ansteckungsliteratur wird in Brown et al. (2014) erläutert, wie sich die Übertragung eines Schocks im Finanzmarktrahmen durch diese Theorie erklären lässt.[65]

In der Ausgangssituation eines stilisierten Falls beobachtet die Öffentlichkeit eine starke Nachfrage nach Einlagen einer bestimmten Bank, ohne in Kenntnis über die tatsächliche finanzielle Situation dieser Bank zu sein. Die Kunden dieser Bank sind gezwungen, Erwartungen zu bilden, wie sich andere Bankkunden verhalten. Beobachtet der einzelne eine anhaltende Nachfrage nach Einlagen, ist es optimal, auch die eigenen Einlagen abzuheben, da er von der Annahme getrieben ist, dass nicht alle Einlagen sofort verfügbar sind. Schreitet der Bank Run fort, bildet sich ein Momentum in Form selbsterfüllender Prophezeiung. Je mehr Kunden Einlagen abziehen, umso stärker steigt die ursprüngliche Befürchtung der finanziellen Schieflage der Bank, die wiederum weiteren Abzug der Einlagen verursacht. Kunden anderer Banken werden nun ebenfalls die Lage ihrer eigenen Bank in Zweifel ziehen und möglicherweise selber Einlagen abziehen, ohne dass sie begründete Zweifel an der Stabilität der eigenen Bank haben sollten. In diesem Beispiel führen die finanziellen Probleme der ersten Bank zu finanziellen Problemen bei anderen Banken. Die Übertragung fand allerdings komplett aufgrund einer Veränderung der öffentlichen Wahrnehmung dieser Gefahr statt.[66] Es lagen gar keine begründeten Schwierigkeiten in der ersten Bank zugrunde und es bestand keine finanziellen Verflechtungen zwischen diesen beiden Banken, aber trotzdem wird ein weiterer Bank Run ausgelöst. Die finanziellen Probleme der ersten Bank können somit finanziellen Schwierigkeiten bei anderen Banken durch diesen Mechanismus auslösen und intensivieren.

Das erläuterte Beispiel ist sehr stark stilisiert und soll nur den allgemeinen Rahmen dieses Erklärungsansatzes abbilden. Der erweiterte theoretische Literaturrahmen

[64] Vgl. für Grundlagenliteratur Diamond, D., Dybvig, P. (1983).
[65] Vgl. Brown, M., Trautmann, S., Vlahu, R. (2014).
[66] Vgl. ebd. (2014) S. 24f.

lässt sich schließlich mit Herdverhalten der Marktteilnehmer erklären und knüpft damit auch an die Geschehnisse auf den Rentenmärkten während der europäischen Staatsschuldenkrise an, als es zu einer Verallgemeinerung des Ausfallrisikos eines einzelnen Landes, auf die Gemeinschaft peripherer europäischer Länder gekommen ist.

Wie dieser erste Ansatz in Bezug auf verhaltensbezogener Ansteckung zeigt, ist Ansteckung eben auch häufig das Resultat eines Herdverhaltens und knüpft an die Theorie des Bank Runs an. Wenn Fundamental- und Finanzmarktfaktoren sowie gewöhnliche externe Schocks die Beziehung zwischen Ländern nicht ausreichend beschreiben können, werden Ansteckungseffekte dem sogenannten Herdverhalten der Marktteilnehmer zugeordnet. Dieses Phänomen wird durch Modelle der Erwartungsformation im Kontext von unvollständigen und asymmetrischen Informationen formuliert. Diese Modelle erklären, warum Herdverhalten unter institutionellen und privaten Investoren rational sein kann. Wenn jeder individuelle Investor private Informationen besitzt und jedem bewusst ist, dass anderen Investoren ebenfalls private Informationen zur Verfügung stehen, dann können Beobachtungen der Handlungen anderer Rückschlüsse auf diese unbekannten Informationen liefern. Unter der Annahme, dass die Informationen nicht verlässlich unter den Handelnden geteilt werden können, erscheint es rational diese Handlungen zu imitieren.[67]

Unterschiedliche Mechanismen helfen, um dieses Herdverhalten zu erklären. Manche Studien setzten dabei den Schwerpunkt auf asymmetrische Informationen. Informationen sind aufwendig und wertvoll, sodass weniger informierte Investoren dazu verleitet sind, dem „Führer“ zu folgen, was bedeutet, dass der gesamte Markt diesem vermeintlich besser informierten Investor folgt.[68] Ein anderer Grund kann darin liegen, dass Investoren nicht in der Lage sind, zwischen einzelnen ausländischen Märkten zu differenzieren, und wenn schließlich eine Krise auf einem ausländischen Markt beobachtet wird, führt dies zu einem Rückzug der Investments aus dem gesamten ausländischen Markt.

[67] Vgl. Calvo, G., Menoza, E. (2000) S. 110f.
[68] Vgl. Chari, V., Kehoe, P. (1999) S. 15f.

Eng gelagert zum vorherigen Beispiel des Bank Runs und dem Herdverhalten von Marktteilnehmern ist die Situation, in denen Investoren in Beziehung zu unterschiedlichen Ländern, Unternehmen und Vermögenswerten stehen und diese oftmals als homogene Gesamtheit betrachten. Kommt es in einem stilisierten Fall zu einer Situation, in denen Investoren realisieren, dass der Wert eines bestimmten Vermögenswertes, in denen sie investiert sind, nun niedriger zu beurteilen ist als zunächst angenommen, führt die Abwertung dieses Vermögenswertes zu einer Kaskade weiterer Neubewertungen. Nachdem die Information der ursprünglichen Überbewertung öffentlich wird, verbreitet sich die Befürchtung, ähnliche Vermögenswerte seien gleichfalls überbewertet. Das Resultat ist ein Anpassungsprozess kollektiver sofortiger, manchmal hektischer Neubewertungen. Schnell stellt man fest, dass die Veränderungen und Schwierigkeiten des ersten Vermögenswertes dazu geführt haben, dass andere Vermögenswerte, in diesem Fall über den Kanal einer veränderten Wahrnehmung der Investoren, eine gesamtheitliche Neubewertung ausgelöst hat. Entspricht die veränderte Auffassung über den Wert des ersten Vermögenswertes einer wirtschaftlichen Grundlage, so bezeichnet man dieses Aufschrecken der Finanzmärkte als „wake-up call“. Im genannten Fall war die Information, die zu einer Neubewertung des ersten Vermögenswertes geführt hat, noch durch fundamentale Faktoren zu erklären, was schließlich einem „wake-up call“ bezüglich anderer ähnlicher Vermögenswerte geführt hat.

Ein Beispiel in der wissenschaftlichen Literatur ist die Erkenntnis, dass ein Teil der asiatischen Finanzkrise in den später 90er Jahren des letzten Jahrhunderts auch aufgrund dieses Phänomens des sogenannten „wake-up call“ verursacht wurde.[69] Als realisiert wurde, dass der thailändische Baht überbewertet war, führte dies auch dazu, die Bewertung anderer asiatischer Währungen in Frage zu stellen. Das Ergebnis war eine sich von Thailand über andere asiatische Länder hinweg schnell ausbreitende Krise.

[69] Vgl. Basu, R. (2002) S. 6ff.

Eine plötzliche Neubewertung von Vermögenswerten spielte auch in der europäischen Staatsschuldenkrise eine wichtige Rolle. Ausgelöst durch Zweifel an der Nachhaltigkeit griechischer Finanzen entstand eine Kaskade von ständig neuen Ratingabwertungen und steigenden (Re-)Finanzierungszinsen. Zunächst stiegen die Zinsen für den griechischen Staat und bildeten die zunehmende Ausfallwahrscheinlichkeit für die griechische Schuldenlast ab, wenig später stiegen aber auch sehr schnell die Zinsen weiterer europäischer Staaten und man kann den Eindruck bekommen, eine Neubewertung der Ausfallwahrscheinlichkeiten wurde durch einen „wake-up call" ausgelöst. Diese These konnte bereits durch Missio und Watzka (2012) im Rahmen einer empirischen Analyse von Ratingänderungen Griechenlands bis 2011 unterstützt werden und soll auch im Abschnitt 4.4.3 nochmals für einen größeren Betrachtungszeitraum untersucht werden.

Politische Ansteckung ist seit der Entscheidung des UK, aus der Europäischen Union auszutreten, wieder stärker in den Fokus der wissenschaftlichen Literatur geraten. In den Mittelpunkt dieser Theorie werden Konsequenzen politischen Handelns auf den Zusammenhalt politischer Gemeinschaften untersucht. Drazen (1999) beispielsweise analysiert in seiner Arbeit die Krise und spätere Aufgabe des Wechselkursmechanismus (WKM) 1992 - 1993 in Europa. Die stilisierte Idee hinter seiner Arbeit ist, die Mitgliedschaft im WKM einer Mitgliedschaft in einem „Gentlemans Klub" gleichzustellen, deren Mehrwert durch mittel- bis langfristige politische „Reputation" und politische „Klasse" bewertet werden kann.[70] Für die einzelnen Mitglieder bedeute die Teilnahme am Klub allerdings auch faktisch signifikante Entbehrungen durch die Einhaltung bestimmter Regeln.[71] Drazens Modell postuliert zwei Konsequenzen für den Austritt eines Mitglieds aus dem Klub. Erstens sinken die Kosten für das nächste Mitglied auch aus dem Klub auszutreten und zweitens wird der Mehrwert, in einem nun kleineren Klub weiterhin Mitglied zu sein, sinken.[72] Daher bedeutet der Austritt eines Landes einen Anstieg in der Wahrscheinlichkeit, dass ein zweites Land ebenfalls folgt. In diesem Gedankenrahmen bedeutet die Fluktuation der Reputationskosten,

[70] Vgl. Drazen, A. (1999) S. 6ff.
[71] Vgl. Smeets, H. D. (1990) S. 38f.
[72] Vgl. Drazen, A. (1999) S. 12.

dass alle Länder gemeinschaftlich eine bestimmte politische Entscheidung eingehen oder aufgeben.

Die verhaltensbezogene Ansteckung spielt im Verständnis der modernen Ansteckungsliteratur eine wesentliche Rolle. In den letzten Jahren werden in der relevanten Literatur nur noch Übertragungseffekte, die nicht auf realwirtschaftliche und finanzwirtschaftlichen Kanäle zurückzuführen sind, als Ansteckung im engeren Sinne interpretiert.[73] Während die unbeobachtbaren Faktoren in der Ansteckungsliteratur unter den verhaltensbezogenen Erklärungen zusammengefasst werden, bilden die zuvor betrachteten, eine Gruppe auf Basis von greifbaren und objektivierbaren Faktoren. Diese Effekte werden vielmehr im Verständnis von Interdependenzen und Spillover Effekten in der Literatur beobachtet und nur als Ansteckung in der weitesten und engeren Definition nach Lesart der Weltbank akzeptiert.[74] Entsprechend der Ziele in dieser Arbeit wird daher in der empirischen Analyse im vierten Kapitel eine Unterscheidung nötig.

Insgesamt zeigt der Abschnitt 2.1, dass Ansteckung in realwirtschaftliche, finanzwirtschaftliche und verhaltensbezogene Ansteckung unterteilt werden kann. Alle Begriffe lassen sich wiederum in einzelne genauer spezifizierte Gründe und Erklärungen untergliedern. Dabei folgt die Diskussion der Abbildung 3 und der abstufenden Definitionen von Ansteckung, Spillover, Interdependenzen und Monsun Effekten. Eine umfangreiche und differenzierte Zusammenfassung dieser unterschiedlichen Thesen kann nochmals in Summers (2000) und Forbes (2012) gefunden werden. Danach können sechs Kanäle und Erklärungen für den Begriff Ansteckung unterschieden werden:[75]

1) Auftretende Schocks, die von einem Land zum nächsten aufgrund von Handelsbeziehungen übertragen werden

[73] Vgl. Abbildung 3 und die Erläuterungen zur Begriffsabgrenzung auf S. 10f.
[74] Vgl. Erläuterungen zur Interpretation der Weltbank zum Begriff Ansteckung S. 20.
[75] Vgl. Summers, L. H. (2000) S. 2ff. und Forbes, K. (2012) S. 4ff.

2) Extreme Abwertung mehrerer Währungen gleichzeitig, die aufgrund von heftigem Wettbewerb zwischen den Staaten bzw. Ökonomien ausgelöst werden

3) Finanzverflechtungen zwischen Staaten bzw. Ökonomien, die zu einer starken Korrelation zwischen Vermögenswerten und dem Markt führen

4) Extreme Marktilliquidität, welche die Ansteckung über massiven Abzug von Liquidität in ausländischen Märkten auslöst

5) Panik, Herdverhalten und Noise Trading aufgrund von übersteigertem Verhalten der Investoren

6) Reputationsexternalitäten, welche die Erwartungen über die Stärke und Schwäche einer Ökonomie sowie deren strukturellen Bedingungen beeinflusst[76]

Diese Aufzählung lässt sich einfach in die zuvor gebildete Kategorisierung zurückführen. So bilden die Punkte eins und zwei realwirtschaftliche Ansteckung ab, die Punkte drei und vier finanzwirtschaftliche Ansteckung und die restlichen beiden Ansteckung auf Basis verhaltensbezogener Erklärung. Zieht man zudem noch einmal die Definitionen der Weltbank zu Rate und verknüpft die bisherige Diskussion mit der Abbildung 3, so entsprechen nur verhaltensbezogene Ansteckungen der strengsten Definition des Begriffes Ansteckung.

[76] Claessens und Forbes (2001) argumentieren in ihrer Arbeit, dass gerade Hedge-Fonds naturgemäß als Kandidaten für das Auslösen von Ansteckung gelten, da sie große Positionen gegen den allgemeinen Markttrend eingehen, welche wiederum zu großen Schwankungen im Markt führen können.

Im nachfolgenden Abschnitt wird schließlich eine Klassifizierung der empirischen Methodik aus der Literatur kurz dargestellt und Ergebnisse bisheriger Analysen beschrieben. Diese Unterscheidung der einzelnen Ansätze soll klarstellen, warum in der wissenschaftlichen Ansteckungsliteratur eine komplexe und gleichzeitig divergierende Ansammlung von unterschiedlichen Herangehensweisen zur statistischen Identifizierung von Ansteckung existiert. Nicht alle statistischen Modelle und empirischen Ansätze führen auch dazu, die theoretischen Ansprüche aus den letzten Abschnitten abzubilden und sollen daher in den folgenden Abschnitten diskutiert werden.

2.2 Empirische Methodik

In der Literatur wird immer wieder die Analogie von Ansteckungen und Übertragungen auf den Finanzmärkten mit den Erkenntnissen der Medizin in Bezug auf ansteckende virale Krankheiten gebraucht.[77] Die Begrifflichkeiten und das gewachsene Verständnis der Übertragung durch Viren in der medizinischen Literatur werden häufig eben auch in der Ansteckungsliteratur als Ausgangspunkt verstanden. Schon in der Einführung zu Kapitel 2 ist erwähnt worden, dass der Begriff Ansteckung aus dem Umfeld der Epidemiologie erwachsen ist. Aufgrund der schwierigen Identifikation und Abgrenzung von Interdependenzen, Spillover und Monsun Effekten sind die empirischen Herangehensweisen und Analysen in der Wirtschaftswissenschaft allerdings komplexer.

In der medizinischen Literatur beruft man sich beispielsweise auf zwei recht einfach zu differenzierende Vorgehensweisen in der Analyse, einer direkten und einer indirekten Messung der Ansteckung. Das Ausmaß einer viralen Ansteckung kann der Mediziner direkt durch einen Bluttest und der damit verbundenen sofortigen Identifikation im Blut oder durch indirekte Beobachtung und Identifizierung auslösender Symptome verifizieren.

In der direkten Messung wird in der Medizin dabei die Geschwindigkeit und die Intensität der Übertragung des Virus von einem Individuum zum nächsten unmittelbar durch die Beurteilung der Viruskonzentration im Blutkreislauf bestimmt. Diese Herangehensweise setzt allerdings die Quantifizierung des Virus an sich voraus. Das Äquivalent im wirtschaftswissenschaftlichen Umfeld wäre die Bestimmung und Beobachtung des objektivierten und beobachtbaren Treibers, der die Übertragungen einer Krise verursacht. Ökonomen müssten somit in der Lage sein, die Risikoaversion, nicht öffentliche Verträge, monetäre Anreize und die privaten Informationen der Marktteilnehmer direkt zu messen. In der empirischen Praxis ist diese Umsetzung allerdings aus zwei Gründen annähernd ausgeschlossen. Zunächst ist es so gut wie nicht reali-

[77] Vgl. u. a. Peckham, R. (2014) S. 13ff., Bolos, B.-V. (2012) S. 902ff., und Claessens, S., Forbes, K. (2001) S12ff.

sierbar, die benötigten Treiber in dem benötigten Detaillierungsgrad zu messen. Ökonomen sind in der Lage, Zinssätze oder durchschnittliche Ausfallraten zu beobachten, allerdings nicht Empfindungen von Investoren, deren Heterogenität, ihre Erwartungen oder auch Risikopräferenzen in einem aussagekräftigen Detaillierungsgrad. Zweitens und ungleich schwerwiegender ist sich die Literatur nicht einig darüber, was überhaupt gemessen werden muss. Selbst wenn Ökonomen in der Lage sein sollten, einen bestimmten Treiber, der ausschlaggebend ist für die Bewegungen von Zinsen über mehrere Länder hinweg, in einem ausreichenden Detaillierungsgrad messen zu können, bleibt es unklar, ob die Literatur diesen Kanal vor dem Hintergrund zahlreicher Literaturstreits auch gemeinschaftlich akzeptiert. Die Konsequenz daraus ist, dass üblicherweise sogar nach einem auftretenden anfänglichen Schock und einer unmittelbar folgenden Krise die Literatur sich nicht auf denselben „Virus“ einigt oder in der Lage ist, diesen zu destillieren.

Die zweite Vorgehensweise beruht auf der Beobachtung und Beurteilung auftretender Symptome. So soll für diese Argumentation „hohes Fieber“, eines dieser Symptome aus dem medizintheoretischen Umfeld, für die virale Ansteckung symbolisieren. Die Häufigkeit der Diagnose „hohes Fieber“ ist innerhalb der Bevölkerungsgruppe, die bislang nicht durch einen Virus befallen ist, relativ gering. Tatsächlich ist damit auch die abhängige Wahrscheinlichkeit, dass eine Person hohes Fieber hat, gegeben, dass eine andere Person in der Bevölkerung bereits an hohem Fieber leidet, gering. In „normalen“ Zeiten tritt hohes Fieber damit nur selten auf und die einzelnen Ereignisse sind annähernd unabhängig. Komplett unabhängig können dieser Ereignisse allerdings nicht werden, da hohes Fieber auch durch Umweltverschmutzung, Klimaereignisse oder Lebensmittel ausgelöst werden kann, also durch gewöhnliche exogene Schocks, die tatsächlich die gesamte Bevölkerung beeinflussen. Diese Korrelationen und Häufigkeiten in der ereignisarmen Periode definieren somit die „normale Zeit“. Wenn sich nun ein Virus in der Bevölkerung ausbreitet, ist zu erwarten, dass die Häufigkeit der Diagnose hohes Fieber ansteigt und so auch entsprechend die bedingte Wahrscheinlichkeit ansteigt. In anderen Worten, es steigt die Häufigkeit und Ausbreitung der Diagnose „hohe Temperatur“ mit der Präsenz des Virus.

Dies beschreibt anschaulich ein typisches Problem, das Ökonomen auf internationalen Finanzmärkten zu überwinden haben. Es gibt Treiber, die eine Gleichbewegung in „normalen“ Zeiten verursachen, die sich in „ansteckenden“ Perioden intensivieren. Die Idee ist deshalb, zu bestimmen, wie unterschiedlich die Ausbreitung während eines ansteckenden Events und der Ausbreitung in normalen Zeiten ist. Die Probleme der indirekten Herangehensweise ergeben sich in der Bestimmung des „normalen“ Zustandes und über die Frage, wie die Ausbreitung in ansteckenden Perioden gemessen werden kann.

Die existierenden empirischen Modelle zur Identifikation von Ansteckungseffekten in der Wirtschaftswissenschaft bilden ein breites Spektrum ab, können allerdings in vier Hauptgruppen eingeteilt und auch nach ihrer empirischen Relevanz beurteilt werden. Dies sind zum einen Analysen anhand Gleichbewegungen der Zeitreihen von Vermögenswerten, Faktormodelle, Kointegrationsanalysen und Modelle, basierend auf Asymmetrien und Nichtlinearitäten.

Auch in der Auswahl der empirischen Herangehensweise ist die wissenschaftliche Literatur also nicht konsistent und spaltet sich in die genannten Kategorien auf. Im Folgenden wird deshalb ein Überblick der Oberkategorien, den relevantesten und in der Literatur am häufigsten zitierten Modelle gegeben, wobei nicht die allgemeinen Varianten der einzelnen Modelle dargestellt werden, sondern nur der bivariate Fall, der zum einen der späteren empirischen Vorgehensweise im Kapitel 4 folgt und zum anderen die Vorgehensweise der Modelle einfacher und verständlich darlegt. Eine ausführliche Darstellung aller unterschiedlicher empirischer Modelle scheitert an der großen Anzahl, ihrer Variationen und dem Streit in der Literatur, welche Modelle ein entsprechend interpretierbares Ergebnis im Rahmen der Ansteckungsanalyse liefern. Eine Zusammenfassung und gleichzeitig ein Überblick über die multivariaten Varianten der Modelle kann in Dungey et al. (2005)[78] und Forbes (2012)[79] gefunden werden.

[78] Vgl. Dungey, M., Fry, R., Gonzalez-Hermosillo, B., Martin, V. L. (2005) S. 11ff.
[79] Vgl. Forbes, K. (2012) S. 7ff.

2.2.1 Gleichbewegung, Korrelation und Kointegration

Die erste übergeordnete Kategorie fokussiert den Ansatz auf Gleichbewegungen von Renditereihen. In der Literatur wird zusätzlich in Tests auf Korrelation, einer Hauptkomponentenanalyse und Kointegrationsanalysen untergliedert.

Wenn ein inhärenter Schock von einem Land zum nächsten Übertragen wird, dann ist zu beobachten, dass sich die Finanzmärkte nachfolgend betroffener Länder in derselben Weise verhalten wie der Finanzmarkt des ersten Landes. Diese oftmals simultanen Bewegungen der beiden Finanzmärkte beschreibt und bezeichnet man in der Literatur als Gleichbewegungen. Diese Gleichbewegungen des Finanzmarktes, insbesondere Vermögenswertrenditen und deren Volatilität, sind deshalb auch wichtige Hinweise auf Ansteckung auf den Märkten. In der Einleitung ist bereits herausgestellt worden, wie diese Gleichbewegungen zu definieren sind und im Abschnitt 2.1 aus welchem Grund sie entstehen können.

In der praktischen empirischen Analyse ist die Betrachtung der Korrelationskoeffizienten der direkte Weg, Gleichbewegungen zu untersuchen. Die Hauptkomponentenanalyse, die ebenfalls in diese Modellkategorie fällt, kann alternativ einen gemeinsamen Faktor in den Bewegungen der Finanzmarktvariablen identifizieren und eignet sich damit auf einem reduzierten Niveau, Gleichbewegungen aufzuzeigen.

Unter allen empirischen Ansätzen zur Analyse von Ansteckungen ist die Korrelations- und Kovarianzanalyse die bevorzugteste Herangehensweise in der frühen Ansteckungsliteratur. Diese Modelle testen auf die Signifikanz des Anstieges in länderübergreifenden Korrelationen während einer vordefinierten Krisenperiode, im Vergleich zur ruhigen Periode zuvor. Baig und Goldfajn (1998) nutzen beispielsweise die Korrelationsanalyse, um Ansteckungen auf den Aktienmärkten, den Devisen- und Geldmärkten in Entwicklungsländern während der asiatischen Finanzkrise der späten 1990er Jahre nachzuweisen.[80] Ihre Ergebnisse zeigen, dass Korrelationen in Währungs- und Anleihen-Spreads in der Krisenperiode signifikant ansteigen. Aktienmarktkorrelationen auf der anderen Seite zeigen laut Baig und Goldfajn allerdings nur

[80] Vgl. Baig, T., Goldfajn, I. (1999) S. 183ff.

gemischte Ergebnisse. King und Wadhwani untersuchen in einer sehr frühen Arbeit bereits 1990 die Gründe und Folgen des Marktzusammenbruches im Oktober 1987 in den USA anhand einer solchen Korrelationsanalyse.[81] Nachdem die Ausbreitung dieses Schocks durch keine Veränderung von Fundamentalfaktoren in den einzelnen Ländern erklärt werden konnte, interpretieren die Autoren die vorhandene Ansteckung als Reaktion der Investoren auf Preisveränderungen eines Marktes und der Transposition der Geschehnisse auf andere. Die empirischen Analysen von Hamao et al. (1990) und Lin et al. (1994) haben ebenfalls ihren Ursprung im Aktienmarktcrash vom Oktober 1987. Beide Studien untersuchen die Korrelation der Renditen auf den Aktienmärkten in New York, Tokyo und London.[82] Dabei interpretieren die Autoren die steigende Gleichläufigkeit der Renditen als Ansteckung an den jeweiligen Handelsplätzen.[83] Calvo und Reinhart (1996) hingegen setzen die mexikanische Krise aus dem Jahr 1994 in den Mittelpunkt ihrer empirischen Analyse und weisen Ansteckungen nach, indem sie eine ansteigende Korrelation in den Aktien- und Anleihenrenditen über die Entwicklungsländer Lateinamerikas hinweg als Ansteckung interpretieren.[84] Zahlreiche weitere Autoren, insbesondere Wälti (2003) und Corsetti et al. (2005), untermauern diese Schlussfolgerung und zeigen auf Grundlage fortgeschrittener Ansätze, dass die Korrelation auf den Aktienmärkten während hektischer Perioden der 1980er bis 2000er Jahre signifikant ansteigt und auf die Existenz von Ansteckungseffekten hindeutet.[85] Neuere Arbeiten von Billio und Caporin (2010) und Hossein und Nossman (2011) zeigen gleiche Ergebnisse unter Ausweitung der Zeitperiode.[86]

Auch sehr aktuelle Arbeiten beziehen sich wieder auf die Analyse von Korrelationen zwischen Vermögenswerttiteln zur Identifizierung von Ansteckungsphasen während Krisen. So weisen Kocaarslan et al. (2018) anhand von dynamischen Korrelationsbeziehungen Ansteckung zwischen den Aktienmärkten in den USA und den so-

[81] Vgl. King M., Wadhwani, S. (1990) S. 9ff.
[82] Vgl. Hamao, Y., Masulis, R. W., Ng, V. K. (1990) S. 304f.
[83] Vgl. Lin, W. L., Engle, R. F., Ito, T., (1994) S. 533f.
[84] Vgl. Calvo, S., Reinhart, C. (1996) S. 153ff.
[85] Vgl. Wälti, S. (2003) S. 31f und Corsetti, G., Pericoli, M., Sbarcia, M. (2005) 1194f.
[86] Vgl. Billio, M., Caporin, M. (2010) S. 2455f. und Hossein, A., Nossmann, M. (2001) S. 35f.

genannten BRIC Staaten (Brasilien, Russland, Indien und China) während der wesentlichen rezessiven Phasen der letzten drei Jahrzehnte nach und können diese gleichzeitig auf einzelne Determinanten zurückführen.[87]

Die Hauptkomponentenanalysen bietet eine Alternative, gemeinsame Faktoren der Gleichbewegungen von Finanzmarktvariablen über Länder und Märkte hinweg zu analysieren und beruht dabei ebenfalls auf einer Betrachtung der Korrelationen zwischen einzelnen Vermögenswerten. Im Allgemeinen ist die Hauptkomponentenanalyse in der Lage, eine zugrundeliegende Gruppe an Finanzmarktvariablen zu identifizieren, die Renditereihen in einem multinationalen Umfeld treibt. Wählt man das Beispiel eines N-Variablen Falls mit perfekter Kollinearität der Variablen, ist die Varianz der Gruppe an Variablen durch nur eine einzige Hauptkomponente erklärbar. Auf der anderen Seite sind allerdings N Hauptkomponenten nötig, um die Varianz dieser N Variablen zu erklären, sollten die Variablen komplett orthogonal zueinander stehen. Kaminsky und Reinhart (2002) untersuchen beispielsweise die Gleichbewegungen von vier Vermögenswertklassen in 35 Entwicklungsländern von 1997 bis 1999. Auf den Aktienmärkten konnten dabei die größten Gleichbewegungen in diesen Ländern gefunden werden.[88] Gleichwohl haben Analysen, die sich ausschließlich auf die Hauptkomponentenanalyse stützen, Probleme in der Interpretation der Ergebnisse. Eine Reduzierung auf eine einzelne Hauptkomponente zur Erklärung der gesamten Gleichbewegung ist nicht möglich, und eine Veränderung des Varianzniveaus hat unmittelbare Folgen für die Aussagekraft der Hauptkomponenten.

Bedingt durch die Interpretationsrestriktionen und statistischen Einschränkungen im Rahmen von Faktormodellen in einer zweistufigen empirischen Analyse im weiteren Verlauf der Arbeit, die auch das Ziel verfolgt, die Auslöser und den Übertragungskanal möglicher Ansteckung zu identifizieren, ist die Hauptkomponentenanalyse nicht geeignet, im engeren empirischen Modellrahmen berücksichtigt zu werden. Trotzdem wird die Hauptkomponentenanalyse nochmals genauer im Zusammenhang zur Filterung von Renditereihen der 10-jährigen Referenzanleihen anhand ihrer Eigenschaften

[87] Vgl. Kocaarslan, B., Soytas, U., Sari, R., Ugurlu, E. (2018) S. 29f.
[88] Vgl. Kaminsky, G., Reinhart, C. (2002) S. 467f.

der Dimensionsreduzierung gebraucht und dafür im Abschnitt 3.3 statistisch hergeleitet. Die Hauptkomponentenanalyse dient in dieser Arbeit dazu, bereits vor Anwendung einer Korrelationsbetrachtung auf Basis eines DCC-Modells einen globalen Faktor herauszulösen, der die Zeitreihen gemeinsam treibt. Dieses Vorgehen ist nicht häufig in der Literatur zu finden, orientiert sich aber an den Arbeiten von Mollah et al. (2016), Favero et al. (2010), Ehrmann et al. (2011) und Heinemann et al. (2017).[89]

Eine weitere Herangehensweise zur Analyse von Ansteckungseffekten konzentriert sich auf die Kointegration zwischen Märkten und damit auf die Langzeitbeziehung der Vermögenswerte, anstatt auf die unterschiedlichsten Arten kurzfristiger Veränderungen nach einem Schock. Dieser Literaturzweig nutzte dieselben grundlegenden Prozesse, wie bereits im Zusammenhang mit der Analyse von Gleichbewegungen beschrieben. Im Fall der Kointegrationsanalyse werden allerdings die Veränderung im kointegrierten Vektor in den Mittelpunkt gesetzt, anstatt in der Varianz-Kovarianz Matrix. Die Ansteckungsanalysen der regionalen und internationalen Krisen in den 1980er und 1990er Jahren legen häufig den Schwerpunkt in die Identifizierung von Veränderungen in den langfristigen Entwicklungen einzelner Vermögenswerte und markieren somit auch die frühe ökonometrische Auseinandersetzung mit kointegrierten Zeitreihen im Rahmen der Ansteckungsliteratur.

So nutzen Sheng und Tu (2000) eine Analyse der Kointegration zwischen den zwölf größten asiatischen Aktienmärkten vor und nach der asiatischen Finanzkrise in 1997. Die Ergebnisse zeigen eine signifikante Divergenz zwischen diesen beiden Phasen und eine Kointegrationsbeziehung zwischen den Märkten in Asien während der Krisenperiode.[90] Longin und Solnik (1995) zeigen bereits zuvor, dass die durchschnittliche Korrelation in den Aktienmarktrenditen im Zeitraum zwischen 1960 und 1990 in sieben ausgewählten OECD Ländern um 0,36 gestiegen ist.[91]

Kointegration ist somit in der Lage, Veränderungen in der längeren Frist zu identifizieren und mit Hilfe von Unterbrechungspunkten die Unterschiede in Zeiträumen

[89] Vgl. Mollah, S., Shahiduzzaman, Q. Zafirov, G. (2016), Favero, C., Pagano, M., von Thadden, E. L. (2010), Ehrmann, M., Fratzscher, M., Güürkaynak, R.S., Swanson, E. T. (2011) und Heinemann, F., Klüh, U., Watzka, S. (2017).
[90] Vgl. Sheng, H-C., Tu, A. H. (2000) S. 362.
[91] Vgl. Longin, F., Solnik, B. (1995) S. 23f.

festzustellen, allerdings sind keine präzisen und verlässlichen Nachweise für Ansteckung möglich, die auf einzelne Ereignisse zurückzuführen sind. Die unterschiedlichen Modelle unterstellen außerdem unveränderliche Verflechtungen zwischen den einzelnen Märkten und keine Berücksichtigung von beobachtbaren Dynamiken. Sollten Kointegrationsmodelle eine Zunahme der kointegrierten Beziehung zwischen Märkten anzeigen, könnte dies auch ein permanenter Wechsel in den marktübergreifenden Verflechtungen bedeuten und keine Ansteckung. Des Weiteren birgt die Betrachtung einer langen Zeitperiode die Gefahr, kurzfristige Phasen von Ansteckungen zu übergehen. Aus diesen Gründen tritt die Ansteckungsanalyse auf Grundlage von langfristigen statistischen Modellbeziehungen in den letzten Jahren auch kaum noch in der relevanten Literatur in Erscheinung und wird von der Herangehensweise anhand von dynamischen Korrelationsbeziehungen dominiert.

Die Analyse von Ansteckungen während der europäischen Staatsschuldenkrise im vierten Kapitel wird sich auch daher nicht auf die Langzeitbeziehungen anhand einer Kointegrationsanalyse zwischen den einzelnen 10-jährigen Referenzanleihen beziehen. Für die zweistufige Analyse der 10-jährigen Referenzanleihen während der europäischen Staatsschuldenkrise bietet sich das Vorgehen anhand der Analyse von Gleichbewegungen und Korrelationen an. Diese direkte Variante, die Verflechtungen zwischen Vermögenswerten auf Grundlage von Kovarianzen und Korrelationen zu messen, erleichtern das statistische Vorgehen und die Interpretation im Rahmen der Ansteckungsdefinition von Forbes (2012) im letzten Kapitel. Wie bereits erläutert, benötigt die empirische Analyse im vierten Kapitel allerdings einen erweiterten Ansatz, um die Ziele der Identifikation von Ansteckung auszuweiten und eine Zurückführbarkeit auf auslösende Kanäle zu prüfen.

2.2.2 Faktormodelle

Die beiden Modelle der zweiten Kategorie sind in der Literatur bekannt als Strukturgleichungsmodelle. Die Idee dahinter ist, dass Gleichungen und Schocks in diesen Modellen die gesamtwirtschaftlichen Zusammenhänge auf eine stark reduzierte Weise abbilden. Schocks werden damit zu Strukturschocks und die Parameter zu Strukturparametern. Dies sind die Koeffizienten und Schocks, die die latenten Verflechtungen zwischen Ländern und Finanzmärkten beschreiben und somit auch die Theorie um Ansteckungseffekte herum abbilden kann.

Für die Anwendung dieser Faktormodelle wird in der Literatur üblicherweise der Begriff Ansteckung zurückgeführt auf länder- und marktübergreifende Vermögenswertschocks während Krisenperioden. Diese Schocks können als unerwartete Schocks in einem einfachen Modell auf Grundlage von Vermögenswertrenditen oder als Auslöser für die Änderung von Erwartungen und Empfindungen eines Investors in einem Regime-Switching-Modell verstanden werden. Da der auslösende Schock nicht beobachtbar ist, werden unterschiedliche Varianten der Faktormodelle genutzt, um das Vorliegen von Ansteckungseffekten zu analysieren.

Ein allgemeines latentes Faktormodell, das abzielt, unerwartete Schocks zu modellieren, ist durch den folgenden bivariaten Fall gegeben:

$$y_{1,Normal,t} = \alpha_1 w_t + \beta_2 u_{1,t}, \tag{2.1}$$

$$y_{2,Normal,t} = \alpha_2 w_t + \beta_2 u_{2,t}, \tag{2.2}$$

$$y_{1,Krise,t} = \alpha_1 w_t + \beta_2 u_{1,t}, \tag{2.3}$$

$$y_{2,Krise,t} = \alpha_2 w_t + \beta_2 u_{2,t} + \lambda_{2,1} u_{1,t}. \tag{2.4}$$

Wobei $y_{1,Normal,t}$ die Rendite eines Vermögenswertes aus Land i vor einer vordefinierten Krisenperiode und $y_{1,Krise,t}$ die Rendite während der Krisenperiode abbildet. Gewöhnliche Schocks, die alle Vermögenswerte beider betrachteten Länder betreffen, werden durch w_t mit der Gewichtung α_i dargestellt. Der Term $u_{i,t}$ ist ein spezifischer latenter Faktor des Marktes in Land i zum Zeitpunk t mit der Gewichtung β_i. Die Gleichungen (2.1) bis (2.4) schließen ein, dass die Renditen der Vermögenswerte im Land 2 auch durch die spezifischen Schocks des jeweils anderen Landes während der Krisenperiode mit der Gewichtung $\lambda_{2,1}$ beeinflusst werden. Dies bedeutet, dass eine Ansteckung von Land 1 zu Land 2 stattfindet, wenn $\lambda_{2,1}$ signifikant wird. Unter den Annahmen, w_t und $u_{1,t}$ sind statistische Prozesse mit einem Mittelwert von Null und einer Einheitsvarianz (1) w_t und $u_{1,t}$ unabhängig (2) und $u_{1,t}$ stationär ist (3), kann der Test auf Ansteckung durch Fokus auf die Änderungen der Volatilität der Renditepaare der Vermögenswerte zwischen der vordefinierten Normal- und Krisenzeit durchgeführt werden. Die Kovarianz der Renditen der Vermögenswerte aus Land 1 und 2 in beiden Zuständen (Gleichungen (2.1) bis (2.4)) kann definiert werden als:

$$Normal: E(y_{1,normal,t}y_{2,normal,t}) = \alpha_1\alpha_2 \tag{2.5}$$

$$Krise: E\left(y_{1,Krise,t}y_{2,Krise,t}\right) = \alpha_1\alpha_2 + \lambda_{2,1}\beta_1 \tag{2.6}$$

Vergleicht man (2.5) mit (2.6), zeigt $\lambda_{2,1}\beta_1$ die Veränderung der Kovarianz zwischen den beiden Zuständen. Daher kann die Signifikanz von $\lambda_{2,1}$ durch Überprüfung der statistischen Signifikanz dieser Änderung getestet werden. Dabei ist der Parameter β_1 per Ananhme positiv, sodass positive und negative Veränderungen einen Nachweis für Ansteckung durch den Einfluss des unerwarteten Schocks im Faktormodell bedeuten.

Die Nutzung eines Faktormodells wird u. a. von Dungey et al. in ihren Arbeiten im Jahr 2006 und 2007 auf die Effekte während der Russland- und LTCM Krise angewendet und kann internationale Ansteckungseffekte in dieser Zeitperiode kurz nach

der Russlandkrise zeigen.[92] Cerra und Saxena (2002) fokussieren sich bei ihren empirischen Analysen auf die Wechselkurse in Ostasien und die Hintergründe der Währungskrise in Indonesien im Jahr 1997. Die Autoren argumentieren anhand eines Markow-Switching-Modells, dass die Ausweitung der Krise und der damit entsprechenden Ansteckung auf Indonesien durch Wechselkursspekulationen im System fester Wechselkurse in Thailand und Korea ausgelöst wurden.[93]

Neben dem Faktormodell bezüglich unerwarteter Schocks existiert ein anderer Literaturzweig, der latente Schocks innerhalb eines Multimodellrahmens untersucht. Die Veränderung in den Erwartungen und Ansichten des Investors und damit im Handeln während einer Krisenperiode sind gewöhnliche Erklärungen für Ansteckung in solchen analytischen Studien.[94] Diese Änderungen implizieren, dass die zugrundeliegende Verteilung der Renditen allgemein multimodal ist, also das zugrundeliegende Modell zwei oder mehr stabile Gleichgewichte besitzt. In einem Fall mit N-Gleichgewichten können diese Eigenschaften durch eine Mischung an Verteilungen moduliert werden:

$$f(y_{i,t}) = \sum_{j=1}^{N} \phi f_j(y_{i,t}) \tag{2.7}$$

mit $f(y_{i,t})$ als Wahrscheinlichkeitsdichte der Vermögenswertrenditen $y_{i,t}$ und ϕ, als Gewichte der individuellen Dichten von $f_j(y_{i,t})$ in (2.7), sodass $\sum_{i=1}^{N} \phi_i = 1$ gilt.

Es ist allerdings recht schwierig, ein Modell zu formulieren, dass Ansteckung in Bezug auf diese Änderungen abbildet, da sie in der Regel nicht beobachtbar sind. Fratzscher (2002) und Jeanne und Masson (2000) u. a. nutzen diese Methodik des multiplen Gleichgewichtsmodells in ihren Studien, indem sie ein Hamilton Markow-

[92] Vgl. Dungey, M., Fry, R., Gonzalez-Hermosillo, B., Martin, V. L. (2006) S. 22ff, ebd. (2007) S. 161ff.
[93] Vgl. Cerra, V., Saxena, S. C. (2002) S. 43.
[94] Vgl. Dornbusch, R., Park, Y. C., Claessens, S. (2000) S. 195f.

Switching-Modell[95] verwenden. Sie können damit argumentieren, dass Ansteckungseffekte der wichtigste Faktor während ausgewählter Währungskrise in 24 Entwicklungsländer im Zeitraum von 1986 bis 1998 zu sein scheinen.[96]

Das Problem der Faktormodelle in ihrer Ausgestaltung zur Identifikation von Ansteckung bleibt die Unbeobachtbarkeit der zugrundeliegenden Faktoren und die schlechte Interpretation der Mechanismen, die eben einen solchen Ansteckungseffekt auslösten. Die empirische Analyse im weiteren Verlauf der Arbeit setzt den definitorischen Schwerpunkt in der Beurteilung von Ansteckung auf Grundlage der Korrelationsbeziehungen zwischen einzelnen Vermögenswerten und muss dementsprechend auch in der Lage sein, die Kovarianz und auch Korrelation in diesem Zusammenhang zu betrachten. Zudem unterliegen den einzelnen Finanzmarktzeitreihen auch ganz unterschiedliche statistische Eigenschaften, die idealerweise in einer zweistufigen Betrachtung zunächst separat abgebildet werden, um eine entsprechende Anpassungsgüte des empirischen Modells zu gewährleisten. Faktormodelle sind dazu in dem Maß nicht in der Lage, die entsprechenden Beziehungen zu modellieren, sodass diese Vorgehensweise für die empirische Analyse im vierten Kapitel ausscheidet.

[95] Vgl. Hamilton, J. D. (1989).
[96] Vgl. Fratzscher, M. (2002) S. 8ff. und Jeanne, O., Masson, P. (2000) S. 330ff.

2.2.3 Modelle mit Nichtlinearität und Asymmetrie

Zur dritten Kategorie der empirischen Methodik gehören Modelle, die Asymmetrien und Nichtlinearitäten in den Mittelpunkt setzen. Die Linearitätsannahme der Beziehungen zwischen Vermögenswertrenditen und anfänglichem Schock wird in der Literatur manchmal als zu streng bei der Analyse von extremen Zeitperioden bewertet. Es bestehen daher auch eine Vielzahl an Arbeiten, die Nichtlinearität in den Modellrahmen aufnehmen. Die grundlegende Herangehensweise bei diesen Analyseansätzen besteht aus der Annahme, dass der Übertragungsmechanismus während turbulenter Phasen auf den Finanzmärkten sich in nichtlinearer Weise zu ruhigen Phasen unterscheidet. Der grundlegende Unterschied zu den bisherigen Ansätzen ist die differenzierte Berücksichtigung und Modellierung der extremen Beobachtungen in Krisen und erlaubt es damit, steigende Ansteckung zwischen Vermögenswerten während erhöhter Finanzmarktvolatilität festzustellen.

So beginnen Favero und Giavazzi (2002) ihre Analyse anhand eines Vektor Autoregressives Modells zur Berücksichtigung von Abhängigkeiten zwischen Vermögenswertrenditen und erweitern ihren Ansatz auf die Betrachtung von Heteroskedastizität und Nichtlinearität in den Residuen des VAR-Modells. Unerwartete Schocks, die potentiell über Länder hinweg übertragen werden, stehen bei dieser Herangehensweise im Fokus.[97] Diese unerwartete Übertragung wird schließlich als Ansteckung angesehen. Ausgehend von einem gewöhnlichen VAR-Modell werden in einem zweiten Schritt die Verteilung der Residuen genauer betrachtet. Residuen, die zur Asymmetrie und Heteroskedastie im Datensatz führen, werden von den Autoren mit Hilfe von Dummies und Ausreißern in den Residuen – die Krisenzeiten repräsentieren – für jedes Land verknüpft. Die Analyse von Ansteckung erfolgt dann aus der Signifikanz einzelner Dummies zur Erklärung der Entwicklung anderer Vermögenswerte in einem Strukturgleichungsmodell heraus.[98] Ansteckung besteht dann, wenn für einen unerwarteten Schock in Land i die Entwicklung der Vermögenswerte in Land y signifikant verschieden sind. Ihre Ergebnisse zeigen, dass es Nichtlinearitäten in den

[97] Vgl. Favero, C. A., Giavazzi, F. (2002) S. 243f.
[98] Analog Gleichung (2.1) – (2.4) und (2.10) – (2.11).

Übertragungen der Abwertungserwartungen bzw. Ansteckung zwischen den Mitgliedern des Europäischen Wechselkursmechanismus (WKM) in der EWU in den Jahrzehnten bis zur Jahrtausendwende gegeben hat.

Beirne und Gieck (2014) weiten den Analyserahmen auf eine größere Stichprobe und eine größere Anzahl an Märkten aus. Den Autoren gelingt es, empirisch Interdependenzen und Ansteckungen über Rentenmärkte, Aktienmärkte und Währungen für über sechzig Ökonomien in der Zeit zwischen 1998 bis 2011 hinweg anhand vektorautoregressiver Modelle zu unterscheiden. Ihre Erkenntnisse belegen, dass Interdependenzen am deutlichsten in den Industrieländern und Entwicklungsländern auf Aktienmärkten im Fall von Aktienrenditen anzutreffen sind, während Ansteckungseffekte am deutlichsten in Lateinamerika und den Entwicklungsländern Asiens auf Rentenmärkten und in Wechselkursen zu beobachten sind. Dennoch finden die Autoren auch Hinweise für Ansteckung von global gehandelten Anleihen auf regionalen Aktienmärkten in Zentral- und Osteuropa, dem Mittleren Osten und einzelnen Staaten in Afrika. Interdependenzen innerhalb der Rentenmärkte treffen zumeist Industrieländer, wohingegen Ansteckungseffekte auf Rentenmärkten in Mexiko, Venezuela und den Philippinen gefunden werden. Interdependenzen zwischen einzelnen Märkten und Ansteckungen von global gehandelten Aktien und den global bedeutendsten Landeswährungen zu lokalen Anleihen sind nicht vorherrschend.[99] Des Weiteren wird deutlich, dass Interdependenzen die größere Bedeutung für Wechselkurse in den Industrieländern haben, wohingegen Ansteckungseffekte für Währungen in Hongkong, Korea, Thailand, der Slowakei und Australien gefunden wurden, die stärker auf globale Währungsschocks reagieren.

In der empirischen Anwendung startet ihre Analyse mit einem N-variaten VAR-Modell erster Ordnung:

$$y_t = \Phi y_{t-1} + v_t, \tag{2.8}$$

[99] Vgl. Beirne, J., Gieck, J. (2014) S. 656.

wobei y_t die gemeinsame Vermögenswertrendite über die beiden Zustände (Normal und Krise) im Datensatz abbilden, Φ die Koeffizienten enthält und v_t die reduzierte Form eines Störterm mit dem Mittelwert Null und einer konstanten Kovarianzmatrix mit der Varianz $E(v_i^2) = \sigma_i^2, i = 1, \dots, N$ abbildet. Die Dummy-Variablen, die die Ausreißer einfangen, sind definiert als:

$$d_{i,k,t} = \begin{cases} 1: |v_{i,t}| > 3\sigma_i^2 \\ 0: Andernfalls' \end{cases} \tag{2.9}$$

wobei der Dummy-Variable der Wert 1 für jede Beobachtung eines Ausreißers zugeordnet wird. Diese Dummy-Variablen sind anschließend Teil eines Strukturgleichungsmodells mittels Vermögenswertrenditen. Um dies darzustellen, ist das Modell mit zwei Zeitreihen von Vermögenswertrenditen und nur einem Ausreißer pro Zeitreihe gegeben als:

$$y_{1,t} = \alpha_{1,2} y_{2,t} + \theta_1 y_{1,t-1} + \gamma_{1,1} d_{1,1,t} + \gamma_{1,2} d_{2,1,t} + \eta_{1,t}, \tag{2.10}$$

$$y_{2,t} = \alpha_{2,1} y_{1,t} + \theta_2 y_{2,t-1} + \gamma_{2,1} d_{1,1,t} + \gamma_{2,2} d_{2,1,t} + \eta_{2,t}. \tag{2.11}$$

Gemeinsam kann damit ein Test zur Überprüfung der Ansteckung zwischen den Märkten ($H_0: \gamma_{1,2} = \gamma_{2,1} = 0$) und einem individuellen Test auf Ansteckung von jedem einzelnen Land zu einem anderen ($H_0: \gamma_{i.j} = 0, für\ i \neq j$) durch die Schätzung des Modells in (2.10) und (2.11) durchgeführt werden.

Ein weiteres relevantes Modell mit Berücksichtigung asymmetrischer Verteilungen wird von Eichengreen et al. (1995) in der Analyse des Devisenmarktes genutzt und kann als eine Variante des Ansatzes von Favero und Giavazzi (2002) angesehen werden. Eichengreen et al. analysiert Währungskrisen in insgesamt zwanzig Industrienationen und kann substantielle Ansteckungseffekte zwischen einzelnen Ländern

während der Krisenperioden im Zeitraum von den 1950er bis 1990er Jahren zeigen.[100] In einem typischen bivariaten Fall wird dieses Modell definiert als:

$$Krise_{2,t} = \gamma_{2,1} Krise_{1,t} + AX_t, \tag{2.12}$$

mit der Dummy-Variablen $Krise_{i,t}$, die den Wert 1 während einer Krise im Land 1 annimmt und in ruhigen Perioden 0 bleibt. Eine Krise wird dabei definiert als Periode mit stark negativen Renditen, welche wiederum durch lineare Kombinationen des Mittelwertes der Standardabweichung eines Exchange Market Pressure Index (EMP) definiert ist. Der EMP ist von den Autoren so konstruiert, dass dieser den Druck auf einen Wechselkurs auf Basis von Wechselkursrenditen misst. Die Variable X fasst eine Gruppe anderer erklärender Variablen, falls vorhanden, zusammen und A die dazugehörige Koeffizientenmatrix. Daher ergibt sich der Test für die Existenz von Ansteckung vom Land 1 zum Land 2 in diesem Modell wieder durch die Signifikanz des Parameters $\gamma_{2,1}$.

Daneben existieren in der Literatur mehrere Versuche, die Änderungen in den Übertragungsmechanismen als Abbildung einer Änderung in der Wahrscheinlichkeit gemeinsamer Ereignisse, in der Regel große negative Ereignisse, durch ein multivariates Wahrscheinlichkeitsmodell abzubilden. Eichengreen et al. (1996) ist dabei eine der ersten Arbeiten, die auf Grundlage bedingter Wahrscheinlichkeiten versuchen, Ansteckung zu messen.[101] Zusätzlich können allerdings auch Copulas genannt werden, die ebenfalls in der Ansteckungsliteratur genutzt werden und auf Basis derer sich eine sehr umfassende Literatur entwickelt hat. Insbesondere können anhand von Copulas die Abhängigkeitsstrukturen zwischen Vermögenswerten beliebig modelliert werden und dabei die Randverteilungen separat von dieser geschätzt werden. Eine Copula ist dabei eine multivariate Verteilungsfunktion, die einen abhängigen Zusammenhang zwischen der Randverteilung verschiedener Zufallsvariablen und ihrer gemeinsamen Wahrscheinlichkeitsfunktion angeben kann. Nichtlinearitäten und Asym-

[100] Vgl. Eichengreen, B., Rose, A. K., Wyplosz, C. (1995) S. 309f.
[101] Vgl. Eichengreen, B., Rose, A. K., Wyplosz, C. (1996) S. 481f.

metrien können so u. a. über verbesserte Schätzverfahren für Randverteilungen berücksichtigt werden, da etwaige Annahmen über die Korrelation zwischen Vermögenswerten bereits durch vorausgehende Analysen abgedeckt sind. Einen differenzierten Überblick kann dazu in Rodriguez (2007) gefunden werden.[102]

Das allgemeine Vorgehen lässt sich dabei in zwei Varianten unterteilen. Um Spillover bzw. Interdependenzen in einer erweiterten Definition zu identifizieren, wird anhand der bedingten Wahrscheinlichkeit oder mittels Copulas das Verhalten des Marktes nach bzw. während extremerer Beobachtungen gemessen. Diese Messungen sollen in der Lage sein, Aussagen über die Stärke der Übertragungseffekte über die untersuchten Märkte hinweg geben zu können. Um des Weiteren Ansteckung in einer engeren Interpretation festzustellen, also die Parameterinstabilität, wird die bedingte Wahrscheinlichkeit zwischen kleinen und großen Schocks oder zwischen positiven und negativen Schocks verglichen.

Eine Sonderrolle nehmen Modelle ein, die bereits eine Identifikation der Übertragungskanäle voraussetzt. Die Wichtigkeit von Transmissionskanälen oder Fundamentalverflechtungen werden in der Methodologie der oben genannten Modelle meist unterdrückt, welche ihren Fokus mehr auf die Signifikanz eines nicht beobachtbaren latenten Faktors haben. Auf der anderen Seite findet man in der Literatur auch Arbeiten, die ihren Fokus auf die Untersuchung der Wichtigkeit und oder der relativen Wichtigkeit der identifizierten Transmissionskanäle von Schocks, namentlich bilateralen Handelsbeziehungen, Finanzmittelbewegungen und wirtschaftlichen parallel Entwicklungen legen. Im Vordergrund steht nicht die Identifizierung der Ansteckung an sich, sondern vielmehr die Analyse der Wichtigkeit von unterschiedlichen Transmissionskanälen des Ansteckungsrisikos. In diesem Zusammenhang sind die Wahrscheinlichkeitsmodelle die beliebteste Variante. Die Wichtigkeit der unterschiedlichen Kanäle wird gemessen durch den Anteil des jeweiligen Kanals an der Auftrittswahrscheinlichkeit einer Krise. Das allgemeine Modell kann definiert werden als:

$$Krise_{i,t} = A\left(Kanal_{0,i,t}\right) + BX_t \tag{2.13}$$

[102] Vgl. Rodriguez, J. C. (2007).

wobei „$Krise_{i,t}$“ eine Dummy-Variable mit der Ausprägung 1 während einer Krisenperiode in Land i definiert und 0 alle anderen Zustände beschreibt. X_t fasst eine Gruppe möglicher erklärender Variablen zusammen und B die zugehörige Koeffizientsmatrix. „$Kanal_{0,i,t}$“ definiert eine Variable oder eben auch eine Gruppe an Variablen, die die Intensität des in Frage stehenden Transmissionskanals zwischen dem ansteckendem Land und Land I mit der korrespondieren Koeffizientsmatrix A misst. Die Signifikanz des Transmissionskanals ist schließlich durch die Signifikanz des Koeffizienten A determiniert.

Glick und Rose (1999) beispielsweise nutzen Messungen des bilateralen Handels als entsprechenden Kanal und können zeigen, dass Muster des internationalen Handels wichtig sind im Verständnis von ausbreitenden Währungskrisen.[103] Analog dazu zeigen van Rijckeghem und Weder (2001) anhand dieser Methodik, dass Bankkredite im Gegensatz zu Handelsbeziehungen und Landesspezifikationen auch helfen, Ansteckungen zu erklären.[104] Caramazza et al. (2000) zeigt ebenfalls, dass ein hohes Level an Verletzlichkeit zu gemeinsamen Kreditgebern zu einem großen Maß mit regionaler Ansteckung in Verbindung gebracht werden kann.[105]

Der Schwerpunkt dieser Arbeit liegt in der Identifizierung von Ansteckung in einem ersten Schritt. Dazu sind die Wahrscheinlichkeitsmodelle nicht in der Lage, da sie von der Prämisse ausgehen, die bereits identifizierte Ansteckung im Kontext zu ausgewählten Übertragungskanälen in Beziehung zu setzen. Die Erwähnung von Wahrscheinlichkeitsmodellen im Zusammenhang mit der Herangehensweise in dieser Arbeit bleibt dennoch relevant, da die reine Ausrichtung einer empirischen Ansteckungsanalyse auf die Identifizierung jener Effekte, ohne eine Aussage über die Gründe und Kanäle der Übertragung zu tätigen, unvollständig verbleibt. Daher wird die zugrundeliegende Idee dieses Ansatzes im zweiten Teil der empirischen Analyse im vierten Kapitel aufgegriffen und in Form einer Dummy-Regression umgesetzt. An-

[103] Vgl. Glick, R., Rose, A. K., (1999) S. 615f.
[104] Vgl. van Rijckeghem, C. Weder, B. (2001) S. 328f.
[105] Vgl. Caramazza, F., Ricci, L., Salgado, R. (2000) S. 30.

hand einer solchen Regression soll schließlich untersucht werden, inwiefern Ratingänderungen und politische Ereignisse in Griechenland die Auslöser einer Übertragung sein können und ob damit der verhaltensbezogene Kanal in Frage kommt.

Die Berücksichtigung von Asymmetrien und der Nichtlinearität während Ansteckungsphasen ist eine wesentliche Weiterentwicklung in einer differenzierteren Betrachtung von Ansteckungen während Krisenphasen, hat allerdings in der Ausgestaltung der einzelnen Modellvarianten weiterhin den Nachteil, dass strukturelle Veränderungen nicht in dem Maße abgebildet werden können, wie sie in einer dynamischen Modellausgestaltung möglich ist. Gerade auch die Analyse anhand von VAR-Modellen hat auch noch weitere fundamentale statistische Hürden zu überwinden, da genau darauf geachtet werden muss, dass keine Zusammenhänge nachgewiesen werden, die nicht durch die gegenseitige Beeinflussung, sondern eine gemeinsame Reaktion eines externen nicht berücksichtigten Effektes hervorgerufen werden. Der schnelle Anstieg der Komplexität dieser Modelle, selbst bei der Hinzunahme nur einer weiteren Variablen, führt dazu, dass sich die Verwendung im Rahmen der Zielsetzung dieser Arbeit als nicht geeignet herausstellt. Anders sieht es bei den Modellen zur direkten Modellierung der Kovarianzen und Korrelationen im Rahmen der Fokussierung auf Gleichbewegungen auf den Finanzmärkten und den Verflechtungen einzelner Vermögenswerte in Krisenzeiten, anhand der Ausgestaltungen in der nächsten Kategorie, aus.

2.2.4 ARCH- und GARCH-Modelle

Ein allgemeines Problem der korrelationsbasierten Herangehensweise aus Abschnitt 2.2.1 ist die wesentliche Abhängigkeit bezüglich der Volatilität von Vermögenswertrenditen. Wie bereits erwähnt, zeigen die stilisierten Fakten von Ansteckungen auf den Finanzmärkten, dass die Volatilität in Krisenperioden höher ist als in ruhigen Perioden und sich dies direkt auf die Korrelationsmessung auswirkt. Dieses gemeinsame und bereits zuvor erwähnte Problem aller Modelle zur Analyse von Ansteckungseffekten führt auch in den Schätzungen für die Korrelationskoeffizienten zu unerwünschten Verzerrungen. Die Heteroskedastizität in den Renditereihen resultiert in einer Überschätzung der Korrelationen und damit zu einer Falschinterpretation der Modellergebnisse in vielen frühen Arbeiten, die sich ausschließlich auf die Analyse der ungefilterten Korrelation zwischen Märkten konzentrieren. Um dieser Problematik entgegenzuwirken, schlagen Forbes und Rigobon (2002) zunächst eine Korrektur des Korrelationskoeffizienten für Krisenzeiten anhand einer in der empirischen Praxis komplexitätsarmen Formellösung vor. Dieser Test zielt auf die Analyse einer möglichen Ansteckung zwischen Land 1 und Land 2 ab, wobei ersteres per Annahme der Auslöser dieser Krise ist. Die Standardabweichung der Vermögenswertrendite im Land 1 in der Zeit vor Kriseneintritt wird durch $\sigma_{1,Normal}$ und die Standardabweichung während der Krise durch $\sigma_{1,Krise}$ definiert. Üblicherweise gilt dabei die Beziehung $\sigma_{1,Krise} > \sigma_{1,Normal}$. Wenn zusätzlich keine Veränderungen der fundamentalen Beziehungen zwischen den Vermögenswertrenditen auf den beiden Märkten zu beobachten ist, dann ist die Korrelation der Vermögenswertrenditen während der Krisenzeit größer als in der ruhigen Phase zuvor $\rho_{Krise} > \rho_{Normal}$. Folgt man schließlich Forbes und Rigobon (2002), ist die korrigierte Korrelation definiert durch:

$$\tilde{\rho}_{Krise} = \frac{\rho_{Krise}}{\sqrt{1 + \left(\frac{\sigma^2_{1,Krise}}{\sigma^2_{1,Normal}} - 1\right)(1 - \rho^2_{Krise})}}. \tag{2.14}$$

(2.14) ist eine nicht lineare Skalierungsfunktion, die in Beziehung zur Veränderung der Varianz von Vermögenswertrenditen in Land 1 sinkt.

Um Ansteckung zwischen Land 1 und 2 nachzuweisen, wird die Nullhypothese $H_0: \tilde{\rho}_{Krise} = \rho_{Normal}$ aufgestellt. Nach Forbes und Rigobon wird ein einfacher t-test für den Vergleich der beiden Korrelationskoeffizienten genutzt. Der Test ist definiert durch:

$$T = \frac{F(\tilde{\rho}_{Krise}) - F(\rho_{Normal})}{\sqrt{\frac{1}{N_{Krise} - 3} + \frac{1}{N_{Normal} - 3}}}, \tag{2.15}$$

mit N_{Krise} und N_{Normal} als Anzahl der Beobachtungen während der ruhigen bzw. der Krisenperiode und $F(.)$ als Operator der Fisher Transformation:

$$F(x) = \frac{1}{2} ln\left(\frac{1+x}{1-x}\right). \tag{2.16}$$

Wendet man diese korrigierte Methode von Forbes und Rigobon (2002) an, zeigen die Analysen des Marktzusammenbruches 1987, der Mexikanischen Krise 1994 und der Finanzmarktkrise 1997 in Asien kaum Nachweise für Ansteckung.[106] Ein hoher Grad an Gleichbewegungen in unterschiedlichen Märkten wird von den Autoren als normale Interdependenzen angesehen, die durch einen Anstieg der Marktvolatilität, aber nicht durch Ansteckungseffekte ausgelöst wird. Forbes und Rigobon waren die ersten, die explizit darauf Wert legen, zwischen Ansteckung in der engsten Definition im Verständnis der Abbildung 3 und normalen Interdependenzen aufgrund von wirtschaftlichen Verflechtungen zu unterscheiden. Empirisch eleganter, allerdings auch ungleich komplexer, dafür in der Ausgestaltung des verwendeten Modells präziser und damit auch mit höherer Aussagengüte, ist die Berücksichtigung der Heteroskedastizität durch sogenannte ARCH- und GARCH-Modelle. Nachfolgende Arbeiten beruhen zur Einbeziehung dieser Volatilitätscluster gänzlich auf eben solchen ARCH/GARCH-Modellen und werden somit auch nochmals ausführlich in Abschnitt 3.2 vorgestellt. Einen erweiterten mathematischen Überblick über die statistischen

[106] Vgl. Forbes, K., Rigobon, R. (2002) S. 2243.

Grundlagen von Korrelationsanalysen und einer Bewertung dieser ist zudem in Boyer et al. (1997)[107] und Loretan und English (2000)[108] zu finden.

Das dynamische bedingte Korrelationsmodell (DCC), eingeführt durch Engle im Jahr 2002, ist eine weitere sehr relevante Methode und grundsätzliche Weiterentwicklung der allgemeinen Korrelationsanalyse, um Ansteckung auf den Finanzmärkten zu analysieren. Ohne eine zusätzliche Korrektur der Korrelation wie beim Vorgehen von Forbes und Rigobon (2002) zuvor wird hier das Problem der Heteroskedastizität direkt in der Schätzung des DCC-Modells abgebildet, da es anhand der Standardresiduen eines GARCH-Modells geschätzt wird. Das DCC-Modell erlaubt es zudem, andere erklärende Variablen in die Schätzung mit einfließen zu lassen, um die Korrelation durch Koeffizienten auf andere Schocks zu kontrollieren und dabei trotzdem Parameterarm zu bleiben. Diese Eigenschaften führen zu der Popularität des DCC-Modells als erste Wahl für die Untersuchung auf Ansteckungseffekte und der Determinierung von Marktintegrationen in der Literatur der letzten Jahre. Yu et al. (2010, 2007) nutzen beispielsweise das DCC-Verfahren um den Grad der Integration auf Aktien- und Rentenmärkten in Asien zu untersuchen.[109] Chiang et al. (2007) untersucht die Größe der Ansteckung auf asiatischen Finanzmärkten in der Zeitperiode zwischen 1996 und 2003 anhand eines DCC-Modells.[110] Der internationale Währungsfonds nutzt das DCC-Verfahren ebenfalls als Indikator für die länderübergreifende Korrelation von Renditen in ihren regulären Wirtschaftsberichten (IMF 2016).[111]

Nachdem die wesentlichen Herangehensweisen mit ihren bedeutsamsten Modellen in diesem Abschnitt beschrieben wurden und im Hinblick auf ihre Anwendung in dieser Arbeit kritisch eingeschätzt wurden, soll im folgenden Abschnitt eine Zusammenfassung der wesentlichen empirischen Ergebnisse aus der bisherigen Ansteckungsliteratur zur europäischen Staatsschuldenkrise gegeben werden.

---

[107] Vgl. Boyer, B., Gibson, M., Loretan, M. (1997).
[108] Vgl. Loretan, M., English, W. (2000).
[109] Vgl. Yu, I. W., Fung, L., Tam, C. S. (2010) S. 2877ff. und Yu, I. W., Fung, L., Tam, C. S. (2007) S. 12ff.
[110] Vgl. Chiang, T. C., Jeon, B. N., Li, H. (2007) S. 1215ff.
[111] Vgl. International Monetary Fund (2016) S. 72.

2.3 Literatur zu Ansteckungseffekten während der Staatsschuldenkrise

Die europäische Staatsschuldenkrise, im Nachgang der schwersten Wirtschaftskrise nach der großen Depression in den 20er Jahren des letzten Jahrhunderts, gehört zu den einschneidenden ökonomischen Ereignissen der jüngeren europäischen Vergangenheit. Viele Aspekte dieser Krise werden seitdem in der wissenschaftlichen Literatur analysiert und ökonomisch wie auch politisch kontextuiert. Eine zentrale Forschungsfrage in der Literatur bezieht sich dabei seit Beginn auf die Auswirkung von Ansteckung in der Verbreitung der zunächst nur Griechenland betreffenden (Re-)Finanzierungsschwierigkeiten auf die restlichen peripheren Länder Europas.

Mit dem Ausbruch der Finanzkrise und der europäischen Staatsschuldenkrise ist schnell zu beobachten, dass sich die teilweise entgegengesetzten Bewegungen der Renditen von langfristen europäischen Staatsanleihen angleichen und im Speziellen einige wenige Länder der europäischen Peripherie dem starken Ansteigen der griechischen Anleihen folgen. Das gibt den Anlass zu analysieren, ob signifikante Änderungen im Ausmaß der Gleichbewegungen von Vermögenswerten und der Integration der Märkte statistisch nachzuweisen sind. So untersucht Dias (2012) 10-jährige Referenzanleihen von 19 ausgewählten europäischen Ländern im Zeitraum von 2007 bis 2010 und vergleicht die Ergebnisse mit vorherigen Studien von Gilmore et al. (2010), die sich auf monatliche Daten von 1993 bis 2008 beziehen.[112] Dias ist in der Lage zu zeigen, dass sich der Rentenmarkt in Eurozone und Europäische Peripherie unterteilen lässt und die Korrelation zwischen den beiden Ländergruppen abnehmen.[113] Auch Christiansen (2014) bestätigt die Erkenntnisse und fasst zusammen, dass die Integration auf den Finanzmärkten während der Krise abnimmt und diese Entwicklung stärker in Bezug auf Griechenland, Spanien und Portugal festzustellen ist.[114]

[112] Vgl. Gilmore, C., Lucey, M., Boscia, M. (2010) S. 4875ff.
[113] Vgl. Dias, J. (2012) S. 2053f.
[114] Vgl. Christiansen, C. (2014) S. 196f.

Antonakakis (2012) untersucht die Gleichbewegungen der Renditespreads von europäischen Staatsanleihen zwischen den Jahren 2007-2012 anhand eines multivariaten DCC-GARCH-Modells. Er zeigt, dass die dynamischen bedingten Korrelationen der Spreads oftmals einem umgedrehten „U“ Muster folgen mit zunächst starkem Anstieg und anschließender rascher Abnahme.[115] Dajcman (2013a) und Kokot und Smeets (2013) nutzen ein rollierendes Fenster bedingter Korrelationen, um zu zeigen, dass sich die Korrelationen von europäischen Anleihen nicht symmetrisch im Verlauf der Schuldenkrise bewegen.[116] Stattdessen zeigen die Autoren, dass die Gleichbewegungen der gesamten EWU während der Krise abnehmen und die Bewegungen von Staatsanleihen der europäischen Peripherie dabei von einer Gruppe an Ländern aus dem Kern Europas divergieren.[117] Diese Ergebnisse entsprechen denen der Arbeit von Inoue et al. (2013). Sie zeigen, dass die Korrelation Deutschlands zu Portugal, Irland, Italien, Griechenland und Spanien signifikant abnimmt. Zusätzlich nehmen auch die Gleichbewegungen zwischen den sogenannten PIIGS Ländern (Portugal, Irland, Italien, Griechenland und Spanien) während der Krise im Allgemeinen ab, nur zwischen Spanien und Portugal bleibt die Korrelation auch während der Krise stark.[118] Grammatikos und Vermeulen (2012) bestätigen die Erkenntnisse insofern, dass EWU Mitgliedländer aus der europäischen Peripherie am stärksten durch Volatilität in den Anleihenrenditen und einer gleichzeitig nur temporären Korrelation beschrieben werden können, sodass von Ansteckung ausgegangen werden muss.[119]

Dajcman (2013b) zeigt anhand einer bivariaten Korrelationsanalyse mittels Extremwerten, dass die deutlichsten Ausschläge in den Länderpaaren Irland-Portugal, Italien-Spanien, Frankreich-Italien und Deutschland-Italien zu finden sind.[120] Auf der anderen Seite ergeben sich die geringsten Ausschläge bei den Paaren Frankreich-Portugal und Deutschland-Portugal. Dies deutet auf Basis der Definitionen aus Forbes und Rigobon (2002) auf Ansteckungen in der ersten Gruppe der Beobachtungen hin.

[115] Vgl. Antonakakis, N. (2012) S. 271.
[116] Vgl. Kokot, A., Smeets, H. D. (2013) S. 8ff.
[117] Vgl. Dajcman, S. (2013a) S. 149f.
[118] Vgl. Inoue, T., Masuda, A., Oshige, H. (2013) S. 199f.
[119] Vgl. Grammatikos, T., Vermeulen, R., (2012) S. 528f.
[120] Vgl. Dajcman, S. (2013b) S. 787.

Missio und Watzka (2011) analysierten in ihrer Arbeit empirisch die Korrelationsstrukturen der Anleihenrenditen Griechenlands, Portugals, Spaniens, Italiens, Belgiens und Österreichs, um Ansteckungseffekte innerhalb des Euroraums zu untersuchen. Als Referenz werden die Renditen der deutschen Anleihen herangezogen, um einen Zinsspread zu erhalten, der die Risikoprämie adäquat abbildet. Ihre Resultate untermauern die Existenz von Ansteckungseffekten ausgehend von Griechenland, im Besonderen im Hinblick auf Portugal, Spanien, Italien und Belgien. Sie zeigen des Weiteren, dass negative Ratingänderungen bezüglich Griechenland ein Auslöser für daraus resultierende Ansteckungen auf Portugal und Spanien identifiziert werden können.[121] Arghyrou und Kontonikas (2012) bestätigen die Erkenntnisse aus der Korrelationsanalyse und belegen von Griechenland ausgehende Ansteckung in Irland, Portugal und Spanien. Die Autoren interpretierten diese Ergebnisse als Nachweis, dass die griechischen Anleihenrenditen zu einem Proxy für das systemische Risiko innerhalb der Europäischen Währungsunion wurden.[122]

Analog zu Missio und Watzka erweitern auch andere Arbeiten ihren Analysehorizont dahingehend, dass auch Auslöser und Kanäle der steigenden Gleichbewegungen und Korrelationen zwischen den einzelnen Renditereihen mit in die Betrachtung einbezogen werden. Mit Hilfe dieser Erweiterung können die beobachteten Effekte oftmals auch einzelnen ökonomischen und politischen Veränderungen zugeordnet und damit gezeigt werden, über welchen Kanal sich die (Re-)Finanzierungsschwierigkeiten in Europa verbreitet haben. So findet De Santis (2012) klare Nachweise für Ansteckung in Bezug auf Ratingänderungen. Sinkt das Rating eines Landes, beeinflusst dies signifikant das Renditeniveau der Anleihen auch anderer Länder. Ein Herunterstufen des Kreditratings für Griechenland, Irland und Portugal ist verbunden mit einem Ansteigen der (Re-)Finanzierungszinsen für andere Länder mit ausgewiesen schwachen Fundamentaldaten. Die Effekte zeugen von Ansteckungsrisiken auf Irland, Portugal, Italien, Spanien, Belgien und Frankreich, wobei diese Effekte auf Irland nicht

[121] Vgl. Missio, S., Watzka, S. (2011) S. 24.
[122] Vgl. Arghyrou, M. G., Kontonikas, A. (2012) S. 667f.

so groß und intensiv ausfallen aber somit im allgemeinen Staaten trifft, die unter einer schwierigen Haushaltslage leiden.[123]

Bhanot et al. (2014)[124] setzen auf einen ganz ähnlichen methodologischen Rahmen und untersuchen, ob fiskalpolitische News über die griechische Schuldenkrise dazu geführt haben, dass Übertragungseffekte auf die Finanzsektoren in Griechenland, Italien, Portugal und Spanien festzustellen sind. Die Autoren argumentieren, dass der nachweisbare Anstieg der Korrelationen auf den Aktienmärkten an Tagen einer Abwertung des Kreditratings und an Tagen substantieller haushaltspolitischer Entscheidungen in Griechenland auf einen Ansteckungseffekt zurückzuführen ist.

Einen anderen Weg schlägt Metiu (2012) ein und untersucht Ansteckung in der Eurozone zwischen 2008 und 2012 anhand von Risikoaufschlägen für Anleihen. Kalbaska und Gatkowski (2012) schließen sich an und untersuchen die Marktdynamik von Kredit-Ausfall-Swaps (CDS) der PIIGS Staaten, Frankreichs, Deutschlands und UK für die Periode von 2005 bis 2010. Beide argumentieren anhand einer Korrelationsanalyse, dass Ansteckung in der späten Phase der Finanzkrise und zu Beginn der Staatsschuldenkrise durch steigende Risikoaufschläge festzustellen ist.[125] Portugal ist in dieser Analyse das Land mit der stärksten Reaktion und damit am verwundbarsten in Hinblick auf Ansteckungseffekte, während die Risikoaufschläge für UK kaum reagieren und damit am wenigsten durch diese Effekte beeinflusst werden.[126]

Claeys und Vasicek (2012) und Claeys und Vasicek (2014) fokussieren sich in ihrer Arbeit auf die zeitveränderlichen bilateralen Verflechtungen zwischen einzelnen europäischen Rentenmärkten, indem sie die Varianz des Voraussagefehlers eines VAR-Prozesses mittels täglicher Daten, beginnend im Jahr 2000, auf den Zinsspread der 10-jährigen Referenzanleihen zwischen Deutschland und ausgewählten Ländern in der EU aufschlüsseln. Ihre Ergebnisse zeigen, dass sich signifikante Übertragungseffekte auf den Rentenmärkten der einzelnen EU Länder während der Finanzkrise

[123] Vgl. De Santis, R. A. (2012) S. 26.
[124] Vgl. Bhanot, K., Burns, N., Hunter, D., Williams, M. (2014) S. 58f.
[125] Vgl. Metiu, N. (2012) S. 38.
[126] Vgl. Kalbaska, A., Gatkowski, M. (2012) S. 669f.

feststellen lassen und diese sich im Zeitverlauf intensiviert haben. Sie beobachten zudem eine höhere Heterogenität unter den Ländern außerhalb der EWU im Vergleich zu den Mitgliedstaaten.[127] Die Autoren schließen daraus, dass eine Ansteckung in dieser Zeit auf den europäischen Rentenmärkten festzustellen ist. Claeys und Vasicek formulieren außerdem die These, dass Ratingänderungen und deren Veröffentlichungen neue Informationen beinhalten, da diese einen signifikanten Einfluss auf den Zinsspread nach der Veröffentlichung haben.[128] Dieser News- bzw. hier Ratingeffekt kann damit die Ergebnisse von Missio und Watzka (2011) und de Santis (2012) bestätigen, hebt gleichzeitig die Relevanz einzelner Ereignisse in Griechenland sowie auch die Ratingänderungen Griechenlands zur Analyse von Ansteckungen während der europäischen Schuldenkrise für eine ganzheitliche Betrachtung der Effekte in dieser Krisenperiode.

Die bisherigen Ergebnisse der empirischen Ansteckungsliteratur zeichnen damit ein Bild, welches gerade von den politischen Entscheidungsträgern zu Beginn und während des gesamten Zeitraums der europäischen Staatsschuldenkrise häufig als Motivation für die Eingriffe in den Finanzmärkten diente. Ansteckungseffekte, so zeigt der Literaturüberblick, sind in den wesentlichen Krisenphasen zu beobachten und haben für eine breite Ländergruppe negative finanzielle Probleme, die einen zyklischen konjunkturellen Abschwung übersteigen. Die Literatur ist in der Lage, diese Ansteckung auf ganz unterschiedlichen Marktsegmenten empirisch nachzuweisen, fokussiert sich dabei aber immer auf eine Zeitperiode bis zum ersten Rettungspaket für Griechenland und keiner detaillierten Analyse der einzelnen Zeitreihen in einem längeren Zeitraum.

In der Literatur fehlt damit bislang eine ganzheitliche Perspektive, die sich auch mit der Modellgüte dieser Zeitreihenabbildung beschäftigt, um eine bessere Anpassung der Korrelationsdynamik zu ermöglichen. Obwohl sich die Literatur auch bereits mit der Analyse potenzieller Übertragungskanäle auseinandersetzt, so beschränkt man sich dabei meist nur auf die Auswirkungen einer Abwertung des Kreditratings in Griechenland oder anderer Länder aus der europäischen Peripherie auf die restliche

[127] Vgl. Claeys, P., Vasicek, B. (2014) S. 163.
[128] Vgl. Claeys, P., Vasicek, B. (2012) S. 43.

EWU. Die Zeitperiode um das dritte Rettungspaket für Griechenland wird zudem in der bisherigen Literatur nicht in den Analysen berücksichtigt. Somit wird eine mögliche weitere Ansteckungsphase in der EWU in der bestehenden Literatur nicht ausreichend analysiert.

Diese Arbeit soll daher die Lücken schließen und versucht, die Ansteckungseffekte während der europäischen Staatsschuldenkrise in einer erweiterten Perspektive zu analysieren und die aus der Forschungsfrage resultierende Arbeitshypothese existierender Ansteckung von Griechenland ausgehend empirisch zu bestätigen. Der Zeithorizont wird dafür weiter gefasst, sodass nun auch der drohende Austritt Griechenlands aus der EWU in 2015 und das dritte Rettungspaket miterfasst werden. Die einzelnen Renditereihen 10-jähriger europäischer Referenzanleihen werden dazu zusätzlich auf ihre Anpassungsgüte anhand der wesentlichen GARCH-Modellierungen hin optimiert und nun auch politische Ereignisse in Griechenland mit Bezug zur europäischen Staatsschuldenkrise mit in die Betrachtung hinzugezogen um zu analysieren, ob diese Ereignisse einen auslösenden Charakter für die Ansteckung im Zeitverlauf haben.

2.4 Zwischenfazit und Auswahl der modelltheoretischen Methodik

Wie der vorherige Abschnitt im Rahmen der Einordnung bisheriger empirischer Ergebnisse ausgiebig darlegt, ist die aktuelle wissenschaftliche Literatur in der Lage zahlreiche Hinweise für bestehende Interdependenzen, Spillover- und Ansteckungseffekte innerhalb Europas während der europäischen Schuldenkrise zu geben. Zuvor gelang es bereits diese Effekte auf Devisenmärkten, auf Aktienmärkten und während Wirtschaftskrisen, die in erster Linie Entwicklungsländer betrafen, nachzuweisen. Dabei wurden die Analysemethoden stetig erweitert und ihre Aussagekraft verbessert. Insbesondere durch die Fokussierung auf dynamische Strukturveränderungen u. a. in den Korrelationsbeziehungen zwischen mehreren Zeitreihen und der damit einhergehenden Berücksichtigung der heteroskedastischen Eigenschaften von Finanzmarktzeitreihen anhand von GARCH-Modellen sowie deren Erweiterungen und sensitiverer Parametrisierungen können schließlich Ansteckungseffekte erfolgreich falsifiziert werden. Vor dem Hintergrund dieser bisherigen Ansteckungsliteratur und deren Ergebnissen aus den letzten beiden Abschnitten ist der Anspruch der ökonometrischen Analyse, im vierten Kapitel diese Effekte auch im Rahmen der formulierten Forschungsfrage mit Bezug zur europäischen Staatsschuldenkrise aus dem ersten Kapitel zu zeigen.

Da diese Schuldenkrise medial als Krise auf den Rentenmärkten durch die steigenden (Re-)Finanzierungszinsen der in Schwierigkeiten geratenen europäischen Peripherie ins Bewusstsein der Bevölkerung geraten ist und dadurch berechtigte Ängste über die Verletzlichkeit und die Unzulänglichkeiten auf den Finanzmärkten aufzeigt, beschäftigt sich auch diese Arbeit analog zu Missio und Watzka, sowie Smolik und Vacha mit Analysen von Ansteckungseffekten auf den europäischen Rentenmärkten anhand 10-jähriger Referenzanleihen der entsprechenden Länder.

Die vorherigen Abschnitte konnten auch zeigen, dass Ansteckungseffekte auf Finanzmärkten, deren Kanäle sowie Verbreitungsmechanismen nur schwer statistisch zu erfassen sind, hauptsächlich aufgrund komplizierter ökonometrischer Modellierun-

gen sowie Problemen, die Interaktionen zwischen mehreren Finanzmärkten und Ökonomien mit ganz unterschiedlichen Haushaltsstrukturen und Fundamentalwerten zu isolieren und schließlich zu analysieren versuchen. Eine umfangreiche und globale Definition für die Effekte aus der Literatur herauszulösen, ist daher nur eingeschränkt möglich.

Die empirische Ansteckungsanalyse verlangt trotzdem zunächst eine konsistente Definition des Begriffes. Im ersten Abschnitt konnte herausgearbeitet werden, dass im Zeitverlauf viele unterschiedliche Definitionen in der wissenschaftlichen Literatur genutzt wurden und sich keine einheitliche Meinung durchsetzen konnte. Pericoli und Sbracia (2003) reduzieren die Literatur daher auf fünf, in empirischen Arbeiten am häufigsten genutzte Definitionen. Ansteckung kann gefunden werden, wenn (1) die Wahrscheinlichkeit einer Krise in einem Land als Reaktion auf eine Krise in einem anderen Land stark ansteigt, (2) ein Anstieg in der Volatilität von Vermögenswerten über mehrere Länder hinweg zu beobachten ist, (3) die Gleichbewegungen der Vermögenswerte zwischen mehreren Ländern hinweg signifikant ansteigt, (4) die Gleichbewegungen der Vermögenswertpreise nicht durch Fundamentalfaktoren getrieben werden und (5) sich der gewöhnliche Übertragungsmechanismus, den man auch als Interdependenz interpretieren kann, aufgrund einer Krise in einem anderen Land verändert und so auch zu einer Änderung der Gleichbewegung von Vermögenswertpreisen der betroffenen Länder führt. Die Definitionen zwei, drei, vier und fünf betrachten Ansteckung gemeinschaftlich auf Basis von Volatilitäten oder Vermögenswertkorrelationen. Auch die in der wissenschaftlichen Literatur durch empirische Finanzmarktanalysen begründeten stilisierten Fakten der Ansteckungsanalyse unterstützen eine Analyse auf Basis dieser Herangehensweise. Mit Berücksichtigung der vier Fakten, (1) verbreiteter Rückgang der Aktienkurse über mehrere Länder hinweg, (2) steigende Renditevolatilitäten in Krisenperioden, (3) im allgemeinen höherer Kovarianzen und (4) oftmals höhere Korrelationen in unruhigen Zeiten auf den Finanzmärkten, ist somit eine Analyse auf Grundlage von Volatilitäten und Korrelationen zielführend.

Die Grundlage für die empirische Analyse im vierten Kapitel liegt daher in der Schwerpunktsetzung zur Berücksichtigung und Analyse dieser länderübergreifenden Verflechtungen und beruht schließlich auf der Identifikation von stark ansteigenden

länderübergreifenden Korrelationen als Hinweis für Ansteckungen im Rahmen der europäischen Staatsschuldenkrise. Mit der Einschränkung, dass ein permanenter Anstieg dieser Korrelationen auf ein stabiles Level nach dem beginnenden Anstieg nicht als Ansteckung, sondern nach Forbes und Rigobon (2002) als Interdependenz interpretiert werden muss. Solange die Korrelation adäquat berechnet wird, bedeutet der rasche Anstieg und anschließende Abfall der Korrelation das Auftreten von Ansteckung und lässt sich im Rahmen von Anleihenrenditen auf einzelne Übertragungskanäle reduzieren.

Abschnitt 2.1 hat dazu die unterschiedlichen Kanäle ausgiebig beleuchtet und drei Oberkategorien herausgestellt. Zum einen können Fundamentalfaktoren im finanz- sowie realwirtschaftlichen Bereich dazu führen, dass eine Krise sich über mehrere Länder ausweitet, da der Einbruch eines Vermögenswertes starke negative Effekte auch auf andere Vermögenswerte und Klassen nach sich ziehen kann. Entsprechend ist auf den Finanzmärkten empirisch zu beobachten, dass ein negativer Entwicklungsverlauf eines Vermögenswerts auch oftmals eine analoge Entwicklung komparabler Vermögenswerte zur Konsequenz hat. Wenn eine solche Beziehung festgestellt werden kann, dann bedeuten fallende Vermögenswertpreise, dass auch die Korrelation dementsprechend simultan ansteigt. Zum anderen wird Ansteckung allerdings auch durch verhaltensbezogene Faktoren getrieben. Hierbei nehmen vor allem Entscheidungen von Finanzmarktakteuren und Investoren auf den Märkten eine besondere Rolle ein. Neue negative Informationen über einen singulären Vermögenswert können Neubewertungen anderer Vermögenswerte auslösen und zum Gleichverhalten vieler führen. Auch wenn dies aufgrund von rationalen Faktoren nicht nachzuvollziehen ist, da sich der fundamentale Rahmen einzelner Vermögenswerte oftmals stark unterscheidet, kann Herdverhalten der Finanzmarktakteure bzw. das gemeinschaftliche Verhalten einer wesentlichen Investorengruppe einen simultanen Rückgang der Vermögenspreise bedeuten. Die Korrelation zwischen den Vermögenswerten auf den Finanzmärkten steigt auch in diesem Fall entsprechend.

In den Abschnitten 2.1 bis 2.3 wurden bereits die wesentliche ökonometrische Literatur zum Thema Ansteckung erwähnt und die relevanten Ergebnisse erläutert. Da-

bei ist insbesondere der Literaturzweig, in der höhere Korrelation von Vermögenswerten als Ansteckung interpretiert wird, sehr umfangreich. Ein erster Beitrag ist die bereits im Abschnitt 2 erwähnte Arbeit von King und Wadhwani. Die Arbeit untersucht die Ursachen des Zusammenbruchs des internationalen Aktienmarktes im Oktober 1987, welcher nicht durch Fundamentalfaktoren und deren Veränderungen einzelner betroffener Länder erklärt werden kann. Die Autoren finden Ansteckung und führen diese zurück auf Überreaktionen von rationalen Agenten auf den Märkten. Informationen bezüglich des einzelnen Marktes wurden durch Beobachtung der Preisveränderungen auf den anderen Märkten generalisiert und zu überzeichneten Investitionsentscheidungen verwendet. Ein allgemeines Problem mit dieser Art der Analyse ist die bereits diskutierte Schwäche, dass die Korrelation der Renditen im Wesentlichen durch die Volatilität der Renditen getrieben wird. Wie die stilisierten Fakten allerdings zeigen, ist die Volatilität gerade in Krisenzeiten höher und führt in letzter Konsequenz auch zu Verzerrungen in der Schlussfolgerung bezüglich Ansteckung. Daher ist die Analyse von Korrelationen ohne die Berücksichtigung dieser Veränderungen in der Volatilität problematisch. Obwohl King und Wadhwani dies bereits selbst erkannten, korrigierten sie ihre Ergebnisse nicht dahingehend.

Erst spätere Arbeiten wie Forbes und Rigobon (2002) wählen eine Methode, um diese Verzerrungen durch Heteroskedastizität auszugleichen. Viele der zunächst noch durch die Primärliteratur festgestellten Ansteckungsphasen während der Krisen in den 1980er und 1990er Jahren werden in der Nachbetrachtung und unter Berücksichtigung von heteroskedastischen Eigenschaften der Zeitreihen nicht mehr als signifikante Ansteckung interpretiert. Ein hoher Grad an Gleichbewegungen bzw. Korrelation in unterschiedlichen Märkten ist ihrer Meinung, nachdem die entsprechenden statistischen Verzerrungen eliminiert werden konnten, als Interdependenz zu interpretieren, die durch erhöhte Marktvolatilität ausgelöst wurde, aber nicht durch Ansteckung. Forbes und Rigobon sind damit die ersten, die eine Unterscheidung zwischen Ansteckung durch Herdverhalten, Panik auf den Finanzmärkten oder veränderte Einschätzungen einzelner Investoren von normalen Interdependenzen und Spillover durch ökonomische Verflechtungen aufzeigen. Diese Trennung findet sich auch in der

Abbildung 3 wieder und setzt damit die Übertragungskanäle und Fundamentalfaktoren in eine direkte Beziehung zu der Interpretation als Ansteckung im engen und weiten Sinne.

Corsetti et al. (2005) und (2011) zeigen, dass viele Arbeiten oftmals verzerrt in Richtung der These „keine Ansteckung, nur Interdependenzen" argumentieren, da nur länderspezifische Ereignisse per Annahme dynamische Änderungen der Volatilität auslösen dürfen. Sie sehen Ansteckung ebenfalls als Veränderung im Transmissionsmechanismus von länderübergreifenden Schocks, aber unterscheiden dabei zwischen Einschnitten, die durch die Dynamik der Varianz ausgelöst werden und ansteckender Veränderung von länderübergreifenden Verflechtungen. Als zwischenzeitliche Lösung wurden daher Faktormodelle genutzt, weil diese im Vergleich zu früheren Arbeiten die Einschränkung bezüglich des Ursprungs der Volatilität aufheben. Mit den Faktormodellen ist eine Unterscheidung zwischen ansteigenden Volatilitäten aufgrund von länderspezifischen Ereignissen auf der einen Seite und auf höherer Varianz durch einen gemeinsamen Faktor auf der anderen Seite realisierbar.

Allerdings vernachlässigen diese Modelle den dynamischen Charakter in den Strukturen von Ansteckungseffekten. Ein einzelner Test kann keine korrekten Resultate zeigen, weil Ansteckungstendenzen vorhanden sind, die allerdings erst in späteren Zeitperioden erkennbar werden. Daher müssen bei der Korrektur der Heteroskedastizität im gleichen Zug auch die dynamischen Strukturen des Varianzprozesses einbezogen werden. Hong (2001) berücksichtigt schließlich als einer der ersten das Phänomen der Volatilitätscluster in seiner Analyse. Um die Ursachen für Volatilitäts-Spillover-Effekte zwischen den großen Weltwährungen zu untersuchen, nutzt er ein Vorgehen auf Grundlage eines GARCH-Modells. Diese Herangehensweise erlaubt einen anschließenden Test auf Ansteckung, der die Volatilitätsdynamik in den Zeitreihen berücksichtigt.

Die anfänglichen Modelle zur Analyse von Ansteckungen auf Basis von Korrelationsanalysen in den späten 1990er und frühen 2000er Jahren nutzen ganz unterschiedliche Ansätze zur Korrektur von veränderlichen Varianzen. Bei der Berechnung der statischen Korrelationskoeffizienten oder der statischen Teststatistik einzelner Teilperioden tritt ein weiteres gemeinsames Problem dieser frühen Modelle auf. Die

Ergebnisse hängen maßgebend von der Auswahl und vom Timing dieser Teilperioden ab. Der exakte Umbruch des Transmissionsmechanismus, bzw. der Startpunkt der Ansteckung muss allerdings eindeutig identifizierbar sein in der statischen Analyse, da Unterschiede in der Auswahl der Teilperioden auch unterschiedliche Ergebnisse liefern. Die Auswirkung ist der Verlust dynamischer Strukturen von Ansteckungseffekten bei Schätzungen der Modelle auf Basis exogener Annahmen. Die korrekte Schlussfolgerung hängt schließlich maßgeblich von den Annahmen bezüglich des datengenerierenden Prozesses ab.

Caporale et al. (2005) umgehen die Nachteile einer exogenen Einteilung von Teilperioden, indem sie diesen Prozess anhand von Dummy-Variablen für Ansteckung endogenisieren und sequenziell auf deren Signifikanz testen. Zusätzlich bietet diese Vorgehensweise eine erhöhte Aussagekraft durch Berücksichtigung des gesamten Datensatzes und nicht nur einzelner Teilperioden. Diese Ausgestaltung erlaubt es zudem, die dynamische Struktur der Heteroskedastizität abzubilden, beschränkt sich allerdings darauf, einzig die momentane Ansteckung zu identifizieren und keine verzögerten Effekte zu berücksichtigen.

Chiang (2010) schafft es letztlich, die Varianzen und die Korrelation dynamisch anhand eines DCC-Modells abzubilden. Die zeitlich verzögerte (Lag-) Struktur für jede einzelne Zeitreihe kann folglich systematisch aus den Daten ermittelt werden. Zusätzlich erlaubt dieses Modell die Korrektur von Heteroskedastizität und die Vernachlässigung von exogenen Annahmen bezüglich Teilperioden.

Da somit das DCC-Modell alle bisher erläuterten technischen und auch mathematischen Voraussetzungen erfüllt, sowie alle Restriktionen der Ansteckungsanalyse ausreichend berücksichtigen kann und darüber hinaus durch eine geeignete Modellierung der Korrelation auch dem Ziel der Falsifizierung von Ansteckungseffekten dient, ist dieses Modell am besten für die empirische Analyse im vierten Kapitel geeignet.

Das Ziel der Ansteckungsanalyse in Kapitel 4 ist dementsprechend das Bestimmen der dynamischen Korrelationsstruktur ausgewählter europäischer Staatsanleihen. Um

dafür die Dynamik der Gleichbewegungen von Vermögenswerten und ihrer Korrelationsstruktur analysieren zu können, greift diese Arbeit auf multivariate generalisierte autoregressive bedingte heteroskedastische Modelle, allgemein MGARCH-Modelle, zurück. Die Schwierigkeit, ein adäquates MGARCH-Modell aufzustellen, liegt aber in der Aufgabe, ein Modell zu definieren, dass gleichzeitig sparsam in der Parametrisierung ist, aber trotzdem noch belastbare und interpretierbare Ergebnisse liefert. Die Literatur um MGARCH-Modelle herum ist in den letzten Jahren explodiert, sodass ein Literaturüberblick nur schwer den großen Umfang an Modellen und einzelnen Varianten dieser abbilden kann. Eine gute und umfangreiche Zusammenfassung kann in Bauwens et al. (2006)[129] und in Francq und Zakoian (2010)[130] gefunden werden.

Im anschließenden Kapitel soll zunächst die technische Grundlage für die empirische Analyse im Kapitel 4 erläutert werden, bevor die bereits erwähnten unterschiedlichen MGARCH-Modelle und deren Ausgestaltung dargestellt werden. Auch die Grundlagen der ARCH- und GARCH-Modelle werden für den empirischen Ansatz benötigt, sodass mit der Entwicklung der univariaten Modelle, insbesondere der Evolution des GARCH-Modells aus einem ARCH-Ansatz und deren unterschiedlichen Varianten begonnen wird.

[129] Vgl. Bauwens, L., Laurent, S., Rombouts, J. (2006).
[130] Vgl. Francq, C., Zakoain, J.-M. (2010).

Kapitel 3
Methodische Grundlagen der ökonometrischen Analyse

Dieser Teil der Arbeit beschäftigt sich mit den ökonometrischen Grundlagen der späteren empirischen Analyse. Für die empirische Forschung ist die Analyse von Zeitreihen essentiell, weil die Daten des zugrundeliegenden Analyseobjekts in den meisten Fällen als zeitabhängige Folge von Datenpunkten vorliegen. Diese Datencharakteristik lässt sich auf den meisten Finanzmärkten beobachten, insbesondere bei Preisen für handelbare Vermögenswerte, wie Staatsanleihen oder Aktien.

Für das spätere Zurückgreifen auf einzelne statistische Modelle müssen zunächst einige Grundpfeiler der Ökonometrie erläutert und einzelne Theoriemodelle genauer beschrieben werden, um darauf aufbauend eine klar verständliche Analyse von Ansteckungseffekten herzuleiten. Das folgende Kapitel beginnt dabei mit den allgemeinen methodischen Grundlagen der Zeitreihenanalyse und spaltet sich im Weiteren in eine Unterscheidung zwischen univariaten und multivariaten GARCH-Modellen auf, bevor schließlich auch die Hauptkomponentenanalyse im letzten Abschnitt detailliert

erläutert wird.[131] Im Anschluss daran wird das im Rahmen dieser Arbeit zu untersuchende empirische Datenmaterial im Kapitel 4 vorgestellt und im Hinblick auf seine statistischen Eigenschaften analysiert. Schließlich erfolgt eine erste Modellierung des Datenmaterials mit Hilfe linearer und multivariater stochastischer Prozesse aus diesem Kapitel, um Ansteckungseffekte während der europäischen Staatsschuldenkrise zu falsifizieren.

[131] Für eine ausführliche Darstellung siehe Schlittgen, R., Streitberg, B.H.J. (2001) S. 90ff. Weitere ausführliche Darstellungen der Zeitreihenanalyse geben Schmid, F., Trede, M. (2006), Rinne, H., Specht, K. (2002) und Hamilton, J.D. (1994).

3.1 Zeitreihenanalyse

Zeitreihen stehen neben der Querschnittsbetrachtung – i. d. R. zur Analyse von Strukturunterschieden – in der empirischen Forschung im Mittelpunkt jeder Analyse. Im Fall von Zeitreihen liegen die zu untersuchenden Daten als zeitabhängige Folge von einzelnen Ausprägungen vor. Diese Datencharakteristik lässt sich bei Finanzmarktanalysen beobachten, bei denen die Daten zu wirtschaftlichen Sachverhalten regelmäßig im Zeitablauf erhoben werden. Dazu gehören neben Aktienkursen und Aktienindizes genauso auch Anleihenkurse und Anleihenindizes, wie sie in dieser Arbeit intensiver in Betrachtung gezogen werden. Ziel einer Zeitreihenanalyse ist es dabei, ein geeignetes Modell für die erhobenen Daten zu finden, mit dem die vorgefundenen Eigenschaften bestmöglich erklärt werden können. Liegt ein plausibles Modell vor, können damit Eigenschaften, Charakteristika und Phänomene auf Grundlage von historischen Beobachtungen herausgelöst werden und ein erheblicher Mehrwert durch Erklären dieser Effekte oder deren empirischen Falsifikation geschaffen werden. Dies ist besonders bei Finanzmarktdaten eine sehr gefragte Vorgehensweise, da die Zeitreihen oftmals restriktionsfrei zugänglich sind und die Frequenz der Daten eine detaillierte Analyse erlauben.

In den folgenden drei Abschnitten werden die theoretischen Grundlagen der Zeitreihenanalyse dargestellt, auf denen sich die Modellierung der univariaten und multivariaten GARCH-Modelle im weiteren Verlauf und die empirische Analyse im vierten Kapitel berufen. Begonnen wird dabei mit stationären stochastischen Prozessen, die als Notwendigkeit für die Verwendung univariater und multivariater GARCH-Modelle vorausgesetzt werden. Markow-Switching-Modelle bilden die Grundlage für Switching-GARCH-Modelle, die dazu verwendet werden können, unterschiedliche Regime in den Zeitreihen europäischer Referenzanleihen und damit auch Strukturbrüche im Beobachtungszeitraum adäquat zu modellieren.

3.1.1 Stationäre stochastische Prozesse

Makroökonomische Zeitreihen weisen oft Trends auf. Es handelt sich dabei um ein im Zeitverlauf charakteristisches Wachstumsbild, das zu einer Änderung des Mittelwertes der Zeitreihe führt. Diese Eigenschaft der Finanzmarktdaten wird als sogenannte Nichtstationarität im Mittelwert bezeichnet. Um Zeitreihen sinnvoll analysieren zu können, wird aber ihre Stationarität vorausgesetzt, d. h. Erwartungswert, Varianz und die Abhängigkeitsstruktur eines Prozesses müssen langfristig ein stabiles Verhalten aufweisen. Dabei kann eine Missachtung der Voraussetzung der Stationarität zu Scheinkorrelationen führen. Die Sicherstellung der Stationaritätseigenschaft ist also von größter Bedeutung für die Güte der Ergebnisse der empirischen Analyse im vierten Kapitel.

Für die Erläuterung dieser statistischen Eigenschaft sei eine Zufallsvariable X als eine (messbare) Abbildung definiert, die den Ergebnissen ω eines Zufallsvorganges jeweils reelle Zahlen $X\ (\omega)$ zuordnet. Jedem Zeitpunkt t ist eine Zufallsvariable X_t zugeordnet. So ist ein stochastischer Prozess eine Folge $(X_t)_{t\in T}$ von Zufallsvariablen X_t, wobei der als Zeitparameter bezeichnete Index t, Element einer höchstens abzählbaren Indexmenge T ist.[132] Einem stochastischen Prozess liegt ein bestimmter Zufallsvorgang zugrunde. Realisiert sich ein Ergebnis ω des Zufallsvorgangs, so nimmt jede Zufallsvariable X_t einen Wert $X_t\ (\omega)$ an. Man erhält eine Folge $\left(X_t\ (\omega)\right)_{t\in T}$ von Werten. Ein stochastischer Prozess ist demnach als eine Abbildung zu verstehen, die jedem Ergebnis ω eines Zufallsvorganges eine Zeitreihe $X_t\ (\omega)$ zuordnet. $X_t\ (\omega)$ ist mit Ausnahmen reell definiert und kann auf verschiedene Art interpretiert werden, je nachdem, ob ω oder t oder beide als fest oder variabel angesehen werden (vgl. Abbildung 4). Demzufolge kann ein stochastischer Prozess entweder als ein Kollektiv von Zeitreihen oder als eine Folge von Zufallsvariablen interpretiert werden. Also entspricht eine Zeitreihe genau einer Realisation oder Trajektorie eines stochastischen Prozesses, d. h. jeder Beobachtungswert x_t ist eine Realisation der Zufallsvariablen $X_t\ (\omega)$, die t zugeordnet ist.

[132] Vgl. Schlittgen, R., Streitberg, B.H.J. (2001) S. 90.

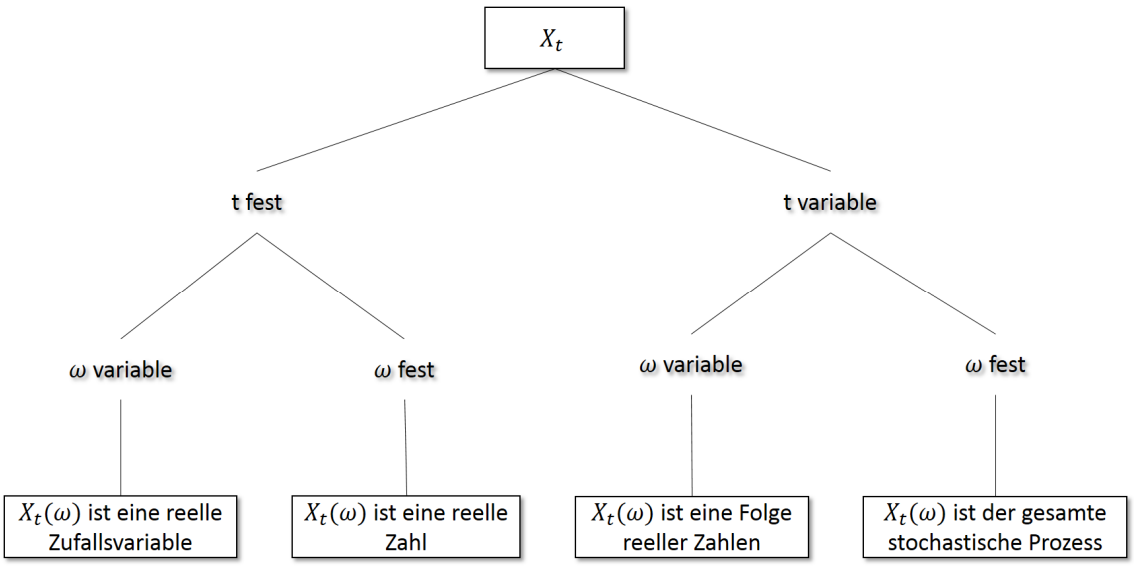

Abbildung 4: Stochastischer Prozess bei unterschiedlicher Annahme bezüglich der Parameter ω und t
Quelle: Eigene Darstellung

Entsprechend dem Konsistenztheorem von Kolmogorov[133] ist ein stochastischer Prozess bereits eindeutig definiert, wenn das System seiner endlich-dimensionalen Verteilungsfunktion bekannt ist. In praktischen Anwendungen ist es jedoch nicht möglich, alle Verteilungsfunktionen eines stochastischen Prozesses zu bestimmen. Deswegen beschränkt man sich auf bestimmte Kenngrößen. Dies sind die Momente erster und zweiter Ordnung, festgelegt als Erwartungswerte, Varianzen, Kovarianzen und Korrelationen. Definiert werden diese Momente durch die folgenden Funktionen:[134]

Mittelwertfunktion:

$$\mu := E(X_t) \tag{3.1}$$

[133] Beweis vgl. Laha, R. G., Rohatagi, V. K. (1979) S. 22ff.
[134] Vgl. Schlittgen, R., Streitberg, B.H.J. (2001) S. 95.

Varianzfunktion:

$$\sigma^2(t) := Var(X_t) \tag{3.2}$$

Kovarianzfunktion:

$$\gamma(s,t) := Cov(X_s, X_t) = E\big[\big(X_s - \mu_X\,(s)\big)\big(X_t - \mu_X(t)\big)\big] \tag{3.3}$$

Korrelationsfunktion:

$$\varrho(s,t) := Corr(X_s, X_t) = \frac{Cov(X_s, X_t)}{\sqrt{\sigma_x^2(s)\sigma_X^2(t)}} \tag{3.4}$$

Die zweiten Momente der Zufallsvariablen X_t seien endlich, d. h. $E(X_t^2) < \infty$ und s, t seien zwei beliebige Zeitpunkte $s - t = \tau$. Dann ist ein stochastischer Prozess $\big(X_t(\omega)\big)_{t\in T}$ schließlich

- mittelwertstationär, wenn

$$\mu := E(X_t) \text{ für alle } t \in T \tag{3.5}$$

- und kovarianzstationär, wenn

$$\gamma_T := \gamma(s-t) = \gamma(s,t) \text{ für alle } t \in T \tag{3.6}$$

mit

$$\gamma(s,t) := Cov\,(X_s, X_t) = E\big[\big(X_s - \mu_x(s)\big)\big(X_t - \mu_X(t)\big)\big]. \tag{3.7}$$

Da die Varianz eine spezielle Kovarianz ist ($s = t$), wird ein kovarianzstationärer Prozess auch zu einem varianzstationären Prozess:

$$\sigma^2(t) = \sigma_t^2 \text{ für alle } t \in T \tag{3.8}$$

mit

$$Var(X_t) = E\big(X_t - E(X_t)\big)^2 = \sigma_t^2. \tag{3.9}$$

Erfüllt ein Prozess die Bedingungen (3.5) bis (3.9), so wird er auch als (schwach) stationär bezeichnet. Somit sind die Mittelwerte zeitunabhängig, und die Kovarianzen hängen nur von der Zeitdifferenz der Beobachtungen ab. Ein schwach stationärer Prozess wird also mit Bezug auf seine Momente erster und zweiter Ordnung das gleiche Verhaltensmuster zeigen, gleichgültig in welchem Zeitintervall der Prozess betrachtet wird. Dieser Prozess ist demnach gegenüber Verschiebungen entlang der Zeitachse invariant.[135]

Stark stationär wird der Prozess $\big(X_t\,(\omega)\big)_{t\in T}$, wenn die Verteilung von $\big(X_{t+\tau}\,(\omega)\big)_{t\in T}$ nicht von der Verschiebung $\tau \in \mathbb{T}$ abhängt. Mathematisch ausgedrückt gilt für $\tau \in \mathbb{T}$:

$$P\big(X_{t_1} \le x_1, \dots, X_{t_n} \le x_n\big) = P\big(X_{t_1+\tau} \le x_1, \dots, X_{t_n+\tau} \le x_n\big). \tag{3.10}$$

Man unterscheidet zwei Arten von Stationarität, da in der Anpassung von vielen empirischen Modellen angenommen werden muss, dass die zugrundeliegende Zeitreihe stark stationär ist. Eine solche Annahme ist aber anhand von n Beobachtungen aus einer Stichprobe nicht überprüfbar. Dagegen lässt sich aber beurteilen, ob vorhandene Zeitreihen aufgrund der beschriebenen Kennzahlen schwach stationär sind.

[135] Vgl. Schlittgen, R.; Streitberg, B. H. J. (2001) S. 100f.

In der empirischen Praxis schwächt man daher die Forderung nach strenger Stationarität ab, bei Gauss´schen Prozessen reicht gar die Kenntnis der ersten und zweiten Momente aus, um die Verteilung des gesamten Prozesses zu kennen. Viele Theoreme der Zeitreihenanalyse benötigen nur die ersten und zweiten Momente einer Verteilung, sodass es auch im Kontext dieser Arbeit zu keiner statistisch mathematischen Restriktion führt diese Forderung nach strenger Stationarität abzuschwächen.

3.1.2 Kennzahlen von stationären stochastischen Prozessen

Im Folgenden werden (schwach) stationäre stochastische Prozesse betrachtet. Die für die Charakterisierung dieser Prozesse geeigneten statistischen Kennzahlen sollen an dieser Stelle kurz vorgestellt werden.

Die Autokovarianzfunktion $\gamma(t,\tau)$ eines stochastischen Prozesses ist definiert als

$$\gamma(t,\tau) = Cov\,(X_t, X_{t+\tau}) = E\left(\left(X_t - E(X_t)\right)\left(X_{t+\tau} - E(X_{t+\tau})\right)\right). \tag{3.11}$$

Eine Schätzung der Autokovarianzfunktion erfolgt über die empirische Kovarianz

$$\hat{\gamma}(t,\tau) = \frac{1}{N}\sum_{t=1}^{N-\tau}(X_t - \bar{X})(X_{t+\tau} - \bar{X}), \tag{3.12}$$

mit $\bar{X} = \sum_{t=1}^{N} X_t$.[136]

Die Autokorrelationsfunktion $\rho(t,\tau)$ eines (schwach) stationären Prozesses ist definiert durch

$$\rho(t,\tau) = \frac{\hat{\gamma}_\tau}{\hat{\gamma}_0}. \tag{3.13}$$

Dabei wird die Korrelation zwischen den Zufallsvariablen X_t und den um τ Zeiteinheiten verschobenen Zufallsvariablen $X_{t+\tau}$ mit τ = 0, 1, 2... dargestellt.

Eine Schätzung der Autokorrelationsfunktion erfolgt mittels der empirischen Korrelationsfunktion[137]

$$r_\tau = \frac{\hat{\gamma}_\tau}{\hat{\gamma}_0}. \tag{3.14}$$

[136] Vgl. Schlittgen, R.; Streitberg, B.H.J. (2001) S. 236ff.
[137] Vgl. ebd. S. 243ff.

Für die partielle Autokorrelationsfunktion eines AR(k)-Prozesses[138]

$$X_t = \phi_{k1}X_{t-1} + \phi_{k2}X_{t-2} + \cdots + \phi_{kk}X_{t-k} + \varepsilon_t, \tag{3.15}$$

mit den k Autokorrelationen $\rho_0, \rho_1, \dots, \rho_{k-1}$, gelten die Differenzgleichungen

$$\rho_j = \phi_{k1}\rho_{j-1} + \cdots + \phi_{k(k-1)}\rho_{j-1} + \phi_{kk}\rho_{j-k}, j = 1, 2, \dots k. \tag{3.16}$$

Die Koeffizienten ϕ_{kk} können mit Hilfe der sogenannten „Yule-Walker-Gleichung“ berechnet werden.[139]

$$\begin{bmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 & \cdots & \rho_{k-1} \\ \rho_1 & 1 & \rho_1 & \cdots & \rho_{k-2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ \rho_{k-1} & \rho_{k-2} & \rho_{k-3} & \cdots & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \phi_{k1} \\ \phi_{k2} \\ \vdots \\ \phi_{kk} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \rho_1 \\ \rho_2 \\ \vdots \\ \rho_k \end{bmatrix} \tag{3.17}$$

Der Ausdruck ϕ_{kk} wird partielle Autokorrelationsfunktion genannt. Hierbei wird die Korrelation von X_t und $X_{t+\tau}$ unter Konstanthaltung der dazwischenliegenden Zufallsvariablen $X_u, t < u < t + \tau$ ermittelt.[140] Zur Berechnung eines konsistenten Schätzers der partiellen Autokorrelationsfunktion ϕ_{kk} wird die in den Yule-Walker Gleichungen der Schätzer der Autokorrelation in (3.13) verwendet.[141]

Diese statistischen Kennzahlen werden notwendig, um den zu analysierenden Datensatz im vierten Kapitel zu charakterisieren. Dabei greifen die Tests auf die Grundlagen eben dieser Kennzahlen zurück und sind nötig, um die statistische Signifikanz der geschätzten Modelle zu gewährleisten. Hinzu kommt, dass die Autokorrelation eine lineare und zeitliche Abhängigkeit zwischen aktuellen und vergangenen Residuen beschreibt; bei Finanzmarktzeitreihen jedoch beobachtet man, dass diese im Zeitverlauf stark schwankt. So sind die Zeitreihen durch eine zeitlich variierende, bedingte

[138] Zum Verständnis eines AR(k)-Prozesses siehe insbesondere im Abschnitt 3.2 S. 104.
[139] Vgl. Schlittgen, R., Streitberg, B. H. J. (2001) S. 194ff oder Hamilton, J. D. (1994) S. 111f.
[140] Vgl. Schlittgen, R., Streitberg, B. H. J. (2001) S. 214.
[141] Vgl. Box, G. E., Jenkins, G. M. (1970) S. 55, 65.

Varianz, d. h. Volatilität gekennzeichnet. Phasen mit hoher Volatilität wechseln sich dabei mit Phasen geringer Volatilität ab. Es treten also typischerweise Volatilitätscluster auf, die einen großen Einfluss auf die Güte einer Zeitreihenmodellierung haben und deshalb auch im Abschnitt 3.2 im Fokus stehen. Die beschriebenen Kennzahlen gehören daher zu einer ganzheitlichen Zeitreihenanalyse unmittelbar hinzu.

3.1.3 Markow-Switching-Prozess

Wie Abschnitt 2.2 gezeigt hat, werden Markow-Switching-Modelle im Zuge der Analyse von Ansteckungseffekten auf Finanzmärkten gerne genutzt, um die unterschiedlichen Phasen des Ansteckungsprozesses abzubilden. Bevor aus diesem Grund im Abschnitt 3.2.2 Switching-ARCH- und Switching-GARCH-Modelle vorgestellt werden, soll erst einmal grundsätzlich geklärt werden, wie ein Markow-Switching-Prozess definiert ist.[142]

Die Markow-Kette ist eine Sonderform eines zeitdiskreten stochastischen Prozesses. In den meisten Regime-Switching-Modellen wird sie eingesetzt um die Übergangswahrscheinlichkeiten zwischen zwei oder mehreren Regimen zu beschreiben. Ein zeitdiskreter stochastischer Prozess wird Markow-Kette erster Ordnung genannt, wenn die Wahrscheinlichkeitsverteilung des Zustands s_t zum Zeitpunkt t nur durch den unmittelbar zurückliegenden Zustand s_{t-1} und nicht von den Ausprägungen der Kette zuvor bis zum Zustand s_{t-1} abhängt. Ein Markow-Prozess erster Ordnung $\{S_t\}$ mit m Zuständen $(i, j = 1, \dots, m)$ ist somit abhängig von der Realisation in der Vorperiode, s_{t-1}, sodass für die bedingte Wahrscheinlichkeiten unabhängig von t, gilt:

$$P(S_t = j|\mathcal{F}_{t-1},\ s_{t-1} = i,\ s_{t-2} = k, \dots) \tag{3.18}$$

$$= P(S_t = j|s_{t-1} = i)$$

$$= p_{ij}.$$

Eine Beschränkung auf Markow-Prozesse erster Ordnung wie in diesem Fall ist nicht restriktiv, da ein Markow-Prozess höherer Ordnung durch einen der ersten Ordnung beschrieben werden kann. Wenn z. B. bei einem Prozess zweiter Ordnung mit zwei Zuständen die Verteilung der Variablen S_t von s_{t-1} und s_{t-2} abhängig ist, dann kann ein entsprechender Markow-Prozess erster Ordnung $\{\tilde{S}_t\}$ definiert werden, für

[142] Für detailliertere Ausführungen kann auf Hamilton, J. D. (1994) und Winston, W. L. (2004) verwiesen werden.

den $\widetilde{s_t} = 1$ gilt, wenn $s_t = 1$ und $s_{t-1} = 1$, sowie $\widetilde{s_t} = 2$, wenn $s_t = 1$ und $s_{t-1} = 2$ etc., gilt.

Die Übergangswahrscheinlichkeiten p_j können in einer Übergangsmatrix P dargestellt werden. Für zwei Markow-Zustände bedeutet dies damit:

$$P = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{21} \\ p_{12} & p_{22} \end{pmatrix}. \tag{3.19}$$

Die Informationsmenge $\mathcal{F}_{t-1}$ besteht aus den Realisationen einer Zufallsvariablen bis zum Zeitpunkt $t-1$. $\mathcal{F}_{t-1}$ enthält in diesem Fall nicht die Realisation eines latenten Markow-Prozesses, d. h. einer unbeobachteten versteckten zugrundeliegenden Markow-Kette. Zusätzlich gilt die Annahme, dass die Elemente von $\mathcal{F}_{t-1}$, die Verteilung von S_t nicht beeinflussen.

Die Verwendung von Markow-Prozessen in der Ökonometrie wird schon von Goldfeld und Quandt im Jahr 1973 vorgeschlagen.[143] Sie verwenden einen Markow-Prozess $\{S_t\}$ zur Modellierung eines datengenerierenden Prozesses mit zwei in Abhängigkeit von S_t wechselnden Regressionsgleichungen und schlagen somit eine erste „Markow-Switching-Regression“ vor.

Markow-Switching-Modelle zeichnen sich im Gegensatz zu vielen anderen Strukturbruchmodellen durch die endogene Modellierung der Switching-Zeitpunkte aus. So muss beispielsweise bei einem Threshold-Modell (Gleichung (3.20) und (3.21)) zum einen eine passende Threshold-Variable z_t geschätzt oder festgelegt werden, und zum anderen muss ein Threshold-Niveau c bestimmt werden, bei dem ein Wechsel in das andere Regime stattfindet.

$$y_t = x_t' \beta_1 \qquad \text{für } z_t > c \tag{3.20}$$

[143] Vgl. Goldfeld, S. M., Quandt, R. E. (1973).

$$y_t = x_t' \beta_2 \qquad \text{für } z_t < c \tag{3.21}$$

In einem Markow-Switching-Modell mit zwei Zuständen auf der anderen Seite ist der Parametervektor β_{st} abhängig von einem hinterlegten Markow-Prozess, und der Wechsel in ein anderes Regime muss nicht exogen vorgegeben werden:

$$y_t = x_t' \beta_1 \qquad \text{für } S_t = 1 \tag{3.22}$$

$$y_t = x_t' \beta_2 \qquad \text{für } S_t = 2 \tag{3.23}$$

Nach Goldfeld und Quandt wird die Idee der Verwendung von Markow-Modellen in der Ökonometrie erst wieder von Hamilton im Jahr 1989 aufgegriffen. Hamilton verwendet einen Markow-Prozess zur Modellierung wachsender, inkonstanter Parameter in einem autoregressiven Modell zur Erklärung der unterschiedlichen Wachstumsraten des BIP im Konjunkturzyklus. Ausgehend von beobachtbaren Realisationen eines Prozesses können nun Rückschlüsse auf die Wahrscheinlichkeiten eines bestimmten Markow-Zustands gezogen werden. Hamilton gelingt es mit dieser Herangehensweise, die geschätzten Konjunkturzyklen den einzelnen Zykluseinteilungen der globalen Wirtschaftsforschungsinstitutionen erfolgreich zuzuordnen.[144]

Im Abschnitt 3.2 wird der gemeinsame Einsatz von GARCH- und Markow-Modellen zur Nutzung im Rahmen der Analyse von Ansteckungseffekten auf Finanzmärkten aufbereitet und dargestellt. Eine Kombination liegt nahe, da insbesondere multivariate GARCH-Modelle häufig über einem langen Beobachtungszeitraum geschätzt werden und innerhalb dieses Schätzzeitraumes die Parameter des Prozesses Inkonsistenzen zeigen. Lamoureux und Lastrapes[145] stellten z. B. fest, dass starke Persistenzen von Schocks auf die bedingte Varianz, auch durch veränderte Parameter, also

[144] Vgl. Hamilton, J. D. (1989) S. 382.
[145] Vgl. Lamoureux, C. G., Lastrapes, W. D. (1990) S. 233.

Strukturbrüche, hervorgerufen werden können. Zudem ist es möglich, dass in einem Markow-Zustand eine hohe Persistenz vorherrscht, im anderen dagegen nicht. So haben Schocks teilweise eine "drucksenkende" Wirkung, wenn z. B. eine Anleihe nach spekulativen Attacken stark abgewertet wird und anschließend nach einer Phase starker Schwankungen zu einem niedrigeren Volatilitätsniveau zurückkehrt.

3.2 GARCH-Modelle

3.2.1 Allgemeiner Aufbau univariater heteroskedastischer Modelle

Auf Finanzmärkten haben zufällige zeitunabhängige Schwankungen von Finanzmarktdaten eine große Bedeutung. Kursreihen im allgemeinen und Aktien, Optionen und Anleihenpreise im Besonderen sind von diesen zeitveränderlichen Schwankungen stark betroffen. Abbildung 2 zeigt eindrucksvoll, wie sich auch die Preise für 10-jährige Referenzanleihen im Zeitverlauf der europäischen Staatsschuldenkrise in mehrere Phasen unterscheiden lassen.[146] So lösen ruhige Perioden mit kleinen Schwankungen turbulente Perioden mit größeren Fluktuationen ab. Obwohl sich die Volatilität über die Zeit verändert, haben empirische Arbeiten bei der Untersuchung von Finanzmarktdaten, mangels Alternativen über eine lange Zeit hinweg mit statistischen Methoden gearbeitet, die eine konstante Volatilität voraussetzen. GARCH-Modelle schaffen es durch die Berücksichtigung variierender Volatilitäten, diese Lücke zu schließen.

Univariate GARCH-Modelle rückten in den letzten Jahrzehnten der akademischen Literatur besonders in den Fokus, sodass eine Fülle von Arbeiten zu diesem Thema entstanden. Sie bilden das Fundament einer empirischen Analyse von Ansteckungseffekten und bieten die Möglichkeit, beobachtbare Effekte adäquat abzubilden. Der Erfolg liegt darin begründet, dass mit Hilfe dieser Modellklasse die stilisierten Fakten der Finanzmarktzeitreihen und die Eigenschaften wie zeitveränderliche Volatilität und die Abweichung der unbedingten Verteilung der Renditezeitreihe von der Normalverteilung oftmals treffend beschrieben werden können.[147] Die in der empirischen

[146] Vgl. S. 4.

[147] Zu den stilisierten Fakten der empirischen Finanzmarktanalyse zählen (1) sogenannte Fat Tails, d. h. die Spitzen der Stichprobenverteilung sowie deren Enden sind stärker besetzt, als bei einer Normalverteilung zu erwarten ist. Man spricht in diesen Fällen von übersteigerter Kurtosis. Des Weiteren sind die Zeitreihen durch sogenanntes (2) „volatility clustering“ geprägt. Als Heteroskedastizität bezeichnet man dieses Phänomen der Zeitreihenanalyse und beschreibt das Vorliegen von Perioden mit kleiner Varianz bei gleichzeitigem Vorkommen von Perioden großer Varianz in den Beobachtungen. Vorhandene (3) Autokorrelation in den Finanzmarktzeitreihen, (4) Korrelation zwischen Volumen und Volatilität und (5) asymmetrisches Verhalten dieser auf positive und negative Nachrichten des Marktumfelds sind drei weitere Eigenschaften, die sich in den Zeitreihen beobachten lassen.

Praxis beobachtbaren Phänomene bei der Analyse von Renditezeitreihen waren zwar schon vor den ersten Veröffentlichungen in den 1980er Jahren bekannt, jedoch gelingt es Engle erstmals im Jahr 1982, mit dem ARCH-Modell eine zutreffende parametrisch formale Beschreibung zu entwickeln.[148] Das englische Akronym ARCH steht dabei für Autoregressive Conditional Heteroscedasticity und entwickelte sich später zum Generalized-ARCH-Modell weiter.

Die nachfolgenden Ausführungen werden für das Verständnis des statistisch mathematischen Hintergrunds des späteren empirischen Modells im vierten Kapitel notwendig und orientieren sich an der Darstellung der ursprünglichen Literatur von Bollerslev und Engle.[149]

Die Grundidee der GARCH-Modelle ist die Beschreibung der zeitveränderlichen Volatilität durch einen parametrischen Ansatz, wobei die aktuelle Volatilität durch die Charakteristika der historischen Zeitreihe bestimmt wird. Da somit die Volatilität zum Zeitpunkt t vom Informationsstand der Zeitpunktes $t-1$ und gegebenenfalls von der gesamten historischen Entwicklung abhängt, spricht man von bedingter Volatilität. Ausgangspunkt der Überlegung ist die Modellierung einer Renditezeitreihe y_t als Regressionsmodell

$$y_t = E[y_t|\Omega_{t-1}] + \varepsilon_t \qquad \text{für } t = 1, 2, \dots, n. \tag{3.24}$$

Die univariate Zeitreihe der Renditen wird mit y_t bezeichnet, wobei y_t auch verallgemeinert als eine beliebige Zeitreihe interpretiert werden kann. Die historischen Datenpunkte $y_0,\ y_{-1}, \dots,\ y_{1-p}$ stehen annahmegemäß zur Verfügung und können jederzeit genutzt werden. Ω_{t-1} bezeichnet somit den summierten Informationsstand zum Zeitpunkt $t-1$ mit allen zur Verfügung stehenden Informationen zur optimalen Abbildung der Vergangenheit und zur Voraussage der Werte $y_t, y_{t+1}, y_{t+2}, \dots$. Da mit Hilfe des Informationsstandes Ω_{t-1} keine Aussagen auf Basis eines linearen Modells für die zukünftigen Werte getroffen werden können, wird ein Störterm oder Schock

[148] Vgl. Mandelbrot (1963a) S. 396ff.
[149] Vgl. Engle, R. F. (1982) und Bollerslev, T. (1986).

ε_t addiert, der die Abweichung der Renditereihe vom bedingten Erwartungswert darstellt.

Im Allgemeinen besteht jede Zeitreihe y_t, basierend auf Ω_{t-1}, aus zwei Teilen: einen Teil, der vorausberechenbar ist $E[y_t|\Omega_{t-1}]$ (bedingter Erwartungswert) und einen Teil, der unvorhersehbar ist ε_t (Schock). Der Schock ε_t wird als White-Noise Prozess definiert mit:

$$E[\varepsilon_t] = 0 \tag{3.25}$$

$$E[\varepsilon_t^2] = \sigma^2 \tag{3.26}$$

$$E[\varepsilon_t \varepsilon_s] = 0 \quad \forall \neq t. \tag{3.27}$$

In dieser dargestellten allgemeinen Definition ((3.25) bis (3.27)) wird angenommen, dass der (unbedingte) Mittelwert Null entspricht und eine konstante (unbedingte) Varianz besitzt. Um allerdings im Zeitverlauf unterschiedliche Volatilitäten zu berücksichtigen, wird diese Annahme schließlich aufgeweicht und zugelassen, dass die bedingte Varianz von ε_t über die Zeit hinweg variiert.[150] Es gilt formal

$$E[\varepsilon_t^2|\Omega_{t-1}] = h_t, \tag{3.28}$$

für eine nichtnegative Funktion

$$h_t \equiv h_t(\Omega_{t-1}). \tag{3.29}$$

[150] Vgl. Bera, A. K., Higgins, M. L. (1993) S. 309.

Anders ausgedrückt ist ε_t bedingt heteroskedastisch. Verallgemeinert bedeutet dies formal

$$\varepsilon_t = z_t\sqrt{h_t}, \tag{3.30}$$

wobei z_t unabhängig und identisch verteilt (i.i.d) mit einem Erwartungswert von Null und einer konstanten Varianz ist. In der Literatur wird hier in der Regel angenommen, dass z_t standardnormalverteilt ist, andere Verteilungen können Vorteile bezüglich spezifischer Eigenschaften bedeuten und werden im Abschnitt 3.2.2.4 gesondert betrachtet.

Aus (3.30) und den Eigenschaften von z_t folgt anschließend, dass die Verteilung ε_t abhängig von Ω_{t-1}, bedingt normalverteilt, mit dem Erwartungswert von Null und der Varianz h_t ist. Exemplarisch zeigt die Abbildung 5[151] die Normalverteilung grafisch aufbereitet.

Weiterhin bleibt die Annahme bestehen, dass die unbedingte Varianz von ε_t konstant ist. Nutzt man dann das Gesetz des iterierten Erwartungswertes[152], ergibt sich

$$\sigma^2 \equiv E[\varepsilon_t^2] = E\big[E[\varepsilon_t^2|\Omega_{t-1}]\big] = E[h_t]. \tag{3.31}$$

Gesetzt dem genannten Fall bleibt die unbedingte Erwartung von h_t konstant.

Um nun weitere Schlüsse zu ziehen, muss spezifiziert werden, wie sich die bedingte Varianz von ε_t über die Zeit hinweg verhält. Im ARCH-Modell von Engle aus

[151] Vgl. S. 103.
[152] Vgl. Billingsley, P. (1995) S. 87.

dem Jahr 1982 ist die bedingte Varianz des zur Zeit t auftretenden Schocks eine lineare Funktion der quadrierten vergangenen Schocks.[153] So gilt für h_t im ARCH-Modell der ersten Ordnung:

$$h_t = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2. \tag{3.32}$$

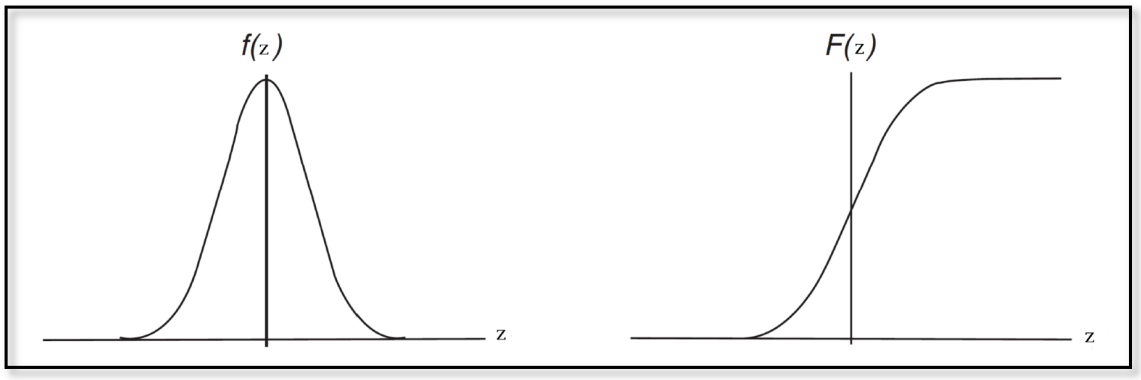

Abbildung 5: Normalverteilung - Verteilung links und Dichte rechts mit μ und $\sigma^2 = h_t$ $(N(0,0,5))$
Quelle: Eigene Darstellung

Für eine positive bedingte Varianz im ARCH(1)-Modell wird vorausgesetzt, dass die Parameter ω und α_1 die Nichtnegativitätsbedingung $\omega > 0$ und $\alpha_1 \geq 0$ erfüllen, wobei die bedingte Varianz mit $\alpha_1 = 0$ konstant wird und damit die Reihe ε_t bedingt homoskedastisch. Der autoregressive Charakter der Gleichungen (3.32) erlaubt die Modellierung von Volatilitätsclustern.

Wird nun das Modell (3.30) mit den grundlegenden Eigenschaften von (3.32) betrachtet, wird deutlich, warum das ARCH-Modell in der Lage ist, Volatilitätscluster zu beschreiben. Die bedingte Varianz von ε_t ist eine ansteigende Funktion der in der vergangenen Perioden auftretenden quadrierten Schocks. Wenn also ε_{t-1}, in absoluten Werten gesehen, groß ist, dann wird für ε_t ebenfalls ein großer Wert erwartet. Mit anderen Worten: Große (kleine) Schocks folgen tendenziell großen (kleinen) Schocks.

[153] Vgl. Engle, R. F. (1982) S. 987ff.

Um die Eigenschaften eines ARCH(1)-Modells aus einer anderen Richtung zu analysieren, kann das entsprechende Modell in ein AR(1)-Modell für ε_t^2 umgeformt werden.[154] Addiert man ε_t^2 zur Gleichung (3.32) hinzu und subtrahiert h_t von beiden Seiten, resultiert

$$\varepsilon_t^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \upsilon_t, \tag{3.33}$$

mit

$$\upsilon_t \equiv \varepsilon_t^2 - h_t = h_t(z_t^2 - 1) \tag{3.34}$$

und

$$E[\upsilon_t|\Omega_{t-1}] = 0. \tag{3.35}$$

Unter Berücksichtigung der Eigenschaften des AR-Modells wird die Gleichung (3.33) somit, im Fall von $\alpha_1 < 1$, kovarianzstationär. Ob eine Zeitreihe, die einem AR(p)-Prozess folgt, stationär ist, kann auch allgemein durch den Augemented-Dickey-Fuller-Test geprüft werden.[155] Seine Nullhypothese H_0: $\alpha = 0$ unterstellt, dass eine Einheitswurzel vorliegt und die Zeitreihe damit instationär ist. Die Gegenhypothese H_1: $\alpha < 0$ besagt, dass die Zeitreihe stationär ist.[156] In diesem Fall kann der unbedingte Erwartungswert von ε_t^2 oder die unbedingte Varianz von ε_t durch

$$\sigma^2 \equiv E[\varepsilon_t^2] = \frac{\omega}{1 - \alpha_1} \tag{3.36}$$

[154] Die Grundidee des AR(q)-Prozesses beruht auf einer Regression der Variablen y auf die eigenen, verzögerten Werte. Der Ordnungsgrad q gibt dabei an, über wie viele Perioden sich die vergangenen Ausprägungen auf die aktuelle Realisation der untersuchten Zeitreihe auswirken. Ein AR(q)-Prozess ist demnach ein stochastischer Prozess $(y_t)_{t\in T}$, der die Gleichung $y_t = \sum_{i=1}^{q} \alpha_i y_{t-1} + \varepsilon_t$ mit y als Realisation der Zeitreihe, α als Parameter und ε als Störterm erfüllt.

[155] Ausführlicher wird der Augemented-Dickey-Fuller-Test im Rahmen der Stationaritätsanalyse des verwendeten Datensatzes im vierten Kapitel erläutert. Siehe dazu S. 192.

[156] Vgl. Dickey, D. A., Fuller, W. A. (1979) S. 366f.

erhalten werden. Ferner kann die Gleichung (3.33) wie folgt umgeschrieben werden:

$$\varepsilon_t^2 = (1 - \alpha_1)\frac{\omega}{1 - \alpha_1} + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + v_t, \tag{3.37}$$

$$= (1 - \alpha_1)\sigma^2 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + v_t, \tag{3.38}$$

$$= \sigma^2 + \alpha_1(\varepsilon_{t-1}^2 - \sigma^2) + v_t. \tag{3.39}$$

Ausgehend von der Annahme, dass $0 \leq \alpha_1 < 1$ gilt, zeigt Gleichung (3.39): Wenn ε_{t-1}^2 größer (kleiner) als der unbedingte erwartete Wert von σ^2 ist, ist auch die Erwartung für ε_t^2 größer (kleiner) als σ^2.

Wie bereits eingangs erwähnt, haben die verwendeten Ansätze den Vorteil, dass sie in der Lage sind, die wesentlichen Charakteristika der zu modellierenden Finanzmarktreihen adäquat abzubilden. Neben der Heteroskedastizität ist die Leptokurtosis eine weitere zentrale Eigenschaft von Finanzmarktzeitreihen und durch die empirische Literatur in den vergangenen Jahrzehnten zum stilisierten Faktum geworden. Leptokurtosis bedeutet, dass die zugrundeliegenden Zeitreihen im Rahmen der einzelnen Modellausgestaltung eine höhere Kurtosis im Vergleich zur Normalverteilung aufweisen.[157] Das ARCH-Modell ist schließlich nicht nur in der Lage, die Volatilitätscluster von Finanzmarktdaten abzubilden, sondern auch deren übermäßige Kurtosis, die sich in teilweise erheblichem Maße von der einer Normalverteilung unterscheidet. Aus (3.30) und der Anwendung von Jensen´s Ungleichung[158] lässt sich erkennen, dass die Kurtosis von ε_t immer die Kurtosis von z_t übersteigt:

$$E[\varepsilon_t^4] = E[z_t^4]E[h_t^2] \geq E[z_t^4]E[h_t]^2 = E[z_t^4]E[\varepsilon_t^2]^2. \tag{3.40}$$

[157] Vgl. Gourieroux, C. (1997) S. 67.
[158] Vgl. Jensen, J. L. W. V. (1906) S. 176.

Engel zeigt weiter, dass die Kurtosis des ARCH-Modells mit normalverteiltem z_t für ε_t, unter der Annahme $3\alpha_1^2 < 1$,

$$K_\varepsilon = \frac{E[\varepsilon_t^4]}{E[\varepsilon_t^2]^2} = \frac{3(1-\alpha_1^2)}{1-3\alpha_1^2}, \tag{3.41}$$

entspricht.[159] An der Gleichung (3.41) erkennt man eine leptokurtische Verteilung der Renditen. Der Wert Drei entspricht der Kurtosis einer Normalverteilung, und bei Existenz des vierten Moments ($3\alpha_1^2 < 1$) übersteigt der Quotient immer den Wert Eins. Die unbedingten, ungeraden Momente eines ARCH-Prozesses sind gleich Null. Auch für ARCH-Prozesse höherer Ordnung kann gezeigt werden, dass die unbedingte Verteilung leptokurtisch ist, indem zur formellen Überprüfung dabei die Jarque-Bera-Statistik herangezogen wird.[160] Die Leptokurtosis als entscheidendes Kriterium rechtfertigt die Beschreibung von finanzwirtschaftlichen Zeitreihen mittels ARCH-Modellen.

Ein weiteres, wichtiges Charakteristikum des ARCH(1)-Modells ist die implizierte Autokorrelationsfunktion für die quadrierten Schocks ε_t^2. Aus der AR(1)-Gleichung in (3.37) folgt, dass die Autokorrelation der k´ten Ordnung für ε_t^2, α_1^k entspricht. Die bisherige empirische Literatur zeigt, dass die Autokorrelation erster Ordnung von quadrierten Aktienkurs- und Anleihenrenditen allerdings im Allgemeinen sehr gering ausfällt und gleichzeitig der anschließende Verfall über die folgenden Zeitperioden auch nur schwach ausgeprägt ist.[161] Die kleinen Werte der Autokorrelation erster Ordnung würden kleine Werte für α_1 im ARCH-Modell implizieren, aber dies wiederum würde bedeuten, dass die Autokorrelation sich sehr schnell an Null annähert. Aus dieser Erkenntnis heraus ist das ARCH(1)-Modell somit nicht in der Lage, die beiden wichtigen Charakteristika der empirisch beobachtbaren Autokorrelationen von Renditereihen, auch Persistenz genannt, adäquat und simultan abzubilden.

[159] Vgl. Engle, R. F. (1982) S. 989.
[160] Vgl. Bera, A., Jarque, C. M. (1980). Ausführlicher wird Jarque-Bera-Statistik im Rahmen der Eigenschaftsanalyse des verwendeten Datensatzes im vierten Kapitel erläutert. Siehe dazu S. 184.
[161] Vgl. Shephard, N. (1996) S. 55ff.

Um die ausgiebige Persistenz der empirischen Autokorrelationsfunktion modellieren zu können, betrachtet man schließlich die Generalisierung des ARCH(1)-Modells. Denn eine Möglichkeit, anhaltende Autokorrelationen im Modell zu ermöglichen, ist die Addition zusätzlicher Lag (auf sich selbst bezogene vergangene) quadrierter Schocks zur bedingten Varianzfunktion. Dadurch wird das ARCH-Modell zum ARCH(q)-Modell, mit

$$h_t = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \cdots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 \tag{3.42}$$

verallgemeinert.[162] Um die Eigenschaft der Nichtnegativität für die bedingte Varianz zu garantieren, muss $\omega > 0$ und $\alpha_1 \geq 0$, für alle $i = 1, 2, \ldots, q$ gelten.

Auch hier kann das ARCH(q)-Modell als ein AR(q)-Modell für ε_t^2 in analoger Herangehensweise wie zuvor (3.32) als (3.33) umgeschrieben werden:

$$\varepsilon_t = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \cdots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 + \nu_t. \tag{3.43}$$

Daraus folgt, dass die unbedingte Varianz von ε_t gleich

$$\sigma^2 = \frac{\omega}{1 - \alpha_1 - \cdots - \alpha_q} \tag{3.44}$$

wird. Die Stationarität der Zeitreihe und damit eine konstante, endliche, unbedingte Varianz ist für $\sum_i^q \alpha_i < 1$ gegeben.[163] Dies bedeutet, dass keine Wurzel des Polynoms $1 - \alpha_1 - \cdots - \alpha_q L^q$ innerhalb des Einheitskreises liegen darf.[164] Vor dem Hintergrund der angeführten Bedingung kann die unbedingte Varianz also auch dann stationär sein, wenn sich die bedingte Varianz ändert.

[162] Vgl. Engle, R. F. (1982) S. 993f.
[163] Vgl. Pindyck, R. S., Rubinfeld, D. L. (1998) S. 493f.
[164] Vgl. Milhoj (1985) S. 286.

Obwohl die ARCH(q)-Modelle bei der Modellierung von Finanzmarktzeitreihen sehr hilfreich sind, wird ihre Anwendung mit steigender Ordnung q immer schwieriger. Der Grund dafür ist die Persistenz von Renditeschocks – insbesondere auch in der Betrachtung von 10-jährigen Referenzanleihen im Zusammenhang dieser Arbeit – was zur Konsequenz hat, dass der Einfluss weit zurückliegender Werte auf die aktuelle Volatilität sich nur langsam verringert. Um alle Lags zu berücksichtigen, müsste das ARCH(q)-Modell einen hohen Komplexitätsgrad aufweisen. Dies führt aber wiederum zu Problemen mit der Konformität zu den erläuterten Stationaritäts- und Nichtnegativitätsbedingungen. Um diese Probleme für das ARCH(q) zu reduzieren, wird üblicherweise eine Struktur auf die Parameter des Modells auferlegt, wie beispielsweise

$$\alpha_i = \frac{\alpha(q+1-i)}{\frac{q(q+1)}{2}}, \tag{3.45}$$

mit $i = 1, 2, \ldots, q$. Dies hat zur Folge, dass sich die Parameter der Lag quadrierten Schocks sich linear reduzieren und zu α summieren.[165]

Einen anderen Ansatz, diese Schwäche des ARCH(q)-Modells zu überwinden, entwickelte allerdings Bollerslev im Jahr 1986.[166] Dies gelang ihm mit einer alternativen Modellierung. Bollerslev generalisiert die ARCH-Modulierung und fügt eine auf sich selbst verzögerte bedingte Varianz zum Modell hinzu. Damit ist die bedingte Varianz nicht nur von den vergangenen quadrierten Renditen, sondern auch von der vergangenen bedingten Varianz abhängig. Diese Eigenschaft erlaubt eine sehr viel sparsamere Parametrisierung als beim ARCH(q)-Modell und führt dazu, dass ein GARCH(1,1)-Modell dank seiner generalisierten Form auch als ARCH(∞)-Prozess dargestellt werden kann. Dadurch reichen Ordnungsgrade $p = 1$ und $q = 1$ häufig aus, um eine gute Datenanpassung zu erreichen.

[165] Vgl. Engle, R. F. (1982) S. 990.
[166] Vgl. Bollerslev, T. (1986) S. 308f.

Wird nun h_{t-1} zum ARCH(1)-Modell in Gleichung (3.32) hinzugefügt, resultiert formal das Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Modell der Ordnung (1,1):

$$h_t = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{-1}. \tag{3.46}$$

Um zu garantieren, dass weiterhin $h_t \geq 0$ gilt, müssen die Parameter des Modells die Eigenschaften $\omega > 0$, $\alpha_1 > 0$ und $\beta_1 \geq 0$ erfüllen, wobei α_1 strikt Positiv für β_1 sein muss, um bestimmt zu sein.[167]

Gleichung (3.46) verdeutlicht, warum die hinzugefügte Lag bedingte Varianz verhindert, dass viele weitere Terme quadrierter Residuen zum ARCH(q)-Modell hinzugefügt werden müssen. Gleichung (3.46) kann nämlich zu

$$h_t = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1(\omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-2}^2 + \beta_1 h_{t-2}) \tag{3.47}$$

umgeformt werden oder bei Fortführung der rekursiven Substitution zu

$$h_t = \sum_{i=1}^{\infty} \beta_1^i \, \omega + \alpha_1 \sum_{i=1}^{\infty} \beta_1^{i-1} \, \varepsilon_{t-i}^2, \tag{3.48}$$

umgeschrieben werden. Damit zeigt Gleichung (3.48), dass ein GARCH(1,1)-Modell mit einer bestimmten Struktur an Parametern für ε_t^2 zu einem ARCH(∞)-Modell konvergiert.

Nicht nur die Beziehung zu einem AR-Modell in den vorherigen Erläuterungen erleichtert die Interpretation einzelner Charakteristika, sondern auch eine vorhandene

[167] siehe hierzu auch (3.49).

Verknüpfung zu einem ARMA(1,1)-Modell.[168] Wenn zu beiden Seiten der Gleichung (3.46)) ε_t^2 addiert und h_t zur rechten Seite geführt wird, kann das GARCH(1,1)-Modell als ein ARMA(1,1)-Modell für ε_t^2 umgeschrieben werden:

$$\varepsilon_t^2 = \omega + (\alpha_1 + \beta_1)\varepsilon_{t-1}^2 + v_t - \beta_1 v_{t-1}, \tag{3.49}$$

wobei für v_t gilt,

$$v_t = \varepsilon_{t-1}^2 - h_t. \tag{3.50}$$

Aus Gleichung (3.50) folgt damit schließlich, dass das GARCH(1,1)-Modell exakt nur dann kovarianzstationär ist, wenn $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ gilt. Für den allgemeinen Fall eines GARCH(p,q)-Modells gilt dasselbe analog.[169]

Im allgemeinen GARCH(p,q)-Fall ist der unbedingte Erwartungswert von ε_t^2 – äquivalent dazu, die unbedingte Varianz von ε_t – gleich:

$$\sigma^2 = \frac{\omega}{1 - \alpha_1 - \beta_1}. \tag{3.51}$$

Die unbedingte Varianz weist damit einen langfristigen Mittelwert auf (Mean Reversion).[170] Dabei ist die bedingte Varianz zeitveränderlich modelliert. Dieses Verhal-

[168] Der ARMA-Prozess ist eine Synthese von AR- und MA-Prozessen. Er ermöglicht es, dass eine Zeitreihe einerseits durch eine gewichtete Summe ihrer vergangenen Werte und andererseits durch die gewichtete Summe der Störterme und damit durch das Nachwirken stochastischer Zufallsergebnisse gleichzeitig modelliert wird. Die allgemeine Form des Grundmodells eines ARMA(m,p)-Prozesses lautet: $y_t = \sum_{i=1}^{m} \alpha_i y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \varepsilon_{t-j} + \varepsilon_t$.

[169] Siehe Beweisführung im Anhang S. 368.

[170] Vgl. Uhlenbeck, G. E., Ornstein, L. S. (1930) S. 825.

ten eines GARCH-Modells stellt eine Verbesserung im Vergleich zu den Exponentially Weighted Moving Average (EWMA) Modellen[171] dar, da die beschriebene Rückkehr zu einem langfristigen Mittelwert in der empirischen Literatur beobachtet werden kann.[172] Insbesondere für die Betrachtung von hochfrequenten Finanzmarktdaten, wie sie im späteren Verlauf der Arbeit in Form von Tagesrendite 10-jähriger Referenzanleihen analysiert werden, bietet diese Eigenschaft einen entscheidenden Vorteil.

Die Darstellung anhand einer ARMA-Gleichung in (3.49) macht zudem deutlich, dass α_1 streng positiv sein muss, damit auch β_1 definiert ist. Sollte $\alpha_1 = 0$ gelten, entsprechen sich die AR- und MA-Polynome zu $1 - \beta_1$. Um dies zu verdeutlichen, wird das ARMA(1,1)-Modell für ε_t^2 zu einem MA(∞) umgeschrieben, sodass sich die Polynome wegkürzen und β_1 nicht mehr bestimmbar ist:

$$\varepsilon_t^2 = \frac{1 - \beta_1}{1 - \beta_1} v_t = v_t \tag{3.52}$$

Wie bereits die Arbeit von Bollerslev aus dem Jahr 1986 zum Ausdruck bringt, ist das unbedingte vierte Moment von ε_1 endlich, wenn $(\alpha_1 + \beta_1)^2 + 2\alpha_1^2 < 1$ gilt.[173] Wird zusätzlich angenommen, dass die Verteilung des Störterms der Normalverteilung unterliegt, wird die Kurtosis von ε_t wie folgt beschrieben:

$$K_\varepsilon = \frac{3[1 - (\alpha_1 + \beta_1)^2]}{1 - (\alpha_1 + \beta_1)^2 - 2\alpha_1^2} \tag{3.53}$$

Die Kurtosis, K_ε, ist auch hier wieder größer als Drei und damit größer als der Wert für die Verteilung einer Zeitreihe, der so häufig angenommen Normalverteilung.

[171] Ein spezielles Verfahren zur Glättung von Zeitreihen, bei denen die verzögerten Variablen exponentiell gewichtet sind. Dabei nehmen die Gewichte exponentiell mit der Zeit ab. Der EWMA kann als ARMA(0,1)-Prozess interpretiert werden und wird in der Literatur bei frühen Volatilitätsanalysen auf Finanzmärkten eingesetzt.

[172] Vgl. Pagan, A. R. (1996) S. 92.

[173] Vgl. Bollerslev, T. (1986) S. 311.

Die Autokorrelation von ε_t^2 ist bei Bollerslev (1986) in der folgenden abgeleiteten Form zu finden:[174]

$$\rho_1 = \alpha_1 + \frac{\alpha_1^2 \beta_1}{1 - 2\alpha_1\beta_1 - \beta_1^2} \tag{3.54}$$

$$\rho_k = (\alpha_1 + \beta_1)^{k-1}\rho_1, \text{ für } k = 2, 3, \ldots \tag{3.55}$$

Die Autokorrelation verringert sich dabei weiterhin exponentiell, diesmal mit dem Faktor $\alpha_1 + \beta_1$. Die Abnahmegeschwindigkeit der Autokorrelationen ist allerdings nur gering, wenn die Summe nahe an Eins liegt. Ist zudem das vierte Moment von ε_t nicht endlich, variiert die Autokorrelation von ε_t^2 mit der Zeit. Auch in diesem Fall kann die Stichprobenautokorrelation weiterhin berechnet werden. Gilt $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ und $(\alpha_1 + \beta_1)^2 + 2\alpha_1^2 \geq 1$, sodass weiterhin das GARCH(1,1)-Modell kovarianzstationär bleibt, zeigen Ding und Granger (1996) nun allerdings mit einem unendlichen vierten Moment, dass sich die Autokorrelation von ε_t^2 approximativ wie folgt verhält:[175]

$$\rho_1 \approx \alpha_1 + \frac{\beta_1}{3}, \tag{3.56}$$

$$\rho_k \approx (\alpha_1 + \beta_1)^{k-1}\rho_1 \quad f\ddot{u}r\ k = 2, 3, \ldots . \tag{3.57}$$

Die Parameterrestriktion $(\alpha_1 + \beta_1)^2 + 2\alpha_1^2 = 1$ ist äquivalent zu $1 - 2\alpha_1\beta_1 - \beta_1^2 = 3\alpha_1^2$, aus welcher Bedingung heraus die Konformität von (3.54) und (3.56) folgt.[176] Die Bedingungen für die Autokorrelation sind damit auch mit einem unendlichen vierten Moment gegeben. Demzufolge können die Autokorrelationen von ε_t^2 als

[174] Vgl. ebd. S. 314.
[175] Vgl. Ding, Z., Granger, C. W. J. (1996) S. 209.
[176] Vgl. Bollerslev, T. (1986) S. 313.

kontinuierliche Funktion von α_1 und β_1 angesehen werden. Das Verhalten der Autokorrelation verändert sich somit auch in den Fällen nicht, in denen die Parameterwerte die Bedingung eines existierenden vierten Moments, nicht erfüllen.

Das verallgemeinerte GARCH(p,q)-Modell ist schließlich formal definiert als

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \, \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{q} \beta_i \, h_{t-i} \tag{3.58}$$

$$= \omega + \alpha(L)\varepsilon_t^2 + \beta(L)h_t, \tag{3.59}$$

wobei unter Bezugnahme eines sogenannten Verschiebungs- oder Lag-Operators, auch kürzer $\alpha(L) = \alpha_1 L + \cdots + \alpha_q L^q$ und $\beta(L) = \beta_1 L + \cdots + \beta_p L^p$ gilt.[177] Für $p = 0$ reduziert sich der Prozess auf einen ARCH(q)-Prozess und für $q = 0$ ergibt sich ein einfacher White-Noise Prozess.

Unter der Annahme, dass alle Wurzeln von $1 - \beta(L)$ außerhalb des Einheitskreises liegen, kann dieses Modell zudem zu einem ARCH-Modell unendlicher Ordnung umgeformt werden:

$$h_t = \frac{\omega}{1 - \beta(1)} + \frac{\alpha(L)}{1 - \beta(L)} \varepsilon_t^2 \tag{3.60}$$

$$= \frac{\omega}{1 - \beta_1 - \cdots - \beta_p} + \sum_{i=1}^{\infty} \delta_i \varepsilon_{t-i}^2. \tag{3.61}$$

Damit die Nichtnegativitätsbedingung für die bedingte Varianz erfüllt ist, müssen alle δ_i in (3.61) nichtnegativ sein. Nelson und Cao diskutieren 1992 die Auswirkungen

[177] Vgl. ebd. S. 309.

dieser Bedingungen für die Parameter $\alpha_i, i = 1, \dots, q$, und $\beta_i, i = 1, \dots, q$, im ursprünglichen Modell (3.60).[178]

Alternativ bietet das GARCH(p,q)-Modell wieder die Möglichkeit einer Interpretation als ARMA(m,p)-Modell für ε_t^2:

$$\varepsilon_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^{m} (\alpha_i + \beta_i)\varepsilon_{t-i}^2 - \sum_{i=1}^{p} \beta_i \upsilon_{t-i} + \upsilon_t, \tag{3.62}$$

wobei $m = \max(p, q)$, $\alpha_i \equiv 0$ für $i > q$ und $\beta_i \equiv 0$ für $i > p$ gilt. Daraus resultiert, dass das GARCH-Modell kovarianzstationär ist, wenn alle Wurzeln von $1 - \alpha(L) - \beta(L)$ außerhalb des Einheitskreises liegen.

Um die angemessenen Ordnungen p und q im GARCH(p,q)-Modell zu bestimmen, kann zum einen die general to specific Methode angewendet werden, bei jener zunächst im Modell mit hohen Werten für p und q gestartet wird und anschließend mit Hilfe des likelihood ratio type restriction[179] hinunter getestet wird.[180] Hierzu bieten insbesondere die Arbeiten von Akgiray (1989)[181] sowie Cao und Tsay (1992)[182] einen sehr guten Überblick. Zum anderen kann auf eine weitere Variante von Brooks und Burke aus dem Jahr 1997 und 1998 verwiesen werden, indem das modifizierte Informationskriterium genutzt wird.[183]

Die Schätzung der Modellparameter erfolgt anhand der Maximum-Likelihood-Methode (ML). Damit die statistischen Erläuterungen in diesem Kapitel auf die wesentlichen Unterschiede der einzelnen Modellausgestaltungen und den relevanten Charakteristika dieser Modelle beschränkt bleiben, kann die mathematische Herleitung und Anwendung der beiden Schätzer im Anhang gefunden werden.[184] Dabei gilt

[178] Vgl. Nelson, D. B., Cao, C. Q. (1992) S. 230.
[179] Vgl. Lütkepohl, H. (2007) S. 321.
[180] Vgl. Cao, C. Q., Tsay, R. S. (1992) S. 180f.
[181] Vgl. Akgiray, V. (1989).
[182] Vgl. Cao, C. Q., Tsay, R. S. (1992).
[183] Vgl. Brooks, C., Burke, S. P. (1998) S. 274ff.
[184] Siehe hierzu S. 372 bis S. 378.

für die GARCH-Modelle im weiteren Verlauf, dass sich die nötigen Parameterschätzungen auf die Ausführungen im Anhang beziehen, insofern nicht explizit eine Unterscheidung für die spezielle Modellausgestaltung nötig wird.

GARCH(p,q)-Modelle sind die in der Praxis am häufigsten verwendeten Ansätze zur Modellierung von Volatilitäten.[185] Zu ihren Vorteilen zählt vor allem, dass sie Finanzmarktdaten mit hoher Beobachtungsfrequenz besser beschreiben können als ARCH(q)-Modelle niedriger Ordnung oder gar Modelle mit statischer Ausgestaltung. GARCH-Modelle sind somit ein wesentliches Fundament für die adäquate Modellierung von Renditereihen im Zuge der Ansteckungsanalyse während der europäischen Staatsschuldenkrise und ein wichtiger Faktor für die entsprechende Modellgüte des empirischen Ansatzes im vierten Kapitel. Von Nachteil ist jedoch, dass sowohl ARCH(q)-Modelle als auch GARCH(p,q)-Modelle einen symmetrischen Effekt von positiven und negativen Fehlern auf die Volatilität unterstellen. Demnach reagiert die bedingte Varianz auf positive und negative Tagesrenditen y symmetrisch. In der Praxis haben aber positive und negative Nachrichten nicht die gleichen Auswirkungen auf die Volatilität. Die Berücksichtigung dieser unterschiedlichen Einflüsse auf die Volatilität haben aber gerade auch in der Analyse von Ansteckungseffekten auf Finanzmärkten eine bedeutende Rolle. Eine bessere Anpassung an die empirischen Phänomene bietet eine Reihe von parametrischen Erweiterungen des GARCH-Modells, die im Folgenden analysiert werden.

[185] Vgl. Brooks, C., Burke, S. P. (1998) S. 273.

3.2.2 Erweiterungen und Einsatzzwecke

Die beiden beschriebenen Grundmodelle in ihren allgemeinen Formen sind nur der Ausgangspunkt vieler weiterer Veröffentlichungen und entsprechender Erweiterungen und Anpassungen auf unterschiedliche Anwendungsgebiete zur Modellierung von Renditezeitreihen. Bevor die wesentlichen Modellerweiterungen mathematisch dargestellt werden, soll zunächst eine Klassifikation der Modelle nach Hauptintention der jeweiligen Erweiterung unternommen werden. Die Gruppierung soll eine thematische Einordnung der Modellerweiterungen geben und einen strukturierten Überblick erleichtern.

Die Klassifikation der Erweiterungen von GARCH-Modellen wird anhand von vier Kriterien vorgenommen:

1) Berücksichtigung von Asymmetrien auf den Finanzmärkten

Im vorherigen Kapitel konnten bereits einige Arbeiten genannt werden, die gezeigt haben, dass Volatilitäten bei fallenden Renditen tendenziell stärker zunehmen, als bei gleich großen Zunahmen. Insbesondere in Krisenzeiten, entsprechend auch in der europäischen Staatsschuldenkrise, macht sich der allgemeine Abwertungsdruck durch eine erhöhte Volatilität der gehandelten Vermögenswerte kenntlich. Diese, als Leverage-Effekt bezeichnete Asymmetrie auf den Finanzmärkten, wird in einigen Erweiterungen der GARCH-Familie durch Modifikation der Varianzgleichung auf unterschiedliche Weise berücksichtigt. Im weiteren Verlauf wird dabei der Schwerpunkt auf das EGARCH- und das GJR-GARCH-Modell gelegt. Beide Modelle sind in der Lage, durch entsprechende Ausgestaltungen der Varianzgleichungen negative Ausschläge der Renditereihe besser abzubilden, als es die restlichen Modelle erlauben.

2) Berücksichtigung hoher Persistenzen

Hochfrequente Finanzmarktdaten, wie sie schließlich auch im Rahmen dieser Arbeit verwendet werden, weisen in der Regel hohe Persistenzen von Schocks in der bedingten Varianz auf. Modellerweiterungen dieser zweiten Kategorie versuchen die Persistenzen in den Zeitreihen auf unterschiedliche Weise bei der Modellierung der zeitvariablen Volatilität zu berücksichtigen. Das IGARCH-Modell, bzw. integrated GARCH-Modell, soll dazu im weiteren Verlauf der Arbeit näher beschrieben werden.

3) Strukturbrüche

Strukturbrüche können die Modellierung langfristiger Zeitreihen durch markante Einschnitte beeinflussen und die Güte eines Modells verringern. Dabei wird ein geltendes Muster unterbrochen und die Koeffizienten des Modells dürfen nicht mehr konstant über die ganze Stichprobe geschätzt werden. Hohe Persistenzen können des Weiteren auch durch Strukturbrüche in der Varianz begründet werden. Zur Überwindung dieser Problematik existieren Modelle zur Differenzierung einzelner Phasen in der Zeitreihe. Das Switching-ARCH- sowie Switching-GARCH-Modell, welches im weiteren Verlauf betrachtet wird, ermöglicht dabei eine zeitvariable Parameterschätzung durch Kombination eines Markow-Regimewechsels mit der entsprechenden Volatilitätsmodellierung aus der ARCH/GARCH-Familie.

4) Modifikation der Verteilung der Residuen

In den meisten Fällen gelingt es mit den Grundmodellen nicht, die für Finanzmarktdaten typische Leptokurtosis hinreichend abzubilden. Dieser zentrale Bestandteil der stilisierten Fakten von Finanzmarktzeitreihen muss daher auch in dieser Arbeit berücksichtigt werden. Um dieses Problem zu bewältigen, können die einzelnen Modelle in dieser Weise modifiziert werden, sodass bei identischer Varianz und Renditegleichung eine leptokurtische Verteilung anstelle der Normalverteilung unterlegt wird.

Häufig wird dabei die Student-t Verteilung mit individuell zu bestimmenden Freiheitsgraden gewählt. Denkbar sind aber auch GED und andere Verteilungen, die im weiteren Verlauf erläutert werden.

5) Multivariate Analyse

Das letzte Kriterium ergibt sich zwingend aus der Tatsache, dass die isolierte Volatilitätsanalyse einer Zeitreihe im Rahmen der Analyse von Ansteckungseffekten während der europäischen Staatsschuldenkrise nicht ausreicht. Insbesondere, da mehrere Renditereihen der 10-jährigen Referenzanleihen betrachtet werden, muss in einer multivariaten Analyse der Zusammenhang dieser Zeitreihen und deren Volatilitätsentwicklung gemeinsam erfasst werden. Die herausgearbeitete Vorgehensweise zur Identifikation von Ansteckung im vorherigen Kapitel macht es deshalb zur Pflicht, die Korrelationen und Kovarianzen zwischen den einzelnen Renditereihen auch anhand einer multivariaten Betrachtung zu analysieren. Da diese Erweiterung des klassischen Grundmodells so prägnant im Mittelpunkt der Ansteckungsanalyse im vierten Kapitel steht, werden multivariate GARCH-Modelle im Abschnitt 3.2.3 fokussiert mathematisch hergeleitet und für die Anwendung im Rahmen dieser Arbeit spezifiziert.

3.2.2.1 Asymmetrien

Empirische Analysen von Finanzmarktreihen zeigen, dass volatile Perioden zumeist von großen negativen Schocks eingeleitet werden. Dies hat zur Konsequenz, dass positive und negative Schocks asymmetrische Effekte auf die bedingte Volatilität der beobachtbaren Zeitreihen haben. Dieses Phänomen wird von Black bereits im Jahr 1976 beschrieben und als Leverage-Effekt bezeichnet. Hierbei wird vom Wortursprung her eine Situation beschrieben, bei denen, nach der Definition in der Finanzwissenschaft, kleine Änderungen einer Variablen zu großen Ausschlägen im Resultat führt. Im Kontext der Ansteckungsanalyse führt somit ein neuer negativer Schock im Markt zu einer stärkeren Reaktion der Zeitreihen, als wenn es sich um eine positive Entwicklung gehandelt hätte. Der Leverage-Effekt gehört damit zu den stilisierten Fakten auf Finanzmärkten und ist eine Eigenschaft, die es zu berücksichtigen gilt.

Die zuvor diskutierten GARCH(p,q)-Modelle können diese Asymmetrien der positiven und negativen Schocks nicht abbilden. Da die bedingte Varianz nur von dem Quadrat der Schocks abhängt, haben positive und negative Schocks der gleichen Größe den gleichen Effekt auf die bedingte Volatilität. Dies impliziert, dass die Art des Schocks nicht relevant ist. Die meisten nichtlinearen Erweiterungen der GARCH-Modelle, die im Laufe der Zeit weiterentwickelt wurden, ermöglichen es allerdings, den Effekt des unterschiedlichen Ausmaßes positiver und negativer Schocks bzw. anderer Typen von Asymmetrien zu modellieren.[186]

Die meisten nichtlinearen GARCH-Modelle verfolgen das Ziel, die unterschiedlichen Effekte von positiven und negativen Schocks, bzw. anderen Typen von Asymmetrien auf die bedingte Volatilität abzubilden. Dabei stellt sich die Frage nach dem Auswahlkriterium dieser Modelle. Ein eleganter Weg, um die Qualität dieser unterschiedlichen GARCH-Modelle zu vergleichen, ist das Instrument der so genannten News Impact Curve (NIC), welches von Pagan und Schwert im Jahr 1990 zum ersten

[186] Vgl. Hentschel, L. F. (1995) S. 72.

Mal genutzt wird und durch die Erweiterung in Engle und Ng im Jahr 1993 an Relevanz in der Literatur zugenommen hat.[187] Die NIC misst, wie neue Informationen in die Volatilität einfließen. Präziser ausgedrückt, zeigt die NIC die Beziehung auf zwischen dem aktuellen Schock oder Information ε_t und der bedingten Volatilität in der folgenden Periode h_{t+1}, dies unter der Annahme, dass alle anderen gegenwärtigen und vergangenen Werte unverändert bleiben. In der Grundausführung des GARCH(1,1)-Modells und seinen nichtlinearen Varianten davon, ist die einzige relevante Information aus der Vergangenheit die aktuelle bedingte Varianz h_t. Folglich ist die NIC für das GARCH(1,1)-Modell aus der Gleichung (3.46) wie folgt definiert:

$$NIC(\varepsilon_t|h_t = h) = \omega + \alpha_1\varepsilon_t^2 + \beta_1 h = A + \alpha_1\varepsilon_t^2. \tag{3.63}$$

Wobei $A = \omega + \beta_1 h$ gilt und die NIC daher eine quadratische Funktion ist, mit der Nullstelle $\varepsilon_t = 0$. Da der Wert der bedingten Varianz h_t nur die konstante A in der Gleichung (3.63) beeinflusst, verändert die NIC nur seine vertikal Ausrichtung, während sich die Grundform nicht ändert. Dabei wird in der Literatur häufig angenommen, dass h_t der unbedingten Varianz σ^2 entspricht.[188]

Nelson entwickelt im Jahr 1991 mit dem Exponential GARCH(EGARCH) das erste GARCH-Modell, mit dem es möglich ist, die asymmetrischen Effekte adäquat abzubilden.[189] In diesem Zusammenhang werden bei Nelson Aspekte wie die Nichtberücksichtigung des Leverage-Effektes, die restriktive Nichtnegativitätsbedingung bzgl. der Parameter und die hohe Persistenz von Schocks thematisiert. Dies kann weder mit den ARCH(q)- noch den GARCH(p,q)-Modellen in geeigneter Weise erfasst werden. Der EGARCH-Ansatz erlaubt dagegen unter anderem, den Leverage-Effekt zu modellieren, der zu einer asymmetrischen Entwicklung der Volatilität führt. Wie beschrieben steigt die Volatilität dabei infolge von negativen Nachrichten stärker an als infolge einer positiven Entwicklung.

[187] Vgl. Engle, R. F., Ng, V. K. (1993) S. 1751ff.
[188] Vgl. Fricke, J. (2006) S. 42.
[189] Vgl. Nelson, D. B. (1991) S. 350ff.

Das EGARCH(1,1)-Modell ist gegeben durch[190]

$$ln(h_t) = \omega + \alpha_1 z_{t-1} + \gamma_1\big(|z_{t-1}| - E(|z_{t-1}|)\big)\beta_1 ln(h_{t-1}). \tag{3.64}$$

Das Modell beschreibt die Beziehung zwischen den in der Vergangenheit aufgetretenen Schocks und dem Logarithmus der bedingten Varianz. Um die Nichtnegativitätsbedingung für h_t sicherzustellen, werden dabei keine Annahmen für α_1, γ_1 und β_1 benötigt. Dies resultiert in erster Linie aus der Berücksichtigung der logarithmierten bedingten Varianz.

Schaut man sich die Eigenschaften von z_t an, so folgt, dass $g(z_t) \equiv \alpha_1 z_t + \gamma_1\big(|z_t| - E(|z_t|)\big)$ einen Mittelwert von Null besitzt und unkorreliert ist. Die Funktion $g(z_t)$ ist punktweise linear in z_t und kann umgeschrieben werden zu

$$g(z_t) = (\alpha_1 + \gamma_1)z_t I(z_t > 0) + (\alpha_1 - \gamma_1)z_t I(z_t < 0) - \gamma_1 E(|z_t|). \tag{3.65}$$

Demnach haben negative Schocks eine Auswirkung von $\alpha_1 - \gamma_1$ auf den Logarithmus der bedingten Varianz, während sich positive Schocks mit $\alpha_1 + \gamma_1$ auswirken. Diese Eigenschaft der Funktion $g(z_t)$ führt zu einer asymmetrischen NIC. Genauer betrachtet ergibt sich dann die NIC für das EGARCH(1,1)-Modell durch:

$$NIC(\varepsilon_t|h_t = \sigma^2) = \begin{cases} A\, exp\left(\dfrac{\alpha_1 + \gamma_1}{\sigma}\varepsilon_t\right) & f\ddot{u}r\ \varepsilon_t > 0 \\ A\, exp\left(\dfrac{\alpha_1 - \gamma_1}{\sigma}\varepsilon_t\right) & f\ddot{u}r\ \varepsilon_t < 0 \end{cases}, \tag{3.66}$$

mit

$$A = \sigma^{2\beta_1} exp\left(\omega - \gamma_1\sqrt{\frac{2}{\pi}}\right). \tag{3.67}$$

[190] Vgl. Nelson, D.B. (1991) S. 351.

Typische Verläufe für den NIC des GARCH(1,1)- und EGARCH(1,1)-Modells sind der Abbildung 6 zu entnehmen. Die Parameter dieser Modelle sind so gewählt, dass sich die Konstante A in der Gleichung (3.66) und (3.63) entsprechen und somit auch die NIC, wenn $\varepsilon_t = 0$ gilt. Die Form der NIC des EGARCH ist typisch für die Parameter $\alpha_1 < 0, 0 \leq \gamma_1 < 1$ und $\gamma_1 + \beta_1 < 1$. Für diese Parameterkonstellation gilt, dass negative Schocks einen größeren Effekt auf die bedingte Varianz haben, als positive Schocks derselben Größenordnung. Für die Range von ε_t, für welches die NIC in Abbildung 6 geplottet ist, zeigt sich außerdem, dass negative Schocks im EGARCH-Modell größere Effekte auf die bedingte Varianz ausüben als Schocks im GARCH-Modell. Umgekehrtes gilt für positive Schocks. Da die Exponentialfunktion in (3.66) die Quadrate für große ε_t in (3.63) dominiert, wird der Einfluss auf ε_t im EGARCH-Modell größer, wenn h_t steigt.

Zu den Vorteilen des EGARCH-Ansatzes zählt, dass keine Parameterrestriktion beachtet werden muss, sodass potenzielle Instabilitäten des Schätzoutputs vermieden werden können. Nachteilig wirkt jedoch die Abhängigkeit der unbedingten Momente von der zugrundeliegenden Verteilung. Deren Existenz kann nicht in jedem Fall im Vorhinein unterstellt werden.[191] Darüber hinaus zeigen Engle und Ng, dass das EGARCH-Modell den Einfluss großer Schocks auf die Volatilität häufig überschätzt, was im Endeffekt zu einer schlechteren Anpassung als im Fall von ursprünglichen GARCH(p,q)-Ansätzen führt.[192] Die Anpassung an den Datensatz in Kapitel 4 soll daher zeigen, inwieweit auch die Ereignisse in den einzelnen Zeitreihen während der europäischen Staatsschuldenkrise durch ein EGARCH-Modell möglicherweise besser modelliert werden können als mit anderen univariaten GARCH-Modellen.

[191] Vgl. Engle, R. F., Bollerslev, T. (1986) S. 31f.
[192] Vgl. Engle, R. F., Ng, V. K. (1993) S. 1769f.

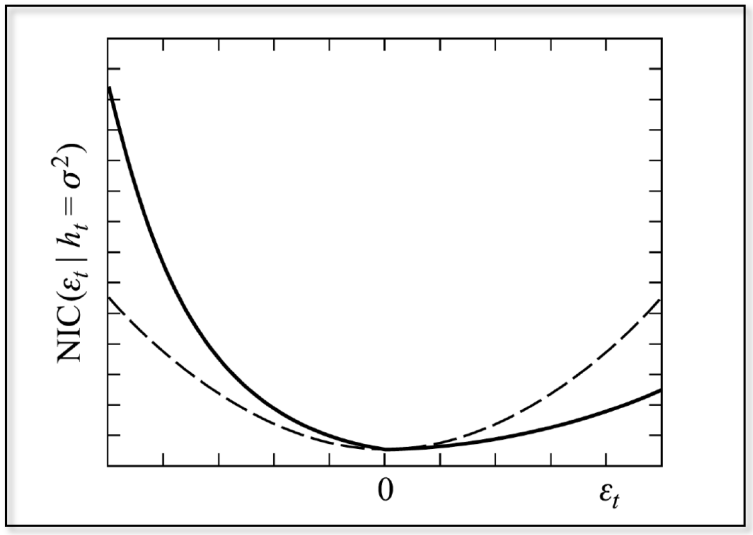

Abbildung 6: News Impact Curve des GARCH- und EGARCH-Modells - typischer Verlauf eines GARCH(1,1) (gestrichelte Linie) und EGARCH(1,1) (durchgezogene Linie)

Quelle: Eigene Darstellung

Das von Glosten, Jagannathan und Runkle im Jahr 1993 entwickelte GJR-GARCH-Modell bietet eine alternative Methode, die asymmetrischen Effekte von positiven und negativen Schocks auf die Volatilität zu betrachten.[193] Es ermöglicht, ähnlich wie das EGARCH-Modell, die vergangenen, asymmetrischen Schocks im Rahmen der nichtlinearen Modellierung der Anleihenkursrenditen zu erfassen. Zu diesem Zweck werden die Zeitreihen in zwei Intervalle unterteilt, wobei für die Trennung der Wert Null ausschlaggebend ist. Negative Werte können dabei mit negativen Nachrichten und positive mit positiven gleichgesetzt werden. Das GJR-GARCH-Modell resultiert aus dem GARCH(1,1)-Modell in Gleichung (3.46), indem angenommen wird, dass der Parameter ε_{t-1}^2 vom Zeichen des Schocks abhängt,[194]

$$h_t = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 (1 - I[\varepsilon_{t-1} > 0]) + \gamma_1 \varepsilon_{t-1}^2 I[\varepsilon_{t-1} > 0] + \beta_1 h_{t-1}, \qquad (3.68)$$

wobei I(.) eine Indikatorfunktion ist. Die Bedingungen zur Einhaltung der Nichtnegativität der bedingten Varianz sind $\omega > 0, \frac{(\alpha_1+\gamma_1)}{2} \geq 0$ und $\beta_1 > 0$. Die Bedingung für

[193] Vgl. Glosten, L. R., Jagannathan, R., Runkle, D. E. (1993) S. 1778ff.
[194] Vgl. ebd. S. 1779.

die Kovarianzstationarität ist $\frac{(\alpha_1+\gamma_1)}{2}+\beta_1<1$. Wenn diese Bedingungen insgesamt erfüllt sind, dann ist die unbedingte Varianz von ε_t gleich $\sigma^2=\frac{\omega}{\left(1-\left(\frac{(\alpha_1+\gamma_1)}{2}\right)-\beta_1\right)}$. Die NIC für das GJR-GARCH-Modell folgt dann direkt aus (3.59) und entspricht

$$NIC(\varepsilon_t|h_t=\sigma^2)=A+\begin{cases}\alpha_1\varepsilon_t^2 & wenn\ \varepsilon_t<0\\ \gamma_1\varepsilon_t^2 & wenn\ \varepsilon_t>0\end{cases}, \tag{3.69}$$

mit $A=\ \omega\ +\ \beta_1\sigma^2$. Die NIC des GJR-GARCH-Modells ist eine quadratische Funktion, ähnlich wie auch die NIC des GARCH-Modells in der Grundausführung mit der Nullstelle bei $\varepsilon_t=0$. Zusätzlich können die Flanken der NIC für das GJR-GARCH-Modell für positive und negative Schocks voneinander abweichen. Abhängig von den Werten für α_1 und γ_1 in (3.68) kann die NIC in (3.69) steiler oder auch weniger steil als der NIC des GARCH-Modells in (3.63) sein. Ein Beispiel für die NIC des GJR-GARCH-Modells mit $\alpha_1>\gamma_1$, zeigt die Abbildung 7. In einem solchen Fall ist die NIC für negative Informationen steiler als diejenige für das GARCH und weniger steil im Fall eines positiven Verlaufs.

Die asymmetrischen Entwicklungen der Volatilitäten von Finanzmarktzeitreihen konnten bereits eingangs erläutert werden. Das GJR-GARCH-Modell ist nun in der Lage, die unterschiedlichen Auswirkungen der zugrundeliegenden positiven oder negativen Schocks auf die Zeitreihen zu analysieren und abzubilden. In diesem Zusammenhang gilt für positive Nachrichten ($\gamma>0$), dass sie die Renditevolatilität in Höhe von α_1 beeinflussen. Negative Nachrichten ($\gamma<0$) führen dagegen zu einer Steigung in Höhe von $\alpha_1+\gamma_1$. Des Weiteren gilt in Bezug auf den Parameter γ_1, dass im Fall von $\gamma_1\neq 0$, zwingend von einer asymmetrischen Entwicklung der Volatilität ausgegangen werden muss. Der Sonderfall des Leverage-Effektes liegt im Fall von $\gamma_1>0$ vor. Damit ist die Erhöhung der Volatilität beim Vorliegen des Leverage-Effektes aufgrund von negativen Nachrichten größer als aufgrund von positiven Nachrichten. Die Schätzung der Parameter des EGARCH- wie auch des GJR-GARCH-Modells anhand der ML- bzw. QML-Methode wird im Anhang erläutert.[195]

[195] Siehe hierzu S. 372 bis S. 378.

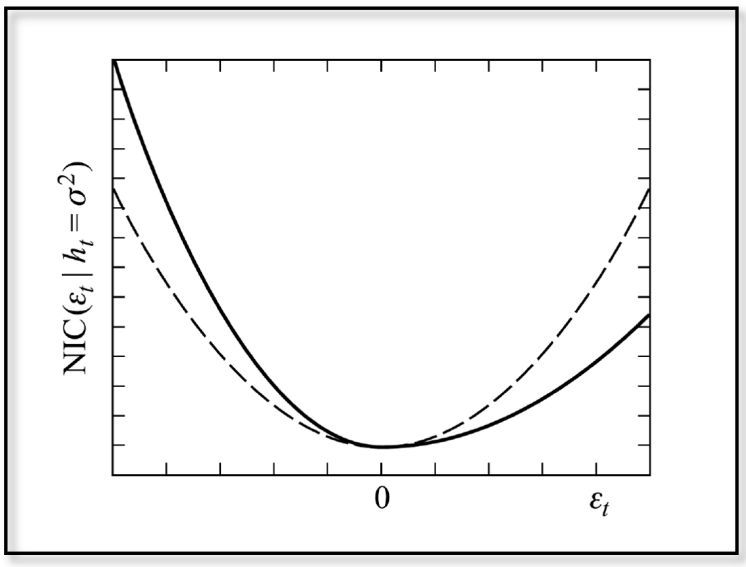

Abbildung 7: News Impact Curve des GARCH- und GJR-GARCH-Modells - typischer Verlauf eines GARCH(1,1) (gestrichelte Linie) und GJR-GARCH(1,1) (durchgezogene Linie)

Quelle: Eigene Darstellung

Die EGARCH- und GJR-GARCH-Modelle eignen sich insbesondere für die empirische Ansteckungsanalyse des vierten Kapitels, da aufgrund der Berücksichtigung des Leverage-Effektes und der Möglichkeit, unterschiedliche Auswirkungen von positiven und negativen Nachrichten in der Modellierung der Renditereihen aktiv zu gestalten, auch die Modellgüte in der Ausgestaltung des entsprechend ausgewählten Ansatzes profitiert. Vergleicht man allerdings die NIC eines typischen EGARCH- und GJR-GARCH-Modells, in Abbildung 6 und Abbildung 7, zeigen sich nur marginale Unterschiede zwischen den beiden Modellen. Für die Auswahl eines geeigneten Modells zur bestmöglichen Anpassung an die Renditereihen der 10-jährigen europäischen Referenzanleihen, kommen im vierten Kapitel daher zunächst beide Modelle für dieselbe Renditereihe in Betracht. An dieser Stelle ist es nicht möglich, Kriterien zu entwickeln, die eines der beiden Modelle im Vorhinein bevorzugt. Stattdessen soll im Rahmen der empirischen Analyse eine individuelle Anpassung an die jeweiligen Renditereihen die Auswahl des Modells mit der größeren Güte den Vorzug vor dem jeweiligen anderen asymmetrischen Modell ermöglichen.

Die Modellierung eines univariaten GARCH-Modells, das in der Lage ist, unterschiedliche Auswirkungen einzelner Schocks auf die Renditereihen der 10-jährigen

europäischen Referenzanleihen abzubilden, ist für die Analyse von Ansteckungseffekten aus statistischer Sicht nachvollziehbar. Hierbei kann die Anpassungsgüte an die jeweiligen Zeitreihen insbesondere durch die beiden diskutierten EGARCH- und GJR-GARCH-Modelle erhöht und die Aussagekraft gesteigert werden. Ob diese These auch der empirischen Realität entspricht, zeigt im weiteren Verlauf der Abschnitt 4.3.

3.2.2.2 Persistenz

Eine weitere Variation des ursprünglichen GARCH-Modells stellt die Berücksichtigung hoher Persistenzen einzelner Schocks auf den Verlauf von Finanzmarktzeitreihen in den Mittelpunkt der Modellausgestaltung. Die Persistenz wird häufig als das lange Gedächtnis einer Zeitreihe bezeichnet und liegt vor, wenn die Parameter α_1 und β_1 in der Schätzung der bedingten Varianz einen für GARCH-Modelle untypisch hohen Wert annehmen und ihre Summe näherungsweise Eins beträgt. Im Extremfall, wenn die Stationaritätsbedingung verletzt ist, üben alle vergangenen Schocks einen Einfluss auf die bedingte Varianz aus. Die Problematik hoher Persistenzen taucht bei vielen empirischen Analysen auf, wobei hiervon besonders hochfrequente Finanzmarktzeitreihen, wie sie im weiteren Verlauf anhand von Tagesrenditen 10-jähriger europäischer Referenzanleihen verwendet werden, betroffen sind.[196]

Um das lange Verharren einer Finanzmarktzeitreihe auf einem einmal erreichten Niveau, bzw. deren Persistenz, abzubilden, veränderten Engle und Bollerslev im Jahr 1986 das GARCH-Modell in seiner allgemeinen Form aus Gleichung (3.46) dahingehend, dass nun für die Parameter des Modells die Bedingung $\alpha_1 + \beta_1 = 1$ vorausgesetzt wird. Die resultierende Veränderung des ursprünglichen GARCH-Modells wurde schließlich als Integrated oder IGARCH-Modell in der Literatur bekannt.[197] Der Grund für diese Bezeichnung liegt in der Bedingung $\alpha_1 + \beta_1 = 1$, die eine Einheitswurzel im bereits erwähnten analogisierten ARMA(1,1)-Modell für ε_t^2 in Gleichung (3.49) zur Folge hat und dann wie folgt resultiert:[198]

$$(1 - L)\varepsilon_t^2 = \omega + \upsilon_t - \beta_1 \upsilon_{t-1}. \tag{3.70}$$

Die Beziehung zu einer Einheitswurzel in einem ARMA-Modell für den bedingten Erwartungswert einer Zeitreihe führt auch zu einer weiteren Schlussfolgerung für das

[196] Vgl. Mandelbrot (1963b) S. 401f.
[197] Vgl. Engle, R. F., Bollerslev, T. (1986) S. 26ff.
[198] Vgl. S. 110.

IGARCH(1,1)-Modell. So zeigt schließlich Gleichung (3.51), dass die unbedingte Varianz von ε_t in diesem Fall nicht endlich ist und das IGARCH(1,1)-Modell somit nicht kovarianzstationär.

Die Bedeutung der Stationarität für die Ökonometrie konnte bereits im Abschnitt 3.1 gezeigt werden, sodass auch ein IGARCH-Modell diese Anforderung für die empirische Praxis erfüllen muss. Nelson kann dazu im Jahr 1990 zeigen, dass auch ein IGARCH-Modell unter bestimmten Voraussetzungen weiterhin strikt stationär modelliert werden kann.[199] Ersichtlich wird dies aus der Umformung der Gleichung (3.46):

$$h_t = \omega + (\alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1) h_{t-1} \tag{3.71}$$

$$h_t = \omega + (\alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1)(\omega + (\alpha_1 \varepsilon_{t-2}^2 + \beta_1) h_{t-2}) \tag{3.72}$$

$$\begin{aligned} h_t = {} & \omega\big(1 + (\alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1)\big) \\ & + (\alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1)(\omega + (\alpha_1 \varepsilon_{t-2}^2 + \beta_1) h_{t-2}), \end{aligned} \tag{3.73}$$

mit weiterer Substitution von h_{t-1}, folgt daraus

$$h_t = \omega \left(1 + \sum_{i=1}^{t-1} \prod_{j=1}^{i} \left(\alpha_1 \varepsilon_{t-j}^2 + \beta_1 \right) \right) + \prod_{i=1}^{t} (\alpha_1 \varepsilon_{t-i}^2 + \beta_1) h_0. \tag{3.74}$$

Nelson zeigt weiterhin, dass eine notwendige Bedingung für die strikte Stationarität des IGARCH(1,1)-Modells folgende Ungleichung ist:[200]

$$E[ln(\alpha_1 \varepsilon_{t-i}^2 + \beta_1)] < 0. \tag{3.75}$$

[199] Vgl. Nelson, D. B. (1990) S. 323f.
[200] Vgl. ebd. S. 325.

Wird diese Bedingung erfüllt, verringert sich der Einfluss von h_0 asymptotisch und die Stationarität des Modells ist gewährleistet.

Auch für die Autokorrelation des IGARCH-Modells bestehen erhebliche statistische Hindernisse aufgrund der Intention des Modells, das lange Gedächtnis einer Zeitreihe und damit die hohen Persistenzen abzubilden. Die Autokorrelation von ε_t^2 für das IGARCH-Modell kann somit nicht ausreichend definiert werden und nur in dieser Form anhand der Arbeit von Ding und Granger im Jahr 1996 approximiert werden:[201]

$$\rho_k = \frac{1}{3}\left(\frac{(1+2\alpha)}{(1+2\alpha^2)^{\frac{k}{2}}}\right). \tag{3.76}$$

Demzufolge verringert sich die Autokorrelation, im Gegensatz zu einem Random-Walk mit einer Autokorrelation von näherungsweise Eins, weiterhin exponentiell.[202] Die Schätzung der einzelnen Parameter im IGARCH-Modell werden analog zu den bisherigen GARCH-Modellausgestaltungen anhand der ML-, bzw. QML-Methode im Anhang erläutert.[203]

Im Rahmen der Ansteckungsanalyse von Renditereihen 10-jähriger Referenzanleihen während der europäischen Staatsschuldenkrise kann ein IGARCH-Modell nötig werden, um die Persistenz der Volatilität adäquat abzubilden. So sollten Schocks auf einzelne Zeitreihen während der Staatsschuldenkrise einen größeren und langfristigeren Einfluss auf die Entwicklung im Zeitverlauf haben, als in ruhigen Phasen vergleichsweise ereignisarmer Perioden. Außerdem liegt die These nahe, dass einige Renditereihen, insbesondere der peripheren Krisenländer, durch eben diesen sehr langfristigen Einfluss einzelner Schocks stark beeinflusst werden, während dies weniger prägnant für andere Renditereihen festzustellen sein wird. So haben einzelne kurzfristige makroökonomische Schocks, aber auch politische ad-hoc Ereignisse in kleinen Ländern eine oftmals längere Nachwirkung als in größeren, ökonomisch leis-

[201] Vgl. Ding, Z., Granger, C. W. J. (1996) S. 204.
[202] Vgl. Hughes, Barry D. (1995) S. 189ff.
[203] Siehe hierzu S. 372 bis S. 378.

tungsfähigeren Ländern. Die Ergebnisse in der empirischen Analyse im vierten Kapitel werden zeigen, ob sich diese Einschätzung in der individuellen univariaten Modellierung der einzelnen Zeitreihen bestätigt.

3.2.2.3 Strukturbrüche

Wie im Abschnitt 3.1.3 zum Thema Markow-Switching-Regime gezeigt, erlaubt die Verbindung eines ARCH-Modells mit einer Markow-Switching-Kette, dass sich die Parameter der zugrundeliegenden Modellierung über den Zeitverlauf hinweg zwischen den unterschiedlichen Regimen verändern können. Hamilton und Susmel (1994)[204] und Cai (1994)[205] legen die Grundlagen für diesen Zweig der ARCH-Parametrisierungen und veröffentlichten beide im Jahr 1994 ein Markow-Regime-Switching-ARCH (SW-ARCH)-Modell, in dem sie jeweils ein Markow-Regime-Switching-Modell mit einem ARCH-Modell kombinierten. In diesem Modell wird jedes Regime durch einen unterschiedlichen ARCH(p)-Prozess beschrieben und durch unterschiedliche Werte für die Parameter der bedingten Varianz charakterisiert. Wie bisher definiert y_t die beobachtbare endogene Variable, die im Kontext dieser Arbeit der Rendite 10-jährigen europäischen Referenzanleihen und s_t einer Zufallsvariablen mit den Werten $1, 2, \dots, K$, entspricht. Für ein SW-ARCH(p)-Modell mit zwei Regimen gilt damit formal:

$$y_t = \mu_{s_t} + u_t, \tag{3.77}$$

$$u_t = \tilde{u}_t \sqrt{g_{s_t}}, \tag{3.78}$$

$$\tilde{u}_t = \varepsilon_t \sqrt{h_t}, \qquad \varepsilon_t \sim iid\ (0,1), \tag{3.79}$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \tilde{u}_{t-1}^2. \tag{3.80}$$

[204] Vgl. Hamilton, J., Susmel, R. (1994).
[205] Vgl. Cai, J. (1994).

Die Variable s_t repräsentiert die Regimevariable, die dem Prozess y_t zum Zeitpunkt t folgt und dabei die Parameter der bedingten Verteilung von y_t bestimmen. Wie in Edward und Susmel (2001) wird die Variable s_t durch eine Markow-Kette mit

$$\text{prob}(s_t = j | s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots) \tag{3.81}$$

$$= \text{prob}(s_t = j | s_{t-1} = i) \tag{3.82}$$

$$= \text{p}_{\text{ij}}, \qquad f\ddot{u}r\ i, j = 1, 2, \dots, K \tag{3.83}$$

beschrieben.[206]

Sind die Parameter zum Zeitpunkt $t-1$ im Regime i, ändern sich diese zum Zeitpunkt j mit der fixen Wahrscheinlichkeit p_{ij}. Dies führt dazu, dass die bedingte Verteilung aller zukünftigen Regime s_{t+1} - gegeben die gesamte Historie der vergangenen Regime $s_0, s_1, \dots, s_{t-1}$ und das letzte Regime s_t - unabhängig von $s_0, s_1, \dots, s_{t-1}$ und nur durch das gegenwärtige Regime s_t bestimmt ist.

Alle möglichen Übergangswahrscheinlichkeiten, p_{ij}, können in eine Übergangsmatrix der Form

$$\text{P} = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} & \cdots & p_{K1} \\ p_{12} & p_{22} & \cdots & p_{K2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{1K} & p_{2K} & \cdots & p_{KK} \end{bmatrix} \tag{3.84}$$

[206] Vgl. Edwards, S., Susmel, R. (2001) S. 4.

überführt werden, mit

$$\mathrm{P_{ij}} \geq 0, \mathrm{i}, \mathrm{j} \geq 0; \sum_{j=0}^{K} P_{ij} = 1\,, i = 0, 1, ... \tag{3.85}$$

K bezeichnet damit die Anzahl der unterschiedlichen Regime und die Wahrscheinlichkeiten P summieren sich in jeder Spalte zu Eins. P der Reihe i und der Spalte j beschreibt die Wahrscheinlichkeit des Übergangs von Regime i zum Zeitpunkt t in das Regime j zum Zeitpunkt $t + 1$. Numerisch bedeutet dies, dass p_{12} die Wahrscheinlichkeit des Übergangs von Regime 1 zum Zeitpunkt t in das Regime 2 zum Zeitpunkt $t + 1$ bezeichnet.

In einem solchen SW-ARCH(2)-Modell mit zwei Regimen nimmt der Regimefaktor g_{s_t} den Wert g_1 an, wenn sich der Prozess im ersten Regime befindet und g_2 im zweiten Regime. ε_t stellt einen typischen White-Noise Prozess mit einem Median von Null und einer Einheitswurzel in der Varianz dar.

In den Gleichungen (3.77) bis (3.80) ist zudem zu erkennen, dass der Standard ARCH-Prozess in $\tilde{u}_t$ modelliert wird. Der zugrundeliegende ARCH-Prozess wird mit der Konstanten g_1 multipliziert, wenn sich der Prozess im ersten Regime befindet und mit g_2 im zweiten Regime. Die Konstanten g_{st} sind dabei normalisiert und addieren sich zu Eins, sodass sich die einzelnen Werte als Verhältnis der durchschnittlichen bedingten Varianz in den jeweiligen Regimen interpretieren lassen. Die grundlegende Idee hinter dem SW-ARCH-Modell ist es somit, die Veränderungen zwischen den einzelnen unterscheidbaren Zuständen einer Finanzmarktzeitreihe als Größe in einem statistischen Prozess zu modellieren.

Die Parameter des SW-ARCH-Modells werden dazu in der Regel mit der Maximum-Likelihood-Methode geschätzt und machten dadurch Schlussfolgerungen auch über die latenten, unbeobachtbaren Regime Variablen möglich. Auf Grundlage der

Informationen zu den aktuellen und vergangenen Regimen kann die bedingte Varianz für die Residuen durch folgende Gleichung bestimmt werden:[207]

$$h_t(s_t, \dots, s_{t-p}, u_{t-1}, \dots, u_{t-p}) = E\left[u_t^2 | s_t, \dots, s_{t-p}, u_{t-1}, \dots, u_{t-p}\right] \tag{3.86}$$

$$= g_{st}\left[\alpha_0 + \alpha_1\left(\frac{u_{t-1}^2}{g_{s_{t-1}}}\right) + \alpha_2\left(\frac{u_{t-2}^2}{g_{s_{t-2}}}\right) + \cdots + \alpha_q\left(\frac{u_{t-q}^2}{g_{s_{t-q}}}\right)\right] \tag{3.87}$$

Die Bedingungen für die Stationarität des SW-GARCH-Modells entsprechen den erläuterten Voraussetzungen für ein Standard ARCH-Modell aus dem Abschnitt 3.2.1. An dieser Stelle soll daher auf die Ausführungen zum Abschnitt Asymmetrien verwiesen werden.[208]

Das SW-ARCH-Modell ist in der Literatur nur der erste Schritt zur aktiven Modellierung von Strukturbrüchen und den zeitveränderlichen Volatilitätsphasen im Rahmen einer empirischen Finanzmarktzeitreihenanalyse. Daher soll analog zur Ergänzung des ARCH- durch das GARCH-Modell zuvor auch hier die Generalisierung des SW-ARCH-Modells betrachtet werden. Damit können die Eigenschaften der einzelnen Zeitreihen in der individuellen Modellierung der 10-jährigen Referenzanleihen im vierten Kapitel adäquat abgebildet werden.

Die Erweiterung eines Switching-ARCH-Modells ist schließlich das Switching-GARCH-Modell von Gray[209] aus dem Jahr 1996 bzw. Klaassen[210] aus dem Jahr 2002. Wie im SW-ARCH-Modell wird die Veränderung des Regimes durch eine Markow-Kette abgebildet, nun allerdings nicht mit Hilfe eines ARCH-, sondern eines GARCH-

[207] Vgl. Hamilton, J., Susmel, R. (1994) S. 311.
[208] Siehe dazu S. 119.
[209] Vgl. Gray, S. (1996).
[210] Vgl. Klaassen, F. (2002).

Modells kombiniert. Im SW-GARCH-Modell von Gray folgt somit analog zu (3.77) bis (3.80):

$$y_t = \mu_{s_t} + u_t \tag{3.88}$$

$$u_t \sim \varepsilon_t \sqrt{h_{t,s_t}} \tag{3.89}$$

$$h_{t,s_t} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \tilde{u}_{t-1}^2 \sum_{i=1}^{q} \beta_i h_{t-1,s_t}. \tag{3.90}$$

Mit $s_t = 1$ oder $s_t = 2$ im SW-GARCH(2)-Modell mit zwei Regimen. u_{s_t} ist der bedingte Mittelwert und h_{t,s_t} die bedingte Varianz. Beide Parameter sind in der Lage, unterschiedliche Werte in einem der beiden Regimen anzunehmen. Um sicherzustellen, dass die bedingte Varianz in jedem der beiden Regime positiv bestimmt ist und die Stationarität des Modells gewahrt bleibt, entsprechen die notwendigen Bedingungen denen aus einem GARCH(1,1)-Modell aus der Gleichung (3.58).

Die unbeobachtbare Regimevariable s_t ist bestimmt durch eine Markow-Kette der ersten Ordnung mit konstanten Übergangswahrscheinlichkeiten:

$$\Pr(s_t = 1 | s_{t-1} = 1) = p \tag{3.91}$$

$$\Pr(s_t = 2 | s_{t-1} = 1) = 1 - p \tag{3.92}$$

$$\Pr(s_t = 2 | s_{t-1} = 2) = q \tag{3.93}$$

$$\Pr(s_t = 1|s_{t-1} = 2) = 1 - q \tag{3.94}$$

oder in einer Matrix Schreibweise

$$\mathrm{P} = \begin{pmatrix} p & 1-q \\ 1-p & q \end{pmatrix}. \tag{3.95}$$

Die bedingte Verteilung der zugrundeliegenden Finanzmarktreihe wird zu einer kombinierten Verteilung. Die ex-ante Wahrscheinlichkeit $\left(Pr(s_t = i|\psi_{t-1})\right)$ als kombinierte Variable wird beschrieben durch p_{it},

$$y_t|\psi_{t-1} = \begin{cases} f(y_t|s_t = 1, \psi_{t-1})\ mit\ p_{1t} \\ f(y_t|s_t = 2, \psi_{t-1})\ mit\ p_{2t} = 1 - p_{1t} \end{cases}. \tag{3.96}$$

$f(y_t|s_t, \psi_{t-1})$ bildet eine zuvor angenommene bedingte Verteilung des Fehlerterms ab. In der empirischen Anwendung wird dazu entweder die Normalverteilung, die Student-t- oder auch die GED-Verteilung genutzt. ψ_{t-1} bezeichnet die Informationen zum Zeitpunkt $t-1$. p_{1t} beschreibt die ex-ante Wahrscheinlichkeit, dass sich der Prozess gerade im Regime 1 befindet. Das Vorgehen zur Schätzung von p_{1t} ist im Anhang zu finden.[211]

Die Log-Likelihood-Funktion des SW-GARCH-Modells kann formal beschrieben werden durch

$$\mathrm{L} = \sum_{t=1}^{T} ln[f(y_t|s_t = 1, \psi_{t-1})p_{1t} + f(y_t|s_t = 2, \psi_{t-1})\ (1 - p_{1t})] \tag{3.97}$$

Sowohl Hamilton und Susmel, als auch Cai limitieren ihre Schätzungen allerdings auf ein Markow-Regime-Switching-ARCH-Modell. Die Limitierung wird notwendig, da eine unendliche Pfadabhängigkeit in einem SW-GARCH-Modell existiert. In SW-

[211] Vgl. S. 372.

ARCH-Modellen hängt die bedingte Varianz zum Zeitpunkt t von vergangenen quadrierten Residuen und vergangenen Regimevariablen $(s_t, \dots, s_{t-p})$ ab. In einem SW-GARCH-Modell hängt auf der anderen Seite die bedingte Varianz zum Zeitpunkt t von der bedingten Varianz zum Zeitpunkt $t-1$ und der Regimevariablen zum Zeitpunkt $t(s_t)$ ab, während die bedingte Varianz zum Zeitpunkt $t-1$ von der bedingten Varianz zum Zeitpunkt $t-2$ und der Regimevariablen zum Zeitpunkt $t-1$ (s_{t-1}) abhängt. Analog diesem Muster wird die Abhängigkeitskette in den Folgeperioden entsprechend länger. Damit wird deutlich, dass die bedingte Varianz zum Zeitpunkt t von der gesamten Regimevergangenheit bis zum Zeitpunkt t abhängt.

Sowohl Hamilton und Susmel als auch Cai (1994) merken die Pfadabhängigkeit des SW-GARCH-Modells negativ an, welche die Schätzung des Modells in der praktischen empirischen Anwendung nur eingeschränkt einsetzbar und für die Verwendung in großen Datensätzen gar unmöglich macht. In einem SW-GARCH-Modell mit „m" Regimen, beispielsweise, vergrößert sich die Anzahl der Pfade mit dem Faktor „m" in jeder Periode; gleichzeitig sind alle möglichen Pfade nötig, um die Likelihood-Funktion zur Schätzung des Modells zu konstruieren. Für die t. Beobachtung existieren m^t Komponenten in der Likelihood-Funktion und gerade dies macht es für große Datensätze nicht zweckdienlich.

Um dieses Problem der Pfadabhängigkeit in einem SW-GARCH-Modell zu lösen, schlägt Gray (1996) vor, bedingte Erwartungen der verzögerten bedingten Varianz $E_{t-2}(h_{t-1})$ zu nutzen, anstatt der verzögerten bedingten Varianz h_{t-1}. „Diese Vorgehensweise erhält die Grundeigenschaften eines GARCH-Prozesses und erlaubt eine praktikable Schätzung des Modells"[212]. Grays Herangehensweise verknüpft $h_{t-1,s_{t-1}=1}$ und $h_{t-1,s_{t-1}=2}$ zu h_{t-1}, kombiniert zudem $u_{t-1,s_{t-1}=1}$ und $u_{t-1,s_{t-1}=2}$ zu

[212] Vom Verfasser übersetzt aus dem Englischen in Gray, S. F. (1996) S. 29.

u_{t-1}, indem bedingte Erwartungen von h_{t-1} und u_{t-1} auf Grundlage der ex-anten Wahrscheinlichkeiten verwendet werden. Dies bedeutet mathematisch:

$$\mathrm{h}_{t-1} = E_{t-2}(h_{t-1}) \tag{3.98}$$

$$\mathrm{h}_{t-1} = E(y_{t-1}^2|\psi_{t-2}) - [E(y_{t-1}|\psi_{t-2})]^2 \tag{3.99}$$

$$\begin{aligned}\mathrm{h}_{t-1} &= p_{1t-1}\left[\mu_{s_{t-1}=1}^2 + h_{t-1,s_{t-1}=1}\right] \\ &\quad + (1-p_{1t-1})\left[\mu_{s_{t-1}=2}^2 + h_{t-1,s_{t-1}=2}\right] \\ &\quad - \left[p_{1t-1}\mu_{s_{t-1}=1} + (1-p_{1t-1})\mu_{s_{t-1}=2}\right]^2.\end{aligned} \tag{3.100}$$

Analog dazu ist der Fehlerterm u_{t-1} gegeben durch:

$$\begin{aligned}\mathrm{u}_{t-1} &= y_{t-1} - E(y_{t-1}|\psi_{t-2}) \\ &= y_{t-1} - p_{1t-1}\mu_{s_{t-1}=1} + (1-p_{1t-1})\mu_{s_{t-1}=2}.\end{aligned} \tag{3.101}$$

Auf Basis der Gleichungen (3.100) und (3.101) kann die bedingte Varianz h_{t,s_t} in Grays Modell geschrieben werden als:

$$\mathrm{h}_{t,s_t} = \alpha_{0,s_t} + \alpha_{1,s_t}u_{t-1}^2 + \beta_{1,s_t}h_{t-1}. \tag{3.102}$$

Die Verwendung der bedingten Erwartung der verzögerten bedingten Varianz $E_{t-2}(h_{t-1})$, anstelle der verzögerten bedingten Varianz h_{t-1} macht die bedingte Varianz zum Zeitpunkt t nur vom aktuellen Regime s_t abhängig und bezieht nur s_{t-1} mit ein. Dieser „Abklingprozess“ des Gray Modells vereinfacht die Schätzung und macht sie dadurch auch gleichzeitig in der empirischen Praxis realisierbarer.

Unter der Annahme gegebener Anfangswerte für die Regimewahrscheinlichkeiten, dem bedingten Erwartungswert und der bedingten Varianz in jedem Regime können die Parameter des SW-GARCH-Modells nach Gray schließlich durch die Maximierung der Log-Likelihood-Funktion aus der Gleichung (3.97) bestimmt werden.

Klaassen veröffentlichte im Jahr 2002 eine Modifizierung des SW-GARCH-Modells von Gray, indem er nun den bedingten Erwartungswert $E_{t-1}(h_{t-1}|s_t)$ anstatt $E_{t-2}(h_{t-1})$ als Substitut für h_{t-1} nutzt. Diese Änderung für die bedingte Erwartung der verzögerten bedingten Varianz enthält eine größere Informationsmenge als die im Modell von Gray. Die Spezifizierung für die bedingte Varianz ist gegeben durch

$$\mathrm{h}_{\mathrm{t},\mathrm{s_t}=i} = \alpha_{o,s_t=i} + \alpha_{1,s_t=i} u_{t-1}^2 + \beta_{1,s_t=1} h_{t-1} \tag{3.103}$$

$$= \alpha_{o,s_t=i} + \alpha_{1,s_t=i} u_{t-1}^2 + \beta_{1,s_t=1} E_{t-1}(h_{t-1}|s_t = i), \tag{3.104}$$

mit

$$\begin{aligned} &E_{t-1}(h_{t-1}|s_t = i) \\ &= \sum_{=1}^{2} \tilde{p}_{ji,t-1} \left[\mu_{s_{t-1=j}}^2 + h_{t-1,s_{t-1=j}}\right] - \left[\sum_{j=1}^{2} \tilde{p}_{ji,t-1} \mu_{s_{t-1=j}}^2\right]^2 \end{aligned} \tag{3.105}$$

und die Wahrscheinlichkeiten $\tilde{p}_{ji,t-1}$ werden bestimmt durch

$$\tilde{p}_{ji,t-1} = Pr(s_{t-1} = j|s_t = i, \psi_{t-1}) = \frac{p_{Ji}\, Pr(s_{t-1} = j|\psi_{t-1})}{Pr(s_t = i|\psi_{t-1})}, \tag{3.106}$$

mit

$$p_{Ji} = Pr(s_t = i|s_{t-1} = j)\ f\ddot{u}r\ i, j = 1, 2. \tag{3.107}$$

Das Modell von Klaassen hat einen wichtigen Vorteil gegenüber dem zuvor beschriebenen Modell von Gray. So nutzt diese Ausgestaltung von Klaassen Informationen bis zum Zeitpunkt $t-1$ und die Regimevariable s_t, während Grays Modell nur

die Informationen bis zum Zeitpunkt $t-2$ und die Regimevariable s_{t-1} berücksichtigt. Das macht die Ausgestaltung dieses Modells effizienter und beobachtbarer bezüglich der bedingten Informationen.

Die theoretische und empirische Literatur lässt vermuten, dass SW-GARCH-Modelle eine bessere Anpassungsgüte besitzen als viele andere Modelle, die man ebenfalls in einer Modellklasse zusammenfassen kann, in der Strukturbrüche anhand statistischer Ausgestaltung modelliert werden.[213] Das liegt zum einen an der Berücksichtigung von heteroskedastischen Phasen und der damit besseren Abbildung von unterschiedlichen Volatilitätsphasen in Finanzmarktzeitreihen, aber vor allem auch an dem Aspekt, dass die meisten Strukturbruchmodelle die Veränderungen in den einzelnen Phasen einer Zeitreihe oftmals nur auf Basis vorher determinierter exogener Variablen bestimmen. Die Markow-Switching-Modelle erlauben häufigere Wechsel zu vorher unbestimmten Zeitpunkten, die erst noch durch eine Markow-Kette in der Schätzung des Modells determiniert werden müssen. Dabei unterteilt das Regime-Switching-Modell die zugrundeliegende Zeitreihe in unterschiedliche Phasen und spezifiziert für jede dieser Zeitintervalle einen eigenen, zugrundeliegenden stochastischen Prozess.

Aufgrund dieser Eigenschaften soll das SW-GARCH-Modell auch in dieser Arbeit dazu verwendet werden, die einzelnen Renditezeitreihen der 10-jährigen europäischen Referenzanleihen zu modellieren. Ob die Arbeitshypothese zustimmt, dass gerade die unterschiedlichen volatilen Phasen während der europäischen Staatsschuldenkrise durch ein SW-GARCH-Modell besseren Ergebnisse in der Anpassungsgüte ergeben, wird Abschnitt 4.3 zeigen.

[213] Vgl. Chuffart, T. (2015) S. 313.

3.2.2.4 Fat Tails

Wie bereits ausführlich im Abschnitt 3.1.2 dargestellt wurde, ist das vierte Moment oder auch die Kurtosis ein entscheidendes Merkmal für die Güte eines Modells. Ein Standard GARCH(1,1)-Modell oder dessen Varianten, ist allerdings nicht in der Lage, die gegebene Kurtosis bei hochfrequenten Finanzmarktdaten adäquat abzubilden. Die zugrundeliegende Normalverteilung ist für diese Analysen oftmals nicht geeignet. Mittels bekannter Tests von Jarque und Bera, Kolmogorov und Smirnov sowie grafischen Verfahren kann die Annahme der Normalverteilung der Residuen leicht getestet werden.[214] Neben der allgemein verwendeten Normalverteilung eignen sich diverse andere Verteilungen, ebenfalls als Residuenverteilung. In Abschnitt 3.1 wurde bereits kurz gezeigt, dass die Normalverteilungsannahme für die Renditen der 10-jährigen Referenzanleihen nicht ohne weiteres unterstellt werden darf. Daher werden die beiden gängigsten Alternativen hier kurz dargestellt. Diese beiden Alternativen sind häufig besser geeignet, die Verteilung der Renditen nachzubilden.

Die Leptokurtosis, also die Häufigkeit von extremen Ausprägungen und die Wölbung von Finanzmarktdaten kann z. B. durch die t-Verteilung in das Modell eingebracht werden. Bollerslev (1987)[215] und Baillie und Bollerslev (1989)[216] verwenden für den Fehlerprozess aus Gleichung (3.24) die standardisierte t-Verteilung,

$$\varepsilon_t \overset{u.i.v.}{\sim} t_n\,(0,1), \tag{3.108}$$

mit der Dichtefunktion

$$f(t) = \frac{\Gamma\left(\frac{v+1}{2}\right)}{\sqrt{v\pi}\,\Gamma\left(\frac{v}{2}\right)}\left(1+\frac{t^2}{v}\right)^{-\frac{v+1}{2}} \tag{3.109}$$

[214] Vgl. Bera, A. K., Jarque, C. M. (1980) und Smirnov, N. V. (1944). Ausführlicher werden diese Tests auch nochmals im Rahmen der Eigenschaftsanalyse des verwendeten Datensatzes im vierten Kapitel erläutert. Siehe dazu Seite 192.

[215] Vgl. Bollerslev, T. (1987).

[216] Vgl. Baillie, R., Bollerslev, T. (1989).

im Definitionsbereich $-\infty < t < +\infty$ und der Gamma Funktion $\Gamma(n) = \int_0^\infty x^{n-1}e^{-x}dx, n \neq 0$. Daraus ergibt sich dann beispielsweise eine Kurtosis von

$$K = 3\frac{v-2}{v-4}, \tag{3.110}$$

mit $v = 4$, bzw. vier Freiheitsgraden. An Gleichung (3.108) lässt sich auch erkennen, dass die Wölbung der t-Verteilung größer ist als Drei und somit größer als bei der Normalverteilung. Ebenso gilt, dass die t-Verteilung für n gegen unendlich, standardnormalverteilt wird.

GARCH-Modelle, die mit einer t-Verteilung geschätzt werden, bezeichnet man in der Regel als $GARCH_t$, bzw. werden erkenntlich gemacht durch ein tiefergestelltes „t“.

Eine weitere, häufig genutzte Verteilung ist die sogenannte GED-Verteilung. Die Verwendung der generalisierten Fehlerverteilung oder auch Generalized Error Distribution, kurz GED-Verteilung, wird von Nelson 1991 im Zusammenhang mit dem von ihm entwickelten EGARCH-Modell vorgeschlagen, welches im Abschnitt 2.2.3 vorgestellt wurde.[217]

Für ε_t wird angenommen:

$$\varepsilon_t \overset{u.i.v.}{\sim} GED\ (0,1) \tag{3.111}$$

Die GED-Verteilung hat folgende Dichtefunktion:

$$f(x) = \frac{v\ exp\left\{-\frac{1}{2}\left|\frac{x}{\lambda}\right|^v\right\}}{\lambda\ 2^{1+\frac{1}{v}}\Gamma\left(\frac{1}{v}\right)}, \tag{3.112}$$

[217] Vgl. Nelson, D. B. (1991).

im Definitionsbereich $-\infty < x < +\infty$, $0 < v < +\infty$, mit

$$\lambda = \left[\frac{2^{-\frac{2}{v}}\Gamma\left(\frac{1}{v}\right)}{\Gamma\left(\frac{3}{v}\right)}\right]^{\frac{1}{2}}. \tag{3.113}$$

Der Parameter v bestimmt die Form der Ränder. Für Werte von $v < 2$ besitzt die GED-Verteilung schwerere Ränder als die Normalverteilung; entsprechend bedeuten Werte $v > 2$, dass weniger Wahrscheinlichkeitsmasse in den Rändern steckt. Als Spezialfall erhält man für $v = 2$ die Standardnormalverteilung. Daneben gilt zudem die Standardgleichverteilung bei $v \longrightarrow +1$ und die Standard-Laplace Verteilung bei $v = 1$.

Auch wenn die t-Verteilung und die GED-Verteilung in der Praxis und auch in der Literatur sehr weit verbreitet sind, kommen noch diverse andere Verteilungen für die Residuen in Frage. So können unter anderem auch die Laplace-, Logistische-, Hyperbolisch Sekkant-, EGB2-, NEF-GHS- und die verallgemeinerte hyperbolische-Verteilung in empirischen Finanzmarktanalysen gefunden werden.[218] Bei dieser Aufzählung an alternativen Verteilungen für die Residuenverteilung der statistischen Modelle muss allerdings auch die starke individuelle Anpassung an wenige spezielle Finanzmarktzeitreihen berücksichtigt werden. Für die Betrachtung von Renditereihen 10-jähriger Referenzanleihen, wie im vierten Kapitel dieser Arbeit aufzuzeigen ist, reicht daher eine Unterscheidung zwischen der Normalverteilung und der t-Verteilung aus und ist im Einklang mit der empirischen Ansteckungsliteratur.

Aufgrund der Ergebnisse bisheriger empirischer Arbeiten zur Analyse von Finanzmarktzeitreihen und hierbei insbesondere in der Verwendung von hochfrequenten Daten muss die Hypothese einer Normalverteilungsannahme auch bei der Verwendung von 10-jährigen Referenzanleihen getestet werden. Anhand der Anpas-

[218] Vgl. Malmsten, H., Teräsvirta, T. (2010) S. 437.

sungsgüte der einzelnen univariaten Modelle im Abschnitt 4.3 wird daher die entsprechende Annahme der Normalverteilung für die Renditeverteilung 10-jähriger Referenzanleihen verworfen oder bestätigt.

3.2.3 Multivariate Modelle

3.2.3.1 Allgemeiner Aufbau multivariater heteroskedastischer Modelle

In der Literatur gibt es keinen Widerspruch, dass sich Korrelationen zwischen Vermögenswerten im Zeitverlauf verändern. Diese zeitveränderlichen Strukturen sollten daher auch entsprechend der theoretischen Grundlage aus dem zweiten Kapitel modelliert werden, um Ansteckungseffekte während der europäischen Staatsschuldenkrise identifizieren und interpretieren zu können. Die Interdependenz zwischen einzelnen Referenzanleihen spiegelt sich in der Varianz-Kovarianz-Matrix wider. Zur Parametrisierung dieser Matrix eignen sich multivariate GARCH-Modelle am besten. Die wesentliche Herausforderung dieser Modellierung liegt in der sinnvollen Reduktion der Komplexität des Ansatzes. Nur sparsame Parametrisierungen der Varianz-Kovarianz Matrix sind in der Anwendung des Modells geeignet, auch signifikante Aussagen zu treffen. Es müssen dementsprechend Restriktionen hinsichtlich der Parametrisierung gefunden werden, welche die Anwendbarkeit des Modells in annehmbarer Komplexität gewährleistet. Die Schätzung der einzelnen Parameter in den folgenden multivariaten Ausgestaltungen erfolgt analog zu den bisherigen Ausführungen anhand der ML bzw. QML-Methode und kann in einer detaillierten Erläuterung im Anhang gefunden werden.[219]

Zunächst wird die grundlegende Definition multivariater GARCH-Modelle abgebildet, bevor in den anschließenden Abschnitten ausgewählte multivariate Ansätze vorgestellt werden und dabei chronologisch mit dem *vec* Modell von Bollerslev, Engle und Wooldrige (1995) begonnen wird.

Ein multivariates GARCH-Modell in seiner allgemeinen Form für den Vektor der Rendite reihe y_i kann wie folgt spezifiziert werden:

$$y_i = \mu_i + \varepsilon_i, \tag{3.114}$$

[219] Siehe hierzu S. 372 bis S. 378.

wobei y_i, μ_i und ε_i, x 1 Vektoren sind. μ_i stellt den Vektor der bedingten Erwartungswerte dar mit

$$\mu_i = E(y_i|\Omega_{i-1}). \tag{3.115}$$

Als Differenz zwischen y_i und μ_i resultiert der Vektor der Störgröße ε_i. Die multivariate bedingte $m\ x\ m$ Varianz-Kovarianz Matrix H_i ersetzt die bedingte Varianz im univariaten Fall. Es gilt:

$$\varepsilon_i|\Omega_{i-1} \sim N_m(0, H_i) \tag{3.116}$$

Die Varianz einer Gruppe von Renditereihen ergibt sich damit als

$$h_i = \omega' H_i \omega > 0, \tag{3.117}$$

wobei ω der Vektor der Gewichtsfaktoren ist. Die wesentliche Frage ist die Parametrisierung der Varianz-Kovarianz Matrix. Die Komplexität der Modellierung steigt mit der Anzahl m der unterschiedlichen Vermögenswerte stark an. Daher sollten Parametrisierungen gefunden werden, die eine Schätzung des Modells unter den gegebenen Restriktionen ermöglichen, ohne die notwendige Flexibilität der Modellierung zu verlieren. Man unterscheidet dabei nochmals in drei Oberkategorien, in denen einzelne Modelle aus dem weiteren Verlauf wiederzufinden sind. Dazu gehören:

1) Direkte Generalisierungen der univariaten GARCH-Modellierung anhand von *vec* und BEKK-Modellen

2) Lineare Kombinationen aus univariaten GARCH-Modellen anhand von Faktormodellen

3) Asymmetrische Kombination univariater GARCH-Modelle anhand von Constant Conditional Correlation (CCC) und Dynamic Conditional Correlation (DCC) Modellen

In den nächsten Abschnitten werden die angesprochenen unterschiedlichen Vorgehensweisen vorgestellt und schließlich in Hinblick auf eine mögliche Analyse von Korrelationsbeziehungen im Bezug zur empirischen Ansteckungsanalyse bewertet.

3.2.3.2 Das VEC-Modell

$Vech(.)$ bezeichnet den Operator, der den unteren Anteil einer Matrix in einem Vektor stapelt. Da die bedingte Kovarianzmatrix symmetrisch ist, enthält der $vech(H_t)$ alle spezifischen Elemente von H_t. Die multivariate Analogie des GARCH(1, 1)-Modells aus der Gleichung (3.46) ist durch

$$vech(H_t) = W^* + A_1^* vech\left(\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}^{'}\right) + B_1^* vech(H_{t-1}) \tag{3.118}$$

in der allgemeinen Ausführung gegeben. Die Parameter der Modellierung sind in dem $k\frac{(k+1)}{2}\ x\ 1$ Vektor W^* und den $k\frac{(k+1)}{2}\ x\ k\frac{(k+1)}{2}$ Matrizen A_1^* und B_1^* zusammengefasst. Dieses allgemeine Modell wird als vec-Gleichung von Engle und Kroner bezeichnet.[220] Es ist außerdem außerordentlich flexibel, denn alle Elementen von H_t hängen von allen Elementen des Kreuzprodukts von ε_{t-1} und allen Elementen der Lag bedingten Kovarianz H_t, ab.

Allerdings besitzt das vec-Modell zwei sehr deutliche Nachteile. Für das reduzierte Modell mit $p = 1$ und $q = 1$ resultieren schon $\left(k\frac{(k+1)}{2}\right)\left(1 + 2\left(k\frac{(k+1)}{2}\right)\right)$ Parameter. Exemplarisch hier dargestellt für $p = 1$, $q = 1$ und zwei Vermögenswerte

$$\begin{aligned}\begin{pmatrix} h_{11,t} \\ h_{12,t} \\ h_{22t} \end{pmatrix} &= \begin{pmatrix} \omega_{11}^* \\ \omega_{12}^* \\ \omega_{22}^* \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha_{11}^* & \alpha_{12}^* & \alpha_{13}^* \\ \alpha_{21}^* & \alpha_{22}^* & \alpha_{23}^* \\ \alpha_{31}^* & \alpha_{32}^* & \alpha_{33}^* \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 \\ \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{pmatrix} \\ &+ \begin{pmatrix} \beta_{11}^* & \beta_{12}^* & \beta_{13}^* \\ \beta_{21}^* & \beta_{22}^* & \beta_{23}^* \\ \beta_{31}^* & \beta_{32}^* & \beta_{33}^* \end{pmatrix} \begin{pmatrix} h_{11,t-1} \\ h_{12,t-1} \\ h_{22,t-1} \end{pmatrix}.\end{aligned} \tag{3.119}$$

[220] Vgl. Engle, R. F., Kroner, K. F. (1995) S. 124ff.

Für den einfachsten aller möglichen Fälle enthält das Modell folglich bereits 21 Parameter, die zu bestimmen sind. Die praktische Anwendung wird somit bereits durch die große Anzahl der Parameter in einem bilateralen Modellrahmen sehr stark eingeschränkt. Der zweite Mangel des vec Modells betrifft die starken Restriktionen an die Matrizen A_1^* und B_1^*, welche garantieren sollen, dass die bedingte Kovarianzmatrix H_t positiv semidefinit wird.[221] Dazu wird verlangt, dass die Matrizen A_1^* und B_1^* selber positiv semidefinit sind und damit eine semidefinit $k^2\ x\ k^2$ Matrix auf sich selber vektorisiert abbilden. Diese Voraussetzungen lassen sich schließlich in der praktischen Umsetzung nicht einfach implementieren.[222]

Das vec Modell ist somit für die empirische Anwendung im vierten Kapitel aufgrund der mangelnden Berücksichtigung von dynamischen zeitveränderlichen Strukturen zwischen einzelnen Vermögenswerten und dem erheblichen Parametrisierungsaufwand nicht geeignet. Die Erläuterungen hierzu bieten aber als Einstieg in die multivariate Modellierung von Zeitreihen einen guten Überblick über die Komplexität dieser Modelle und die Probleme, die in der Schätzung auftreten. Zum ersten Mal wird auch deutlich, dass es wichtig wird, eine parameterarme Ausgestaltung eines multivariaten GARCH-Modells für die Betrachtung von Ansteckungseffekten auszuwählen.

[221] Definitheit beschreibt, welche Vorzeichen reelle quadratische Formen annehmen können, die durch Matrizen erzeugt werden. Eine $(n\ x\ n)$ Matrix A und deren Elemente sind somit positiv definit, falls $Ax > 0$, positiv semidefinit, falls $Ax \geq 0$, negativ definit, falls $Ax < 0$ und negativ semidefinit, falls $Ax \leq 0$, mit einem n-zeiligen Spaltenvektor x, mit $x \neq 0$.

[222] Vgl. Bauwens, L., Laurent, S., Rombouts, J. V.K. (2006) S. 83.

3.2.3.3 Das BEKK-Modell

Eine unmittelbare Weiterentwicklung des vec Modells, in der Ausgestaltung eines multivariaten GARCH(1,1)-Modells ist das folgende BEKK-Modell:[223]

$$H_t = W + A_1^{'}\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}^{'}A_1 + B_1^{'}H_{t-1}B_1, \tag{3.120}$$

wobei W, A_1 und B_1 Matrizen der Form $(k\ x\ k)$ definieren, sowie W zusätzlich symmetrisch und positiv definit modelliert wird. Engle und Kroner führen diese Formulierung, die sie BEKK-Gleichung nach Baba et al. nennen, im Jahr 1995 ein.[224] Aufgrund der quadrierten Form des zweiten und dritten Terms auf der rechten Seite der Gleichung (3.120) wird sichergestellt, dass H_t auch ohne restriktive Einschränkungen für die Matrizen A_i und B_i im Vergleich zur vec Darstellung positiv definit wird. Dies beschreibt auch gleichzeitig einen der wesentlichen Vorteile des BEKK- gegenüber dem zuvor erläuterten vec-Modell.

Auf der anderen Seite ist das BEKK-Modell weiterhin nicht in der Lage, die große Anzahl an Parametern in der Schätzung des Modells ausreichend zu reduzieren. Die Intention, durch eine BEKK-Ausgestaltung eines multivariaten GARCH-Modells eine erhebliche Parameterreduzierung im Vergleich zur vorherigen vec Darstellung zu erreichen, misslingt. Auch in dieser Form (Gleichung (3.120)) werden immer noch $2k^2\frac{k}{2}$ Parameter geschätzt und damit verbleiben bei steigendem k eine für die empirische Anwendung große Anzahl an Parametern. Durch die hohe Parameteranzahl verringert sich schließlich die Güte des entsprechenden Modells und damit auch die Relevanz für die Betrachtung im Rahmen von Finanzmarktanalysen und insbesondere von Ansteckungsanalysen in dieser Arbeit.

[223] Vgl. Engle, R. F., Kroner, K. F. (1995) S. 124.
[224] Vgl. Baba, Y., Engle, R. F., Kraft, D. F., Kroner, K. F. (1991).

Im bivariaten Fall wird das BEKK-Modell zu:

$$\begin{aligned}
&\begin{pmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{12,} & h_{22,t} \end{pmatrix} \\
&= \begin{pmatrix} \omega_{11} & \omega_{12} \\ \omega_{12} & \omega_{22} \end{pmatrix} \\
&+ \begin{pmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{12} & \alpha_{22} \end{pmatrix}' \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{12} & \alpha_{22} \end{pmatrix} \\
&+ \begin{pmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{12} & \beta_{22} \end{pmatrix}' \begin{pmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} \\ h_{12,t-1} & h_{22,t-1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{12} & \beta_{22} \end{pmatrix}.
\end{aligned} \tag{3.121}$$

In diesem bivariaten Fall verbleiben somit immer noch zwölf Parameter, während es im vec-Modell (3.119) sogar 21 waren. Vec- und BEKK-Modelle sind in ihrer mathematisch statistischen Ausgestaltung eng miteinander verknüpft, so führt die Anwendung des $vech$-Operators auf die Gleichung (3.120) dazu, dass das BEKK-Modell in ein entsprechendes vec-Modell überführt werden kann. Engle und Kroner zeigen im Jahr 1995 gar, dass dieser Schritt für ein vec-Modell eindeutig ist.[225] Umgekehrt bedeutet dies, dass in jenen Modellen schließlich auch positiv definite Kovarianzmatrizen H_t existieren.

Der Hauptvorteil des BEKK-Modells liegt in der Berücksichtigung von quadrierten Werten für die verzögerten Residuen und der verzögerten Varianz-Kovarianz Matrix durch die Zerlegung der konstanten Terme in zwei Dreiecks Matrizen. Die BEKK-Ausgestaltung ist damit nicht mehr auf die strengen Restriktionen angewiesen, um die positive Semidefinitheit der Matrizen sicherzustellen und kann die zu schätzenden Parameter im Vergleich zu einem vec-Modell reduzieren.

Allerdings ist auch die multivariate GARCH-Erweiterung anhand einer BEKK-Darstellung für die Anwendung zur Identifizierung von Ansteckungseffekten nicht zielführend. Im Vordergrund steht auch hier die hohe Anzahl an Parametern, die ge-

[225] Vgl. Engle, R. F., Kroner, K. F. (1995) S. 130.

schätzt werden müssen, obwohl die unternommenen Einschränkungen zur Modellierung eines BEKK-Modells bereits das Ziel verfolgten, die Parameteranzahl zu reduzieren.

Sowohl für das *vec* wie auch für das BEKK-Modell als direkter Generalisierung univariater GARCH-Modelle, existieren sogenannte „diagonale“ Modellausgestaltungen. Dabei werden in diesen Varianten nur die Diagonale der Parametermatrix berücksichtigt, was wiederum zu einer Reduktion der Parameteranzahl führt, gleichzeitig aber die Dynamik der Volatilität dadurch unnötig limitiert. Da allerdings der Fokus der empirischen Analyse im vierten Kapitel gerade auf die unterschiedlichen Dynamiken zwischen den einzelnen Zeitreihen liegt, muss auch die entsprechend gewählte multivariate Modellausgestaltung diese Möglichkeit bieten.

3.2.3.4 Faktor-GARCH

Das vordergründige Ziel des von Diebold und Nerlove (1989)[226] entwickelten Faktormodells liegt darin, die hohe Anzahl an Parametern in der Modellschätzung zu reduzieren. Die bedingte Varianz-Kovarianz Matrix der beobachtbaren Renditezeitreihen wird durch einen gemeinsamen Faktor F_i erklärt, der die GARCH-Struktur aufweist. Der gemeinsame Faktor repräsentiert das Eintreffen neuer Information, die für die m Zeitreihen y_i relevant sind. Dabei wird der Faktor in diesem Abschnitt zunächst zur besseren statistischen Erläuterung als beobachtbar angenommen. Dieses Vorgehen dient auch zur Erläuterung der Grundlagen im Rahmen dieser Modellkategorie, zu der im weiteren Verlauf auch die Hauptkomponentenanalyse[227] als Faktorenanalysen gehören wird. Bei einer Hauptkomponentenanalyse bzw. einer univariaten Faktorenanalyse werden die Faktoren schließlich als eine latente, unbeobachtbare Beziehung der zugrundeliegenden, treibenden Kräfte modelliert.

Die Motivation der Ausgestaltung eines multivariaten Modells anhand eines oder mehrerer Faktoren zur Bestimmung der globalen Kovarianzmatrix entstammt der Portfoliotheorie und der erreichten Komplexitätsreduzierung im Optimierungsprozess, u. a. eines CAPM-Modells. Nachvollziehbar ist das Vorgehen deshalb, da Volatilitäten unterschiedlicher Zeitreihen oftmals von den gleichen Treibern, in der Regel makroökonomische Daten, beeinflusst werden.

Das Ein-Faktor GARCH(1,1)-Modell wird wie folgt definiert:[228]

$$y_i = \mu + bF_i + u_i, \tag{3.122}$$

mit

$$Cov\left(u_{k,i}, F_i\right) = 0 \qquad f\ddot{u}r\ k = 1, \dots, m, \tag{3.123}$$

[226] Vgl. Diebold, F., Nerlov, M. (1989).
[227] Vgl. S. 165.
[228] Vgl. Diebold, F., Nerlov, M. (1989) S. 6.

beziehungsweise

$$u_i \sim i.i.d.N(0,\Gamma) \qquad mit\ \Gamma = dag(\gamma_i, \gamma_2, \dots, \gamma_m), \tag{3.124}$$

wobei γ_k die spezifische Varianz der k-ten Renditeausprägung darstellt. Weiter gilt

$$F_i = c + u_i, \qquad F_i|\Omega_{i-1} \sim N(c, h_i), \tag{3.125}$$

$$h_i = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{i-1}^2 + \beta_1 h_{i-1}. \tag{3.126}$$

Die Formulierung der bedingten Varianz kann beliebig von dieser GARCH(1,1)-Variante auf komplexe GARCH-Modelle ausgeweitet werden. Für die bedingte Verteilung der Renditezeitreihen y_i resultiert

$$y_i|\Omega_{i-1} \sim N(\mu + cb, H_i), \tag{3.127}$$

mit

$$H_i = h_i bb' + \Gamma. \tag{3.128}$$

Die Schwierigkeit dieses Modells liegt vor allem in der Auswahl des Faktors. Geeignete Indikatoren als treibende Kräfte für die Volatilität und die Bewegung in den Zeitreihen zu bestimmen, sind in der empirischen Anwendung schwierig und nur in den seltensten Fällen möglich, ohne eine verzerrte Vorselektion zu riskieren. Oftmals wird in der Literatur dennoch beispielsweise auf einzelne Indizes mit hoher Marktkapitalisierung oder den Ölpreis zurückgegriffen. King et al. (1994) u. a. widersprechen

dieser Vorgehensweise allerdings und lehnen nach empirischen Analysen des Aktienmarktes ein generelles Vorgehen anhand prädeterminierter Faktoren sogar gänzlich ab.[229]

Zusammenfassend kann festgestellt werden, dass der beschriebene Ansatz das Verhalten der einzelnen Renditezeitreihen durch einen gemeinsamen Faktor erklärt und die Komplexität der bisherigen multivariaten Betrachtungsweise reduziert. Zur Beschreibung der zeitveränderlichen Varianz-Kovarianz Matrix wird ausschließlich ein univariates GARCH-Modell benötigt. Die Verknüpfung der Entwicklung entspricht der Logik des Capital Asset Pricing Modells, welches an der ähnlichen Struktur der Modellierung des eigentlichen Modells erkennbar wird.

Für die Anwendung im Rahmen der empirischen Ansteckungsanalyse im vierten Kapitel überwiegen die Nachteile des Faktor GARCH-Ansatzes, der erreichten Parameterreduzierung, im Vergleich zu den direkten Generalisierungen der univariaten GARCH-Modelle anhand *vec*- und BEKK-Modellen. Besonders kritisch in der Anwendung des Faktor GARCH-Modells ist die Identifizierung eines geeigneten Faktors für die Kovarianzmatrix und die Interpretation jenes. Des Weiteren ist das Faktor GARCH-Modell nicht in der Lage, zeitinvariate Korrelationsbeziehungen zur Bestimmung von einzelnen Ansteckungsphasen im Zeitverlauf der Staatsschuldenkrise zu modellieren und muss daher für die Anwendung im vierten Kapitel abgelehnt werden.

Die Komplexitätsreduzierung als zugrundeliegendes Konzept bleibt allerdings gerade für die Analyse von Ansteckungen anhand multivariater Korrelationsbeziehungen in dieser Arbeit relevant. Korrelationen können nicht nur aufgrund von variablen Beziehungen zwischen einzelnen Zeitreihen, sondern eben auch durch einen gemeinsamen Treiber ansteigen, der alle Zeitreihen gleichsam beeinflusst. Um die steigende Varianz in den Zeitreihen somit gänzlich zu identifizieren und durch einzelne Faktoren beschreibbar zu machen, bietet sich ein Faktormodell schließlich vor allem im Form einer Hauptkomponentenanalyse an. Das Faktoren Modell, in der Ausgestaltung als Faktor-GARCH mit einem fixen prädeterminierten Faktor, wie es in diesem

[229] Vgl. King, M., Sentana, E., Wadhwani, S. (1994) S. 930.

Abschnitt definiert wurde, soll schließlich die Grundlage zur Erläuterung der Hauptkomponentenanalyse mit latenten unbeobachtbaren Faktoren im Abschnitt 3.3 dienen und für die Verwendung im Rahmen der Ansteckungsanalyse im vierten Kapitel aufbereitet werden.

3.2.3.5 Das Constant Conditional Correlation Modell

Das Constant Conditional Correlation oder auch abgekürzt CCC-Modell wird von Bollerslev im Jahr 1990 formuliert.[230] Was zur Vereinfachung des multivariaten GARCH-Ansatzes im Gegensatz zu den bisherigen Herangehensweisen beiträgt, ist die Ableitung der Varianz-Kovarianz Matrix aus zeitveränderlichen bedingten Varianzen und die Prämisse konstanter Korrelationen im Zeitverlauf. Per Annahme wird die Modellierung des Vektors der Renditezeitreihe y_i durch einen Vektor mit Konstantem σ erfolgen. Damit gilt:

$$y_i = \sigma + \varepsilon_i, \qquad \varepsilon_i|\Omega_{i-1} \sim N_m(0, H_i). \tag{3.129}$$

Die Definition der unbedingten Korrelation zwischen den Zeitreihen q und r ($q, r = 1, \dots, m$ ist

$$Corr(y_{q,i}, y_{r,i}) = \frac{E(\varepsilon_{q,i}\varepsilon_{r,i})}{\sqrt{E(\varepsilon_{q,i}^2)E(\varepsilon_{r,i}^2)}}. \tag{3.130}$$

Dazu kommt die Formulierung der bedingten Korrelation $\rho_{op,i}$

$$\rho_{qr,i} = \frac{E(\varepsilon_{q,i}\varepsilon_{r,i}|\Omega_{i-1})}{\sqrt{E(\varepsilon_{q,i}^2|\Omega_{i-1})E(\varepsilon_{r,i}^2|\Omega_{i-1})}} = \frac{h_{qr,i}}{\sqrt{h_{qq,i}h_{rr,i}}}. \tag{3.131}$$

Die wesentliche Annahme im CCC-Modell ist die Konstanz der bedingten Korrelation

$$\rho_{qt,i} = \rho_{qr} \tag{3.132}$$

[230] Vgl. Bollerslev, T. (1990).

Die bedingte Kovarianz bleibt zeitveränderlich mit

$$E\left(\varepsilon_{q,i}\varepsilon_{r,i}\middle|\Omega_{i-1}\right) = \rho_{op}\sqrt{E\left(\varepsilon_{q,i}^2\middle|\Omega_{i-1}\right)}\sqrt{E\left(\varepsilon_{r,i}^2\middle|\Omega_{i-1}\right)}. \tag{3.133}$$

Die Varianz-Kovarianz Matrix wird wie folgt spezifiziert:

$$H_i = D_i Y D_i, \tag{3.134}$$

wobei D_i^2 die Diagonal-Matrix der bedingten Varianzen darstellt mit

$$D_i^2 = diag\left(h_{kk,i}\right) = diag\left(E\left(\varepsilon_{k,i}^2\middle|\Omega_{i-1}\right)\right) \tag{3.135}$$

und der $m\ x\ m$ Matrix Y aus konstanten bedingten Korrelationen mit den Elementen ρ_{qr}. Y wird über die standardisierten Residuen v_i ermittelt

$$v_i = D_i^{-1}\varepsilon_i. \tag{3.136}$$

Es folgt aus den obigen Darstellungen

$$E\left(v_{q,i}v_{r,i}\middle|\Omega_{i-1}\right) = \rho_{qr}, \tag{3.137}$$

beziehungsweise in der Matrixschreibweise hergeleitet

$$E\left(v_i v_i'\middle|\Omega_{i-1}\right) = E\left(D_i^{-1}\varepsilon_i\varepsilon_i' D_i^{-1}\middle|\Omega_{i-1}\right), \tag{3.138}$$

$$E\left(v_i v_i'\middle|\Omega_{i-1}\right) = D_i^{-1}E\left(\varepsilon_i\varepsilon_i'\middle|\Omega_{i-1}\right)D_i^{-1}, \tag{3.139}$$

$$E\left(v_i v_i^{'} \middle| \Omega_{i-1}\right) = D_i^{-1} H_i D_i^{-1}, \tag{3.140}$$

$$E\left(v_i v_i^{'} \middle| \Omega_{i-1}\right) = Y. \tag{3.141}$$

Der Vorteil dieser Modellierung ist die Ermittlung der zeitveränderlichen Varianz-Kovarianz Matrix durch Schätzung von m univariaten GARCH-Modellen und der Schätzung der Korrelationsmatrix über die standardisierten Residuen v_i. Die Schätzung kann in zwei Schritte zerlegt werden, sodass für unterschiedliche Finanzmarktzeitreihen auch jeweils das beste univariate Modell mit der besten Güte für die statistischen Momente jeder dieser zugrundeliegenden Zeitreihen ausgewählt werden kann. Die Komplexität der multivariaten Betrachtungsweise wird durch die geringe Anzahl an Parametern zudem reduziert und vereinfacht die Schätzung im Rahmen empirischer Anwendungsfälle.

Ein weiterer Vorteil des CCC-Modells und der schon beschriebenen Schätzung in zwei Schritten liegt in der geringen Anzahl an Restriktionen für die Bedingung einer positiv definiten Varianz-Kovarianz Matrix. Sollten die zugrundeliegenden univariaten GARCH-Modelle aus dem ersten Schätzschritt bereits die entsprechenden Parameterrestriktionen für einen stationären GARCH-Prozess einhalten, so gilt dies auch für die multivariate Ausgestaltung in Form eines CCC-Modells und resultiert in Varianz-Kovarianz Matrizen, die positiv definit sind.[231]

Obwohl das CCC-Modell mit den beschriebenen Eigenschaften und den geringen, statistisch mathematischen Restriktionen für die Verwendung im Rahmen einer Ansteckungsanalyse in Frage kommt und in der Literatur auch eingesetzt wird, fehlt der Modellierung ein wichtiges Finanzmarktcharakteristikum. Durch die Annahme konstanter bedingter Korrelationen ist die CCC-Ausgestaltung nicht in der Lage, dynamische Volatilitäts- und Korrelationsprozesse abzubilden, die gerade im Mittelpunkt der Ansteckungsanalyse im vierten Kapitel stehen. Aus diesem Grund soll schließlich

[231] Vgl. Bollerslev, T. (1990) S. 501.

ein weiteres Modell in Betracht gezogen werden, das durch die unmittelbare Modellierung der Dynamik in den Volatilitäten und Korrelationen mehrerer Finanzmarktzeitreihen eine zeitveränderliche Betrachtung von Ansteckungseffekten ermöglicht. Der folgende Abschnitt knüpft daher an die Ausführungen zum CCC-Modell an und erläutert das DCC-Modell mit dynamischen bedingten Korrelationen.

3.2.3.6 Das Dynamic Conditional Correlation Modell

Das Dynamic Conditional Correlation Modell, auch DCC-Modell genannt, von Engle und Sheppard aus dem Jahr 2001 erweitert das schon vorgestellte Constant Conditional Correlation Modell von Bollerslev.[232] Die Flexibilität der univariaten GARCH-Modelle wird hierbei mit einer einfachen parametrischen Modellierung der zeitveränderlichen bedingten Korrelationen kombiniert. Wie bereits ausführlich im Abschnitt 2 dargelegt, hat die bisherige Literatur in empirischen Analysen aufzeigen können, dass sich Korrelationen zwischen einzelnen Wertpapieren im Zeitverlauf verändern.[233] Diese Information über die zeitveränderliche Korrelationsstruktur ist besonders für die Analyse von Ansteckungseffekten auf den Finanzmärkten und im speziellen Fall für die Ansteckung auf den Rentenmärkten während der europäischen Staatsschuldenkrise relevant.

Analog zum CCC-Modell werden auch in der dynamischen Variante zunächst univariate GARCH-Modelle angepasst, um dann im zweiten Schritt die zeitveränderliche Korrelation aus den standardisierten Residuen zu ermitteln. Diese Parametrisierung behält die angenehme Interpretierbarkeit univariater GARCH-Modelle und ermöglicht die Konstruktion eines flexiblen Schätzers für die bedingte Korrelationsmatrix.

Die Modellierung des DCC-Modells folgt dabei den Ausführungen zum CCC-Modell im vorherigen Abschnitt. Dabei wird die Korrelationsmatrix Y nicht mehr konstant modelliert, sondern als zeitveränderliche Korrelationsmatrix Y_i ausgestaltet.[234]

$$H_i = D_i Y_i D_i, \tag{3.142}$$

wobei

$$D_i^2 = diag(h_{kk}, i) \tag{3.143}$$

[232] Vgl. Engle, R. F., Sheppard, K. (2001).
[233] Vgl. Longin, F., Solnik, B. (2001) S. 671.
[234] Vgl. Engle, R. F. (2002a) und Engle, R. F. (2002b).

gilt. Daraus folgt mit $v_i = D_i^{-1}\varepsilon_i$

$$E\left(v_i v_i^{'} \middle| \Omega_{i-1}\right) = D_i^{-1} H_i D_i^{-1} = Y_i. \tag{3.144}$$

Als Schätzer für die bedingte Korrelationsmatrix Y_i bieten sich einige Möglichkeiten an. Vielversprechend ist die exponentielle Glättung[235]

$$\rho_{qr,i} = \frac{g_{qr,i}}{\sqrt{g_{qq,i} g_{rr,i}}}, \qquad R_i = \left[\rho_{qr,i}\right] \tag{3.145}$$

mit

$$g_{qr,i} = (1-\lambda) v_{q,i-1} v_{r,i-1} + \lambda g_{qr,i-1}. \tag{3.146}$$

Bei dieser Ausgestaltung kann durch die Festlegung eines einheitlichen Parameters gesichert werden, dass die bedingte Korrelationsmatrix positiv definit ist. Die Formulierung der Matrix Y_i kann durchaus komplexer gestaltet werden. Hier bildet sich der Anknüpfungspunkt zu den univariaten GARCH-Modellen an, da die Ausgestaltung durch eines der GARCH-Modelle genutzt werden kann.[236]

$$g_{qr,i} = \bar{\rho}_{qr} + \beta_1\left(v_{q,i-1} v_{r,i-1} - \bar{\rho}_{qr}\right) + \beta_2\left(g_{qr,i-1} - \bar{\rho}_{qr}\right), \tag{3.147}$$

wobei $\bar{\rho}_{qr}$ die unbedingte Korrelation zwischen $v_{q,i}$ und $v_{r,i}$ darstellt. Die Umformulierung dieser Darstellung ergibt

$$g_{qr,i} = \bar{\rho}_{qr}\left(\frac{1-\beta_1-\beta_2}{1-\beta_2}\right) + \beta_1 \sum_{s=1}^{\infty} \beta_2^{s-1} v_{q,i-s} v_{r,i-s}. \tag{3.148}$$

[235] Siehe hierzu ausführlich EWMA-Modelle in Alexander, C. (2008).
[236] Vgl. Engle, R. F. (2002a) S. 341.

Matrix Versionen der vorgestellten Schätzer ergeben:

$$G_i = (1-\lambda)\left(v_{i-1}v_{i-1}^{'}\right) + \lambda G_{i-1} \tag{3.149}$$

$$G_i = \bar{\rho}(1-\beta_1-\beta_2) + \beta_1\left(v_{i-1}v_{i-1}^{'}\right) + \beta_2 G_{i-1}. \tag{3.150}$$

Wobei $\bar{\rho}$ die unbedingte Korrelationsmatrix der standardisierten Residuen v_i darstellt. Die Matrix Y_i ist positiv definit, da die Matrix G_i ein gewichteter Mittelwert einer positiv definiten und einer positiv semidefiniten Matrix ist.[237]

Multivariate GARCH-Modelle im Allgemeinen zeichnen sich durch die explizite Modellierung der Interdependenz der Renditezeitreihen aus. Der wesentliche Aspekt dabei ist die zeitveränderliche Modellierung der Varianz-Kovarianz Matrix. Dadurch sind die Modelle in der Lage, zentrale Charakteristika in der Beziehung zwischen mehreren Finanzmarktzeitreihen, wie z. B. der zeitveränderlichen Korrelation, in die empirische Betrachtung mit einzubeziehen. Allerdings muss in diesem Hinblick auch deutlich zwischen den einzelnen Modellvarianten unterschieden werden. Es gibt Ansätze, in denen die Flexibilität durch eine zu hohe Parameteranzahl überstrapaziert wird. Solche Ansätze konnten in den direkten Generalisierungen univariater GARCH-Modelle gefunden werden mit bereits 21 Parametern im bivariaten Fall. Diese Ansätze sind daher ungeeignet, die Problemstellungen dieser Arbeit zu lösen. Faktormodelle auf der anderen Seite sind zwar in der Lage, eine Parameterreduzierung zu erreichen, doch nur mit Einschränkungen in der Aussagefähigkeit in Bezug auf Ansteckungseffekte. So muss zunächst ein Faktor benannt werden, der die Effekte auf die einzelnen Zeitreihen modelliert, ohne mit kompletter Gewissheit diesem Faktor alle Bewegungen zuschreiben zu können. Da zudem Aussagen über die dynamische zeitinvariate Struktur zwischen mehreren Zeitreihen anhand der Faktor GARCH-Modelle nicht möglich sind, fällt diese Modellkategorie ebenfalls für die Betrachtung von Ansteckungseffek-

[237] Vgl. Engle, R. F. (2002a) S. 341.

ten während der Staatsschuldenkrise aus. Anders sieht es schließlich mit den dynamischen bedingten Korrelationsmodellen aus. Durch die Berücksichtigung von dynamischen Korrelationsstrukturen ist es mit dieser Modellkategorie möglich, auch zeitveränderliche Varianzen und Korrelationen zwischen einzelnen Zeitreihen im Zeitverlauf zu modellieren und somit Ansteckungsphasen zu identifizieren. Das CC Modell in seiner dynamischen Ausgestaltung ist zudem Parameterarm in der Schätzung und unterliegt nur geringen Restriktionen an die einzelnen Parameter, um statistisch mathematisch signifikante Ergebnisse zu ergeben. Ein weiterer Vorteil liegt in der Schätzung des Modells in zwei aufeinanderfolgenden Schritten. So können im ersten Schritt die zugrundeliegenden Zeitreihen anhand eines beliebigen, univariaten GARCH-Modells mit der besten Anpassungsgüte ausgewählt werden, bevor im Rahmen der DCC-Betrachtung die Beziehung zwischen den Zeitreihen modelliert wird.

Ein übergeordneter Kritikpunkt an den multivariaten GARCH-Modellen ist die hohe Komplexität in der Schätzung. Außerdem sollte im Sinne der sparsamen Parametrisierung der Modellierung der gewählte Ansatz so einfach wie möglich gestaltet sein, ohne wesentliche Charakteristika zu vernachlässigen. Die Kombination aus univariater Modellierung durch univariate GARCH-Modelle und der multivariaten Modellierung der Interdependenzen durch ein DCC-Modell wird schließlich genutzt, um die Ansteckungseffekte in der empirischen Analyse in dieser Arbeit zu analysieren.

3.3 Hauptkomponentenanalyse

Im Allgemeinen liegt der Identifikation von Ansteckungseffekten auf Basis einer Analyse von Korrelationsstrukturen eine Beobachtung der steigenden Gleichbewegungen zwischen zwei Vermögenswerten zugrunde. Existiert nun allerdings ein globaler Faktor, der beide Vermögenswerte zum selben Zeitpunkt identisch beeinflusst, steigt schließlich auch die Korrelation zwischen beiden Vermögenswerten. Ein plötzlicher Anstieg der Korrelation kann daher nun entweder von Ansteckungseffekten oder einer Änderung des globalen Faktors begründen sein. Neben anderen Beispielen ist vor allem im Rahmen der Ansteckungsanalyse während der europäischen Staatsschuldenkrise, wie im vierten Kapitel gezeigt wird, die gemeinsame Geldpolitik innerhalb der EWU als ein Teil des globalen Faktors anzusehen. Expansive Geldpolitik führt zu Effekten in jedem der zu analysierenden Länder und somit zu stärkeren Gleichbewegungen der Vermögenswerte gerade auch in Abwesenheit von Ansteckung.

Eine ex post Unterscheidung zwischen Ansteckung und Veränderung des globalen Faktors ist nur sehr schwer möglich. Ex ante existieren hauptsächlich zwei Wege, um eine Filterung des globalen Faktors durchzuführen. Der globale Faktor enthält im Grundsatz eine unbekannte Anzahl an unterschiedlichen Komponenten. Die erste Vorgehensweise berücksichtigt bei der Filterung des globalen Faktors jeden dieser einzelnen Komponenten separat. In der Analyse der Asienkrise 1997 von Chiang et al. anhand eines DCC-Modells im Jahr 2007 nutzen die Autoren beispielsweise zeitverzögerte Aktienrenditen des US-Amerikanischen Marktes als wichtigsten Treiber für asiatische Aktienrenditen, um diesen globalen Faktor zu eliminieren.[238] Eine große Anzahl unterschiedlicher anderer Variablen werden ebenfalls in der Literatur verwendet, wie z. B. in Forbes (2013)[239], Eichengreen et al. (1996)[240] oder Podlich und Wedow (2011)[241]. Folgt man dieser Methodik und wählt ein Set an Variablen, um den globalen Faktor für jeden Vermögenswert einzeln zu erfassen, entsteht eine Vielzahl an Problemen. Zunächst ist es praktisch nicht durchführbar, die Vermögenswerte um

[238] Vgl. Chiang, T., Jeon, B., Li, H. (2007) S. 1208ff.
[239] Vgl. Forbes, K. (2012) S. 11ff.
[240] Vgl. Eichengreen, B., Rose, A., Wyplosz, C. (1996) S. 9ff.
[241] Vgl. Podlich, N., Wedow, M. (2011) S. 8ff.

jede relevante und mögliche Variable zu filtern, da man nicht ausschließen kann, die falschen Komponenten oder gar die richtige Anzahl an Komponenten zu nutzen. Zum Zweiten muss davon ausgegangen werden, dass sich die Veränderungen im Zeitverlauf graduell auf die zugrundeliegenden Zeitreihen auswirken und diskrete Veränderungen seltener Einfluss ausüben.

Die Schwierigkeiten und Probleme der Auswahl von Faktoren zur Identifikation und Bewertung eines globalen Faktors können durch eine alternative Vorgehensweise in Gänze gelöst werden. Dabei wird der globale Faktor als Gesamtheit durch eine Hauptkomponentenanalyse ausgewiesen und gefiltert. Favero et al. (2010), beispielsweise, wenden eine Hauptkomponentenanalyse auf die ersten Differenzen europäischer Anleihenrenditezeitreihen an und extrahierten somit eine Hauptkomponente, die mehr als 90 % der Variation in der Renditebewegung erklären kann.[242] Die Autoren interpretieren diese erste Hauptkomponente als die gemeinschaftliche internationale Komponente des Entwicklungsverlaufs europäischer Anleihenrenditen. Ehrmann et al. (2011) nutzen ebenfalls eine Hauptkomponentenanalyse und finden gar einen Faktor, der in der Lage ist, annähernd die komplette Bewegung europäischer Anleihenrenditen abbilden zu können.[243]

Die empirische Analyse im vierten Kapitel folgt der letztgenannten Methodik und verwendet die Hauptkomponentenanalyse, um einen globalen Faktor in den Renditestrukturen der untersuchten 10-jährigen Referenzanleihen zu eliminieren. Diese Methode ist nicht in der Lage, die Hauptkomponenten hinter der Gleichbewegung klar zu benennen und einer makroökonomischen Größe zuzuordnen, erlaubt es aber sicherzustellen, den statistisch signifikantesten gemeinsamen Treiber der Zeitreihen zu identifizieren und zu filtern. Nachdem ein globaler Faktor aus den Renditezeitreihen eliminiert worden ist, kann auch im Rahmen der Betrachtung von Korrelationsbeziehungen zwischen einzelnen Zeitreihen sichergestellt werden, dass der Anstieg von Gleichbewegungen, in der Magnitude oder der Frequenz nicht auf einen gemeinsamen Treiber zurückzuführen ist. Stattdessen sind in den verbleibenden Bewegungen und Dynamiken in der Beziehung und den Gleichbewegungen zwischen den einzelnen

[242] Vgl. Favero, C., Pagano, M., von Thadden, E. L., (2010).
[243] Vgl. Ehrmann, M., Fratzscher, M., Güürkaynak, R. S., Swanson, E. T. (2011).

Zeitreihen mögliche Ansteckungseffekte festzustellen, welche schließlich die Renditen der europäischen Staatsanleihen möglicherweise gemeinschaftlich treiben.

Im Abschnitt 3.2.3.4 konnte bereits das Faktor GARCH-Modell mit einem prädeterminierten Faktor statistisch hergeleitet werden. Die Anknüpfung an die Hauptkomponentenanalyse liegt in der Variation der Bestimmung eines solchen Faktors durch eine nunmehr latente Modellierung durch Hauptkomponenten. Die Hauptkomponentenanalyse ist statistisch eine Dimensionsreduktion der Informationen in den Ursprungsdaten und geht auf den Mathematiker Karl Pearson (1901) zurück. Durch eine kleine Anzahl an neuen Variablen, die sogenannten Hauptkomponenten, soll der wesentliche Teil der Informationen zusammengefasst werden.[244] Die Analyse selbst beruht auf einem hierarchischen Vorgehen. Die erste Hauptkomponente summiert das Maximum an Informationen, die durch eine einzige Variable erfassbar ist, die zweite Hauptkomponente das Maximum derjenigen Information, die nicht in der ersten Hauptkomponente enthalten ist. Dieses Vorgehen wird fortgeführt, bis alle Informationen durch Hauptkomponenten abgebildet werden können. Das Berechnen der Hauptkomponenten kann deshalb als iterativer Prozess aufgefasst werden, der die beste lineare Approximation an den Datensatz darstellt. Abbildung 8 zeigt beispielhaft eine elliptische Datenwolke, die in ihrer Form und Neigung von der Korrelation zwischen den Ausprägungen abhängt. In dieser Wolke wird diejenige Gerade gesucht, welche die Daten am besten approximiert.

Der Fehler ist dabei die Summe der euklidischen Abstände zwischen der Geraden und den Datenpunkten. Dieser Fehler wird für alle Geraden berechnet, die durch das Zentrum der Daten laufen, hierbei ist die Gerade mit dem kleinsten Fehler die erste Hauptkomponente (PC_1). Anschließend wird eine weitere Gerade gesucht, die ebenfalls durch den Mittelpunkt der Daten verläuft und diesmal orthogonal zur ersten Geraden verläuft, diese Gerade bildet nun die zweite Hauptkomponente (PC_2). Analog dazu werden alle anderen Hauptkomponenten ermittelt. Durch Verschiebung des Nullpunktes und Drehung des Koordinatensystems entsteht so ein neues Achsensystem. Die erste so genannte Hauptachse weist in Richtung der größten Streuung der

[244] Vgl. Pearson, K. (1901) S. 559.

standardisierten Werte.[245] Die zweite Hauptachse steht senkrecht auf der ersten, wobei hier der nächst geringere Varianzanteil erklärt wird. Aufgrund dieser Eigenschaften bezeichnet man die Hauptkomponenten auch als Eigenvektoren. Zur Bestimmung von Hauptkomponenten werden sogenannte Faktorenladungen P (Loadings) und Score-Werte T gebildet.

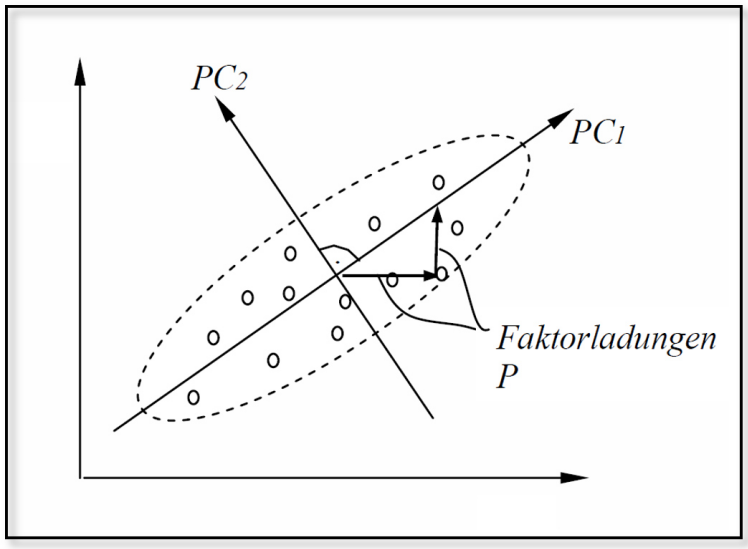

Abbildung 8: Hauptkomponentenanalyse – grafische Darstellung der Vorgehensweise bei der Modellierung einzelner Faktorladungen im Rahmen der Hauptkomponentenanalyse

Quelle: Eigene Darstellung

Die Faktorladungen ergeben auf dem ursprünglichen Koordinatensystem die Lage der Hauptkomponenten. Die Dimension der Faktorladungen ist das Produkt aus der Anzahl von Komponenten und den jeweiligen Ausprägungen. Die Score-Werte T beschreiben die Projektionen auf die Hauptachsen für jeden Punkt. Die Dimension von T ist das Produkt der Anzahl an Komponenten und der Anzahl an Messwerten.

[245] Damit eine Hauptkomponentenanalyse zu verwertbaren Ergebnissen kommt, müssen die Daten entweder zentriert oder standardisiert werden. Das Zentrieren erreicht man durch die Subtraktion des globalen Mittelwertes, $r_{ij} - \bar{\mu}_j$, bzw. Standardisierungen durch Division der zentrierten Daten mit der Standardabweichung $\frac{y_{ij}-\bar{\mu}_j}{s_j}$.

In Matrixschreibweise ist der Zusammenhang:

$$X = TP^T. \tag{3.151}$$

Für die Faktorladungen gilt die Bedingung

$$p_1^2 + p_2^2 + \cdots + p_k^2 = 1. \tag{3.152}$$

Die Hauptkomponenten werden über die Score-Werte t_i und die so genannten Eigenwerte berechnet, mit

$$PC_i = \frac{t_i}{\sqrt{\lambda_i}}. \tag{3.153}$$

Der Eigenwert λ_i gibt an, wie viel von der Gesamtvarianz aller Variablen durch diesen Faktor erfasst wird. Die Eigenwerte dienen auch zur Entscheidung, ob Faktoren im Modell beibehalten oder weggelassen werden können. Ist der Eigenwert kleiner oder gleich Eins, erklärt er weniger oder nur gleich viel wie die Varianz einer einzigen Variablen. Damit kann der Faktor weggelassen werden.

Die Berechnung der Eigenwerte und des Eigenvektors beruht auf der Kovarianzmatrix der zugrundeliegenden Daten, mit

$$Cov^{mxn} = \left(c_{i,j}, c_{i,j} = cov\left(Dim_i, Dim_j\right)\right) \tag{3.154}$$

und

$$cov(X,Y) = \frac{\sum_{i=1}^{n}(X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{(n-1)}. \tag{3.155}$$

Nachdem die Hauptkomponenten und damit gleichzeitig auch ein globaler Faktor der Datengruppe bestimmt wurde, soll in einem letzten Schritt die Datenbasis um diesen globalen Faktor reduziert werden. Dazu wird zunächst ein sogenannter Feature-Vektor gebildet, der eine Matrix aus den berechneten Eigenvektoren enthält.

$$Feature\ Vektor = (eig_1\ eig_2 eig_3 \dots eig_n) \tag{3.156}$$

Damit lässt sich ein neuer Datensatz erhalten, der die gewünschten Komponenten enthält, bzw. die nicht erwünschten Komponenten auslässt, es gilt:

$$Neuer\ Datensatz = Feature\ Vektor^T\ x\ Urpsrungsdaten^T, \tag{3.157}$$

wobei der Feature-Vektor und die Ursprungsdaten nun transponiert wurden und die Eigenvektoren in den Reihen der Matrix liegen.

Das Ziel der Adjustierung des ursprünglichen Datensatzes ist allerdings die Filterung um einen globalen Faktor ohne Informationsverlust für die Anwendung im Rahmen der Ansteckungsanalyse, sodass nun nochmals die Gleichung (3.157) umgestellt werden muss.

$$\begin{aligned} &Ursprungsdaten^T \\ &= (Feature\ Vektor^T)^{-1}\ x\ Neuer\ Datensatz. \end{aligned} \tag{3.158}$$

An dieser Stelle wird im Feature-Vektor der globale Faktor nicht mehr berücksichtigt, womit man schließlich die Ursprungsdaten genau um diese Komponente filtern kann.

Vor der Anwendung einer Hauptkomponentenanalyse schlägt die Literatur ein vorgelagertes Prüfverfahren vor, mit dem die Eignung eines Datensatzes zur Anwendung einer Hauptkomponentenanalyse überprüft werden soll.[246] Das sogenannte Kaiser-Mayer-Olkin Kriterium (KMO Kriterium) ist dabei die erste Wahl und beruht auf der Anti-Image-Kovarianz Matrix[247] der zugrundeliegenden Zeitreihen. Das Kriterium ermittelt anhand einer statistischen Größe, ob ein Datensatz sich überhaupt durch Faktoren darstellen lässt und kann in Ergänzung mit dem measure of sampling adequacy (MSA)[248] auch beurteilen, ob ein bestimmter Faktor in die Hauptkomponentenanalyse einfließen sollte. Das KMO Maß errechnet sich aus der Formel

$$KMO = \frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} \varrho_{ij}^2}{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} \varrho_{ij}^2 + \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} \phi_{ij}^2} \qquad mit\ (i \neq j), \tag{3.159}$$

wobei ϱ_{ij} die Korrelationskoeffizienten der Zeitreihen i, j und ϕ_{ij} die partiellen Korrelationskoeffizienten nach Herauspartialisierung aller anderen Zeitreihen darstellen. Es wird somit der gemeinsame Varianzanteil bestimmt, den alle Zeitreihen miteinander teilen, und setzt diesen mit dem gemeinsamen Varianzanteil aller Zeitreihen, zuzüglich der Summe der quadrierten Partialkorrelationskoeffizienten, miteinander in Beziehung. Da die Hauptkomponentenanalyse annimmt, dass die Korrelation zwischen Variablen aufgrund des unbeobachteten Faktors entsteht, sollte die Korrelation zwischen den Variablen niedrig sein, wenn der Einfluss des Faktors herausgerechnet wird. Genau dies wird durch die partiellen Korrelationen erreicht. Dementsprechend sinkt der Wert des KMO, je niedriger die paarweisen partiellen Korrelationen sind. Das KMO Maß kann somit als Kriterium herangezogen werden, ob eine Hauptkomponentenanalyse an sich zu einem Erfolg führen kann. Der Wert des KMO-Kriteriums

[246] Vgl. Cerny, B. A., Kaiser, H. F. (1977) S. 43ff.

[247] Der Anti-Image-Kovarianz Matrix liegt die Idee zugrunde, dass sich im Fall zweier korrelierender Zeitreihen, die Varianz jeder dieser Zeitreihen wenigstens teilweise durch die andere Zeitreihe erklären lässt. Je stärker diese Korrelation ist, desto größer ist der Anteil an Varianz, der durch die Korrelation erklärt werden kann. Solange der Zusammenhang zwischen beiden Zeitreihen aber nicht perfekt ist, gibt es trotzdem noch einen unerklärbaren Varianzanteil. Die Gesamtvarianz einer korrelierenden Zeitreihe lässt sich somit in einen, (1) durch die korrelierende Zeitreihe erklärbaren Teil (Image) und (2) einen durch die korrelierende Zeitreihe nicht erklärbaren Teil (Anti-Image), beschreiben. Somit weist ein Zeitreihenpaar mit einem niedrigen Anti-Image Wert eine starke Korrelation auf.

[248] Vom Autor übersetzt als „Maß zur Stichprobeneignung“.

liegt dabei stets zwischen Null und Eins, wobei von den Autoren unterschiedliche Bandbreiten definiert werden, die in einem direkten Zusammenhang mit der Interpretation des Maßes stehen.[249]

Analog zur Prüfung, ob der Datensatz als Gesamtheit zur Durchführung einer Hauptkomponentenanalyse anhand des KMO-Kriteriums geeignet ist, kann auch die Eignung der einzelnen Faktoren für die Aussagefähigkeit in diesem Analyserahmen überprüft werden. Das MSA, welches in der mathematischen Ausgestaltung eng mit dem KMO Maß verknüpft ist, liefert hierzu eine Einschätzung.

Es gilt formal:

$$MSA_j = \frac{\sum_{j \neq i}^{n} \varrho_{ij}^2}{\sum_{j \neq i}^{n} \varrho_{ij}^2 + \sum_{j \neq i}^{n} \phi_{ij}^2}. \tag{3.160}$$

Das MSA berechnet sich aus den Korrelationen und Partialkorrelationen zwischen einzelnen Zeitreihen und den restlichen Zeitreihen aus dem Datensatz. Das MSA Maß gibt somit an, wie sich das Verhältnis zwischen den Zeitreihen verhält und ob die jeweilige Zeitreihe somit in der Analyse berücksichtigt werden sollte. Auch das MSA kann einen Wert zwischen Null und Eins annehmen und wird analog zum KMO Kriterium anhand derselben Bandbreiten interpretiert.[250]

Führen beide Prüfverfahren zu einem positiven Ergebnis, sprechen keine statistischen Gründe gegen eine Anwendung der Hauptkomponentenanalyse im Rahmen der empirischen Ansteckungsanalyse im vierten Kapitel. Die Anwendung der Prüfverfahren auf die Renditereihen 10-jähriger europäischer Referenzanleihen als auch die Hauptkomponentenanalyse selber sind schließlich im weiteren Verlauf im Abschnitt 4.2 zu finden.

Im Abschnitt 3.2.3.4 wurde bereits das Faktor GARCH-Modell im Rahmen der Betrachtung von Faktorenmodellen eingeführt und als nicht zielführend für eine Analyse von Ansteckungseffekten beurteilt. Die Hauptkomponentenanalyse hier weist

[249] Vgl. Cerny, B. A., Kaiser, H. F. (1977) S. 47.
[250] Vgl. ebd. S. 47.

dennoch wieder Ähnlichkeiten in der Herangehensweise zur Reduktion der Komplexität in einer multivariaten Umgebung auf. Eine engere Differenzierung wird damit nötig, denn streng genommen gehört nur die Hauptachsenanalyse[251] zu den Faktorenanalysen. Bei dieser Methode werden nur die Kovarianzen aller Variablen analysiert, es ist also nicht das Ziel, die vollständige Varianz der Variablen aufzuklären, sondern nur ihre gemeinsame Varianz. Das Verfahren wird in erster Linie dann eingesetzt, wenn es darum geht, latente Konstrukte oder Strukturen hinter den Variablen zu entdecken und diese aufzuzeigen. Der Anteil an Varianz einer Variablen, der nicht mit anderen Variablen kovariiert, wird also nicht berücksichtigt. Bei der Hauptkomponentenanalyse wird hingegen versucht, die vollständige Varianz aller Variablen mit wenigen Komponenten zu erklären. Sie wird dann eingesetzt, wenn das Ziel darin besteht, die Datenstruktur zu reduzieren.

Zusammengefasst bedeutet dies, dass die Hauptachsenanalyse kovarianz- und die Hauptkomponentenanalyse varianzorientiert ist. Da es das Ziel bleibt, die Varianz und die Gleichbewegungen zwischen den einzelnen europäischen Referenzanleihen in den Mittelpunkt der empirischen Ansteckungsanalyse zu legen, kommt für die Anwendung im vierten Kapitel nur die Hauptkomponentenanalyse in Frage. Sie wird schließlich dazu genutzt, um einen globalen Faktor aus dem Datensatz herauszufiltern, der die Varianz in den einzelnen Zeitreihen treibt. Bevor schließlich die theoretisch, statistisch hergeleiteten Modelle in der empirischen Umsetzung zur Analyse von Ansteckungen während der europäischen Staatsschuldenkrise Anwendung finden, soll im folgenden Abschnitt nochmals eine kurze Zusammenfassung die wesentlichen Auswahlschritte und Gründe für die Auswahl der entsprechenden ökonometrischen Modelle nachvollziehen.

[251] Der Unterschied zwischen der Hauptkomponenten- und der Hauptachsenanalyse liegt in der Reihenfolge des Schätzvorgangs. In der Hauptachsenanalyse werden zunächst die gemeinsamen Varianzen und Varianzen der Residuen geschätzt, bevor die Eigenwertzerlegung durchgeführt wird, in der Hauptkomponentenanalyse gilt Umgekehrtes.

3.4 Zwischenfazit und Auswahl des relevanten statistischen Modells

Das Ziel des ökonomischen Modells zur Analyse von Ansteckungseffekten ist die Identifikation einer dynamischen Korrelationsstruktur der Rendite reihen 10-jährigen europäischen Referenzanleihen. Am besten geeignet sind dafür die sogenannten multivariaten generalisierten autoregressiven bedingten heteroskedastischen (MGARCH) Modelle, aufgrund der direkten Ausgestaltung der Beziehungen zwischen mehreren Zeitreihen. Viele Spezifikationen von MGARCH-Modellen berücksichtigen erfolgreich alle technischen Restriktionen, die bereits im Verlauf des zweiten Kapitels beschrieben wurden und durch einzelne mathematisch statistische Voraussetzungen in diesem Kapitel ergänzt wurden. Allerdings haben die letzten Abschnitte gezeigt, dass eine Interpretation im Umfeld einer Ansteckungsanalyse nicht immer einfach ist und ein Kompromiss zwischen einer sparsamen Parametrisierung und weiterhin interpretierbaren Modellausgestaltungen gewährleistet sein muss. Aus diesem Grund soll noch einmal eine kurze Übersicht die Wahl des richtigen Modells begründen.

Eine Klasse von Modellen, in denen die zeitveränderlichen Kovarianzen direkt modelliert werden, sind die beschriebenen *vec* und BEKK-Modelle und deren Spezifizierungen auch in der diagonalen Modellausgestaltung. Diese Modelle, zurückgehend auf Engle und Kroner (1995), sind in der Lage mehrere Zeitreihen gleichzeitig zu analysieren und die nötigen Einschränkungen zuzulassen, damit die bedingten Kovarianzmatrizen positiv definit bleiben. Die Weiterentwicklung des *vec* Modells, in Form des BEKK-Modells, ist dabei in der Regel mathematisch aussagekräftig und ohne größere technische Restriktionen zu schätzen. Das allgemeine Modell wird dabei allerdings meist sehr groß in der Parametrisierung und verlangt Prämissen bzw. Einschränkungen in der statistischen Ausgestaltung in dem Maß, sodass der Nutzen schließlich in der empirischen Anwendung stark abnimmt. Zusätzlich sind die Parameter des BEKK-Modells nicht unmittelbar interpretierbar, da sich netto Effekte in der Schätzung dieser nicht ausschließen lassen. Das führt letztendlich dazu, dass diese Klasse von Modellen für eine Ansteckungsanalyse nicht die erste Wahl sein sollte.

Zu der Oberkategorie Faktorenmodelle zählen die erläuterten Faktor-GARCH-Modelle, wie sie von Engle et al. (1990) erstmals vorgeschlagen wurden. In dieser Modellklasse werden Faktoren genutzt, die einem bedingten heteroskedastischen Prozess folgen, um die Kovarianzmatrizen zu schätzen. Die Schätzung des Modells hat keine größeren technischen Einschränkungen und ist sparsam in der Parametrisierung, allerdings ist die Wahl eines adäquaten Faktors für die Kovarianzmatrix ein entscheidendes Kriterium für die empirische Anwendung des Modells. An dieser Stelle offenbart sich die größte Schwachstelle, denn die Wahl eines Faktors ist zwangsläufig mit der Unsicherheit verbunden, eine falsche makroökonomische Kennzahl oder eine mangelhafte Kombination dieser für die Ausgestaltung des Modells anzunehmen. Analog zum *vec* und BEKK-Modell ist zudem eine Interpretation der geschätzten Koeffizienten im Zusammenhang einer Ansteckungsanalyse nur schwer möglich, da keine direkte Identifikation und Interpretation dieser Faktoren möglich ist. Eine dynamische Betrachtung der Beziehungen zwischen Zeitreihen, die so wesentlich für die Identifikation von Ansteckungen sind, fehlt darüber hinaus ebenfalls in einem relevanten Ausmaß, sodass schließlich die empirische Analyse im vierten Kapitel auf Basis eines Faktor-GARCH-Modells nicht zielführend ist.

Eine letztgenannte Modellklasse umgeht solche direkten Schätzungen der Kovarianzmatrix und bildet stattdessen unmittelbar die bedingten Varianzen und bedingten Korrelationen ab. Damit sind diese Modelle in der Lage, die Beziehung zwischen mehreren Zeitreihen besser zu modellieren und auch der Zielsetzung der Ansteckungsanalyse in dieser Arbeit besser zu entsprechen, als die zuvor erläuterten Herangehensweisen. Ein frühes Modell dieser Kategorie ist das sogenannte CCC-Modell von Bollerslev (1990). Die Schätzung des CCC-Modells findet in zwei Schritten statt und ist in der Lage, zunächst anhand von univariaten GARCH-Modellen eine bestmögliche Anpassung an die jeweiligen Renditereihen der einzelnen europäischen Referenzanleihen zu gewährleisten. Zur individuellen Anpassung an die Zeitreihen können dabei GARCH-Ausgestaltungen genutzt werden, die im Abschnitt 3.2.2 erläutert wurden und darauf abzielen, besonders Asymmetrien, Persistenzen oder Strukturbrüche in den Fokus zu nehmen. Für die zeitveränderten Kovarianzen zur Schätzung der Korrelationsbeziehungen zwischen einzelnen Zeitreihen wird im CCC-Modell allerdings

angenommen, dass sich diese in einem proportionalen Verhältnis zum Quadrat der Wurzel des Produkts der entsprechend geschätzten Varianzen aus der univariaten Zeitreihenanpassung verhalten. Damit wird in diesem Zuge eine statische und konstante bedingte Korrelationsmatrix geschätzt.

Konstante, bedingte Korrelationen sind jedoch eine starke Annahme für die Beziehung zwischen mehreren Zeitreihen und müssen zunächst statistisch auf deren Falsifizierbarkeit getestet werden. Ausgehend von der Annahme, dass keine Korrelationsdynamik existiert, schränkt dies eine empirische Ansteckungsanalyse erheblich ein. Unter Bezugnahme auf die Erkenntnisse des zweiten Kapitels kann durch diese pauschale Prämisse nicht mehr zwischen Interdependenzen, also gleichbleibenden konstanten Korrelationen und Ansteckung, bzw. ansteigenden Gleichbewegungen und somit steigenden Korrelationen unterschieden werden. Aus diesem Grund verfehlt das CCC-Modell die Anforderungen an das statistische Modell für die empirische Betrachtung und damit auch an die Fragestellung aus dieser Arbeit. Erst eine Erweiterung, die auch eine dynamische Entwicklung der Beziehungen zwischen mehreren Zeitreihen modellieren kann, ist auch in der Lage, klar zwischen Interdependenzen und Ansteckung zu differenzieren.

Das nun resultierende dynamisch bedingte Korrelationsmodell (DCC) von Engle (2002) und Engle und Sheppard (2001) erlaubt es schließlich, in Kombination mit univariaten GARCH-Modellen die zeitinvariaten Beziehungen zwischen den europäischen Anleihen abzubilden und somit Ansteckungseffekte zu identifizieren. Aus ökonometrischer Sicht erfüllt das Modell alle Anforderungen, insbesondere bleibt auch die Aussagefähigkeit bei einer großen Anzahl an Renditereihen bei gleichzeitiger Sparsamkeit der Parametrisierung in diesem Modell erhalten. Die geschätzte Korrelationsmatrix ist dabei zudem garantiert positiv definit. Die Ergebnisse einer DCC-Betrachtung entsprechen dabei dem Anspruch einer Ansteckungsanalyse auf Grundlage von Korrelationsbeziehungen zwischen einzelnen Vermögenswerten, da sie explizit die - um die Volatilität korrigierte - dynamische Korrelation in den Mittelpunkt der Analyse stellt und in der Lage ist, die Fragestellung dieser Arbeit damit zu beantworten. In der empirischen Betrachtung der europäischen Staatsschuldenkrise wird daher auf das DCC-Modell zurückgegriffen.

Da dynamische Korrelationsbeziehungen anhand eines DCC-Modells im Mittelpunkt der Ansteckungsanalyse stehen, muss auch ein besonderer Fokus auf die zeitveränderlichen Volatilitäten gelegt werden. In unruhigen Phasen auf den Finanzmärkten steigt typischerweise die Unsicherheit und damit auch die Volatilität der zugrundeliegenden Vermögenswerte. Diese Veränderung kann durch einen globalen Faktor ausgelöst und getrieben werden, der in einem gemeinschaftlichen Anstieg der Volatilität resultiert und damit gleichzeitig steigende Korrelationen zwischen den einzelnen Vermögenswerten nach sich zieht. In Hinblick einer Ansteckungsanalyse auf Grundlage von Korrelationsbeziehungen erzeugt dieser Zusammenhang einen allgemeinen Anstieg der Korrelation, ohne dass dieser Anstieg inhärent auf einzelne Zeitreihen zurückzuführen ist. Eine Filterung des größten gemeinsamen Treibers der Volatilität führt somit zu einer besseren Aussagekraft der zurückbleibenden Korrelation. Dazu wird von Pearson (1901) eine Hauptkomponentenanalyse als zusätzliche Dimensionsreduzierung vorgeschlagen und ist in der Lage, die Volatilitäten einer Gruppe von Zeitreihen in einzelne Hauptkomponenten zusammenzufassen. Die Varianz eines Datensatzes lässt sich mit dieser Form einer Faktorenanalyse vollständig auf einzelne Faktoren zurückführen, die in einem weiteren Schritt einzeln herausgefiltert werden können. Für die turbulente Zeitperiode während der europäischen Staatsschuldenkrise und der Finanzkrise zuvor ist die Hauptkomponentenanalyse daher in der Lage, als Dimensionsreduktion in der Analyse von Ansteckungseffekten anhand von dynamischen Korrelationsbeziehungen die Relevanz der Ergebnisse zu steigern.

Das nächste Kapitel analysiert schließlich die Renditereihen ausgewählter 10-jähriger europäischer Referenzanleihen auf Hinweise von Ansteckungseffekten und versucht, diese auf Grundlage von dynamischen Korrelationsbeziehungen eines DCC-Modells zu falsifizieren. Das dabei verwendete statistische Modell und die entsprechenden mathematisch statistischen Voraussetzungen wurden in diesem Kapitel herausgearbeitet. Begonnen wird im nächsten Kapitel mit der Beschreibung des verwendeten Datenmaterials.

Kapitel 4
Ökonometrische Ansteckungsanalyse während der Staatsschuldenkrise

4.1 Datenmaterial

Für die empirische Analyse von Ansteckungseffekten während der europäischen Staatsschuldenkrise wird ein Datensatz genutzt, der elf Länder aus der Europäischen Währungsunion beinhaltet. In alphabetischer Reihenfolge sind dies Zinssätze von Referenzanleihen für Belgien, Deutschland, Finnland, Frankreich, Griechenland, Irland, Italien, Niederlande, Österreich, Portugal und Spanien. Für eine Anschlussbetrachtung einzelner Effekte auf Länder außerhalb der Europäischen Währungsunion, aber innerhalb Kontinentaleuropas, wird der Datensatz um die Zinssätze für Referenzanleihen der Länder Norwegen, Schweden, Schweiz und UK erweitert.

Die Auswahl beinhaltet Länder, die (Re-)Finanzierungsschwierigkeiten durch stark steigende Anleihenrenditen unterlagen und zum anderen Länder, die hiervon

nicht betroffen waren, weil sie als sichere Häfen auf den Finanzmärkten angesehen werden. Diese Arbeitshypothese von sicheren Häfen in der Eurokrise und damit verbundenen Veränderungen in der Investmententscheidung der Marktteilnehmer soll im Verlauf der statistischen Analyse beantwortet werden. Darüber hinaus bietet die Analyse im erweiterten Betrachtungsrahmen mit Norwegen, Schweden, der Schweiz und UK weitere Erkenntnisse für potentielle Effekte auf Länder mit eigeneständiger Geldpolitik.

Im Sprachgebrauch dieses Kapitels werden dazu die Länder aus der Anschlussbetrachtung auch mit „Ländergruppe 2“ bezeichnet, während die Mitglieder der EWU der „Ländergruppe 1“ angehören. Alle deskriptiven und inferentiellen Analysen in dieser Arbeit wurden mittels der Software „Matlab“ von MathWorks[252] und „Eviews“ von IHS Global[253] erstellt. Die Abbildungen und Tabellen entsprechen dabei den Ergebnissen aus den genannten Statistikprogrammen.

[252] Vgl. https:// www.mathworks.com/.
[253] Vgl. http://www.eviews.com/.

4.1.1 Beschreibung

Als Datengrundlage werden die Renditereihen der ausgewählten 10-jährigen europäischen Referenzanleihen aus der Zeitreihendatenbank Datastream von Thomson Reuters entnommen.[254] Die Daten entsprechen den Renditen der Tages-Schlusskurse der einzelnen Anleihen im Zeitraum vom 01. Januar 2008 bis zum 30. Juni 2016. Der Startpunkt für die Betrachtung ergibt sich aus den Geschehnissen um die Insolvenz der Investmentbank Lehmann Brothers im Herbst des Jahres 2008 und der damit ausgelösten Weltwirtschaftskrise sowie der Tatsache, dass sich die Renditen der einzelnen Anleihen bis zu diesem Zeitpunkt nur unter geringer Volatilität parallel über ein ganzes Jahrzehnt hinweg bewegt haben. Im Abschnitt 2.3 wurde zudem deutlich, dass in der Literatur keine Ansteckung auf den europäischen Rentenmärkten in der Phase bis 2008 nachgewiesen werden kann und die Bewegungen der Renditen in dieser Zeitperiode als Interdependenzen zwischen den einzelnen Ländern interpretiert werden.[255] Mitte des Jahres 2016 bildet den Endpunkt der Betrachtung, da sich die Renditen und die politischen Verhältnisse der ehemaligen Krisenländer Portugal, Spanien und Irland auf ein Niveau stabilisiert haben, die auf einen statischen Zustand hindeuten und sich die externen Effekte des sogenannten „Brexits“ und der Präsidentschaftswahl in den USA noch nicht in den Zeitreihen bemerkbar machen. Insgesamt ergeben sich dadurch bei einer Betrachtung von Tagesdaten für eine Fünftagewoche 2216 einzelne Datenpunkte. Gegenüber Wochen-, Monats- oder Quartalsdaten hat die höhere Frequenz entscheidende Vorteile, da die Datengrundlage dadurch umfangreicher wird und somit mehr relevante Informationen über die Gesamtperiode zur Verfügung stehen. Tagesdaten entsprechen der höchsten Beobachtungsfrequenz für Staatsanleihen, die Thomson Reuters in Datastream bereitstellt. Den Verlauf der 10-jährigen Referenzanleihen im Betrachtungszeitrum lässt sich der Abbildung 9 entnehmen. Die Renditen der Referenzanleihen werden dabei anhand der täglichen Schlusskurse für die jeweiligen Staatsanleihen der einzelnen Emittenten ermittelt. Deutlich ist dabei zunächst zu erkennen, dass die Renditen bis zum Ausbruch der europäischen Staatsschuldenkrise und dem auslösenden Ereignis im Herbst 2009 in Griechenland

[254] Vgl. http://financial.thomsonreuters.com/.
[255] Vgl. Gilmore, C., Lucey, M., Boscia, M. (2010) S. 4875ff.

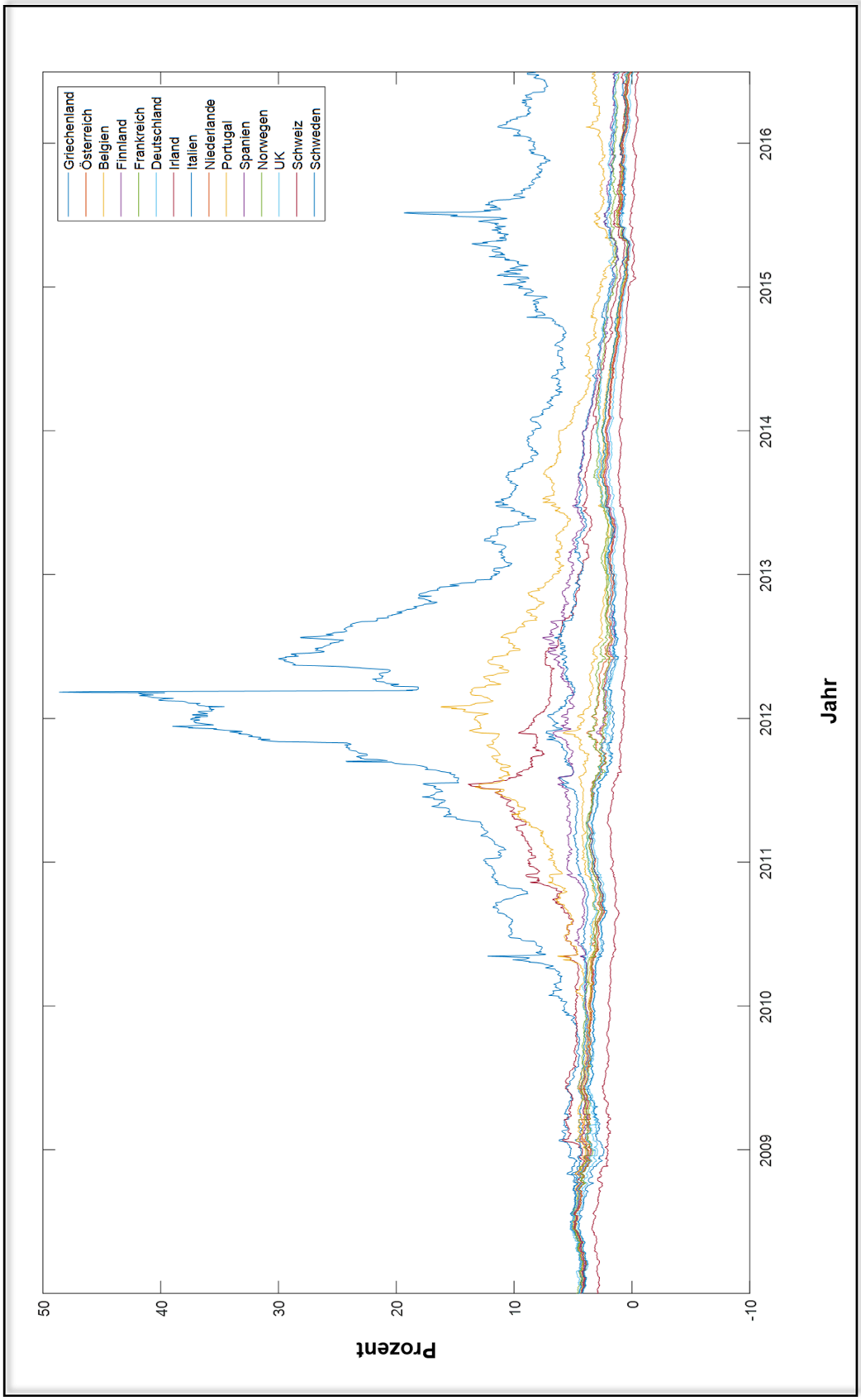

Abbildung 9: Entwicklung ausgewählter 10-jähriger europäischer Referenzanleihen im Zeitverlauf zwischen Januar 2008 und Juli 2016

Quelle: Thomson Reuters Datastream, eigene Darstellung.

durch eine gemeinsame Gleichbewegung ohne erwähnenswerte Varianz zu charakterisieren ist. Erst in den folgenden Jahren ist ein deutliches Auseinanderbewegen der unterschiedlichen Anleihenrenditen zu erkennen. Insbesondere die Länder der europäischen Peripherie, die als Krisenländer in der öffentlichen Wahrnehmung standen, zeigen einen starken Anstieg der Anleihenrenditen im Zeitraum nach 2009. Der Haircut griechischer Staatsschulden im Frühjahr 2012 lässt sich sehr deutlich in den stark abfallenden Anleihenrenditen in der Abbildung 9 erkennen, wenngleich eine verzögerte Gegenbewegung im Nachgang stattfand. Noch einmal Mitte des Jahres 2015 steigen die Renditen, im Speziellen die der griechischen Anleihen in kurzer Zeit signifikant. In dieser Zeitperiode fällt die Entscheidung zum dritten Rettungspaket für Griechenland und die Befürchtung auf den Finanzmärkten, Griechenland stehe vor dem Austritt aus der Europäischen Währungsgemeinschaft.

Neben den entsprechenden Zeitreihen für die genannten Referenzanleihen sind drei weitere Faktoren für die Ausgestaltung der statistischen Modelle im weiteren Verlauf notwendig. So werden in einer separaten Einzelanalyse (siehe Abbildung 22[256] und Tabelle 7.44[257]) die Ratingänderungen der drei großen Ratingagenturen Standart & Poor´s, Fitch und Moody´s für Griechenland chronologisch abgebildet, um diese im Rahmen einer Regressionsanalyse anhand von Dummy-Variablen als Einflussfaktoren für Ratingveränderungen zu nutzen. Ebenso ist in der Tabelle 7.9 und 7.10 eine chronologische Aufstellung der relevanten politischen Entscheidungen in Griechenland mit Bezug zur Staatsschuldenkrise zu finden.[258] Diese Informationen dienen ebenfalls als Ausprägung für eine Dummy-Variable bezüglich des Einflussfaktors „Ereignisse“, um eine durch politische Entwicklung ausgelöste Ansteckung zu identifizieren. Typischerweise haben diese „Ereignisse“ bzw. News erheblichen Einfluss auf das Verhalten der Renditereihen. Beide Dummys werden im Abschnitt 4.4.3 eingesetzt, um im Rahmen einer Regressionsanalyse die Signifikanz eben dieser beiden Einflüsse auf die dynamischen Korrelationsstrukturen einzelner europäischer Anleihenrenditen festzustellen.

[256] Vgl. S. 280.
[257] Vgl. S. 454.
[258] Vgl. S. 419f.

Ein letzter Faktor bildet der sogenannte „Haircut“ für die griechischen Anleihen ab. Zum 12. März 2012 erließen private Investoren nach langen Verhandlungen dem griechischen Staat 50 % ihrer Kreditforderungen.[259] Dies resultierte schließlich in einem stark steigenden Kurswert der Anleihen und damit einer Reduzierung der Rendite (Abbildung 9). Das Ereignis wird durch eine weitere Dummy-Variable, nun aber bereits in der Schätzung der univariaten GARCH-Modelle und dem DCC-Modell berücksichtigt, um eine Verzerrung der Korrelationsbeziehung zwischen den einzelnen Anleihenrenditen zu vermeiden.

Alle relevanten politischen und ökonomischen Ereignisse in Griechenland sowie alle wesentlichen Geschehnisse mit Bezug zur europäischen Staatsschuldenkrise aus einer gesamteuropäischen Sichtweise können im Anhang gefunden werden.[260] Diese chronologische Übersicht, auf einem sehr viel detaillierteren Niveau und in einzelne Jahre separiert, dient dem allgemeinen Verständnis der historischen Ereignisse bis 2016.

[259] Vgl. S. 257.
[260] Vgl. S. 332.

4.1.2 Eigenschaften

Zur präzisen Beurteilung der statistischen Eigenschaften der Renditezeitreihe werden die wichtigsten deskriptiven Momente herangezogen. Neben dem arithmetischen Mittel,

$$\bar{\mu} = \frac{\sum_{i=1}^{N} y_i}{N}, \tag{4.1}$$

dem Median, als $(p = 0,5)$-Quantil der Verteilung und der Standardabweichung,

$$s = \sqrt{\frac{(\sum_{i=1}^{N}(y_i - \bar{\mu})^2)}{(N-1)}}, \tag{4.2}$$

mit N als Anzahl der Beobachtungen und $\bar{\mu}$ als Mittelwert der Renditereihe gehört auch die Schiefe zu den statistischen Kennzahlen, die eine Verteilung charakterisiert. Mit Hilfe der Schiefe können Aussagen über die Symmetrie der empirischen Verteilungen gemacht werden. Als Referenzwert zur Beurteilung von Zeitreihen wird dabei die Schiefe der idealisierten Normalverteilung herangezogen, die sich durch ihre typische Glockenkurve beschreiben lässt und den Wert Null annimmt. Formal ist die Schiefe einer Verteilung definiert als

$$S = \frac{\sum_{i=1}^{N}\left(\frac{y_i - \bar{\mu}}{\hat{\sigma}}\right)^3}{N}, \tag{4.3}$$

mit $\hat{\sigma}$ als Schätzung für die Standardabweichung, die wiederum auf die korrigierte Stichprobenvarianz $\hat{\sigma} = s\sqrt{\frac{(N-1)}{N}}$ aufbaut. Der Normalverteilung gegenüber stehen Verteilungen mit einer positiv abweichenden Schiefe, die als rechtsschief gelten und sich im Vergleich zur Normalverteilung weiter nach rechts neigen. Eine negative Schiefe auf der anderen Seite beschreibt linksschiefe Verteilungen mit einer Neigung nach links.

Ein weiteres Moment zur Charakterisierung der Form einer Verteilung ist die Kurtosis, definiert durch:

$$K = \frac{\sum_{i=1}^{N} \left(\frac{y_i - \bar{\mu}}{\hat{\sigma}} \right)^4}{N}. \tag{4.4}$$

Auch hier gilt die Normalverteilung mit einem Wert von Drei wieder als Referenz zur Beurteilung der Symmetrie einer Stichprobenverteilung. Nimmt die Kurtosis größere Werte an, liegen die Beobachtungen vermehrt im Zentrum und an den Rändern der Verteilung, und man spricht von einer leptokurtischen Verteilung. Die höhere Wölbung kennzeichnet also eine Streuung extremer aber seltener Ereignisse, während niedrigere Werte eine gleichmäßigere Streuung der Ereignisse im Vergleich zur Normalverteilung kennzeichnet. Um die Annahme einer leptokurtischen Verteilung zu überprüfen, wird in der Literatur die Jarque-Bera-Statistik (JB-Statistik) vorgeschlagen.[261] Mit diesem speziellen Anpassungstest lässt sich anhand der Schiefe und der Kurtosis feststellen, ob die Stichprobe der Normalverteilung folgt. Es gilt formal:

$$JB = \frac{N}{6}\left(S^2 + \frac{(K-3)^2}{4} \right), \tag{4.5}$$

mit der Kurtosis K und der Schiefe S.

Unter der Nullhypothese einer Normalverteilung ist die JB-Statistik χ^2-verteilt mit zwei Freiheitsgraden. Man lehnt die Nullhypothese ab, wenn der Wert der Teststatistik größer ist als das $(1-\alpha)$-Quantil der χ^2 Verteilung mit zwei Freiheitsgraden. Das 99 %-Quantil einer mit zwei Freiheitsgraden χ^2-verteilten Zufallsvariablen ist 9,21.

Abbildung 10 zeigt zunächst zusammengefasst den Boxplot der ausgewählten Renditen 10-jährigen europäischen Referenzanleihen. Analog zur Abbildung 9 im vorherigen Abschnitt ist eine Unterscheidung zwischen den Krisenländern der europäischen Peripherie und den restlichen Ländern aus dem Datensatz auch in dieser Form

[261] Vgl. Bera, A., Jarque, C. M. (1980).

auf Anhieb möglich. Der Boxplot charakterisiert im Wesentlichen die Verteilung der Renditen 10-jähriger Referenzanleihen des genutzten Datensatzes. In der Box selbst, die in ihrem Ausmaß das 25 % und das 75 % Quartil einschließt, wird mittels Unterbrechung auch noch der Median der Renditeverteilung abgebildet. Gerade auch für die Renditeverteilungen von Griechenland, Irland und Portugal ist dort ein größerer Interquantilabstand zu finden, als für den restlichen Datensatz. Die sogenannten Antennen, die sich außerhalb der Box befinden und sich durch einen maximalen 3-fachen Interquantilabstand definieren lassen, machen deutlich, dass gerade auch für die bereits genannten Länder deutliche Ausschläge der Renditen in der betrachteten Zeitperiode festzustellen sind.

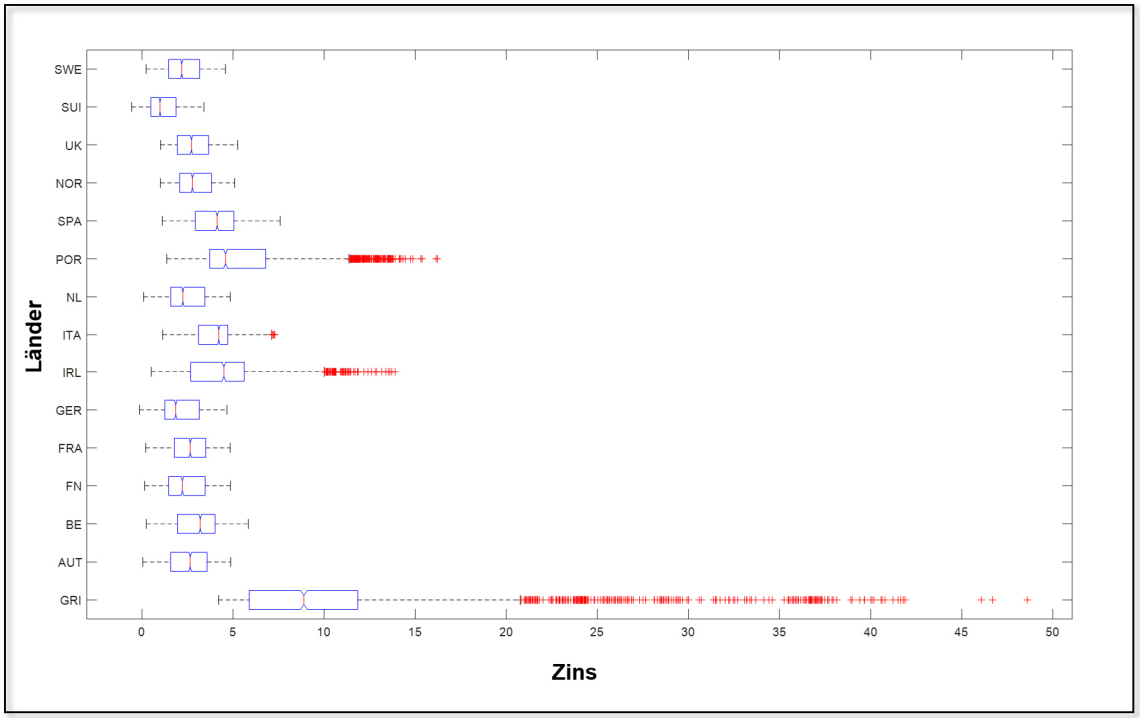

Abbildung 10: Boxplot der 10-jährigen europäischen Referenzanleihen des vollständigen Datensatzes. Abgebildet findet sich als Box der Interquantilabstand zwischen dem 25 % und 75 % Quartil, unterbrochen durch den Median und Antennen außerhalb der Box mit einer maximalen Länge des 3-fachen Interquantilabstands.

Einen Schritt weiter geht die Darstellung in Tabelle 4.1 und bildet die Ergebnisse der deskriptiven Analyse anhand der vorgestellten Momente und des JB-Tests auf die Renditereihen der 10-jährigen Referenzanleihe gemeinschaftlich ab. Dabei wird der gesamte Betrachtungsumfang für die Analyse genutzt.

Land	ar. Mtl.	Median	Max	Min	St. Abw.	Schiefe	Kurtosis	JB
Belgien	0.762910	0.623250	3.660000	0.115800	0.541630	1.767357	6.359087	2195.472***
Deutschland	2.081385	1.851950	4.664700	-0.127400	1.192079	0.151101	1.984381	103.6727***
Finnland	0.266111	0.235750	0.827000	0.018900	0.132507	1.200041	4.649631	783.1418***
Frankreich	0.471677	0.387400	1.887000	0.056800	0.285640	1.731951	6.300908	2113.936***
Griechenland	9.023779	7.762800	46.80200	0.308500	7.941691	1.709535	6.178507	2012.216***
Irland	2.424081	1.606200	11.24900	0.109900	2.180206	1.130905	3.402219	487.2950***
Italien	1.828489	1.451000	5.498000	0.256600	1.152648	1.063816	3.284432	425.4465***
Niederlande	0.284777	0.250700	0.842000	0.034200	0.137330	1.016622	3.899280	456.3841***
Norwegen	0.791430	0.767100	1.454100	0.011300	0.284826	0.150214	2.167166	72.37728***
Österreich	0.429346	0.351000	1.832000	0.060500	0.278012	1.575174	5.549203	1516.402***
Portugal	3.626780	2.540050	14.41000	0.212600	3.065927	1.133119	3.377354	487.3563***
Schweden	0.139504	0.094050	0.753700	-0.663500	0.266274	0.019759	2.550354	18.81226***
Schweiz	-0.936413	-0.947200	-0.186900	-1.500000	0.298606	0.266347	2.140276	94.44669***
Spanien	1.892087	1.475750	6.354000	0.074000	1.307500	0.881879	3.060556	287.5728***
UK	0.752393	0.656750	1.656400	-0.118100	0.414500	0.298018	1.849387	155.0433***

Signifikanzniveau 0,01***

Tabelle 4.1: Statistische Kennzahlen der selektierten 10-jährigen europäischen Referenzanleihen. In den Spalten von links nach rechts sind zunächst die einzelnen Länder aufgelistet, gefolgt vom arithmetischen Mittel, dem Median, dem Maximal- und Minimalwert, der Standardabweichung, der Schiefe, der Kurtosis und der Jaque-Bera Statistik. Die Signifikanz der JB-Statistik ist separat gekennzeichnet.

Die täglichen Renditen Griechenlands sind durch die größten Extrema im gesamten Datensatz gekennzeichnet. Die Renditen schwanken zwischen 46,80 %, erzielt am 8. März 2012 und 0,31 % im Januar 2008, zu Beginn des Betrachtungszeitraums. Im Vergleich zu den restlichen Ländern liegt zudem die Standardabweichung um fünf Punkte höher; die Stichprobenverteilung hat eine ausgeprägte Rechtsschiefe mit 1,71 und die stärkste Wölbung mit 6,18. Irland, Italien, Portugal und Spanien gehören ebenfalls in diese Gruppe von Ländern, deren Rendite sich durch eine erhöhte Standardabweichung beschreiben lassen.

Mit Hilfe der deskriptiven Statistik aus Tabelle 4.1 können damit bereits die Geschehnisse während der europäischen Staatsschuldenkrise in Zahlen nachvollzogen werden. Die Renditen der sogenannten Krisenstaaten Irland, Portugal und Spanien, aber allen voran Griechenland zeigen deutliche Abweichungen im Vergleich zu einer Gruppe von Ländern wie Deutschland, Österreich und den Niederlanden, die als sichere Häfen auf den Finanzmärkten während dieser Zeit in der EWU galten. Länder mit einem höheren Mittelwert der Renditen unterliegen zudem auch einer erhöhten Standardabweichung und unterstützen die These, dass Volatilitäten in Krisenzeiten ansteigen.

Die Charakteristika der Stichprobenverteilung lassen sich durch die Schiefe, Kurtosis und des JB-Werts definieren. Dabei bestätigen sich die Ergebnisse vieler ökonometrischer Analysen von Finanzmarktzeitreihen aus der Literatur auch in diesem Datensatz. Die Renditereihen der 10-jährigen Referenzanleihen sind rechtsschief und neigen sich somit weiter nach rechts als die idealisierte Normalverteilung. Dies bedeutet, dass vermehrt Renditeausreißer weit in den positiven Bereich die Zeitreihen bestimmen. Betrachtet man die Spalte „Schiefe", so lässt sich hier aber keine Gruppierung der einzelnen Länder rechtfertigen, vielmehr gilt für alle Zeitreihen, dass nicht von einer symmetrischen Verteilung ausgegangen werden kann.

Eine weitere Maßzahl zur Beschreibung der Form der Renditeverteilungen ist die Kurtosis. Wie bereits erläutert, nimmt die Normalverteilung mit ihrer typischen Glockenkurve einen Wert von Drei an und muss zu den Ergebnissen in der Tabelle 4.1 in Bezug gesetzt werden. Die Resultate der Kurtosis sind über den gesamten Datensatz hinweg uneinheitlich, wenngleich man Belgien, Frankreich, Griechenland und Österreich durch eine hohe Kurtosis hervorheben kann. Dies bedeutet, dass die Renditeverteilungen dieser Länder durch stärkere Extrema im Positiven wie auch Negativen gekennzeichnet sind. Bildlich gesprochen ist die Verteilungsfunktion durch wesentlich höhere Gipfel und breitere Enden als bei Vorliegen einer Normalverteilung charakterisiert.[262] Auffallend ist zudem, dass Norwegen, Schweden und UK, also Länder außerhalb der EWU, durch niedrigere Kurtosis Werte auffallen und somit weniger Extrema in der Renditestruktur zeigen. Die Verteilungen dieser Renditestrukturen können bildlich durch einen flachen Gipfel beschrieben werden. Nimmt man die JB-Statistik als weiteren Indikator zur Beschreibung der Verteilungsfunktion der Renditereihe in diesem Datensatz, kann von einer leptokurtischen Verteilung der betrachteten Daten ausgegangen werden.

Verdeutlicht werden die beschriebenen Ergebnisse, die auf eine Nicht-Normalverteilung der Renditen hindeuten, durch grafische Untersuchungen. Dazu werden die Kerndichteschätzungen der Dichtefunktion und der Quantil-Quantil-Plot (QQ-Plot)

[262] Vgl. Abbildung 11.

der Renditen betrachtet. Für die Schätzungen in der Abbildung 11 wurde ein Epanechnikov-Kern verwendet.

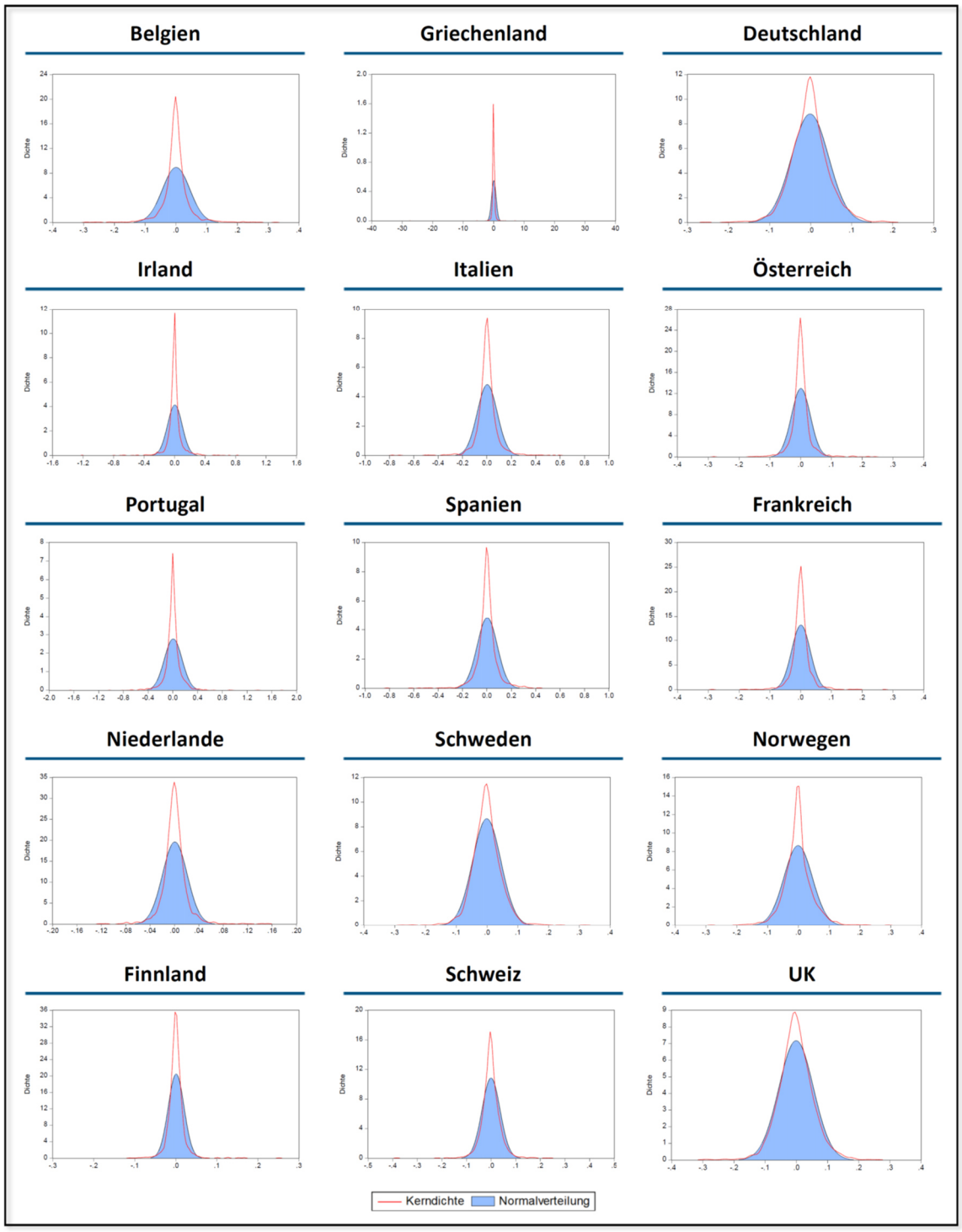

Abbildung 11: Kerndichteschätzung der selektierten Renditen 10-jähriger europäischer Referenzanleihen

Für jede Zeitreihe wird zum Vergleich, zusätzlich zu den Kerndichtenschätzungen der Renditen, die Dichtefunktion einer angepassten Normalverteilung der empirischen Renditezeitreihen eingezeichnet. Asymmetrien in den Daten sind in den grafischen Darstellungen kaum zu erkennen. Dagegen wird bei allen Grafiken deutlich, dass die Anzahl der empirischen Beobachtungen an den Enden sowie im Zentrum der Verteilung höher sind als durch die Normalverteilung postuliert wird. Diese Abweichung ist vor allem zurückzuführen auf die höhere Kurtosis der geschätzten Dichten und ist typisch für Anleihenrenditen auf den Kapitalmärkten.

Abbildung 12 zeigt einen QQ-Plot für jede Renditereihe. Der QQ-Plot vergleicht die Quantile der empirischen Verteilungen mit den Quantilen einer Standardnormalverteilung. Entspricht die Stichprobe einer Normalverteilung, so liegen die Punkte des QQ-Plots nahe an den oder auf den Winkelhalbierenden. Liegt keine Normalverteilung bevor, so lässt sich die Schiefe durch Unterschiede auf beiden Seiten, erhöhte Leptokurtosis durch ein S-förmigen QQ-Plot und auftretenden Ausreißer durch einzelne Punkte an den Rändern identifizieren. Hier erkennt man für die untersuchten Renditen deutliche Abweichungen von der Geraden und somit von der Normalverteilung. Der S-förmige Verlauf der Punkte in dem QQ-Plot deutet zudem auf Leptokurtosis hin. Zusammenfassend muss von einer leptokurtischen Verteilung der im Rahmen dieser Arbeit untersuchten Anleihenrenditen ausgegangen werden.

Diese Erkenntnis bestätigt damit die bisherige Literatur und unterstützt eine Modellierung der Renditereihen anhand von GARCH-Modellen in der univariaten wie auch in der multivariaten Ausgestaltung für den zugrundeliegenden Datensatz. Das dritte Kapitel konnte bereits herausarbeiten, dass GARCH-Modelle im Besonderen dafür geeignet sind die festgestellten Eigenschaften adäquat abzubilden.

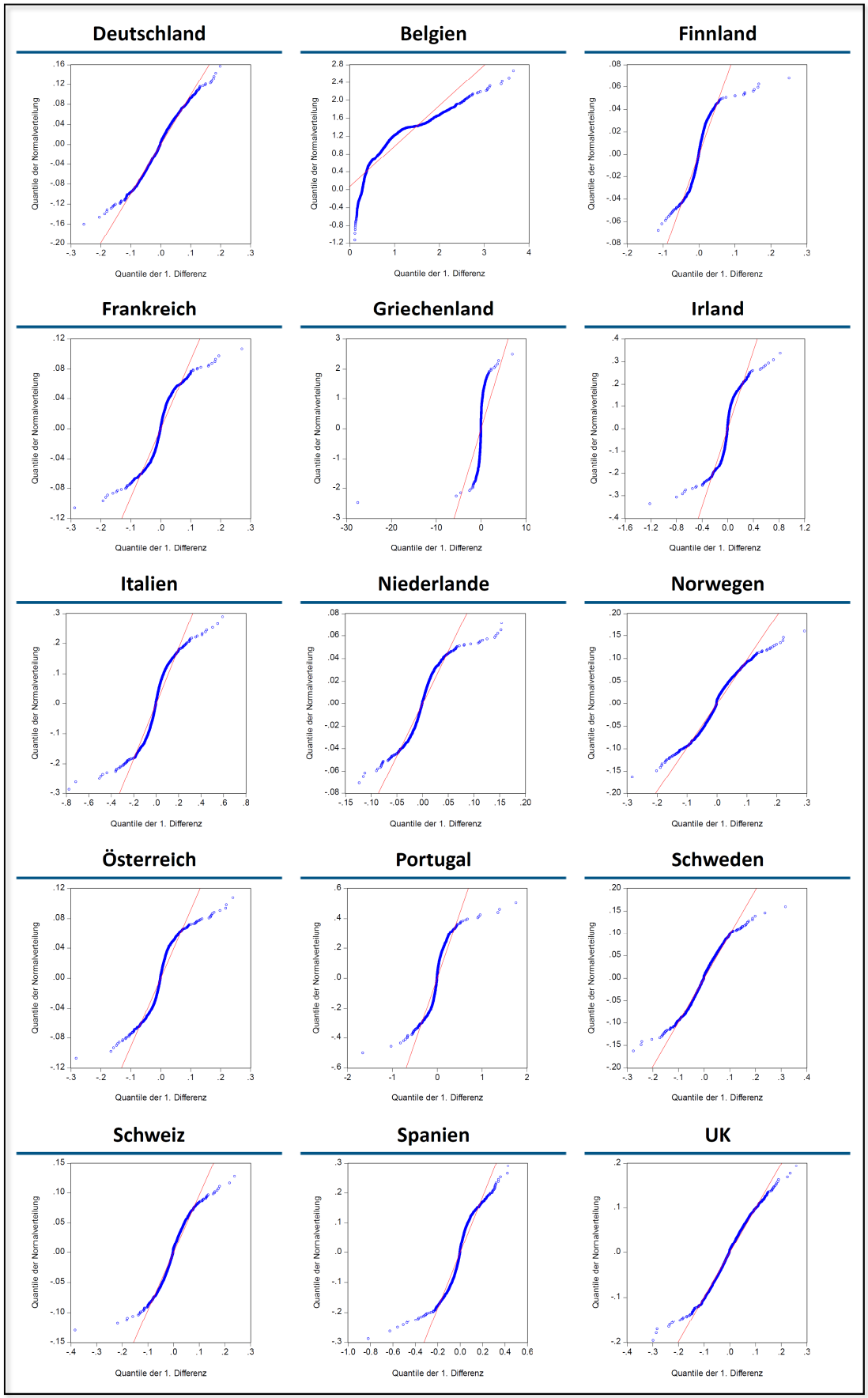

Abbildung 12: QQ-Plot der selektierten Renditen 10-jähriger europäischer Referenzanleihen

4.1.3 Stationarität

Grundlage und Basis einer empirischen Analyse ist die Überprüfung, ob die zugrundeliegenden Zeitreihen auch die Eigenschaft der Stationarität erfüllen. Stationarität bedeutet, dass die Mittelwerte zeitunabhängig sind und die Kovarianzen nur von der Zeitdifferenz τ der Beobachtungen abhängen.

Eine Methode zur Überprüfung der Stationarität ist der Augemented-Dickey-Fuller-Test (ADF-Test).[263] Die Grundlage ist ein einfaches autoregressives Modell AR(1) der Form

$$y_t = \rho y_{t-1} + x_t^{'}\delta + \varepsilon_t, \tag{4.6}$$

mit y als abhängige Variable, ε als Störterm, der als weißes Rauschen definiert ist und ρ, δ als Parameter. $x_t^{'}\delta$ bezeichnet einen zusätzlichen optionalen exogenen Regressor, der entweder eine Konstante, $y = \alpha + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$ oder zusätzlich einen Trend, $y = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$, beinhalten. Man differenziert damit zwischen einem Test auf Random Walk, einem Test auf Random Walk mit Drift und einem Test auf Random Walk mit Drift und deterministischem Trend. r ist stationär im Fall $\rho < 1$ und nicht stationär bei $\rho \geq 1$, im letzteren steigt die Varianz von r im Zeitverlauf gegen unendlich. Aus diesem Grund kann die Hypothese auf Stationarität schlicht dadurch getestet werden, ob der absolute Wert von ρ einen kleineren Wert als Eins annimmt.

Der Standard Dickey-Fuller-Test (AD-Test) ergibt sich aus Gleichung (4.6), nachdem y_{t-1} beidseitig subtrahiert wird.

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + x_t^{'}\delta + \varepsilon_t, \tag{4.7}$$

mit $\alpha = \rho - 1$.

[263] Vgl. Dickey, D. A., Fuller, W. A. (1981).

Daraus resultiert die Null- und Gegenhypothese:

$$H_0: Nicht\ Stationär\ bzw. Einheitswurzel: \ \alpha = 0 \tag{4.8}$$

$$H_1: Stationär: \ \alpha < 0 \tag{4.9}$$

Allerdings ist dieses Modell nur anwendbar im Fall einer AR(1)-Zeitreihe. Jede höher geordnete Autorkorrelation verletzt die Annahme des weißen Rauschens für die Residuen. Aufgrund dieser Restriktion wird ein Standard Dickey-Fuller-Test nur selten in der Literatur angewendet und ist auch im Rahmen der Analyse von Finanzmarktzeitreihen nicht der geeignete Test. Im Gegensatz dazu wird für die Anwendung auf Renditen 10-jähriger Referenzanleihen aus dem Datensatz dieser Arbeit eine parametrische Weiterentwicklung des AD-Tests genutzt. Der sogenannte Augemented-Dickey-Fuller-Test ist in der Lage, höhere Ordnungen der Korrelation zu berücksichtigen, indem Zeitverzögerte y bis hin zur Ordnung l hinzugefügt werden.

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + x_t^{'}\delta + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-2} + \cdots + \beta_l \Delta y_{t-l} + \varepsilon_t \tag{4.10}$$

Die Null- sowie Alternativhypothese sind identisch zum Fall des Standard DF-Tests.

Dickey und Fuller zeigen 1979, dass unter der Nullhypothese einer Einheitswurzel, der Prozess nicht der übliche Student-t-Verteilung folgt, sondern simulierten eigens für den ADF-Test die relevanten kritischen Werte zur Ablehnung der Nullhypothese.[264] In der vorliegenden Arbeit werden allerdings die kritischen Werte einer weiteren und umfangreicheren Simulation von MacKinnon aus den Jahren 1991 und 1996 verwendet, da diese sich als präziser herausstellten und in der Literatur als Standardwerte übernommen wurden.[265]

[264] Vgl. Dickey, D. A., Fuller, W. A. (1979) S. 369.
[265] Vgl. MacKinnon, J. (1990) S. 13.

Ein wichtiger Faktor in der praktischen Anwendung des ADF-Tests ist die Bestimmung der richtigen Laglänge des AR-Prozesses. Ist diese zu kurz gesetzt, verzerrt die verbliebene Autokorrelation den Test. Ist die Laglänge dagegen zu lang, wird die Aussagekraft eingeschränkt. Eine übliche Praxis besteht darin, die Ordnung l so zu wählen, dass eines der sogenannten Informationskriterien – welche in der Lage sind die Güte verschachtelter Modelle zu vergleichen – sein Optimum erreicht. Häufig wird l so gewählt, dass das Akaike Informationskriterium[266] (AIC) oder das Schwarz/Bayes-Informationskriterium[267] (SIC) minimal wird. Die Kriterien verwenden die (Log)-Likelihood der Schätzung zusammen mit einem Strafterm für eine größere Anzahl an Parameter im Modell zur Bestimmung der optimalen Lag-Struktur. Da das SIC den Strafterm stärker gewichtet als das AIC, führt es immer zu einer kleineren, bzw. höchstens gleich großen Wahl an Lags, als das AIC. Die Verwendung dieser Kriterien operationalisiert die Wahl des richtigen l, ist aber nicht alternativlos. Ng und Perron[268] haben eine Methodik entwickelt, die es nicht notwendig machen, auf eines der Informationskriterien zurückzugreifen. Diese Vorgehensweise ist verhältnismäßig zeitintensiv und beginnt bei der Wahl einer hohen Anzahl an Lags und der Reduktion dieser bis die Schätzung einen signifikanten Wert erreicht. In dieser Arbeit wird allerdings auf das AIC Informationskriterium zurückgegriffen, wie es in der Literatur bei Betrachtungen von Finanzmarktzeitreihen üblich ist.

Zur Beurteilung der Stationarität einer Zeitreihe existiert ein weiterer Test, der in der Literatur häufig zusätzlich zum ADF-Test zur Bestimmung einer Einheitswurzel genutzt wird. Dieser von Kwiatkowski, Phillips, Schmidt und Shin im Jahr 1992[269] vorgestellte Test (KPSS-Test) unterscheidet sich in der Formulierung der Null- und Alternativhypothese zur Bestimmung der Stationarität. Im Gegensatz zu vielen anderen Tests ist die Nullhypothese hier die Annahme von Stationarität und nicht die Alternativhypothese. Der KPSS-Test wird dabei genutzt, um die Ergebnisse eines ADF-Tests zu stärken, daher werden beide Tests in der Regel gemeinsam interpretiert. Die

[266] Vgl. Akaike, H. (1981).
[267] Vgl. Schwarz, G. (1978).
[268] Vgl. Ng, S., Perron, P. (2001).
[269] Vgl. Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., Shin, Y. (1992).

Formulierung entgegengesetzter Hypothesen erlaubt es dabei, Zeitreihen zu unterscheiden, die stationär, eine Einheitswurzel besitzen oder nicht ausreichend interpretierbar sind, da sich die Ergebnisse der beiden Tests in entgegengesetzte Richtungen bewegen. Formal liegen die Residuen einer Regression von y_t unter Berücksichtigung exogener Variablen x_t', allerdings ohne autoregressiven Term, analog zu (4.6) vor

$$y_t = x_t'\delta + u_t. \tag{4.11}$$

Der KPSS-Test kann daraufhin formuliert werden durch

$$KPSS = T^{-2} \sum_{t=1}^{T} \frac{S_t^2}{s_u^2} \tag{4.12}$$

mit $S_t = \sum_{t=1}^{T} \hat{u}_i$, und s_u^2, der langfristigen Varianz der Residuen. Auch der KPSS-Test unterliegt denselben Herausforderungen in der praktischen Anwendung wie zuvor der ADF-Test. Zur Beurteilung des Signifikanzniveaus wird hier auf die kritischen Werte von Kwiatkowski, Phillips, Schmidt und Shin aus ihren Ausführungen zurückgegriffen und die Laglänge anhand der Newey-West Schätzung ausgewählt.[270]

Die Tabellen 4.2 bis 4.4, fassen die Ergebnisse des ADF- und KPSS-Tests auf die Renditen 10-jähriger europäischer Referenzanleihen aus dem zugrundeliegenden Datensatz zusammen, wobei die kritischen Werte für das 10 %, 5 % und 1 % Signifikanzniveau jeweils separat kenntlich gemacht werden. Worauf die grafische Darstellung in der Abbildung 9 schon hinweist, zeigt sich auch in den Ergebnissen des ADF- und KPSS-Tests. Die untersuchten Renditereihen weisen eine trendbehaftete Entwicklung im Niveau auf, während die ersten Differenzen um einen konstanten Mittelwert von Null schwanken. Bei allen Zeitreihen in der ersten Differenz entschied der ADF-Test bei einem Signifikanzniveau von 1 % gegen das Vorliegen einer Einheitswurzel (Unit Root), da alle berechneten Werte unterhalb des kritischen Wertes von

[270] Vgl. Newey, W. K., West, K. D. (1987) S. 703ff.

-3,4331 liegen. In Klammern ist jeweils die relevante Laglänge angegeben, die anhand des Akaike Informationskriteriums ermittelt wurde.

Der KPSS-Test bestätigt die Ergebnisse für die Zeitreihe im Niveau und in den ersten Differenzen. Somit gilt, dass die Renditezeitreihen im Niveau nicht stationär vorliegen und es notwendig wird, die erste Differenz zu bilden, um eine stationäre Rendite reihe zu erhalten. Es wird im Folgenden daher von Mittelwertstationarität der im Rahmen dieser Arbeit verwendeten ersten Differenz der Renditereihen ausgegangen.

Land	ADF-Test (Niveau)	ADF-Test (1. Differenz)	KPSS-Test (Niveau)	KPSS-Test (1. Differenz)
	AR Model mit Konstante und Trend („trend and intercept“)		Konstante und Trend („trend and intercept“)	
Belgien	-2.762788 (1)	-37.51870 (0)***	0.705500 (35)***	0.034436 (19)
Deutschland	-3.288006 (1)*	-33.49799 (1)***	0.153556 (35)***	0.032115 (15)
Finnland	-3.339623 (1)*	-43.39778 (0)***	0.108033 (35)***	0.027301 (13)
Frankreich	-3.131562 (1)*	-43.21098 (0)***	0.350879 (35)***	0.025582 (14)
Griechenland	-2.084733 (4)	-24.91900 (3)***	0.896646 (35)***	0.042211 (6)
Irland	-1.548406 (1)	-36.74322 (0)***	0.166992 (35)***	0.086412 (12)
Italien	-1.728431 (2)	-33.78879 (1)***	1.222274 (35)***	0.058453 (27)
Niederlande	-3.323492 (1)*	-42.57920 (0)***	0.111344 (35)***	0.027550 (10)
Norwegen	-2.899459 (1)	-41.31403 (0)***	0.335962 (35)***	0.040798 (15)
Österreich	-3.571555 (1)**	-41.54799 (0)***	0.153715 (35)***	0.024539 (18)
Portugal	-1.363861 (4)	-23.92725 (3)***	1.194092 (35)***	0.092245 (9)
Schweden	-2.692277 (1)	-41.15084 (0)***	0.199087 (35)***	0.046711 (11)
Schweiz	-2.658740 (0)	-47.32437 (0)***	0.447409 (35)***	0.041550 (14)
Spanien	-1.420498 (4)	-25.74139 (3)***	1.316235 (35)***	0.061754 (33)
UK	-2.502106 (0)	-45.75352 (0)***	0.511105 (35)***	0.050941 (18)

Signifikanzniveau	ADF-Test	KPSS-Test
10%	-3.1278*	0.1190*
5%	-3.4118**	0.1460**
1%	-3.9621***	0.2160***

Tabelle 4.2: Ergebnisse des Augemented-Dickey-Fuller (ADF) und Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS)-Tests der 10-jährigen Referenzanleihen ausgewählter europäischer Länder, im AR-Modell mit Konstanter und Trend.

Land	ADF-Test (Niveau)	ADF-Test (1. Differenz)	KPSS-Test (Niveau)	KPSS-Test (1. Differenz)
	AR Model mit Konstante („with intercept“)		Konstante („with intercept“)	
Belgien	-0.527512 (1)	-37.51750 (0)***	5.370844 (35)***	0.096844 (19)
Deutschland	-0.800592 (2)	-33.50528 (1)***	5.723217 (35)***	0.031988 (15)
Finnland	-0.741606 (1)	-43.40671 (0)***	5.799256 (35)***	0.029707 (13)
Frankreich	-0.509070 (1)	-43.21572 (0)***	5.677007 (35)***	0.050406 (14)
Griechenland	-2.139232 (4)	-24.91764 (3)***	0.996081 (35)***	0.077320 (6)
Irland	-0.494896 (1)	-36.71302 (0)***	3.033658 (35)***	0.290983 (13)
Italien	-0.670090 (2)	-33.77393 (1)***	3.238221 (35)***	0.204857 (27)
Niederlande	-0.641670 (1)	-42.58706 (0)***	5.785838 (35)***	0.033013 (10)
Norwegen	-1.093959 (1)	-41.32324 (0)***	5.227115 (35)***	0.040606 (15)
Österreich	-0.493022 (1)	-41.55230 (0)***	5.867724 (35)***	0.047196 (18)
Portugal	-1.163409 (4)	-23.91235 (3)***	1.399963 (35)***	0.197443 (9)
Schweden	-1.196460 (1)	-41.16014 (0)***	5.063122 (35)***	0.047270 (11)
Schweiz	-1.021078 (0)	-47.33529 (0)***	5.443597 (35)***	0.044418 (14)
Spanien	-0.503871 (4)	-25.71070 (3)***	2.812259 (35)***	0.264528 (32)
UK	-1.182275 (0)	-45.76352 (0)***	4.701469 (35)***	0.049334 (18)

Signifikanzniveau	ADF-Test	KPSS-Test
10%	-2.5674*	0.3470*
5%	-2.8626**	0.4630**
1%	-3.4331***	0.7390***

Tabelle 4.3: Ergebnisse des Augemented-Dickey-Fuller (ADF) und Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS)-Tests der 10-jährigen Referenzanleihen ausgewählter europäischer Länder, im AR-Modell mit Konstanter

Land	ADF-Test (Niveau)	ADF-Test (1. Differenz)	KPSS-Test (Niveau)	KPSS-Test (1. Differenz)
	AR Model („none“)		undefined	
Belgien	-1.469720 (1)	-37.48474 (0)***		
Deutschland	-2.069664 (2)**	-33.42941 (1)***		
Finnland	-1.923539 (1)*	-43.34877(0)***		
Frankreich	-1.805133 (1)*	-43.16011 (0)***		
Griechenland	-1.096126 (4)	-24.92289 (3)***		
Irland	-0.845094 (1)	-36.71088 (0)***		
Italien	-1.025244 (2)	-33.76521 (1)***		
Niederlande	-1.930629 (1)*	-42.52426 (0)***		
Norwegen	-1.734559 (1)*	-41.28748 (0)***		
Österreich	-1.774669 (1)*	-41.49700 (0)***		
Portugal	-0.691797 (4)	-23.91700 (3)***		
Schweden	-1.973596 (1)**	-41.11358 (0)***		
Schweiz	-2.227235 (0)**	-47.26071 (0)***		
Spanien	-0.984439 (4)	-25.69772 (3)***		
UK	-1.626396 (0)*	-45.73925 (0)***		

Signifikanzniveau	ADF-Test
10%	-1.6166*
5%	-1.9410**
1%	-2.5660***

Tabelle 4.4: Ergebnisse des Augemented-Dickey-Fuller (ADF)-Tests der 10-jährigen Referenzanleihen ausgewählter europäischer Länder, im AR-Modell. Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS)-Test im AR-Modell undefiniert.

4.1.4 Kointegration

Nichtstationäre Prozesse werden auch integrierte Prozesse genannt. Eine Renditezeitreihe y_t kann als Realisation eines sogenannten I(1)-Prozess, bzw. integriert vom Grad 1 aufgefasst werden, falls sie durch einmaliges Differenzieren, $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$, stationär wird. Stationarität wird entsprechend auch als I(0)-Prozess bezeichnet. Eine Renditezeitreihe y_t kann ebenso als I(d)-Prozess aufgefasst werden, falls sie durch d-maliges Differenzieren stationär wird. Die meisten ökonomischen Zeitreihen sind allerdings I(1), haben also stationäre erste Differenzen, wie auch die Renditereihen 10-jähriger europäischer Referenzanleihen aus dieser Arbeit. Eine Gruppe von I(1)-Zeitreihen wird dann als kointegriert bezeichnet, falls eine Linearkombination dieser Zeitreihen stationär, also I(0), ist.

Kointegrierte Zeitreihen lassen sich damit durch zwei markante Eigenschaften beschreiben. Das Verhalten der Zeitreihen ist dabei durch Gleichbewegungen und einer Konvergenz zu einem langfristigen Gleichgewicht charakterisiert. Selbst wenn sich die Zeitreihen in der kurzfristigen Periode möglicherweise noch auseinander bewegen, werden sie auf lange Sicht wieder zurück in das langfristige Gleichgewicht zurückkehren.

Um auf Kointegration der Renditezeitreihen in dieser Arbeit zu testen, wird auf die Literatur von Johansen, (1988)[271] und (1991)[272], als auch auf Johansen und Julias (1990)[273] zurückgegriffen. Anders als die Engle-Granger Methode erlaubt diese Vorgehensweise die Berücksichtigung von mehr als einer kointegrierten Beziehung.

Das Verfahren beruht auf dem Zusammenhang zwischen dem Rang einer Matrix und ihren charakteristischen Wurzeln. Im Prinzip stellt das Johansen Verfahren eine multivariate Generalisierung des erweiterten Dickey-Fuller-Tests dar. Um die Anzahl der kointegrierten Vektoren innerhalb einer Gruppe von Zeitreihen zu testen, nutzt das Modell zwei unterschiedliche Test-Statistiken, den Trace Test bzw. die maximierten Eigenwerte.

[271] Vgl. Johansen, S. (1988).
[272] Vgl. Johansen, S. (1991).
[273] Vgl. Johansen, S., Juselius, K. (1990).

Als Ausgangspunkt bietet sich das n-dimensionierte Vektor Autoregressive (VAR) Modell, der Form

$$Y_t = c + \sum_{i=1}^{l} \Phi_i Y_{t-i} + \epsilon_t, \tag{4.13}$$

mit Y_t als $n\ x\ 1$ Vektor mit I(1)-Zeitreihen, einem $n\ x\ n$ Matrix Parameter ϕ und einer Konstanten c an. Des Weiteren zeigt n dabei die Anzahl der einbezogenen Zeitreihen an. Der Vektor ϵ_t ist als weißes Rauschen mit den üblichen Eigenschaften aus Kapitel 3 definiert. Das VAR-Modell kann schließlich in die folgende fehlerkorrigierte Form gebracht werden:

$$\Delta Y_t = c + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \cdots + \Gamma_{l-1} \Delta Y_{t-l+1} + \Pi Y_{t-l} + \epsilon_t, \tag{4.14}$$

Wobei ΔY_t die Vektorveränderung in Periode t mit

$$\Gamma_m = -I + \sum_{i=1}^{m} \phi_i\,, m = 1, 2, \ldots, k-1, \tag{4.15}$$

$$\Pi = -I + \sum_{i=1}^{k} \phi_i \tag{4.16}$$

definiert. I ist die Einheitsmatrix (Identitätsmatrix), Γ ist die kurzfristige Dynamik und Π die langfristige Koeffizientenmatrix. Der Johansen Test beschränkt sich auf die Betrachtung der Variablen Π durch Betrachtung des Ranks der Matrix anhand der Eigenwerte (λ). Die Werte des Ranks spezifiziert die Zahl der kointegrierten Vektoren.

Unterschieden wird zur Analyse von Kointegration anhand des Johansen Tests zwischen zwei Teststatistiken. Dies ist zum einen der erwähnte Trace Test und zum anderen der maximierte Eigenwert Test.

- Trace Test:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{=r+1}^{n} \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \tag{4.17}$$

Mit der Null- und Alternativhypothese:

$$H_0: r \leq k \tag{4.18}$$

$$H_1: r \geq k + 1 \tag{4.19}$$

- Maximum Eigenwert Test:

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T\ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \tag{4.20}$$

Mit der Null- und Alternativhypothese:

$$H_0: r \leq k \tag{4.21}$$

$$H_1: r \geq k + 1 \tag{4.22}$$

und $k = 0, 1, 2, 3, \ldots n$.

Beide Tests werden in der Anwendung sequenziell durchgeführt und bei $k = 0$ begonnen. Für die praktische Durchführung des Maximum Eigenwert Tests bedeutet dies beispielsweise:

$$H_0: r = 0 \;\leftrightarrow\; H_1: r = 1 \tag{4.23}$$

$$H_0: r \leq 1 \;\leftrightarrow\; H_1: r = 2 \tag{4.24}$$

$$H_0: r \leq 2 \;\leftrightarrow\; H_1: r = 3 \tag{4.25}$$

$$\vdots$$

$$H_0: r \leq n - 1 \;\leftrightarrow\; H_1: r = n \tag{4.26}$$

Wird die erste Nullhypothese verworfen, fährt man mit der zweiten Nullhypothese fort, bis die Nullhypothese nicht mehr verworfen wird. Wenn der Rank Null ist, also die erste Nullhypothese nicht verworfen wird, geht man davon aus, dass keine kointegrierten Vektoren existieren. Wenn die Anzahl der kointegrierten Vektoren der Anzahl der untersuchten Zeitreihen (vollständiger Rank) entspricht, sind die untersuchten Zeitreihen stationär. Zusammengefasst sind also Zeitreihen kointegriert, wenn der Rank des Kointegrationsvektors zwischen $0 < r < n$ liegt. Je höher die Anzahl der kointegrierten Vektoren ist, umso stabiler ist das Gleichgewicht.

Die asymptotische Verteilung der Teststatistiken ist analog zum Dickey-Fuller-Test nicht standardisiert, sondern hängt maßgeblich von der Spezifikation des deterministischen Teils ab. Aufbauend auf der Spezifikation:

$$\Delta Y_t = c_0 + c_1 t + \sum_{i=1}^{l-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \Pi Y_{t-1} + \epsilon_t, \tag{4.27}$$

werden üblicherweise folgende fünf Fälle unterschieden:

(1) Die Zeitreihen weisen in den Niveaus keinen Trend auf und in den kointegrierten Beziehungen treten keine Konstanten auf:

$$c_0 = 0, \qquad c_1 = 0 \tag{4.28}$$

(2) Die Zeitreihen weisen in den Niveaus keinen Trend auf und in den kointegrierten Beziehungen treten Konstanten auf:

$$c_0 = \alpha\gamma, \qquad c_1 = 0 \tag{4.29}$$

mit $\gamma \neq 0$.

(3) Die Zeitreihen weisen in den Niveaus einen Trend auf, aber in den kointegrierten Beziehungen treten nur Konstanten auf:

$$c_0 \neq 0, \qquad c_1 = 0 \tag{4.30}$$

(4) Die Zeitreihen weisen in den Niveaus einen Trend und in den kointegrierten Beziehungen treten sowohl Konstanten als auch Trends auf:

$$c_0 \neq 0, \qquad c_1 = \alpha\gamma_1 \tag{4.31}$$

mit $\gamma_1 \neq 0$.

(5) Die Zeitreihen weisen in den Niveaus einen quadratischen Trend auf, aber in den kointegrierten Beziehungen treten nur Konstanten und lineare Trends auf:

$$c_0 \neq 0, \qquad c_1 \neq 0. \tag{4.32}$$

Die entsprechenden Werte der Trace- als auch der maximierten Eigenwert-Statistik zu diesen fünf Fällen, sind in der Literatur bei Johansen (1995)[274], MacKinnon, Haug und Michelis (1999)[275] und Osterwald-Lenum (1992)[276] zu finden.

Bevor der Johansen Test durchgeführt wird, muss die Laglänge des VAR-Prozesses in Gleichung (4.13) bestimmt werden. Emerson (2007) zeigt in seiner Arbeit, dass die Ergebnisse des Kointegrationstests sehr sensitiv auf die Anzahl der Lags für die zugrundeliegenden VAR reagieren.[277] Ein hohes Laglevel stellt sicher, dass die Fehler approximativ dem weißen Rauschen entsprechen, muss allerdings gleichzeitig klein genug sein, um eine Schätzung zu erlauben. Für diese Arbeit wird das Akaike (AIC) Informationskriterium genutzt, um die entsprechende Laglänge zu definieren.[278]

Die Ergebnisse des Johansen Kointegrationstests auf den zugrundeliegenden Datensatz in Referenz zu Griechenland sind der Zusammenfassung in Tabelle 4.5 zu entnehmen. Detaillierte Ergebnisse der jeweiligen Trace und Eigenwert Tests des Johansen Kointegrationstests sind im Anhang in Tabelle 7.1 bis Tabelle 7.4 zu finden.[279] Wie bereits im vorherigen Abschnitt festgestellt worden ist, sind die individuellen Renditereihen integriert vom Grad 1, I(1). Anhand des Johansen Kointegrationstests kann nun auch gezeigt werden, dass die Zeitreihen des Datensatzes gemeinsam keiner

[274] Vgl. Johansen, S. (1995).
[275] Vgl. MacKinnon, J., Haug, A., Michelis, L. (1999) S. 576.
[276] Vgl. Osterwald-Lenum, M. (1992) S. 471.
[277] Vgl. Emerson, J. (2007) S. 883f.
[278] Vgl. Akaike, H. (1981).
[279] Vgl. S. 384.

Kointegrationsbeziehung unterliegen. Dies bedeutet, dass weiterhin die ersten Differenzen der jeweiligen Renditereihen für die empirischen Analysen in den folgenden Abschnitten verwendet werden.

Kointegration (Referenz zu Griechenland)	H_0	**Resultat**	**Signifikanz**
Belgien	0	Nicht Kointegriert	***
Deutschland	0	Nicht Kointegriert	***
Finnland	0	Nicht Kointegriert	***
Frankreich	0	Nicht Kointegriert	***
Irland	0	Nicht Kointegriert	***
Italien	0	Nicht Kointegriert	***
Niederlande	0	Nicht Kointegriert	***
Norwegen	0	Nicht Kointegriert	***
Österreich	0	Nicht Kointegriert	***
Portugal	0	Nicht Kointegriert	***
Schweden	0	Nicht Kointegriert	***
Schweiz	0	Nicht Kointegriert	***
Spanien	0	Nicht Kointegriert	***
UK	0	Nicht Kointegriert	***

Signifikanzniveau

10%	*
5%	**
1%	***

Tabelle 4.5: Ergebnisse der Kointegrationsanalyse einzelner 10-jähriger Referenzanleihen europäischer Länder mit Griechenland als Referenz

4.2 Ergebnisse der Hauptkomponentenanalyse

Die ersten Differenzen der Renditezeitreihen, wie sie im vorherigen Abschnitt präsentiert worden sind, benötigt eine weitere Filterung, um sie für die Analyse von Ansteckungseffekten anwendbar zu machen. Neben der erforderlichen Stationarität muss ein sogenannter globaler Faktor der Zeitreihe entzogen werden, damit Analysen von Ansteckungseffekten auch belastbare Ergebnisse liefern können. Diese Berücksichtigung eines globalen Faktors konnte bereits im Abschnitt 3.3 erläutert werden und geht zurück auf Dungey et al. aus dem Jahr 2007.[280] Die Autoren stellen fest, dass Zeitreihen, die im Rahmen empirischer Analysen von Ansteckungseffekten genutzt werden, bis zu einem gewissen Grad einem globalen Faktor folgen. Dies führt zwangsläufig zu erheblichen Schwierigkeiten in der Interpretation der Ergebnisse, sollte dieses Problem nicht berücksichtigt werden. Eine Veränderung des globalen Faktors beeinflusst schließlich alle Zeitreihen gemeinschaftlich und führt dementsprechend auch zu Veränderungen der Korrelation zwischen den einzelnen Zeitreihen, die in der Ansteckungsanalyse dieser Arbeit im besonderen Maß im Fokus stehen.

In Abschnitt 3.3 wurde bereits erläutert, dass das KMO-Kriterium die Grundlage zur Überprüfung darstellt, ob sich ein Datensatz mithilfe von Hauptkomponenten adäquat darstellen lässt. Die Autoren des KMO-Kriteriums geben in ihrer Arbeit einen Leitwert von >0,5 als Maß für eine tragbare Analyse vor.[281] Andere Autoren verlangen gar ein Mindestwert von >0,6.[282] Das Kriterium für die erste Ländergruppe des Datensatzes nimmt einen Wert von 0,8547 an und 0,8742 für die zweite Gruppe. Damit sind beide Werte deutlich größer, als das in der Literatur vorgeschlagene Mindestmaß und rechtfertigen somit die Hauptkomponentenanalyse für beide Länderguppen. Zur besseren Verdeutlichung auf detaillierterem Niveau kann das Maß „MSA“ genutzt werden. Dies zeigt nochmals für jede einzelne Renditereihe, wie hoch die Eignung für die Hauptkomponentenanalyse ist. Tabelle 4.6 bildet dabei die Ergebnisse der ersten Ländergruppe und Tabelle 4.7 die Ergebnisse der zweiten Gruppe ab. Entscheidend für die Interpretation der Tabelle sind die Werte in der Diagonalen

[280] Vgl. Dungey, M., Fry, R. A., Gonzalz-Hermosillo, B., Martin, V. L. (2007).
[281] Vgl. Cerny, B. A., Kaiser, H. F. (1977) S. 47.
[282] Vgl. Möhring, W., Schlütz, D. (2013) und Tabachnick, B. G., Fidell, L. S. (2013).

und müssen dabei analog zum KMO-Kriterium auf einer Skala von 0 - 1 bewertet werden. Alle Werte liegen auch hier über einer als kritisch bewertenden Grenze von 0,5 bzw. 0,6.[283]

	AUT	BE	FIN	FRA	GER	IRL	ITA	NL	POR	SPA
AUT	0,908	-0,208	-0,425	-0,371	0,471	-0,030	-0,005	-0,147	0,092	0,100
BE	-0,208	0,877	-0,122	-0,328	0,091	-0,571	-0,460	0,079	-0,060	0,440
FIN	-0,425	-0,122	0,879	0,001	-0,497	-0,125	0,075	-0,559	-0,017	0,177
FRA	-0,371	-0,328	0,001	0,899	-0,436	0,418	-0,117	-0,008	-0,245	-0,172
GER	0,471	0,091	-0,497	-0,436	0,874	-0,033	0,251	-0,209	0,079	-0,175
IRL	-0,030	-0,571	-0,125	0,418	-0,033	0,758	0,530	0,045	-0,534	-0,610
ITA	-0,005	-0,460	0,075	-0,117	0,251	0,530	0,792	-0,116	-0,347	-0,803
NL	-0,147	0,079	-0,559	-0,008	-0,209	0,045	-0,116	0,925	0,219	-0,153
POR	0,092	-0,060	-0,017	-0,245	0,079	-0,534	-0,347	0,219	0,819	0,119
SPA	0,100	0,440	0,177	-0,172	-0,175	-0,610	-0,803	-0,153	0,119	0,769

Tabelle 4.6: MSA – Maß zur Stichprobeneignung – für die Renditereihen der 10-jährigen europäischen Referenzanleihen aus der ersten Ländergruppe

	NOR	SWE	SUI	UK
NOR	0,8089	-0,5618	-0,4191	-0,4305
SWE	-0,5618	0,8676	-0,3383	0,0373
SUI	-0,4191	-0,3383	0,9019	-0,1333
UK	-0,4305	0,0373	-0,1333	0,9306

Tabelle 4.7: MSA – Maß zur Stichprobeneignung – für die Renditereihen der 10-jährigen europäischen Referenzanleihen aus der zweiten Ländergruppe

Tabelle 4.8 zeigt schließlich die Ergebnisse der Hauptkomponentenanalyse zusammengefasst. Insgesamt können zehn Hauptkomponenten für die Länder aus dem Europäischen Währungsraum des Datensatzes identifiziert werden. Die Erweiterung des Datensatzes auf Länder außerhalb der Europäischen Währungsunion enthalten zusätzlich vier Hauptkomponenten. Der Eigenwert beschreibt das Verhältnis der gemeinsamen Variation in den Renditereihen, die durch eine Hauptkomponente erklärt

[283] Vgl. Kaiser, H. F., Rice, J. (1974) S. 112.

werden kann. Die erste Hauptkomponente mit einem Eigenwert von 20,889 fängt bereits über 72,59 % der gemeinsamen Variation aller Länder des EWU auf. Die ersten beiden Komponenten sind schließlich schon verantwortlich für 95,42 % der gemeinsamen Variationen. Noch deutlicher wird dies in Bezug auf die Renditereihen des erweiterten Ansatzes in Tabelle 4.9, in dem die Länder außerhalb der EWU, aber innerhalb Kontinentaleuropas zusammengefasst werden. Dort erklärt die erste Hauptkomponente bereits 97,69 % der Varianz mit einem Eigenwert von 4,008.

Hauptkomponente	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Eigenwert	20,889	6,565	0,886	0,336	0,059	0,014	0,010	0,006	0,003	0,001
Anteil an der Gesamtvarianz	72,59%	22,83%	3,08%	1,17%	0,21%	0,05%	0,04%	0,02%	0,01%	0,01%
Aufsummierte Varianz	72,59%	95,42%	98,50%	99,67%	99,88%	99,92%	99,96%	99,98%	99,99%	100%

Tabelle 4.8: Ergebnisse der Hauptkomponentenanalyse für die Renditereihen der 10-jährigen europäischen Referenzanleihen aus der ersten Ländergruppe

Hauptkomponente	1	2	3	4
Eigenwert	4,008	0,058	0,022	0,014
Anteil an der Gesamtvarianz	97,69%	1,42%	0,54%	0,34%
Aufsummierte Varianz	97,69%	99,11%	99,66%	100%

Tabelle 4.9: Ergebnisse der Hauptkomponentenanalyse für die Renditereihen der 10-jährigen europäischen Referenzanleihen aus der zweiten Ländergruppe

Werden nun die ersten Differenzen der Renditezeitreihen um die erste Hauptkomponente gefiltert, wird die Originalzeitreihe um einen globalen Faktor adjustiert, der 72,59 % der gemeinsamen Variationen erklärt. Dies gilt gleichfalls für die Länder außerhalb der EWU, wo sogar 97,69 % der Variation durch die Filterung der ersten Hauptkomponente erklärt werden können. Diese Prozentsätze sind ausreichen hoch um festzuhalten, dass der globale Faktor, bzw. der wichtigste gemeinschaftliche Treiber der originären Renditereihen, approximiert und herausgefiltert ist. Die Literatur schlägt keine harten Grenzen für die Bewertung der ersten Hauptkomponente als glo-

balen Faktor vor, jedoch sind Favero et al. (2010) und Ehrmann et al. (2011) der Meinung, dass bereits eine erklärende Hauptkomponente für den Großteil der Variation als ein solcher globaler Faktor interpretiert werden kann.[284] Wenn weiterhin Veränderungen in der Korrelationsstruktur zwischen den einzelnen Ländern, für die nun gefilterten Renditereihen, festgestellt werden können, dann kann unterstellt werden, dass diese Gleichbewegungen nicht primär aus einer Veränderung des globalen Faktors resultieren.

Abbildung 13 zeigt die numerischen Ergebnisse der Hauptkomponentenanalyse nochmals grafisch aufbereitet. Beide Gruppen des Datensatzes zeigen die Lage der einzelnen Renditen zunächst in einer zwei dimensionierten Darstellung mit den ersten beiden Hauptkomponenten und anschließend auch in der dritten Dimension, entsprechend mit den ersten drei Hauptkomponenten.

Die gefilterten Renditereihen erfüllen ebenfalls alle nötigen statistischen Voraussetzungen der Stationarität. Eine erneute Zusammenfassung des ADF- und KPSS-Test ist den Tabellen 7.5 - 7.7 im Anhang zu entnehmen.[285]

[284] Vgl. Favero, C., Pagano, M., von Thadden, E. L. (2010) S. 114 und Ehrmann, M., Fratzscher, M., Güürkaynak, R. S., Swanson, E. T. (2011) S. 18.
[285] Vgl. S. 387f.

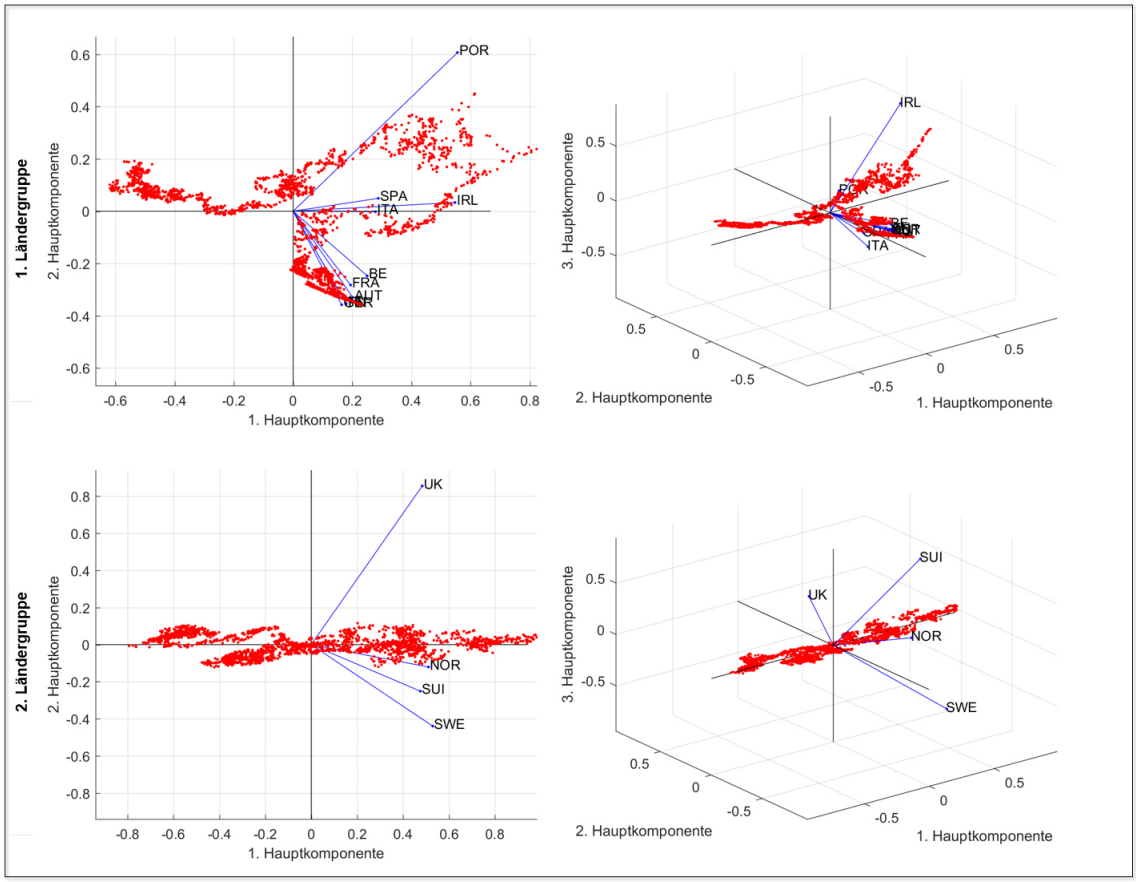

Abbildung 13: Grafische Abbildung der Hauptkomponentenanalyse für die Renditereihen der 10-jährigen europäischen Referenzanleihen (zweidimensionale und dreidimensionale Darstellung)

4.3 Ausgestaltung des empirischen Modells

Univariate und multivariate GARCH-Modelle wurden im Kapitel 3 eingeführt. DCC-Modelle werden genutzt, um die zeitveränderlichen bedingten Volatilitäten und die bedingten Korrelationen in Zeitreihen zu schätzen. Dynamische Korrelationen sind insbesondere von Interesse bei der hier betrachteten Analyse von zeitveränderlichen Korrelationsentwicklungen zur Feststellung von Ansteckungseffekten während der europäischen Staatsschuldenkrise.

Anknüpfend an Abschnitt 3.2.3.6 benötigt die Modellierung eines DCC-Modells eine Schätzung in zwei Schritten. Im ersten Schritt wird die bedingte Varianz $h_{i,t}$, jeder zu analysierenden Zeitreihe mit unterschiedlichen univariaten GARCH-Modellen geschätzt, um die bestmögliche Anpassung an die Renditereihen zu gewährleisten. Im zweiten Schritt werdend die standardisierten Residuen der einzelnen GARCH-Modelle genutzt, um die Korrelationsmatrix R_t des gesamten Datensatzes zu schätzen. Um dies für ein DCC-Modell zu nutzen, muss der Vektor der Input Variablen ε_t einen Mittelwert von Null haben, bzw. einen Erwartungswert von Null für die Realisation jeder Zeitreihe zum Zeitpunkt t. Der Vektor ε_t ist dabei definiert wie in Gleichung (4.33) mit der zeitveränderlichen Kovarianzmatrix H_t aus Gleichung (4.34):

$$\varepsilon_t \sim t(0, H_t), \tag{4.33}$$

$$H_t = D_t Y_t D_t \tag{4.34}$$

Y_t entspricht dabei der zeitveränderlichen Korrelationsmatrix. Die Hauptdiagonale von Y_t besteht aus Einsen. Korrelationskoeffizienten zwischen den unterschiedlichen Elementen des Vektors ε_t zum Zeitpunkt t befinden sich in den Elementen außerhalb der Diagonalen. D_t beschreibt eine Diagonalmatrix mit der bedingten Standardabweichung $\sqrt{h_{i,t}}$ des Vektors ε_t. Im ersten Schätzschritt werden die bedingten Varianzen

$h_{i,t}$ der Elemente $i = 1, \dots, N$ des Vektors ε_t mit N unterschiedlichen univariaten GARCH-Modellen, analog zu (4.35) bis (4.43), geschätzt:

$$h_{i,t}^{GARCH} = \omega_i + \sum_{p=1}^{P} \alpha_{i,p} \varepsilon_{i,t-p}^2 + \sum_{q=1}^{Q} \beta_{i,q} h_{i,t-q} \text{ [286]} \tag{4.35}$$

$$h_{i,t}^{IGARCH} = \omega_i + \sum_{p=1}^{P} \alpha_{i,p} \varepsilon_{i,t-p}^2 + \sum_{q=1}^{Q} \beta_{i,q} h_{i,t-q} \text{ [287]} \tag{4.36}$$

$$mit \sum_{i=i}^{\infty} \alpha_i + \sum_{i=1}^{\infty} \beta_i = 1 \tag{4.37}$$

$$ln\big(h_{i,t}\big)^{EGARCH} = \omega_i + \sum_{p=1}^{P} \alpha_{i,p} ln\big(\varepsilon_{i,t-p}^2\big) + \sum_{q=1}^{Q} \beta_{i,q} g\big(z_{i,t-q}\big) \text{ [288]} \tag{4.38}$$

$$mit \left(z_{i,t}\right) \equiv \alpha_i z_{i,t} + \gamma_i \left(|z_{i,t}| - E\big(|z_{i,t}|\big)\right) \tag{4.39}$$

$$h_{i,t}^{GJR-GARCH} = \alpha_i + \sum_{p=1}^{P} \big(\alpha_{i,p} + \gamma_{i,p} I_{i,t-p}\big) \varepsilon_{i,t-p}^2 + \sum_{q=1}^{Q} \beta_{i,q} h_{i,t-q} \text{ [289]} \tag{4.40}$$

[286] Vgl. S. 113.
[287] Vgl. S. 128.
[288] Vgl. S. 121.
[289] Vgl. S. 123.

$$mit\ I_{i,t-p}(\varepsilon_{i,t-p}) = \varepsilon_{i,t-p}\ f\ddot{u}r\ \varepsilon_{i,t-p} > 0\ und$$
$$sonst\ I_{i,t-p}(\varepsilon_{i,t-p}) = 0 \tag{4.41}$$

$$h_{i,t,s_t}^{SW-GARCH} = \omega_i + \sum_{p=1}^{P} \alpha_{i,p} r_{i,t-p}^2 + \sum_{q=1}^{Q} \beta_{i,q} h_{i,t-q}\ ^{290} \tag{4.42}$$

$$mit\ s_t = 1\ oder\ s_t = 2 \tag{4.43}$$

Die bedingten Varianzen hängen von den verzögerten Realisationen von $\varepsilon_{i,t}$, d. h. den „Schock Elementen“ und verzögerten (Lag) bedingten Varianzen, respektive den „abklingenden Elementen“ ab. ω bezeichnet die Konstante in den univariaten GARCH-Gleichungen, α bezeichnet die Koeffizienten der Schock Parameter und β sind die Koeffizienten der abklingenden Parameter in den univariaten GARCH-Modellen. Hinzu kommt der Leverage-Effekt im EGARCH- und GJR-GARCH-Modell, deren Parameter mit γ abgebildet werden.

Tabelle 4.10, Tabelle 4.11 und Tabelle 4.12 zeigt die Ergebnisse der einzelnen univariaten GARCH-Schätzungen zusammengefasst. Für jede Rendite reihe der 10-jährigen Referenzanleihen wurde eine separate Schätzung durchgeführt und anhand des Akaike (AIC) und Bayesianischen (BIC) Informationskriteriums bewertet. Die Modellierung eines DCC-Modells benötigt entsprechend Gleichung (4.33) Eingangsvariablen mit einem Mittelwert von Null. Um Scheinkorrelationen zu verhindern, muss zudem Stationarität gegeben sein. Damit diese Voraussetzungen erfüllt werden, sind die Daten bereits im Abschnitt 4.1.3 durch Differenzierung der Daten von Einheitswurzeln befreit und die resultierenden stationären Variablen zusätzlich um den Mittelwert bereinigt worden.

290 Vgl. S. 131.

Im ersten DCC-Schätzschritt wird nun jeder landesspezifische, bedingte Volatilitätsprozess analog zu den Gleichungen (4.35) bis (4.43) geschätzt. Die Anzahl der verzögerten (Lag) Ordnung jeder univariaten GARCH-Gleichung muss entsprechend den Daten eigens spezifiziert werden und ist den Klammern hinter den jeweiligen Modellen zu entnehmen. Auch hier gilt das Akaike Informationskriterium zur Feststellung der optimalen Lagstruktur als entscheidendes Kriterium. Die Modellkoeffizienten jedes geschätzten, bedingten Volatilitätsmodells werden mittels Wald-t-Test bewertet und entsprechend in Klammern unter den Koeffizienten abgebildet.

Die Anpassungsgüte der univariaten GARCH-Spezifikation wird anhand des ARCH-LM Tests überprüft. Dieser Test zeigt, ob weiterhin bedingte Heteroskedastizität in den GARCH-Residuen enthalten ist, dabei wird die Nullhypothese, keine bedingte Heteroskedastizität gegen die Alternativhypothese, weiter enthaltene, bedingte Heteroskedastizität, getestet. Ein entsprechend hohe F-Statistik führt zur Ablehnung der Nullhypothese und ist wiederum in Klammern unter den jeweiligen GARCH-Modellen zu finden.

Mit der Ausnahme der univariaten GARCH-Schätzung für UK in Tabelle 4.12 wird die Nullhypothese, keine zurückbleibende Heteroskedastizität, nicht abgelehnt. Daher, mit der Ausnahme UK, zeigen die univariaten GARCH-Residuen kein Zeichen von zurückbleibender, bedingter Heteroskedastizität. Auch mit unterschiedlichen Modellen und Spezifikationen der britischen Rendite reihe kann bleibende Heteroskedastizität nicht ausgeschlossen werden. Da die bedingte Volatilitätsentwicklung des UK nicht für die relevante wesentliche Analyse von tragender Bedeutung ist, hat dieses Spezifikationsproblem für UK keine Auswirkungen auf die Schlussfolgerungen zur Feststellung von Ansteckungseffekten in Abschnitt 4.4.

Abschnitt 3.2.2.4 hat bereits theoretisch gezeigt, dass die oftmals unterlegte Annahme einer Normalverteilung der Renditereihen nicht in der empirischen Praxis zu halten ist und die Ergebnisse der anfänglichen Datenanalyse im Abschnitt 4.1 zeigen deutlich, dass eine Normalverteilungsannahme nicht für diesen Datensatz zu übernehmen ist. Aus diesem Grund werden die Schätzungen der univariaten GARCH-Modelle schließlich auf Grundlage der Student t-Verteilung durchgeführt. Um dieses Vorge-

hen trotzdem nochmals statistisch zu begründen, finden sich in Tabelle 4.13 die Schätzergebnisse des jeweils favorisierten univariaten GARCH-Modells auf Basis der Normalverteilung. In dieser Nachprüfung wurden die besten Modellspezifikationen nochmals mit der Annahme der Normalverteilung geschätzt und anhand des Akaike und Bayesianischen Informationskriteriums bewertet. Die Ergebnisse zeigen eindeutig, dass jedes Modell unter der Student t-Verteilungsannahme eine bessere Anpassungsgüte hat als unter der Normalverteilungsannahme. Dies bestätigt somit das Vorgehen in diesem Abschnitt und stärkt die Ergebnisse in der Tabelle 4.10 bis Tabelle 4.12.

Zur Bestätigung des Auswahlkriteriums nach dem Akaike und Bayesianischen Informationskriterium wird nochmals eine Überprüfung anhand des Likelihood-Ratio-Tests (Likelihood-Quotienten Test) angeknüpft. Dieser Test wird in der Ökonometrie genutzt, um die Anpassungsgüte zweier statistischer Modelle zu bewerten und liegt einer Analyse des Likelihood-Verhältnisses zugrunde. Eine Analyse des Verhältnisses lässt Aussagen über die Wahrscheinlichkeitshöhe zu, durch welches Modell die zugrundeliegenden Zeitreihen schließlich am besten abgebildet werden können. Es wird in der Nullhypothese die Anpassungsgüte des zu testenden Modells gegen die Alternativhypothese der besseren Anpassungsgüte eines alternativen Modells kontrolliert.

Für eine entsprechende Modellauswahl in dieser Arbeit bedeutet dies faktisch, dass das zu testende Modell anhand des Akaike und Bayesianischen Informationskriteriums ausgewählt (H_0) und anschließend gegen die restlichen Modellalternativen (H_1) kontrolliert wird. Die Ergebnisse sind der Tabelle 7.8 im Anhang zu entnehmen und können die Auswahl des geeigneten Modells für univariate Schätzung im ersten Schritt, nach dem Akaike und Bayesianischen Informationskriterium, bestätigen.[291] Das Modell mit der jeweils besten Anpassungsgüte des jeweiligen Landes ist schließlich in der Tabelle 4.10 bis Tabelle 4.12 durch fette Schreibweise hervorgehoben.

Die Schätzung für die univariaten GARCH-Modelle hat ein unerwartetes Ergebnis geliefert. Im Abschnitt 3.2.2.3 konnte theoretisch dargelegt werden, aus welchem Grund eine Anpassung der Renditereihen anhand eines Switching-GARCH-Modells zu einer besseren Güte führen kann, als nun die Ergebnisse hier darlegen. Die SW-

[291] Vgl. S. 390.

GARCH(2)-Modellierung führt für jede Renditereihe zu einer schlechteren Anpassungsgüte, was sich auch mit Hilfe des Likelihood-Ratio-Tests bestätigen lässt. Die Arbeitshypothese aus Abschnitt 3.2.2.3 lässt sich damit nicht bestätigen.[292] Eine Erklärung liegt in der höheren Parametrisierung des SW-GARCH(2)-Modells, die sich dadurch stärker auf die Modellgüte, im Gegensatz zu den anderen betrachteten Modellen, auswirkt. Der zweite Grund liegt in der Tatsache, dass der Wechsel zwischen den beiden Regimen im SW-GARCH(2)-Modell - hohe Volatilität (1) und niedrige Volatilität (2) - im Modell sehr frequent, sogar täglich, festzustellen ist. Die jeweiligen GARCH-Spezifikationen in den Regimen können sich dadurch nicht wesentlich von den sparsameren GARCH-Spezifikationen in den restlichen Modellen unterscheiden. Würde der Beobachtungszeitraum die ruhige Phase der Anleihenentwicklung, beispielsweise zwischen den Jahren 2000 und 2008 mitberücksichtigen, wäre eine stärkere Differenzierung der Regime und damit auch anhand der Anpassungsgüte bewertete, bessere Modellierung mittels SW-GARCH-Modellen möglich. Da allerdings bereits in der Literatur gezeigt werden konnte, dass diese besagte Phase zwischen 2000 und 2008 durch Interdependenzen und nicht durch Ansteckung geprägt waren, ist eine Ausweitung des Betrachtungszeitraums nicht zielführend.

Während für die Renditereihen der Kernländer Europas, das EGARCH- und GJR-GARCH-Modell in unterschiedlichen Ausführungen die Modellvariante mit der größten Anpassungsgüte ist, zeigt sich insbesondere für die sogenannten Krisenländer der europäischen Peripherie, dass die starke Persistenz der Schocks am besten durch ein IGARCH-Modell abgebildet werden kann. Griechenland macht in dieser Reihe insofern eine Ausnahme, da der Haircut der griechischen Anleihen im Frühjahr 2012 durch einen Dummy in der Mittelwertgleichung kontrolliert wird und die Entscheidung anhand der Anpassungsgüte für Griechenland auf ein EGARCH-Modell fällt.

Für die weiteren Schritte zur Schätzung des DCC-Modells werden nun aus den geschätzten bedingten Varianzen $h_{i,t}$, der Gleichungen (4.35) bis (4.43), der standardisierte univariate Residuenvektor ε_t in Gleichung (4.44) abgeleitet. Jedes einzelne

[292] Vgl. S. 140.

Residuum $u_{i,t}$ wird durch die Division jedes $\varepsilon_{i,t}$ mit der eigenen, geschätzten bedingten Standardabweichung $\sqrt{h_{i,t}}$ erhalten. Der standardisierte univariate Residuenvektor ist damit um die Volatilität bereinigt.

$$u_t = D_t^{-1} y_t \tag{4.44}$$

$$D_t = diag(\sigma_{1t}, \sigma_{2t}, \dots, \sigma_{kt}) \tag{4.45}$$

Im zweiten Schätzschritt wird die bedingte Kovarianz Q_t der standardisierten Residuen u_t geschätzt. Die Residuen u_t werden entsprechend der Gleichung (4.46) zu einer multivariaten GARCH-Repräsentation und sind demzufolge bereits Volatilitätsbereinigt.

$$\begin{aligned} Q_t = &\left(1 - \sum_{m=1}^{M} \alpha_m - \sum_{n=1}^{N} \beta_n\right) \hat{Q} \\ &+ \sum_{m=1}^{M} \alpha_m \left(u_{t-m} u_{t-m}^{'}\right) + \sum_{n=1}^{N} \beta_n Q_{t-n} \end{aligned} \tag{4.46}$$

Vergleichbar mit der Schätzung der bedingten Varianz in (4.35) und abgeleitet von der Realisation des GARCH-Residuenvektors und den verzögerten bedingten Kovarianzen Q_t, hängt die bedingte Kovarianz von den verzögerten Realisationen der Kovarianz $u_t u_t^{'}$ ab. α bezeichnet die Koeffizienten des Schock Parameters und β die Koeffizienten des abklingenden Parameters.

$\hat{Q}_t$ ist die unbedingte Kovarianzmatrix der univariaten GARCH-Residuen u_t. Dies stellt sicher, dass die multivariate Schätzung aussagekräftige bedingte Kovarianzmat-

rizen erzeugt. Die unbedingte Kovarianzmatrix $\hat{Q}_t$ ist positiv definit und die verzögerten Schocks $u_{t-m}u_{t-m}^{'}$ sind positiv semi-definit.[293] Damit ist auch die bedingte Kovarianzmatrix Q_t als gewichteter Durchschnitt einer positiv definit und einer positiv semidefinit Matrix positiv definit. Die exakten Bedingungen für dieses Resultat zeigen Engle und Sheppard (2001).[294]

[293] Vgl. Engle, R. F., Sheppard, K. (2001) S. 6.
[294] Vgl. Engle, R. F., Sheppard, K. (2001).

		Mittelwertgleichung		Varianzgleichung			
Land	Modell	Konstante	Dummy	Konstante	GARCH 1	GARCH 2	ARCH 1
Belgien	*GARCH (2,1)*	*-0,0011*		*0,0000*	*0,1077*	*0,6949*	*0,1772*
	*(0,6350)****	*(1,13133)*		*(3,8485)****	*(2,05691)***	*(12,9068)****	*(6,66)****
	IGARCH (2,1)	*-0,0011*		*0,0000*	*0,1361*	*0,7652*	*0,0987*
	*(0,9381)****	*(1,13333)*		*(3,13710)****	*(3,86064)****	*(10,2752)****	*(5,19173)****
	EGARCH (2,1)	**-0,0012**		**-0,0999**	**0,2015**	**0,7840**	**0,2705**
	(0,7989)***	**(-2,52455)*****		**(-2,43915)*****	**(3,26967)*****	**(12,6335)*****	**(8,45869)*****
	GJR-GARCH (2,1)	*-0,0013*		*0,0000*	*0,1051*	*0,7214*	*0,1057*
	*(0,9857)****	*(-2,55838)****		*(3,59551)****	*(1,91476)***	*(12,9267)****	*(4,41254)****
	SW-GARCH(1,1)	-0,0011		0,0000 (Reg, 1)	0,0169 (Reg, 1)		0,9690 (Reg, 1)
	(0,8038)***	(1,14983)		(3,45874)***	(2,78239)***		(9,24138)***
				0,0074 (Reg, 2)	*0,2700 (Reg, 2)*		*0,0000 (Reg, 2)*
				*(3,23498)****	*(2,34223)***		*(1,33242)*
Deutschland	*GARCH (1,1)*	*-0,0010*		*0,0000*	*0,9319*		*0,0589*
	*(0,4267)****	*(-1,41468)**		*(2,90114)****	*(85,1578)****		*(6,01716)****
	IGARCH (1,1)	*-0,0010*		*0,0000*	*0,9393*		*0,0607*
	*(0,3775)****	*(-1,43538)**		*(1,84455)***	*(55,1978)****		*(5,20162)****
	EGARCH (1,1)	**-0,0012**		**-0,0369**	**0,9943**		**0,0809**
	(0,1071)***	**(-1,78173)****		**(-2,16525)****	**(381,565)*****		**(5,70743)*****
	GJR-GARCH (1,1)	*-0,0012*		*0,0000*	*0,9670*		*0,0132*
	*(0,1002)****	*(-1,70247)***		*(1,99141)***	*(147,552)****		*(0,557391)*
	SW-GARCH(1,1)	-0,0010		0,0000 (Reg, 1)	0,0380 (Reg, 1)		0,9632 (Reg, 1)
	(0,2813)***	(-1,49239)		(0,23445)	(33,7361)***		(3,22341)***
				0,0011 (Reg, 2)	*0,3511 (Reg, 2)*		*0,0028 (Reg, 2)*
				(1,23388)	*(1,5773)**		*(1,23995)*
Finnland	*GARCH (1,1)*	*-0,0013*		*0,0000*	*0,9614*		*0,0348*
	*(0,4827)****	*(-2,06933)***		*(2,30204)***	*(141,176)****		*(5,47391)****
	IGARCH (1,1)	*-0,0013*		*0,0000*	*0,964*		*0,0360*
	*(0,4521)****	*(-2,13243)***		*(1,00481)*	*(3,20565)****		*(5,09168)****
	EGARCH (2,1)	**-0,0014**		**-0,0467**	**0,1174**	**0,8754**	**0,1625**
	(0,5589)***	**(-2,30011)****		**(-1,6475)***	**(2,30074)*****	**(17,0305)*****	**(6,61839)*****
	GJR-GARCH (1,1)	*-0,0015*		*0,0000*	*0,9776*		*0,0053*
	*(0,1673)****	*(-2,36924)****		*(1,30779)**	*(218,537)****		*(0,275432)*
	SW-GARCH(1,1)	-0,0013		0,0003 (Reg, 1)	0,7141 (Reg, 1)		0,0000 (Reg, 1)
	(0,1815)***	(-2,16431)**		(0,89923)	(4,76443)***		(1,47885)*
				0,0000 (Reg, 2)	*0,9592 (Reg, 2)*		*0,0467 (Reg, 2)*
				(1,21884)	*(1,12994)*		*(0,31345)*
Frankreich	*GARCH (2,1)*	*-0,0011*		*0,0000*	*0,0074*	*0,8829*	*0,0893*
	*(0,8810)****	*(-1,80809)***		*(3,18161)****	*(0,493232)*	*(42,2283)****	*(6,3216)****
	IGARCH (2,1)	*-0,0011*		*0,0000*	*0,0933*	*0,8948*	*0,0119*
	*(0,9529)****	*(-1,82309)***		*(3,00405)****	*(1,82642)***	*(72,2453)****	*(5,08158)****
	EGARCH (2,2)	**-0,0014**		**-0,0828**	**0,0100**	**0,9779**	**0,1440**
	(0,3047)***	**(-10,0831)*****		**(-2,26311)****	**(2,01582)****	**(196,234)*****	**(7,29448)*****
	GJR-GARCH (2,2)	*-0,0014*		*0,0000*	*0,0134*	*0,9161*	*0,0272*
	*(0,8384)****	*(-2,30328)***		*(3,0075)****	*(2,31232)***	*(38,2926)****	*(2,36767)****
	SW-GARCH(1,1)	-0,0011		0,0006 (Reg, 1)	0,0000 (Reg, 1)		0,0812 (Reg, 1)
	(0,0566)***	(-1,84992)**		(4,24777)***	(0,24355)		(1,34672)*
				0,0001 (Reg, 2)	*0,9137 (Reg, 2)*		*0,0655 (Reg, 2)*
				*(2,89234)****	*(1,23778)*		*(0,34722)*
Griechenland	*GARCH (1,1)*	*0,0016*	*-27,4747*	*0,0017*	*0,6627*		*0,3373*
	*(0,7991)****	*(0,729915)*	*(-2,224e+12)****	*(6,11255)****	*(35,9622)****		*(9,69141)****
	IGARCH (1,1)	*0,0016*	*-27,4747*	*0,0016*	*0,676*		*0,3240*
	*(0,8457)****	*(0,743315)*	*(-2,227e+12)****	*(5,96387)****	*(122,045)****		*(10,1514)****
	EGARCH (1,1)	**0,0017**	**-27,4767**	**-0,0962**	**-0,0962**		**0,9634**
	(0,7785)***	**(0,848419)**	**(-2,223e+12)*****	**(-4,33484)*****	**(155,095)*****		**(8,00366)*****
	GJR-GARCH (1,1)	*0,0018*	*-27,4768*	*0,0012*	*0,7271*		*0,3418*
	*(0,8041)****	*(0,812499)*	*(-1,833e+10)****	*(5,58161)****	*(41,81)****		*(8,29887)****
	SW-GARCH(1,1)	0,0016	-27,4767	0,0006 (Reg, 1)	0,1951 (Reg, 1)		0,7031 (Reg, 1)
	(0,1577)***	(0,556892)	(-1,833e+12)***	(7,52638)***	(0,93766)		(0,26645)
				0,0032 (Reg, 2)	*1,0361 (Reg, 2)*		*0,7031 (Reg, 2)*
				*(6,76293)****	*(1,04775)*		*(-0,13499)*

Signifikanzniveau	
10%	*
5%	**
1%	***

Tabelle 4.10: Erster Teil der Ergebnisse zur GARCH-Schätzung 10-jähriger europäischer Referenzanleihen mit den Ländern Belgien, Deutschland, Finnland, Frankreich und Griechenland. Unter den geschätzten Koeffizienten der einzelnen Parameter befinden sich in Klammern die Ergebnisse der Wald-t-Statistik. Die eingeklammerten Zahlen unterhalb der einzelnen GARCH-Modelle zeigen die Ergebnisse der F-Statistik aus dem ARCH-LM Test. Eine ausreichend hohe F-Statistik führt zur Ablehnung der Nullhypothese verbleibender ARCH-Effekte. Die Signifikanz der einzelnen Parameter ist separat gekennzeichnet.

			Übergangswahrscheinlichkeit				
ARCH 2	Leverage	Leverage 2	Pr (p)	Pr (q)	Freiheitsgrade	AIC	BIC
					4,4396		
					*(11,8087)****	*-9302*	*-9268*
					4,2613		
					*(10,5181)****	*-9313*	*-9272*
	-0,0490				**4,5143**		
	(-2,19672)**				**(11,8475)*****	**-9321**	**-9281**
	0,1108				*4,5188*		
	*(2,87349)****				*(11,5158)****	*-9309*	*-9269*
			0,9800	*0,7057*	*8,1969*	*-9294*	*-9232*
			*(5,34232)****	*(7,34984)****	*(14,5423)****		
					5,2322		
					*(9,08299)****	*-8271*	*-8242*
					4,9050		
					*(9,92797)****	*-8270*	*-8246*
	-0,0361				**5,2278**		
	(-3,54283)***				**(9,15818)*****	**-8282**	**-8253**
	0,0337				*5,1794*		
	(0,858765)				*(9,38825)****	*-8277*	*-8243*
			0,9690	*0,9222*	*5,8355*	*-8269*	*-8206*
			*(8.23881)****	*(8,89443)****	*(11,94485)****		
					4,6174		
					*(10,4856)****	*-8591*	*-8562*
					4,4641		
					*(10,2752)****	*-8590*	*-8573*
	-0,0528				**4,8392**		
	(-2,91307)***				**(9,92056)*****	**-8615**	**-8575**
	0,0338				*4,6203*		
	(0,849642)				*(10,4283)****	*-8604*	*-8570*
			0,9312	*0,9701*	*5,2423*	*-8586*	*-8524*
			*(12,00233)****	*(3,78734)****	*(9,78432)****		
0,0333					*5,3583*		
*(1,93251)***					*(9,70031)****	*-8924*	*-8889*
					4,9614		
					*(10,0975)****	*-8921*	*-8898*
0,0379	**-0,0254**	**-0,0285**			**5,7288**		
(1,94701)**	**(-2,47965)*****	**(-3,03255)*****			**(8,91352)*****	**-8958**	**-8906**
0,0229	*0,0637*	*0,0225*			*5,4810*		
*(1,84661)***	*(3,36934)****	*(1,29889)*			*(9,57675)****	*-8939*	*-8899*
			0,9956	*0,9928*	*5,9083*	*-8925*	*-8862*
			*(2,98314)****	*(4,77339)****	*(9,24472)****		
					3,3991		
					*(16,0018)****	*-1290*	*-1261*
					3,4076		
					(14,0762)	*-1302*	*-1285*
	0,0883				**2,6214**		
	(3,38981)***				**(13,7717)*****	**-1419**	**-1379**
	0,3418				*3,4491*		
	*(-3,45257)****				*(15,3006)****	*-1357*	*-1317*
			0,8755	*0,9211*	*2,6318*	*-1340*	*-1278*
			*(1,34884)**	*(1,89974)**	*(7,8863)****		

Tabelle 4.10: Fortsetzung

		Mittelwertgleichung		Varianzgleichung			
Land	Modell	Konstante	Dummy	Konstante	GARCH 1	GARCH 2	ARCH 1
Irland	*GARCH (1,1)*	*0,0014*		*0,0000*	*0,9338*		*0,0617*
		*(0,9260)****		*(1,73140)***	*(2,88864)****	*(93,2166)****	*(5,73275)****
	IGARCH (1,1)	**0,0014**		**0,0000**	**0,9459**		**0,0541**
	(0,9736)***	**(1,74323)****		**(1,59874)***	**(97,2562)*****		**(5,89994)*****
	EGARCH (1,2)	*0,0016*		*-0,0215*	*0,9964*		*0,2952*
	*(0,2099)****	*(2,13167)***		*(-1,74393)***	*(489,374)****		*(4,40105)****
	GJR-GARCH	*0,0014*		*0,0000*	*0,9361*		*0,0637*
	*(0,9784)****	*(1,79298)***		*(2,84092)****	*(95,4704)****		*(4,86146)****
				0,0011 (Reg, 1)	0,0001 (Reg, 1)		0,0934 (Reg, 1)
	SW-GARCH(1,1)	0,0014		(1,48834)*	(0,83422)		(-0,98284)
	(0,1965)***	(1,74554)**		*0,0000 (Reg, 2)*	*0,9589 (Reg, 2)*		*0,0489 (Reg, 2)*
				*(1,359248)**	*(1,32344)**		*(-0,23448)*
Italien	*GARCH (1,1)*	*-0,0013*		*0,0000*	*0,8906*		*0,1094*
	(0,7759)	*(-2,41567)****		*(3,31214)****	*(69,8174)****		*(7,04665)****
	IGARCH (1,1)	**-0,0013**		**0,0000**	**0,9247**		**0,0753**
	(0,7237)***	**(-2,45247)*****		**(3,72423)*****	**(126,414)*****		**(5,71053)*****
	EGARCH (1,1)	*-0,0012*		*-0,0448*	*0,9933*		*0,2037*
	*(0,9647)****	*(-2,30441)***		*(-2,39859)****	*(355,203)****		*(8,55265)****
	GJR-GARCH (1,1)	*-0,0012*		*0,0000*	*0,8890*		*0,1217*
	*(0,7137)****	*(-2,27243)***		*(3,29915)****	*(67,8526)****		*(6,17727)****
				0,0004 (Reg, 1)	0,1648 (Reg, 1)		0,2895 (Reg, 1)
	SW-GARCH(1,1)	-0,0013		(6,34858)***	(0,44582)		(0,38284)
	(1,2186)***	(-2,43730)***		*0,0089 (Reg, 2)*	*0,6388 (Reg, 2)*		*0,2895 (Reg, 2)*
				*(9,38272)****	*(1,32985)**		*(0,99347)*
Niederlande	*GARCH (1,1)*	*-0,0014*		*0,0000*	*0,9646*		*0,0315*
	*(0,6142)****	*(-2,34582)****		*(2,32626)***	*(146,434)****		*(5,23994)****
	IGARCH (1,1)	*-0,0014*		*0,0000*	*0,9661*		*0,0339*
	*(0,5956)****	*(-2,35666)****		*(1,89083)***	*(116,324)****		*(14,6165)****
	EGARCH (1,1)	*-0,0017*		*-0,0270*	*0,9959*		*0,0738*
	*(0,5327)****	*(-2,8245)****		*(-1,86847)***	*(461,357)****		*(5,61655)****
	GJR-GARCH (1,1)	**-0,0017**		**0,0000**	**0,9727**		**0,0106**
	(0,6278)***	**(-2,74709)*****		**(1,5039)***	**(179,052)*****		**(1,76785)****
				0,0000 (Reg, 1)	0,0130 (Reg, 1)		0,0083 (Reg, 1)
	SW-GARCH(1,1)	-0,0014		(1,67233)*	(123,763)***		(19,7362)***
	(0,0342)***	(-2,43730)***		*0,0000 (Reg, 2)*	*0,9167 (Reg, 2)*		*0,0668 (Reg, 2)*
				*(1,65882)**	*(192,637)****		*(3,89766)****
Norwegen	*GARCH (2,1)*	*-0,0030*		*0,0001*	*0,2293*	*0,5676*	*0,1741*
	(0,0070)	*(-3,99863)****		*(3,49111)****	*(1,98874)***	*(5,22306)****	*(5,72679)****
	IGARCH (2,1)	*-0,0030*		*0,0001*	*0,1760*	*0,6036*	*0,2204*
	*(0,2533)****	*(-3,95664)****		*(3,77194)****	*(1,44174)*	*(5,28467)****	*(5,71189)****
	EGARCH (2,1)	*-0,0031*		*-0,2766*	*0,4188*	*0,5356*	*0,3221*
	*(0,1563)****	*(-4,27724)****		*(-3,3229)****	*(3,03093)****	*(3,92682)****	*(7,25302)****
	GJR-GARCH (2,1)	**-0,0031**		**0,0001**	**0,2304**	**0,5758**	**0,1479**
	(0,2282)***	**(-4,08194)*****		**(3,38265)*****	**(1,9616)****	**(5,20331)*****	**(4,64314)*****
				0,0000 (Reg, 1)	0,0000 (Reg, 1)		0,0000 (Reg, 1)
	SW-GARCH(1,1)	-0,0030		(4,28842)***	(1,08742)		(8,66289)***
	(0,1885)***	(-3,91456)***		*0,0001 (Reg, 2)*	*0,8760 (Reg, 2)*		*0,1143 (Reg, 2)*
				*(3,89771)****	*(1,76234)**		*(2,31736)***
Österreich	*GARCH (2,1)*	*-0,0013*		*0,0000*	*0,0699*	*0,7935*	*0,1209*
	*(0,3644)****	*(-2,267)***		*(3,14522)****	*(1,64534)*	*(17,602)****	*(6,0838)****
	IGARCH (2,1)	*-0,0013*		*0,0000*	*0,1356*	*0,0665*	*0,7979*
	*(0,4041)****	*(-2,26441)***		*(3,11208)****	*(1,96232)*	*(16,6232)****	*(5,19173)****
	EGARCH (1,1)	*-0,0015*		*-0,0665*	*0,9900*		*0,1283*
	*(0,5288)****	*(-2,61061)****		*(-2,48767)****	*(250,539)****		*(6,75476)****
	GJR-GARCH (2,1)	**-0,0014**		**0,0000**	**0,0707**	**0,8037**	**0,0856**
	(0,5233)***	**(-2,50848)*****		**(2,95796)*****	**(1,59012)**	**(17,3803)*****	**(4,1586)*****
				0,0000 (Reg, 1)	0,0650 (Reg, 1)		0,9184 (Reg, 1)
	SW-GARCH(1,1)	-0,0013		(1,98242)*	(0,77234)		(1,29376)*
	(0,1471)***	(-2,22337)**		*0,0000 (Reg, 2)*	*1,3327 (Reg, 2)*		*0,0000 (Reg, 2)*
				(0,78234)	*(0,0002)*		*(1,57342)**

Signifikanzniveau	
10%	*
5%	**
1%	***

Tabelle 4.11: Zweiter Teil der Ergebnisse zur GARCH-Schätzung 10-jähriger europäischer Referenzanleihen mit den Ländern Irland, Italien, Niederlande, Norwegen und Österreich. Unter den geschätzten Koeffizienten der einzelnen Parameter befinden sich in Klammern die Ergebnisse der Wald-t-Statistik. Die eingeklammerten Zahlen unterhalb der einzelnen GARCH-Modelle zeigen die Ergebnisse der F-Statistik aus dem ARCH-LM Test. Eine ausreichend hohe F-Statistik führt zur Ablehnung der Nullhypothese verbleibender ARCH-Effekte. Die Signifikanz der einzelnen Parameter ist separat gekennzeichnet.

			Übergangswahrscheinlichkeit				
ARCH 2	Leverage	Leverage 2	Pr (p)	Pr (q)	Freiheitsgrade	AIC	BIC
-0,1331					*4,3154*		
*(-2,22115)***					*(10,6518)****	*-7316*	*-7288*
					4,2303		
					(10,0935)***	**-7323**	**-7306**
-0,1924	*-0,0665*	*0,0773*			*4,3536*		
*(-2,86818)****	*(-1,52144)**	*(1,7839)***			*(10,3946)****	*-7335*	*-7289*
	-0,0082				*4,3167*		
	(-0,528769)				*(10,6127)****	*-7315*	*-7281*
			0,9707	*0,9814*	*4,8299*	*-7308*	*-7266*
			*(1,38737)**	*(1,682374)**	*(11,74620)****		
0,0100					*4,5482*		
*(1,52451)**					*(10,9133)****	*-7316*	*-7288*
					4,6341		
					(10,3652)***	**-8598**	**-8581**
0,0129	*0,0248*				*4,4143*		
*(1,32541)**	*(1,53129)**				*(10,576)****	*-8601*	*-8567*
	-0,0214				*4,5490*		
	(-0,822243)				*(10,8273)****	*-8579*	*-8545*
			0,9777	*0,4457*	*4,1651*	*-8317*	*-8255*
			*(1,68649)**	*(1,59923)**	*(8,82394)****		
					4,6770		
					*(10,108)****	*-8715*	*-8686*
					4,5166		
					*(14,7705)****	*-8712*	*-8694*
	-0,0327				*4,8806*		
	*(-3,34422)****				*(9,59719)****	*-8730*	*-8696*
	0,0333				**4,3795**		
	(3,26121)***				**(9,89888)*****	**-8736**	**-8698**
			0,3530	*0,9863*	*4,9746*	*-8635*	*-8672*
			*(10,87382)****	*(16,83760)****	*(12,88371)****		
					3,9877		
					*(8,95974)****	*-7883*	*-7848*
					3,7512		
					*(10,1532)****	*-7868*	*-7845*
	-0,0170				*3,8502*		
	(-0,733891)				*(9,06355)****	*-7.881*	*-7.841*
	0,0427				**4,0043**		
	(1,09928)				**(8,85957)*****	**-7882**	**-7849**
			0,3237	*0,9447*	*4,6899*	*-7532*	*-7469*
			*(2,18462)***	*(1,99637)***	*(13,23646)****		
					4,3618		
					*(11,3617)****	*-8912*	*-8878*
					4,1516		
					*(10,8863)****	*-8911*	*-8874*
	-0,0323				*4,3420*		
	*(-2,51751)****				*(11,4213)****	*-8908*	*-8874*
	0,0556				**4,3940**		
	(1,84177)**				**(11,384)*****	**-8913**	**-8888**
			0,9207	*0,1453*	*4,6976*	*-8828*	*-8765*
			*(2,03458)***	*(1,78239)**	*(17,27340)****		

Tabelle 4.11: Fortsetzung

		Mittelwertgleichung		Varianzgleichung			
Land	Modell	Konstante	Dummy	Konstante	GARCH 1	GARCH 2	ARCH 1
Portugal	*GARCH (2,1)*	*0,0010*		*0,0001*	*0,2989*	*0,4979*	*0,1956*
	*(0,3352)****	*(1,13133)*		*(3,9391)****	*(2,29237)*	*(4,2349)****	*(6,29303)****
	IGARCH (2,1)	**0,0010**		**0,0001**	**0,1920**	**0,5144**	**0,2936**
	(0,6765)***	**(1,13422)**		**(3,7768)*****	**(3,88768)*****	**(5,40832)*****	**(14,3833)*****
	EGARCH (2,1)	*0,0012*		*-0,1403*	*0,4483*	*0,5260*	*0,3262*
	*(0,5975)****	*(1,29952)**		*(-3,8683)****	*(3,50167)****	*(4,15003)****	*(8,34428)****
	GJR-GARCH (2,1)	*0,0011*		*0,0001*	*0,2987*	*0,5021*	*0,2154*
	*(0,7489)****	*(1,24492)*		*(3,89822)****	*(2,29656)***	*(4,26944)****	*(5,64894)****
	SW-GARCH(1,1)	0,0010		0,0190 (Reg, 1)	0,1390 (Reg, 1)		0,4175 (Reg, 1)
	(0,8038)***	(1,14989)		(4,09882)***	(1,88233)*		(0,24421)
				0,0069 (Reg, 2)	*0,4952 (Reg, 2)*		*0,4175 (Reg, 2)*
				*(3,22492)****	*(1,23745)*		*(2,03933)***
Schweden	*GARCH (1,2)*	*-0,0024*		*0,0000*	*0,9267*		*0,0524*
	*(0,1799)****	*(-2,93747)****		*(2,84422)****	*(60,9331)****		*(4,7818)****
	IGARCH (1,1)	*-0,0024*		*0,0000*	*0,9473*		*0,0527*
	*(0,1997)****	*(-2,96347)****		*(3,11748)****	*(46,7362)****		*(5,1894)****
	EGARCH (1,2)	**-0,0028**		**-0,1350**	**0,9782**		**0,1210**
	(0,0359)***	**(-3,32491)*****		**(-2,74407)*****	**(124,389)*****		**(5,5506)*****
	GJR-GARCH (1,2)	*-0,0025*		*0,0000*	*0,9274*		*0,0423*
	*(0,1599)****	*(-3,03345)****		*(2,77006)****	*(57,7377)****		*(1,49214)**
	SW-GARCH(1,1)	-0,0024		0,0000 (Reg, 1)	0,0000 (Reg, 1)		0,2207 (Reg, 1)
	(0,0316)***	(-2,99223)***		(0,0012)	(0,23874)		(1,72394)*
				0,0013 (Reg, 2)	*0,9471 (Reg, 2)*		*0,0536 (Reg, 2)*
				(-0,42739)	*(1,00023)*		*(0,92374)*
Schweiz	*GARCH (1,1)*	*-0,0022*		*0,0000*	*0,9249*		*0,0678*
	*(0,7488)****	*(-3,95518)****		*(2,82244)****	*(75,7614)****		*(5,71569)****
	IGARCH (1,1)	*-0,0022*		*0,0000*	*0,9325*		*0,0675*
	*(0,8193)****	*(-3,93458)****		*(3,20544)****	*(53,3464)****		*(5,09166)****
	EGARCH (1,1)	**-0,0024**		**-0,0921**	**0,9862**		**0,1556**
	(0,9453)***	**(-4,36019)*****		**(-2,75988)*****	**(202,126)*****		**(7,01122)*****
	GJR-GARCH (1,1)	*-0,0024*		*0,0000*	*0,9339*		*0,0460*
	*(0,8503)****	*(-4,12908)****		*(2,63239)****	*(85,944)****		*(4,03253)****
	SW-GARCH(1,1)	-0,0022		0,0013 (Reg, 1)	0,0093 (Reg, 1)		0,0003 (Reg, 1)
	(0,7386)***	(-3,969745)***		(0,00233)	(1,23285)		(0,00023)
				0,0000 (Reg, 2)	1,3234 (Reg, 2)		*0,0003 (Reg, 2)*
				(-0,78583)	(-0,10003)		*(0,00021)*
Spanien	*GARCH (1,1)*	*-0,0005*		*0,0000*	*0,8972*		*0,1028*
	*(0,8808)****	*(-1,01473)*		*(3,03936)****	*(79,0293)****		*(7,59492)****
	IGARCH (2,1)	**-0,0005**		**0,0000**	**0,1322**	**0,7098**	**0,1580**
	(0,7229)***	**(-1,10443)**		**(3,36632)*****	**(39,328)*****	**(3,1344)*****	**(10,0035)*****
	EGARCH (1,1)	*-0,0004*		*-0,0377*	*0,9940*		*0,2168*
	*(0,7419)****	*(-0,867969)*		*(-2,09438)***	*(367,368)****		*(8,95464)****
	GJR-GARCH (1,1)	*-0,0004*		*0,0000*	*0,9001*		*0,1142*
	*(0,8615)****	*(-0,848353)*		*(2,97686)****	*(73,8143)****		*(2,91336)****
	SW-GARCH(1,1)	-0,0005		0,0327 (Reg, 1)	0,1215 (Reg, 1)		0,3728 (Reg, 1)
	(0,5072)***	(-1,13783)		(2,83642)***	(33,7599)***		(3,98584)***
				0,0001 (Reg, 2)	*0,7840 (Reg, 2)*		*0,3728 (Reg, 2)*
				*(1,99234)***	*(21,34883)****		*(5,29488)****
UK	*GARCH (1,1)*	*-0,0020*		*0,0000*	*0,9586*		*0,0313*
	(0,0095)	*(-1,90991)***		*(2,05197)***	*(90,4424)****		*(4,21144)****
	IGARCH (1,1)	*-0,0020*		*0,0000*	*0,9642*		*0,0358*
	(0,0268)	*(-1,91231)***		*(1,68453)***	*(126,8357)****		*(3,84634)****
	EGARCH(1,1)	*-0,0022*		*-0,0387*	*0,9933*		*0,0564*
	(0)	*(-2,11967)***		*(-1,77084)***	*(265,419)****		*(4,17815)****
	GJR-GARCH (1,1)	**-0,0022**		**0,0000**	**0,9615**		**0,0213**
	(0,0120)	**(-2,06087)****		**(2,046)****	**(96,8157)*****		**(2,69029)*****
	SW-GARCH(1,1)	-0,0020		0,0001 (Reg, 1)	0,9223 (Reg, 1)		0,0487 (Reg, 1)
	(0,0558)	(-1,95001)**		(1,66732)*	(12,37643)***		(8,84623)***
				0,0000 (Reg, 2)	*0,0000 (Reg, 2)*		*0,0000 (Reg, 2)*
				(1,08636)	*(4,23734)****		*(9,74652)****

Signifikanzniveau	
10%	*
5%	**
1%	***

Tabelle 4.12: Dritter Teil der Ergebnisse zur GARCH-Schätzung 10-jähriger europäischer Referenzanleihen mit den Ländern Portugal, Schweden, Schweiz, Spanien und UK. Unter den geschätzten Koeffizienten der einzelnen Parameter befinden sich in Klammern die Ergebnisse der Wald-t-Statistik. Die eingeklammerten Zahlen unterhalb der einzelnen GARCH-Modelle zeigen die Ergebnisse der F-Statistik aus dem ARCH-LM Test. Eine ausreichend hohe F-Statistik führt zur Ablehnung der Nullhypothese verbleibender ARCH-Effekte. Die Signifikanz der einzelnen Parameter ist separat gekennzeichnet.

			Übergangswahrscheinlichkeit				
ARCH 2	Leverage	Leverage 2	Pr (p)	Pr (q)	Freiheitsgrade	AIC	BIC
					3,9622		
					*(11,1512)****	*-6393*	*-6358*
					3,9323		
					(14,5643)***	**-6402**	**-6379**
	0,0324				*3,9773*		
	*(1,53461)**				*(11,0686)****	*-6411*	*-6372*
	-0,0491				*4,0002*		
	(-1,27654)				*(11,0979)****	*-6392*	*-6352*
			0,4604	*0,6827*	*2,1648*		
			*(1,55832)**	*(1,29347)**	*(9,874782)****	*-6064*	*-6002*
0,0221					*5,7918*		
*(1,73451)***					*(9,15692)****	*-7692*	*-7664*
					5,2569		
					*(10,5067)****	*-7679*	*-7662*
0,0111	**-0,0147**				**5,7988**		
(1,96488)**	**(-1,28401)***				**(9,15757)*****	**-7692**	**-7668**
0,0178	*0,0213*				*5,8170*		
*(1,83542)***	*(0,502271)*				*(9,13683)****	*-7692*	*-7658*
			0,9387	*0,8936*	*6,3680*		
			*(2,41994)****	*(1,96723)***	*(12,38634)****	*-7678*	*-7615*
					4,4404		
					*(10,1768)****	*-9026*	*-8992*
					4,2967		
					*(10,4054)****	*-9015*	*-8992*
	-0,0231				**4,3578**		
	(-1,75413)**				**(10,1967)*****	**-9028**	**-8999**
	0,0326				*4,4133*		
	*(1,97323)***				*(10,0571)****	*-9027*	*-8993*
			0,8713	*0,1372*	*4,4034*		
			(1,0023)	*(1,31977)**	*(11,82374)****	*-8868*	*-8806*
					5,6854		
					*(9,98806)****	*-8424*	*-8395*
					5,8508		
					(10,7369)***	**-8462**	**-8439**
	0,0196				*5,2284*		
	(1,21358)				*(9,38374)****	*-8439*	*-8405*
	-0,0286				*5,6914*		
	(-0,552668)				*(9,96758)****	*-8423*	*-8389*
			0,3716	*0,9711*	*7,9289*		
			*(2,38842)****	*(2,78934)****	*(8,87422)****	*-8123*	*-8061*
					7,6036		
					*(6,72241)****	*-6748*	*-6719*
					7,1046		
					*(5,58878)****	*-6741*	*-6724*
	-0,0159				*7,4330*		
	*(-1,88672)***				*(6,90479)****	*-6736*	*-6702*
	0,0162				**7,6896**		
	(1,47837)*				**(6,70981)*****	**-6748**	**-6734**
			0,9870	*0,0000*	*7,2559*		
			*(4,87623)****	*(2,89764)****	*(12,37436)****	*-6644*	*-6681*

Tabelle 4.12: Fortsetzung

		Mittelwertgleichung		Varianzgleichung			
Land	Modell	Konstante	Dummy	Konstante	GARCH 1	GARCH 2	ARCH 1
Belgien	*EGARCH (2,1)*	*-0,0011*		*-0,1090*	*0,1878*	*0,7928*	*0,2818*
	*(0,7024)****	*(-1,788)***		*(-6,15293)****	*(6,93961)****	*(29,8021)****	*(21,0135)****
Deutschland	*EGARCH (1,1)*	*-0,0012*		*-0,1104*	*0,9818*		*0,1406*
	*(0,3986)****	*(-1,67784)***		*(-5,68142)****	*(329,547)****		*(13,6966)****
Finnland	*EGARCH (2,1)*	*-0,0011*		*-0,0930*	*0,1429*	*0,8409*	*0,2198*
	*(0,9928)****	*(-1,6028)**		*(-4,03539)****	*(5,12181)****	*(29,7333)****	*(17,6996)****
Frankreich	*EGARCH (2,2)*	*-0,0013*		*-0,1109*	*0,0237*	*0,9584*	*0,1639*
	*(0,6409)****	*(-2,03704)***		*(-4,17843)****	*(4,29813)****	*(187,985)****	*(12,4599)****
Griechenland	*EGARCH (1,1)*	*0,0031*	*-27,4781*	*0,0265*	*0,9946*		*0,3397*
	(0)	*(1,22275)*	*(-2,223e+12)****	*(6,95743)****	*(724,002)****		*(35,8271)****
Irland	*IGARCH (1,1)*	*0,0014*		*0,0000*	*0,9643*		*0,0357*
	*(0,7800)****	*(1,72334)***		*(2,35874)****	*(123,4112)****		*(6,34514)****
Italien	*IGARCH (1,1)*	*-0,0013*		*0,0000*	*0,9180*		*0,0820*
	*(0,8278)****	*(-2,28953)****		*(3,23111)****	*(112,3376)****		*(5,79436)****
Niederlande	*GJR-GARCH (1,1)*	*-0,0013*		*0,0000*	*0,9527*		*0,0132*
	*(0,8709)****	*(-1,82307)***		*(5,11375)****	*(240,523)****		*(3,18763)****
Norwegen	*GJR-GARCH (2,1)*	*-0,0023*		*0,0001*	*0,1854*	*0,6323*	*0,1128*
	*(0,1150)****	*(-2,72698)****		*(6,48574)****	*(3,4053)****	*(12,0385)****	*(7,70089)****
Österreich	*GJR-GARCH (2,1)*	*-0,0013*		*0,0000*	*0,0261*	*0,8119*	*0,1155*
	*(0,3191)****	*(-2,26441)***		*(7,94216)****	*(1,89019)***	*(46,2921)****	*(8,60064)****
Portugal	*IGARCH (2,1)*	*0,0010*		*0,0000*	*0,1451*	*0,4615*	*0,3934*
	*(0,4364)****	*(1,19439)*		*(2,9962)****	*(3,23452)****	*(5,34891)****	*(12,1429)****
Schweden	*EGARCH (1,2)*	*-0,0023*		*-0,1869*	*0,9688*		*0,1299*
	*(0,0413)****	*(-2,58898)****		*(-5,4875)****	*(176,528)****		*(8,691)****
Schweiz	*EGARCH (1,1)*	*-0,0017*		*-0,1359*	*0,9784*		*0,1447*
	*(0,9323)****	*(-2,85806)****		*(-8,05686)****	*(382,04)****		*(12,9876)****
Spanien	*IGARCH (2,1)*	*-0,0005*		*0,0000*	*0,1086*	*0,5554*	*0,3336*
	*(0,9670)****	*(-1,10443)*		*(3,78642)****	*(32,3446)****	*(4,28384)****	*(7,29945)****
UK	*GJR-GARCH (1,1)*	*-0,0016*		*0,0000*	*0,9590*		*0,0203*
	(0,0090)	*(-1,47851)*		*(3,25181)****	*(121,416)****		*(3,86471)****

Signifikanzniveau

10%	*
5%	**
1%	***

Tabelle 4.13: Ergebnisse der GARCH-Schätzungen 10-jähriger europäischer Referenzanleihen unter der Annahme normalverteilter Innovationen. Unter den geschätzten Koeffizienten der einzelnen Parameter befinden sich in Klammern die Ergebnisse der Wald-t-Statistik. Die eingeklammerten Zahlen unterhalb der einzelnen GARCH-Modelle zeigen die Ergebnisse der F-Statistik aus dem ARCH-LM Test. Eine ausreichend hohe F-Statistik führt zur Ablehnung der Nullhypothese verbleibender ARCH-Effekte. Die Signifikanz der einzelnen Parameter ist separat gekennzeichnet.

			Normalverteilung		Student t-Verteilung	
ARCH 2	Leverage	Leverage 2	AIC	BIC	AIC	BIC
	-0,0938 (-9,34674)***		-8963	-8929	**-9313**	**-9290**
	-0,0503 (-6,67729)***		-8119	-8090	**-8282**	**-8253**
	-0,0759 (-6,46358)***		-8407	-8372	**-8615**	**-8575**
0,0348 (3,00406)***	-0,0324 (-4,50821)***	-0,0590 (-7,57806)***	-8784	-8739	**-8958**	**-8906**
	0,0702 (12,2766)***		-809	-774	**-1419**	**-1379**
			-7073	-7061	**-7323**	**-7306**
			-8330	-8319	**-8598**	**-8581**
	0,0597 (9,95733)***		-8528	-8500	**-8736**	**-8698**
	0,0594 (3,32224)***		-7703	-7668	**-7882**	**-7849**
	0,0555 (3,65593)***		-8609	-8575	**-8911**	**-8888**
			-6075	-6058	**-6402**	**-6379**
0,01923 (1,83428)**	-0,0150 (-2,29713)***		-7534	-7506	**-7679**	**-7662**
	-0,0414 (-7,29478)***		-8784	-8756	**-9028**	**-8999**
			-8268	-8251	**-8462**	**-8439**
	0,0168 (2,02506)**		-6676	-6647	**-6748**	**-6734**

Tabelle 4.13: Fortsetzung

Die geschätzte bedingte Kovarianzmatrix Q_t, der Gleichung (4.46) muss im letzten Schritt in eine bedingte Korrelationsmatrix R_t umgewandelt werden. Die notwendige Normalisation ist der Gleichung (4.47) zu entnehmen. Die Hilfsmatrix Q_t^* ist eine Diagonalmatrix mit der Quadratwurzel der diagonalen Elemente der bedingten Kovarianzmatrix Q_t, d. h. der bedingten Standardabweichungen des GARCH-Residualvektors u_t als deren Elemente. Da Q_t mit der Inversen von Q_t^* von links und von rechts multipliziert wird, sind die Elemente außerhalb der Diagonalen von Q_t bedingte Kovarianzen dividiert durch das Produkt der bedingten Standardabweichungen, d. h. die geschätzten dynamisch bedingten Korrelationskoeffizienten zwischen den analysierten Zeitreihen.

$$R_t = Q_t^{*-1} Q_t Q_t^{*-1} \tag{4.47}$$

$$Q_t = (1 - \alpha - \beta)\bar{Q} + \alpha u_{t-1} u_{t-1}^{'} + \beta Q_{t-1} \tag{4.48}$$

$$Q_t^* = diag\left(\sqrt{q_{11,t}}, \sqrt{q_{22,t}}, \dots, \sqrt{q_{kk,t}}\right) \tag{4.49}$$

$$\bar{Q} = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^{T} u_{t-1} u_{t-1}^{'} \tag{4.50}$$

Das DCC-Modell wird anhand der Maximum-Likelihood-Schätzung optimiert, sollte der Vektor ϵ_t multivariat normalverteilt sein. Da allerdings in dieser Arbeit gezeigt werden konnte, dass die Verteilung des Vektors ϵ_t der Student t-Verteilung folgt, wird die Quasi-Maximum-Likelihood-Schätzung angewendet. Wie White (1994) beschreibt, sind sowohl die Schätzergebnisse der (Quasi)-Maximum-Like-

lihood-Schätzung konsistent und asymptotisch normalverteilt als auch deren Standardfehler nach Bollerslev-Wooldrige.[295] Zur Überprüfung der geschätzten Parameter wird der Wald-t-Test in dieser Arbeit genutzt.

Korrelation (bilateral mit Griechenland)	ARCH (α)	GARCH (β)
Belgien	0,0166	0,9818
(123,9458)***	(3,51191)***	(4,43254)***
Deutschland	0,0216	0,9764
(233,5621)***	(4,23341)***	(6,56735)***
Finnland	0,0273	0,9715
(132,1279)***	(4,22245)***	(5,23467)***
Frankreich	0,0307	0,9679
(3322,0270)***	(3,76755)***	(3,85467)***
Irland	0,0364	0,9622
(453,0655)***	(3,23889)***	(4,84686)***
Italien	0,0129	0,9843
(1121,0719)***	(2,89976)***	(4,74856)***
Niederlande	0,0201	0,9788
(134,1361)***	(3,11286)***	(4,87764)***
Norwegen	0,0106	0,9832
(534,1232)***	(5,33657)***	(6,34565)***
Österreich	0,0262	0,9707
(34,0605)***	(4,56678)***	(3,54554)***
Portugal	0,0251	0,9743
(5322,0065)***	(4,23167)***	(3,76755)***
Schweden	0,0162	0,9795
(998,0338)***	(5,81783)***	(6,22456)***
Schweiz	0,0190	0,9705
(773,0073)***	(5,56836)***	(7,77633)***
Spanien	0,0095	0,9875
(342,0062)***	(2,15367)***	(3,32577)***
UK	0,0057	0,9914
(138,0703)***	(6,99854)***	(8,78944)***

Signifikanzniveau

10%	*
5%	**
1%	***

Tabelle 4.14: Spezifizierung der bilateralen DCC-Modelle zur Analyse der Korrelationsstrukturen zwischen Griechenland und den restlichen europäischen Ländern. Unter den geschätzten Koeffizienten der einzelnen Parameter befinden sich in Klammern die Ergebnisse der Wald-t-Statistik. Die eingeklammerten Zahlen unterhalb der einzelnen DCC-Modelle zeigen die Ergebnisse der F-Statistik aus dem OLS Test auf konstante bedingte Korrelation. Eine ausreichend hohe F-Statistik führt zur Ablehnung der Nullhypothese bestehender konstanter bedingter Korrelation. Die Signifikanz der einzelnen Parameter ist separat gekennzeichnet.

Nachdem die univariaten GARCH-Spezifikationen im ersten Schritt geschätzt wurden, werden nun im zweiten DCC-Schätzschritt die GARCH-Residuen aus dem ersten Teil genutzt, um den bedingten Kovarianzprozess, analog zur Gleichung (4.46)

[295] Vgl. Engle, R. F., Sheppard, K. (2001) S. 21.

zu modellieren. Auch hier muss die Lagordnung der multivariaten GARCH-Gleichung anhand der Daten spezifiziert werden. Wie im univariaten Fall, wird in den Klammern unter den geschätzten Koeffizienten auch die Wald-t-Teststatistik aufgeführt. Damit der Wald-t-Test konsistente Ereignisse liefert, müssen allerdings die konsistenten Standardfehler nach Bollerslev-Wooldrige genutzt werden, analog zum Vorgehen in Engle und Sheppard (2001).[296]

Die Güte der Schätzung eines dynamischen bedingten Korrelationsprozesses hängt maßgeblich von den Eigenschaften der Korrelationsstruktur ab. Gleichungen (4.46) und (4.47) werden genutzt, um die Dynamik der Korrelation zu schätzen. Dies ist allerdings nur notwendig, wenn überhaupt Korrelationsdynamiken existieren. Sollte die Korrelation zwischen Vermögenswerten konstant sein, wie von Bollerslev (1990) für die Modellentwicklung des CCC-Modells angenommen, wird eine Schätzung einer dynamischen Struktur irrelevant.[297] Deshalb ist essentiell zu untersuchen, ob die Daten eine Schätzung von Korrelationsdynamiken erlaubt. Engle und Sheppard (2001) führen dazu einen Test ein, der eine Nullhypothese von konstanter bedingter Korrelation gegen die Alternativhypothese dynamischer bedingter Korrelation testet.[298] Eine entsprechend hohe F-Statistik verwirft die Nullhypothese und erfordert eine adäquate Berücksichtigung von dynamischen Prozessen in der Korrelationsentwicklung.

Die DCC-Spezifikationen und Ergebnisse der Test-Statistiken für alle Schätzungen finden sich in der Tabelle 4.14. In den einzelnen Reihen der Tabelle sind die bilateralen Schätzergebnisse für die multivariate Kovarianzgleichung aus Gleichung (4.46) zu finden. Auch hier sind die oberen Zahlen die Schätzungen für die jeweiligen Parameter für die verzögerten (Lagged) Schocks und der verzögerten Kovarianz, die Zahlen in Klammern darunter entstammen dem Wald-t-Test. Die t-Statistik wird dabei auf Grundlage angepasster Standardfehler berechnet, welche in der multivariaten

[296] Vgl. Engle, R. F., Sheppard, K. (2001) S. 7f.
[297] Vgl. Bollerslev, T. (1990) S. 499.
[298] Vgl. Engle, R. F., Sheppard, K. (2001) S. 10ff.

Gleichung benötigt werden, um eine konsistente t-Statistik, analog zu Engle und Sheppard (2001), zu erhalten.[299]

Unter den jeweiligen Ländernamen findet sich in Klammern die geschätzte F-Statistik des auf OLS basierenden Tests zur Überprüfung der Korrelationsdynamik nach Engle und Sheppard. Für jede Schätzung der einzelnen multivariaten bedingten Kovarianzgleichung wird die Nullhypothese, konstante Korrelation, klar abgelehnt. Eine Schätzung der dynamischen Korrelationsstruktur ist daher berechtigt.

Die adäquate Lagstruktur wurde anhand des Akaike und Bayesianischen Informationskriteriums bestimmt und befindet sich ebenfalls als zusätzlich Information in der Tabelle 4.14 aufgeführt. Für jede bilaterale Korrelationsbeziehung kann im Anhang zudem eine detaillierte, grafische Darstellung für den gesamten Betrachtungszeitraum in Abbildung 60 bis Abbildung 63 gefunden werden.[300]

[299] Vgl. Engle, R. F., Sheppard, K. (2001) S. 7f.
[300] Vgl. S. 415f.

4.4 Analyse von Ansteckungseffekten anhand bilateraler Korrelationsstrukturen

Analog zum Vorgehen von Engle im Jahr 2002[301] und der Arbeit Engle und Sheppards aus dem Jahr 2001[302] steht in der empirischen Analyse dieser Arbeit die dynamische bedingte Korrelationsstruktur der 10-jährigen Referenzanleihen zwischen Griechenland und den restlichen Ländern aus dem zugrundeliegenden Datensatz im Fokus der Ansteckungsanalyse. Wie bereits in vorherigen Abschnitten herausgestellt, nimmt Griechenland eine besondere Rolle in der Analyse auf Ansteckungseffekte während der europäischen Staatsschuldenkrise ein, da es als erstes Land unter (Re-)Finanzierungsschwierigkeiten zu leiden hatte. Nachvollzogen werden kann damit auch, dass Griechenland dadurch in der Literatur und im allgemeinen Sprachgebrauch als Auslöser, bzw. Herd der Ansteckungseffekte während der Krise dargestellt und vermutet wird.

Der genutzte Datensatz und die Bildung mehrere Ländergruppen erlaubt eine Differenzierung zwischen europäischen Schwergewichten, die man auch als Kernländer Europas bezeichnen kann und den Mittelmeeranrainern, bzw. der Peripherie im Datensatz. So nehmen beispielsweise Deutschland, die Niederlande und Frankreich den Status als Kernland ein und Portugal, Spanien, Italien und Irland als Peripherie.

Folgt man der erwähnten Literatur und der Definition von Ansteckung aus dem zweiten Kapitel, so bedeutet ein plötzliches und gleichzeitiges Ansteigen und anschließendes, rasches Abfallen der Korrelation zwischen den Anleihenrenditen einen Hinweis auf Ansteckungseffekte. Aufgrund der Hauptkomponentenanalyse aus dem Abschnitt 4.1.4 kann nun auch ein globaler Faktor ausgeschlossen werden, der möglicherweise einen Anstieg der Korrelationen bewirkt, ohne dass man von Ansteckung sprechen kann. Dafür spricht auch die Tatsache, dass es innerhalb der EWU keine unterschiedlichen Währungen und Wechselkurse gibt; die Handelsbeziehungen im Europäischen Binnenmarkt durch langfristig fixierte Lieferketten keiner kurzfristigen

[301] Vgl. Engle, R. F. (2002a).
[302] Vgl. Engle, R. F., Sheppard, K. (2001).

Fluktuation unterliegen, und keine wesentlichen, externen Einflüsse durch Turbulenzen auf den Rohstoffmärkten während der europäischen Staatsschuldenkrise festzustellen waren. Somit lassen sich im Rückgriff auf Abschnitt 2.1.1, alle realwirtschaftlichen Ansteckungskanäle aufgrund von Fundamentalfaktoren ausschließen. Damit können sich die potentiellen Effekte auf die Argumentationspositionen finanzwirtschaftlicher und verhaltensbezogener Ansteckungskanäle reduzieren.

4.4.1 Unterschiedliche Phasen der europäischen Staatsschuldenkrise

Abbildung 14 und Abbildung 15 zeigen die Entwicklung der dynamischen Korrelationen auf Basis der Tagesdaten zwischen den einzelnen Ländern aus dem zugrundeliegenden Datensatz. Zusätzlich sind sowohl in vertikal schraffierten Linien die Zeitpunkte des ersten, zweiten und dritten Rettungspakets für Griechenland wie auch der Haircut privater griechischer Anleihen eingezeichnet. Die Spezifizierung der verwendeten DCC-Modelle können der Tabelle 4.14 aus dem letzten Abschnitt entnommen werden.

Die dargestellten Ergebnisse scheinen von einem visuellen Standunkt her der Eingangsfrage nach signifikanten Gleichbewegungen zu zentralen Ereignissen in der Schuldenkrise nicht zu widersprechen. Die geschätzte Korrelation zwischen griechischen Anleihenrenditen und einer Gruppe an Ländern, die im Zuge der europäischen Staatsschuldenkrise nach Griechenland als nächstes in finanzielle Schwierigkeiten geraten sind, resultieren positiv. Darunter zählen Irland, Italien, Portugal und Spanien. Für Irland gilt im Besonderen, dass sich die Korrelation zunächst bis Ende 2011 positiv entwickelt, den Verlauf portugiesischer und spanischer Anleihen nachbildet und analog zu diesen Ländern ähnliche Ausschläge zeigt, bis dann schließlich dieses Muster durchbrochen wird und sich Irland genau entgegengesetzt und nun analog zu den Kernländern Europas, z. B. Deutschland und Frankreich, verhält. Dies bildet grafisch ab, was sich politisch in der Zeitperiode in Irland verändert hat. Abzulesen ist auch in diesem Datensatz, dass die Verbesserung der finanziellen Lage in Irland somit direkte Auswirkung auf die Korrelationsbeziehung zu Griechenland hat. Umgekehrt sieht es im Fall Italiens aus. Zunächst noch negativ korreliert mit den griechischen Anleihen, ändert sich das Verhalten zum Jahreswechsel 2012. Nun reagieren die italienischen Anleihen stärker korreliert mit Griechenland.

Die durchschnittliche Korrelation zwischen Griechenland und Portugal ist am höchsten, gefolgt von der Korrelation zwischen Griechenland und Spanien. Dies kann

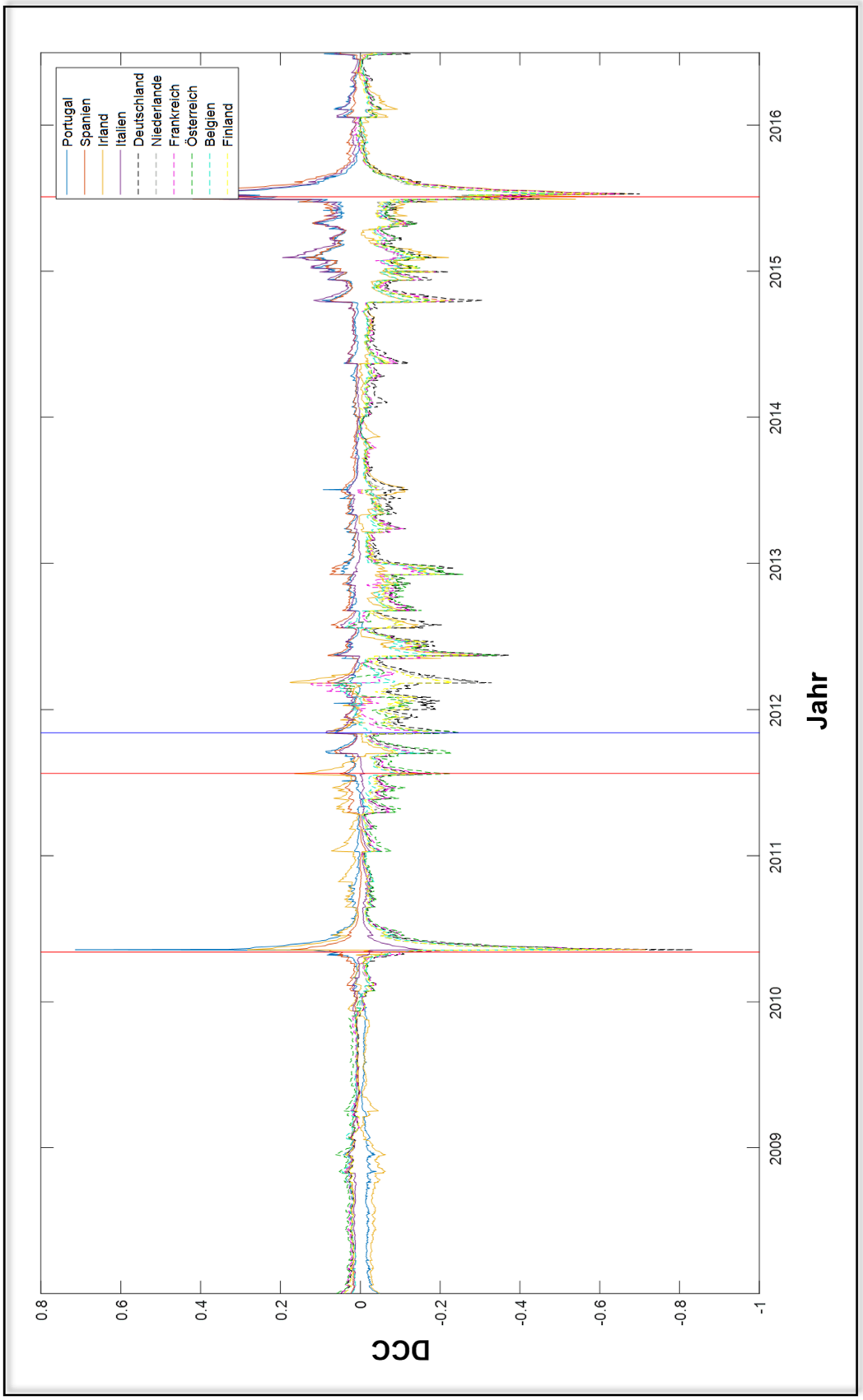

Abbildung 14: Verlauf der dynamischen Korrelationsstruktur ausgewählter Länder der Europäischen Währungsunion auf Basis 10-jähriger Referenzanleihen über den gesamten Beobachtungszeitraum, von Januar 2008 bis Juli 2016. Die drei roten vertikalen Linien zeigen die Zeitpunkte des ersten, zweiten und dritten Rettungspakets für Griechenland. Die blaue, vertikale Linie zeigt den Haircut griechischer Anleihen im Frühjahr 2012.

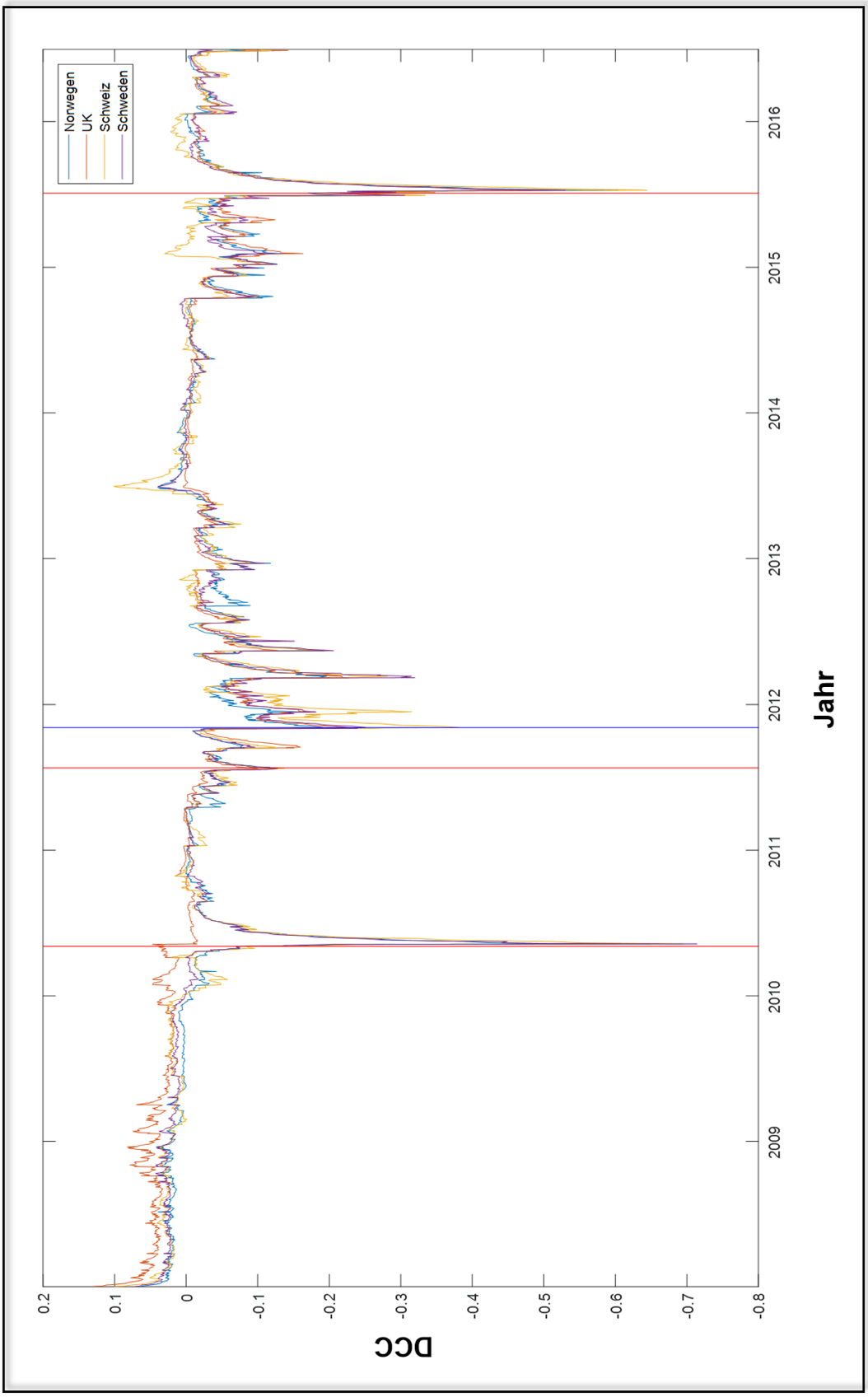

Abbildung 15: Verlauf der dynamischen Korrelationsstrukturen ausgewählter Länder außerhalb der Europäischen Währungsunion auf Basis 10-jähriger Referenzanleihen über den gesamten Beobachtungszeitraum, von Januar 2008 bis Juli 2016. Die drei roten vertikalen Linien zeigen die Zeitpunkte des ersten, zweiten und dritten Rettungspakets für Griechenland. Die blaue, vertikale Linie zeigt den Haircut griechischer Anleihen im Frühjahr 2012.

durchaus zunächst darauf zurückzuführen sein, dass sich diese Länder in einer ähnlichen konjunkturellen Lage befinden als auch Gleichheit in den (Re-)Finanzierungsschwierigkeiten bestehen. Die Korrelation zwischen Griechenland, Deutschland und den Niederlanden ist im Mittel negativ, wobei die Bewegungen der deutschen Renditereihen die größte Asynchronität aus dem Datensatz zeigt. Auch dieses Ergebnis bestätigt die These aus vorherigen Kapiteln, dass gerade diese beiden Länder innerhalb Europas mit ihrer historischen Finanzstabilität als sichere Häfen während der Krisenzeit gelten. In die gleiche Gruppe gehören auch die Länder Belgien und Österreich sowie die innerhalb Kontinentaleuropas ausgewählten Länder außerhalb der EWU.

Die Korrelationen der drei Länder mit erheblichen, finanziellen Schwierigkeiten steigen anfänglich, während dies in genau entgegengesetzter Weise für eine Ländergruppe mit stabilen Fundamental- und Fiskalwerten gilt. Dies führt zum Ergebnis, dass Ansteckungseffekte während der betrachteten Zeitperiode innerhalb der EWU nicht zurückgewiesen werden können. Die Entwicklung der Korrelationsdynamik seit 2009 wird im Folgenden spezifischer in Bezug auf die politischen und ökonomischen Entwicklungen in dieser Zeit interpretiert. Da diese Analyse die Frage beantworten möchte, ob Ansteckungseffekte von Griechenland auf andere Länder existieren, werden auch nur die wesentlichen Geschehnisse mit Fokus auf Griechenland in der Folge erläutert. Auf Basis dieser Ereignisse werden die Korrelationen zwischen Griechenland und den anderen Ländern aus dem Datensatz in Beziehung gesetzt. Zwischen Anfang 2009 und Ende 2011 stand Griechenland ständig im Mittelpunkt der Medien und im Bewusstsein der Öffentlichkeit. Die Ereignisse in dieser Zeit folgten rasch aufeinander und übertrafen sich in ihrer Wichtigkeit. In den Jahren 2013 und 2015 rückte Griechenland erneut stärker in das Bewusstsein der Öffentlichkeit; auch diese Phasen sollen hier genauer beschrieben werden.

4.4.1.1 Der Beginn der europäischen Staatsschuldenkrise im Herbst des Jahres 2009

Am 04. Oktober 2009 gewinnt die sozialdemokratische Partei, PASOK, unter der Führung George Papandreou die Parlamentswahlen in Griechenland. Größere Auswirkungen auf das Kreditrating und den Beginn steigender (Re-)Finanzierungszinssätze für Griechenland hatte allerdings die Veröffentlichung des überarbeiteten Haushaltsdefizits für 2009. Am 20. Oktober aktualisierte die griechische Regierung das prognostizierte Defizit von ursprünglich 6 % auf 12 % bzw. 13 % des BIP und damit für die Marktbeobachter überraschend stark nach oben. In den nachfolgenden Monaten stieg der Zinsspread zwischen deutschen und griechischen 10-jährigen Referenzanleihen über die Hürde von 3 % und damit zum ersten Mal seit 2001 auf dieses Niveau. Tabelle 4.15 zeigt die politischen Entwicklungen aus dem Jahr 2009 im Überblick.[303]

Datum	Ereignisse "News"
04.10.2009	Die sozialdemokratische Partei Griechenlands, PASOK, gewinnt die Parlamentswahlen.
06.10.2009	Giorgios Papandreou wird Premierminister.
20.10.2009	Die neue griechische Regierung unter Giorgios Papandreou erhöht die Neuverschuldungsquote des Staates drastisch von 6 % auf 12 % des Bruttoinlandsprodukts.

Tabelle 4.15: Wesentliche Ereignisse bezüglich der griechischen Schuldenkrise im Jahr 2009
Quelle: Eigene Darstellung

Zur besseren Veranschaulichung und Differenzierung einzelner Effekte sind die detaillierten Abbildungen zur dynamischen bilateralen Korrelationsstruktur in den folgenden Abschnitten in drei Gruppen eingeteilt. In der ersten Gruppe in Abbildung 16 und somit jeweils in der ersten Grafik von oben befinden sich die Länder, die in der europäischen Staatsschuldenkrise als Krisenländer bekannt geworden sind und der europäischen Peripherie angehören. Die anschließend zweite Gruppe ist charakteri-

[303] Für einen detaillierteren chronologischen Verlauf siehe S. 335-337.

siert durch die Kernländer der EWU und der im Zeitverlauf als sichere Häfen angesehenen Staaten. Dynamische Korrelationen zwischen den Renditereihen Griechenlands und innerhalb Kontinentaleuropas ausgewählten Ländern außerhalb der EWU befinden sich in der dritten Gruppe.

Die ereignislose Zeit vor Herbst 2009 ist entsprechend in den Korrelationsstrukturen (Abbildung 15) durch einen ungebrochenen Trend gleichbleibender Korrelationen zu erkennen. Erst nach der Veröffentlichung des Haushaltsdefizits und den darauffolgenden Ereignissen ändert sich die Struktur nachhaltig. Die Korrelationen zwischen Griechenland und Irland, Italien, Portugal und Spanien steigt, während die Korrelation zwischen Griechenland und Deutschland als auch den Niederlanden sich in die entgegengesetzte Richtung bewegt.

Die politischen Ereignisse in Griechenland scheinen somit ein Auslöser für die erhöhte Korrelation mit den Mittelmeeranrainern und Irland zu sein. Mehr noch, zu diesem Zeitpunkt sind keine Hinweise auf eine Veränderung der fundamentalen wirtschaftlichen Kennzahlen aus eben diesen Ländern bekannt geworden, sodass man von einem ersten Anzeichen von Ansteckung sprechen kann.[304] Wie auch ex ante erwartet, kann man bereits hier beobachten, dass einzelne Effekte in Griechenland negative Auswirkungen auf die Peripherie haben, während die europäischen Kernländer keine Anzeichen von Ansteckungseffekten zeigen. Griechenland scheint damit bereits in 2009 eine Gruppe an Länder zu beeinflussen, die in der Folgezeit ebenfalls erheblich unter (Re-)Finanzierungsschwierigkeiten zu leiden hatten.

[304] Vgl. S. 335ff.

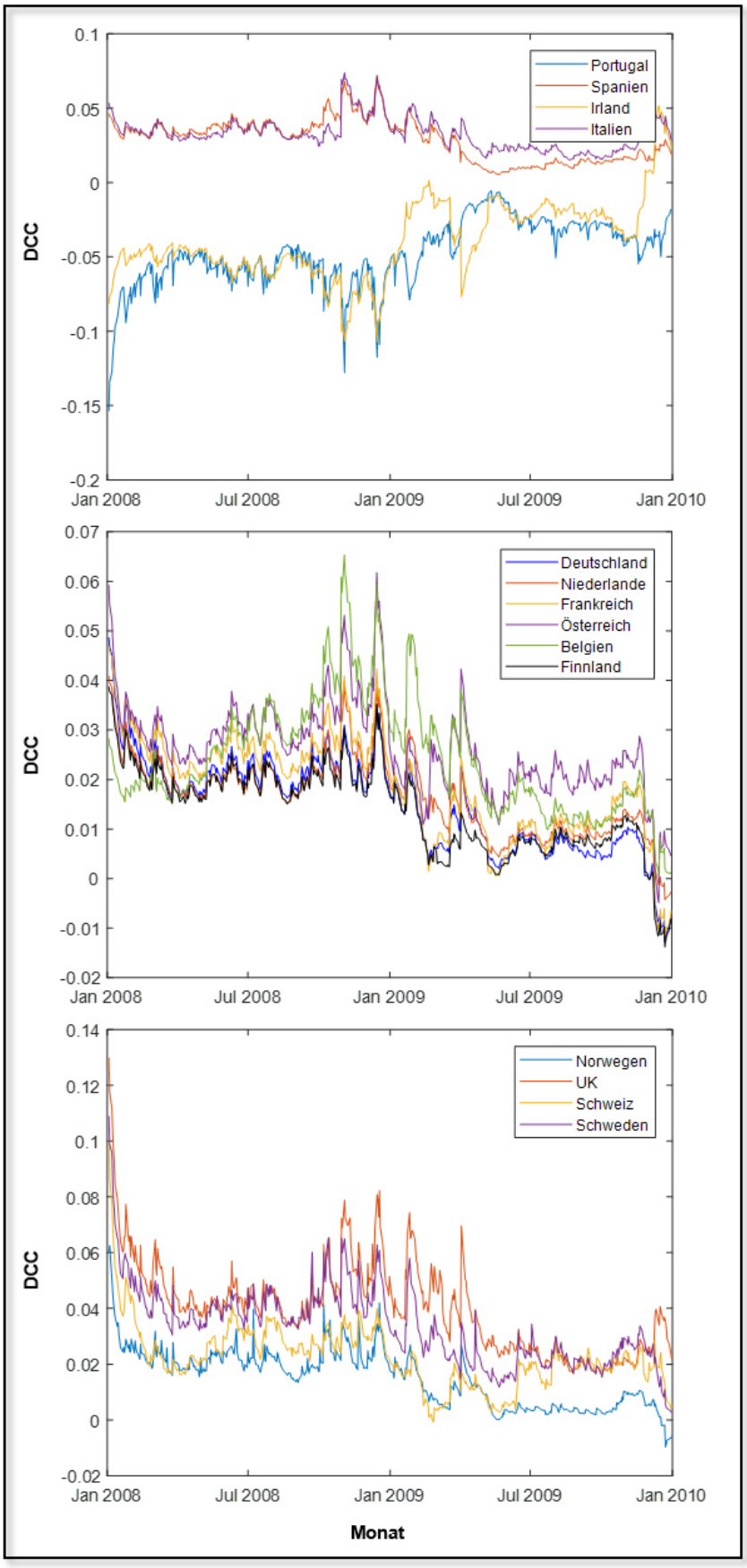

Abbildung 16: Korrelationsstrukturen der Renditereihen 10-jähriger europäischer Referenzanleihen bis zum Jahr 2010

4.4.1.2 Höhepunkt der Krise im Jahr 2010

Nachdem das erste Austeritätspaket das Ziel einer Haushaltskonsolidierung in Griechenland herbeizuführen verfehlt hatte, erklären die restlichen Mitglieder der EWU und der IWF am 25. März 2010 ihre Bereitschaft, dem finanziell angeschlagenen griechischen Staat zu helfen. Einen Monat später bittet die griechische Regierung eben um diese finanziellen Hilfen. Die Verhandlungen zur Ausgestaltung der finanziellen Hilfe für die angeschlagenen Staatsfinanzen starten kurz darauf. Beendet werden diese Verhandlungen Anfang Mai und münden in einem ersten Rettungspaket. Die Mitglieder der EWU, die EZB und der IWF einigen sich am 02. Mai auf ein Hilfspaket in Höhe von 110 Milliarden Euro unter der Bedingung eines zweiten Austeritätspakets. Vor dem Hintergrund der angespannten finanziellen Lage des Landes und des erheblichen internationalen Drucks stimmt die griechische Regierung den geforderten Maßnahmen zu.

Neben dem ersten Rettungspaket, bestehend aus bilateralen Kreditbürgschaften, wird eine Woche später, am 10. Mai, dem Vorläufer der europäischen Finanzstabilisierungsfazilität (EFSF) zugestimmt. Die Einrichtung kombiniert Kreditzusagen, die durch Bürgschaften der Mitglieder der EWU im Rahmen von 440 Milliarden Euro bereitgestellt werden, Garantien der EZB im Rahmen von 60 Milliarden Euro und des IWF in Höhe von 250 Milliarden Euro. Die Gesamtsumme der Bürgschaften erreicht damit eine bisher nicht dagewesene Höhe von 750 Milliarden Euro. Finanziell angeschlagen Länder sind damit in der Lage, sich unabhängig von den internationalen Finanzmärkten durch Kredite aus diesem Paket zu refinanzieren.

Begleitende monetäre Entscheidungen während dieser Zeit unterstützen die getroffenen Maßnahmen der EWU und des IWF zusätzlich. Zum 03. Mai 2010 akzeptiert die EZB alle griechischen Staatsanleihen oder Bürgschaften durch den griechischen Staat als Sicherheit für Zentralbankgeld. Gerade diese Entscheidung der EZB führt dazu, den Druck möglicher Zahlungsunfähigkeiten vieler griechischen Banken zu mildern. Zusätzlich beginnt die EZB am 10. Mai mit dem Securities Markets Programme (SMP), welches den Beginn größerer Eingriffe der EZB auf den Finanzmarkt markiert, um die Liquidität der europäischen Banken zu garantieren und das Funktionieren des

monetären Transmissionsmechanismus in Zeiten dysfunktionaler Finanzmärkte sicherzustellen.[305]

Tabelle 4.16 zeigt die politischen Entwicklungen aus dem Jahr 2010 im Überblick.[306]

Datum	Ereignisse "News"
11.02.2010	EU Sondergipfel in Brüssel: Die Staats- und Regierungschefs der EU erklären sich bereit, Griechenland zu unterstützen, um die Stabilität der Währungsunion zu sichern.
11.04.2010	Die Länder der Europäischen Währungsunion und der internationale Währungsfonds verkünden ihre Bereitschaft, Griechenland finanziell zu unterstützen.
23.04.2010	Griechenland beantragt offiziell Hilfsgelder.
02.05.2010	Griechenland verkündet die 4. Welle der Austeritätsmaßnahmen. EU, EZB und der IMF einigen sich, dass Griechenland durch einen Kredit in Höhe von 110 Milliarden Euro mit einer Laufzeit von drei Jahren unterstützt werden soll.
03.05.2010	Die EZB verkündet, dass sie griechische Staatsanleihen obgleich des Ratings als Sicherheit für Zentralbankgeld akzeptiert.
10.05.2010	Die EZB bricht mit einem Tabu: Sie ist erstmals seit Gründung der Währungsunion zum Ankauf von Staatsanleihen bereit, um die Finanzierung von Krisenstaaten am Kapitalmarkt zu unterstützen. Zuvor haben EU und IWF ein 750-Milliarden-Paket als Schutzschirm zur Stützung des Euros beschlossen. Es beinhaltet Garantien, Kredite und einen Notfallfonds der EU.
07.06.2010	Die Euro-Finanzminister gründen den Euro-Rettungsschirm. Die Europäische Finanzstabilisierungsfazilität (EFSF) kann im Namen aller Euro-Länder bis zu 440 Milliarden Euro für Krisenländer bereitstellen.
16.12.2010	Der EU-Gipfel in Brüssel einigt sich auf Änderungen des Lissabon-Vertrags, um einen permanenten Rettungsschirm für die Eurozone aufspannen zu können. Hilfe für kriselnde Staaten wird demnach gewährt, wenn sie „unabdingbar" ist. Bis jetzt galt das sogenannte „No Bailout" demnach durfte die EU nicht für Verbindlichkeiten eines Mitgliedsstaates einspringen.

Tabelle 4.16: Wesentliche Ereignisse bezüglich der griechischen Schuldenkrise im Jahr 2010

Quelle: Eigene Darstellung

Zeitgleich mit den zunehmend negativen Nachrichten über die sich verschlechternde finanzielle Lage in Griechenland bis Ende März 2010 und den größer werdenden Befürchtungen vor notwendigen, unterstützenden Eingriffen anderer europäischer Regierungen steigen die bilateralen Korrelationen Griechenlands mit Portugal, Spanien und auch Irland deutlich an. Abbildung 17 bildet zur detaillierten Ansicht der entsprechenden Entwicklung nochmals die dynamische Korrelationsstruktur für das

[305] Das SMP oder auch im Deutschen Programm für die Wertpapiermärkte ist ein Anleihekaufprogramm der EZB mit dem Staatsanleihen und Unternehmensanleihen am Sekundärmarkt im Zeitraum zwischen Mai 2010 bis September 2012 erworben wurden, um die Liquidität auf den Märkten zu sichern und geldpolitische Maßnahmen zur mittelfristigen Preisstabilität zu ermöglichen. Das SMP wurde im September 2012 mit dem Beschluss des OMT (Outright Monetary Transactions) eingestellt.

[306] Für einen detaillierteren chronologischen Verlauf siehe S. 337-345.

Jahr 2010 zwischen Griechenland und den restlichen Ländern aus dem Datensatz ab. Der Anstieg der Gleichläufigkeit zwischen den Krisenländern erreicht ihren Höhepunkt zum Zeitpunkt der Entscheidung über die Zustimmung zum ersten Hilfspaket für Griechenland und der Zusicherung der EZB, Staatsanleihen auf dem Kapitalmarkt aufzukaufen, um die (Re-)Finanzierung angeschlagener Krisenländer zu unterstützen. Die Korrelation sinkt im Nachgang zu diesen Entscheidungen deutlich und rasch auf ein langfristiges Mittel. Starke negative Beziehungen sind zwischen Griechenland und dem restlichen Datensatz zu erkennen. Die vermeintlichen sicheren Anlagealternativen im Kern Europas reagieren zu den gleichen Zeitpunkten, an denen die Gleichläufigkeit mit den Krisenländern zunimmt, entgegengesetzt. Diese Entwicklung entspricht der eingangs formulierten These, dass die makroökonomisch und fiskalpolitischen Schwergewichte innerhalb der EWU als sichere Häfen auf den Finanzmärkten bewertet werden. Auch die Renditedynamik der Länder außerhalb der EWU, aber innerhalb Kontinentaleuropas, zeigen dieselbe Entwicklung wie sie schon bei den Kernländern der EWU zu beobachten ist. Nur UK, aus diesem erweiterten Kreis, sowie die Korrelation zwischen den griechischen und den italienischen Anleihenrenditen zeigen eine andere Reaktion im Zeithorizont um das erste Rettungspaket herum, als es zunächst zu vermuten ist.

Die Anleihenrenditen des UK haben bis zur Entscheidung zum ersten Rettungspaket für Griechenland eine nominal geringe positive Korrelation, bevor diese schließlich auch im Mai 2010 rasch sinkt und eine unabhängige Entwicklung der Renditen für die restlichen Monate in 2010 beginnt. Die positive Gleichläufigkeit zu Beginn des Jahres ist dabei auf die politische Lage in UK selber zurückzuführen. Parallel zu den Ereignissen und dem zunehmenden finanziellen Druck in Griechenland wird am 6. Mai 2010 ein neues Unterhaus in UK gewählt, das aufgrund eines sich abzeichnenden Regierungswechsels zu inhärent steigender Unsicherheit über zukünftige Haushaltsbeschlüsse und entsprechend steigenden Anleihenrenditen führt.

Obwohl die Eingriffe in den Finanzmarkt und das Rettungspaket für Griechenland immer auch vor dem Hintergrund vermeintlicher Ansteckung auf die Finanzlage Italiens von der internationalen Gemeinschaft getrieben wurden, zeigt Abbildung 17 zunächst keine positive Korrelation in 2010. Im Gegenteil, auch die Renditereihen der

10-jährigen italienischen Referenzanleihen reagieren negativ in der Phase um das erste Rettungspaket für Griechenland. Gleichwohl ist das Ausmaß der Bewegung weder einer Gruppe um die Krisenländer Portugal, Irland und Spanien zuzuordnen noch den sicheren Häfen im Kern Europas, die eine sehr starke negative Beziehung zu den Entwicklungen der griechischen Rendite zeigen. Die fiskalpolitischen Rahmenbedingungen in Italien werden im Jahr 2010, zum ersten wesentlichen Zeitpunkt der Staatsschuldenkrise, zunächst noch neutral auf den Finanzmärkten bewertet, sodass, auch unterstützt durch erste Austeritätsmaßnahmen der italienischen Regierung, das Kreditrating Italiens stabil auf dem Investmentniveau verbleibt.[307] Damit zeigt die Analyse der 10-jährigen Referenzanleihen im Jahr 2010 noch keine Ansteckung für Italien, von Griechenland ausgehend.

Insgesamt ist die Korrelationsdynamik aus Abbildung 17 ein erster deutlicher Hinweis auf Ansteckungseffekte, die entweder durch Fundamentalverknüpfungen und Finanzmarktverflechtungen zwischen den einzelnen Ländern, hauptsächlich im Bankensektor, oder durch extreme verhaltensbezogene Überreaktionen einzelner Investoren auf den Finanzmärkten durch schlechte Nachrichten aus Griechenland begründet sein können.

Um die drei Übertragungskanäle und Treiber, im Rückgriff auf Abschnitt 2.1, ausführlicher im Zusammenhang mit der Entwicklung in 2010 zu erläutern, wird an dieser Stelle nochmals stärker differenziert:[308]

1. Handelsverflechtungen

   Die Voraussetzungen, dass Ansteckung während der europäischen Staatsschuldenkrise zwischen Griechenland und dem Rest Europas aufgrund von Handelsbeziehungen ausgelöst werden, sind durch die starke Integration der einzelnen Märkte innerhalb der EWU und der EU gegeben. Eine starke Abhängigkeit der gesamteuropäischen Konjunktur und der europäischen Han-

[307] Vgl. Abbildung 65 auf S. 422.
[308] Vgl. S. 29ff.

delskanäle durch eine starke griechische Wirtschaft ist gleichwohl nicht vorhanden. Griechenlands Anteil an den Handelsvolumina innerhalb Europas ist zu gering, um davon auszugehen, dass eine auf Griechenland beschränkte Wirtschaftskrise wesentliche Auswirkungen auf Handelspartner und einer Ansteckung der Krise auf andere Länder hat. Auch kann eine negative Anpassung auf den Devisenmärkten zwischen den einzelnen Ländern innerhalb der EWU ausgeschlossen werden da schließlich die betrachteten Länder der ersten Ländergruppe eine gemeinsame Währung unterhalten.

2. Finanzmarktverflechtungen

Ansteckungseffekte können auch durch verschlechternde makroökonomische und fiskalpolitische Fundamentalwerte innerhalb der EWU getrieben werden, die in mittelbarer Folge Auswirkungen auf die (Re-)Finanzierungsfähigkeit der Staatsschulden der einzelnen Länder haben. Die Gefahr einer Zahlungsunfähigkeit Griechenlands hat demzufolge auch negative Auswirkungen auf andere Länder. Direkt betroffen sind davon in erster Linie Banken, die im großen Maß in griechischen Staatsanleihen investiert sind. Um die unmittelbaren Folgen für die Realwirtschaft aufzufangen und zu begrenzen, werden nationale Regierungen gezwungen, die jeweiligen Banken finanziell zu unterstützen. Der unterschwellige Bankenkollaps, ausgehend von steigenden Portfolioabwertungen und Kreditabschreibungen, wird somit über die einzelnen Länder hinweg übertragen.

Die Angst auf den Finanzmärkten vor weiteren fiskalpolitischen Turbulenzen und den Belastungen für die Finanzhaushalte durch unterstützende Maßnahmen für einzelne Banken löst eine Spirale weiterer, ansteigender Zinslasten in eben diesen Ländern aus. Die Finanzmarktverflechtungen zwischen den griechischen Ausfallrisiken und dem restlichen Europa resultiert in höheren Risikoaufschlägen und höheren Anleihenrenditen und in letzter Konsequenz auch in einer höheren Gleichläufigkeit der Renditen.

3. Verhaltensbezogene Faktoren

   Zusätzlich besteht die Möglichkeit, dass sich die griechischen Probleme auf andere Länder übertragen, auch wenn diese nicht auf Handels- oder Finanzmarktverflechtungen beruhen. So verursachen fiskalpolitische Schwierigkeiten und negative Nachrichten über die Haushaltslage in Griechenland steigende Anleihenrenditen, die von Finanzmarktakteuren in einer Überreaktion auch auf andere Länder extrapoliert werden. Diese Reaktion in Form eines „wake-up calls" wird Länder treffen, deren finanzielle Lage sich in vergleichbare Dimensionen zu der Situation in Griechenland befinden, wenngleich makroökonomische Kennzahlen diese Vergleiche nur in Ansätzen zulassen. Angst und Panik schlagen dann schnell über in übersteigerte Beurteilungen der Kreditrisiken einzelner Länder.

   Die Finanzmärkte übertragen damit die singulären Schwierigkeiten in Griechenland auf andere Länder durch übersteigerte Stimmungsverschlechterungen. Als Konsequenz steigen die (Re-)Finanzierungszinsen analog der griechischen Anleihen auch in den anderen Ländern zum selben Zeitpunkt an. Das Resultat sind zunehmende Gleichbewegungen zwischen den Anleihenrenditen einzelner Länder. Diese Mechanik kann beschrieben werden als Ansteckung, die durch verhaltensbezogene Faktoren, Meinungsbildung der Investoren und Herdverhalten übertragen wird und nicht durch Fundamentalfaktoren zu erklären ist.

In allen Fällen flieht das freigewordene Kapital bzw. die überschüssige Liquidität in weniger riskante Anlagemöglichkeiten in die besagten, sicheren Häfen in Kerneuropa. Als Resultat kann beobachtet werden, dass sich die Zinssätze für deutsche im Speziellen und auch für niederländische, französische und österreichische Anleihen im Vergleich zur Peripherie in entgegengesetzte Richtungen bewegen. Die bilateralen Korrelationen zwischen Griechenland und den besagten Ländern zeigen dies durch eine abnehmende Tendenz im gleichen Ausmaß.

Tatsächlich scheint eine Kombination aus den beiden letztgenannten Übertragungskanälen die wahrscheinlichste Form während der europäischen Staatsschuldenkrise zu sein. Allerdings ist das Ziel des ersten Teils der empirischen Analyse nicht eine Unterscheidung der beiden möglichen Übertragungsmechanismen, sondern vielmehr im ersten Schritt die Analyse, ob überhaupt Hinweise für Ansteckung gefunden werden können, unabhängig von der Begründung und des Transmissionskanals. Für beide Interpretationen kann der kräftige Anstieg in den Korrelationsstrukturen zwischen Griechenland und der Peripherie als starker Nachweis für das Auftreten von Ansteckung während der europäischen Staatsschuldenkrise angesehen werden.

Nachvollziehbar ist zudem, warum gerade die Länder der europäischen Peripherie wesentlich durch die Entwicklungen in Griechenland und den Marktturbulenzen im Zeithorizont um das erste Rettungspaket betroffen sind. Obwohl sich Irland, Portugal und Spanien nicht in derselben, schwierigen ökonomischen Lage wie Griechenland befinden, werden sie durch die allgemeine, konjunkturelle Lage in Europa und der globalen, ökonomischen Konsolidierung im Nachgang der Weltwirtschaftskrise signifikant beeinflusst. Daher ist es verständlich, warum gerade diese Länder von Ansteckungseffekten betroffen sind, im Gegensatz zu den finanziell stabileren Ländern und ökonomischen Schwergewichten wie Deutschland und Frankreich, bzw. auch der Niederlande und Österreich, die eben nicht von jenen negativen Effekten betroffen sind. Die Wirkung auf diese Ländergruppe ist entgegengesetzt, da sie als sicherer Hafen in den turbulenten Phasen der Eurokrise auf den Finanzmärkten gelten.

Das erste Rettungspaket und der EFSF, wie auch die ersten markteingreifenden Maßnahmen der EZB, waren darauf gezielt, die Griechenlandkrise zu beruhigen und ein Übertragen auf andere Länder zu verhindern.[309] In Abbildung 17 erkennt man daher sehr schnell, dass im Mai und Juni 2010 die bilateralen Korrelationen wieder stark sinken. Dieser Wechsel in der Dynamik startet ungefähr in der ersten Woche im Mai, kurz nach der Einigung auf die besagten Maßnahmen. Diese Entwicklung der Korre-

[309] Vgl. S. 3.

lationen stärkt abermals, auf Basis der Argumentationsstränge im Abschnitt 2, die Hinweise für Ansteckung. Bezogen auf die beiden Transmissionsalternativen zuvor bedeutet dies:

1. Wenn Ansteckung nur durch Fundamentalfaktoren über Finanzmarktverflechtungen übertragen werden, haben die unternommenen Eingriffe der europäischen Regierungen, der EZB und des IWF, das Problem adäquat angegangen. Sobald ein Maßnahmenbündel zur Unterstützung für Länder in finanzieller Notlage existiert, können zwar immer noch Übertragungen über den angeschlagenen Bankensektor ausgelöst werden; nun stehen aber ausreichende Hilfsgelder zur Verfügung, um betroffene Länder direkt zu unterstützen. Die Ausfallrisiken der Länder innerhalb der EWU sinken dementsprechend und die Renditen der Anleihen können losgelöst von den griechischen Schulden bewertet werden.

2. Wenn die Ansteckung durch falsche oder übersteigerte Bewertungen der Akteure auf den Finanzmärkten ausgelöst wird, helfen die beschriebenen Maßnahmen, die Ansteckungsentwicklung temporär abzuschwächen. Sollte es Länder geben, die tatsächlich unter denselben fiskalpolitischen und makroökonomischen Problemen leiden wie Griechenland, so konnten nun automatische Hilfsprogramme etabliert werden, zu denen jedes Land der EWU Zugang hat. Keine langwierigen bilateralen Verhandlungen sind mehr notwendig, um kurzfristige finanzielle Hilfen zu erhalten. Die Wahrscheinlichkeit einer Zahlungsunfähigkeit sinkt damit nicht nur für Griechenland, sondern gemeinsam innerhalb der EWU. Die immanente Panik auf den Finanzmärkten beruhigt sich zunächst durch die Intention, gemeinschaftlich die (Re-)Finanzierung einzelner Länder sicherzustellen und der ständigen Abrufbereitschaft von Kredithilfen. Beurteilt der Finanzmarkt die Größe des Hilfspakets und des Schutzschirms als ausreichend, wird die Stabilität der europäischen Peripherie auch

wieder losgelöst von den Problemen in Griechenland bewertet. Die Renditeentwicklung löst sich damit rasch von der Entwicklung in Griechenland, und die Korrelation sinkt auf ein niedrigeres Niveau.

In beiden Fällen, ob nun durch eine Überreaktion der Finanzmarktakteure oder durch makroökonomische Fundamentalfaktoren, funktionieren die etablierten Rettungsmaßnahmen als Schutzwall. Die Mitglieder der EWU sind gegen reale oder vermeintliche, angestiegene Ausfallrisiken damit zunächst geschützt. Ansteckungseffekte können dadurch erfolgreich für den weiteren Verlauf in 2010 zurückgedrängt werden, weshalb die bilateralen Korrelationen zwischen Griechenland und den restlichen Ländern der EWU wieder auf ein normales, langfristiges Mittel zurückgehen.

Die Ergebnisse auf Basis einer dynamischen Korrelationsanalyse anhand eines DCC-Modells bescheinigen somit die anfänglichen Erfolge der Maßnahmen zur Bekämpfung des Ansteckungsdrucks in Europa. Während sich die Korrelationsstrukturen wieder auf ein normales, langfristiges Mittel, nach den Eingriffen durch Rettungspakete, dem EFSF und den EZB Maßnahmen in 2010 zurückbilden, ändert sich die Situation in 2011 wieder grundlegend.

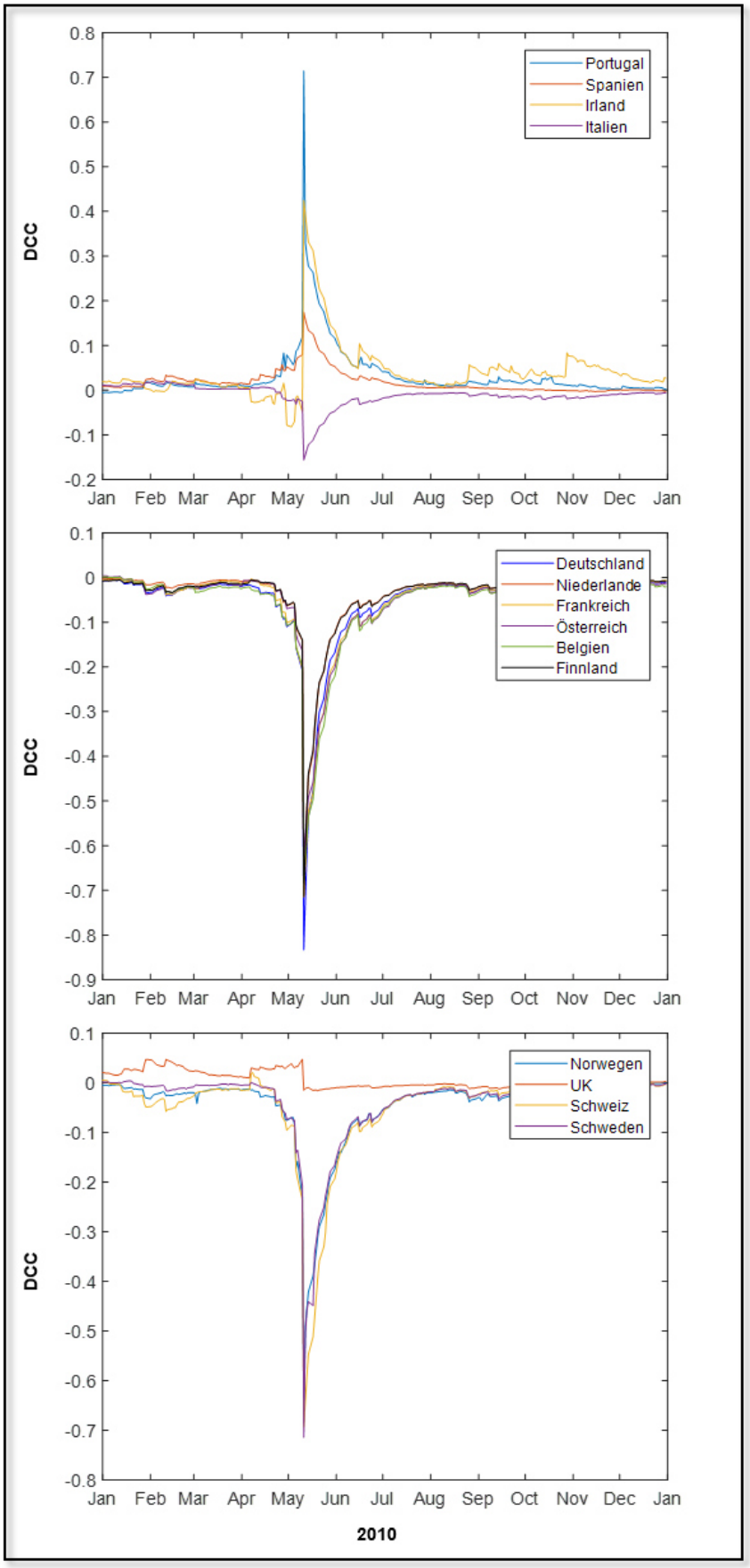

Abbildung 17: Korrelationsstrukturen der Renditereihen 10-jähriger europäischer Referenzanleihen im Jahr 2010

4.4.1.3 Fortdauernde Krise im Jahr 2011

Im Mai 2011 beginnt die griechische Regierung die Bedingungen für weitere Hilfen in Frage zu stellen, während die Regierungen der EWU weitere Austeritäts- und Rettungspakte als unausweichlich ansehen. Die darauf folgenden Monate sind geprägt durch Drohungen der griechischen Regierung, die beschlossenen Sparmaßnahmen nicht weiter einzuhalten und durch die Reaktionen der internationalen Geldgeber, die finanzielle Unterstützung Griechenlands einzustellen. Griechenland sieht sich schließlich am 29. Juni 2011 gezwungen, einem dritten Austeritätspaket zuzustimmen, welches einem zweiten Rettungspaket vom 21. Juli vorausgeht. Die Regierung war nicht in der Lage, ausreichende Fortschritte in der Haushaltskonsolidierung zu erbringen, sodass diese Maßnahme in Abstimmung mit dem EFSF und dem IWF notwendig wurden. Das zweite Rettungspaket beinhaltet Zahlungen des EFSF und des IWF in Höhe von 109 Milliarden Euro über eine Laufzeit von drei Jahren und eine freiwillige Teilnahme privater Banken, deren Hilfe sich auf 37 Milliarden summiert. Am 27. Oktober stimmen die Regierungen der EWU einer langfristigen Hilfsstrategie zu, die unter anderem die Beteiligung privater Schuldner enthält, die durch einen 50 prozentigen Schuldenerlass auf Forderungen verzichten sollen. Kurz darauf verlässt Premierminister Papandreou das Regierungsamt in Griechenland woraufhin eine Übergangsregierung um Loukas Papadimos die Gespräche mit den internationalen Geldgebern fortführt.

Tabelle 4.17 zeigt die politischen Entwicklungen aus dem Jahr 2011 im Überblick.[310]

Ab Mai 2011 stellt die griechische Regierung die Bedingungen für weitere Hilfsgelder in Frage, während zur selben Zeit die Regierungen der EWU weitere und tiefergreifende Austeritätsmaßnahmen, genauso wie weitere Rettungspakete, für unumgänglich halten. Von diesem Zeitpunkt an beginnt ein anhaltendes stetiges Wechselspiel an Drohungen zwischen der eingesetzten Troika in Griechenland, welche die Implementierung der wachsenden Zahl an Konsolidierungsmaßnahmen sowie deren zeitlichen Horizont überwacht und der griechischen Regierung als Gegenspieler, die

[310] Für einen detaillierteren chronologischen Verlauf siehe S. 345-354.

sich oftmals, nicht nur in 2011, sondern auch im weiteren Verlauf der Krise unkooperativ verhält. Die Reaktionen der Geldgeber äußern sich vermehrt im Vorenthalten einzelner Auszahlungstranchen des bisher eingesetzten Rettungspakets und dem physischen Verlassen der Troika aus Griechenland. Die griechische Regierung auf der anderen Seite droht aus der Eurozone auszutreten.

Datum	Ereignisse "News"
11.03.2011	Die EU kündigt ein Paket zur Sicherung des Euros, stärkerer Wettbewerbsfähigkeit und zunehmender politischer Integration für Europa an.
25.03.2011	Beim Gipfel der europäischen Staats- und Regierungschefs in Brüssel wird ein umfangreiches Paket zur Sicherung des Euros beschlossen. Der Rettungsfonds EFSF, der bis 2013 eine rechtliche Grundlage hat, wird auf 500 Milliarden Euro aufgestockt. Ab 2013 soll dann der 700 Milliarden Euro starke Fonds ESM dafür sorgen, dass die Mitglieder der EWU nicht zahlungsunfähig werden.
27.05.2011	In einer Abstimmung im griechischen Parlament stimmen die Parlamentarier gegen neue Austeritätsmaßnahmen.
29.06.2011	Das dritte Austeritätspaket wird gegen starke Proteste in Griechenland beschlossen.
21.07.2011	Ein neuer Rettungsplan für Griechenland wird beschlossen. Euro-Staaten und IWF stellen Hilfen in Höhe von 109 Milliarden Euro zur Verfügung. Auch Banken und Versicherungen sollen einen eigenen Beitrag in Höhe von 37 Milliarden Euro leisten.
02.09.2011	Die Troika unterbricht ihre Arbeit und verlässt Athen.
21.09.2011	Die griechische Regierung und Bevölkerung reagieren mit Wut und Unglauben über den Zwang neuer Austeritätsmaßnahmen, um Griechenland in der Eurozone zu halten.
11.10.2011	Die Troika kehrt in Athen zurück und nimmt ihre Arbeit wieder auf.
27.10.2011	Die Mitglieder der EWU präsentieren einen langfristigen Plan, die Schuldenlast des griechischen Staates zu senken. Der Plan beinhaltet einen Haircut der privaten Schuldner um 50 %.
01.11.2011	Der griechische Premierminister, Papandreou, verkündet, das griechische Volk in einem Referendum über die Ergebnisse des letzten, mit den internationalen Gläubigern ausgehandelten Hilfspakets für Griechenland abstimmen zu lassen.
03.11.2011	Der griechische Premierminister zieht das geplante Referendum zurück und tritt gleichzeitig aus der Regierungsverantwortung zurück.
11.11.2011	Der neue Premierminister, Lukas Papademos, wird vereidigt und tritt sein Amt an.
09.12.2011	Alle 17 Mitglieder der Eurozone und 6 weitere mit Aussichten beizutreten, einigen sich beim Treffen des Europäischen Councils auf ein transnationales Gesetz um strikte Grenzen für Ausgaben und Schulden einzuhalten, die auch gleichzeitig Strafen bei Missachtung beinhalten.

Tabelle 4.17: Wesentliche Ereignisse bezüglich der griechischen Schuldenkrise im Jahr 2011

Quelle: Eigene Darstellung

Zum Zeitpunkt der erneuten Gespräche mit den internationalen Geldgebern beginnen die Korrelationen zwischen Griechenland und der europäischen Peripherie, nach einer ruhigeren Phase in den ersten fünf Monaten des Jahres wieder in Spitzen zu steigen. Analog zu der Argumentation für die Korrelationsdynamik im Mai 2010 können die Hintergründe für die Bewegungen auch im Jahr 2011 in den beiden wesentlichen Ansteckungskanälen und Auslösern aus dem letzten Abschnitt gefunden

werden. Die korrespondierende Entwicklung der Anleihenrenditen in der europäischen Peripherie ist zum einen durch die Furcht vor ungehobenen Risiken im Bankensektor und den transnationalen Konsequenzen einer Verschlechterung der Ausfallwahrscheinlichkeiten zu begründen, oder zum anderen durch die überzeichneten Reaktionen der Finanzmarktakteure auf den Fortgang in der Griechenlandkrise, und dies ohne wesentliche Berücksichtigung der tatsächlich bekannten makroökonomischen Kennzahlen aus den einzelnen Ländern.

Im Jahr 2011 zeigt die Korrelationsstruktur auch zum erste Mal einen negativen Effekt auf die italienischen Anleihen und einen etwas stärkeren Effekt auf Spanien als bisher. Nachdem die Austeritätsmaßnahmen in Italien in 2011 noch dazu gedacht waren, die Märkte von einer nachhaltigen fiskal- und haushaltspolitischen Wende in Italien zu überzeugen, stellt eine Regierungskrise zu Beginn des Jahres 2011 diese Politik wieder in Frage. Da Italien zeitgleich unter einer hohen, nominalen und relativen Schuldenlast leidet, steigen im Laufe des Jahres die Unsicherheiten und Befürchtungen auf den Märkten, ob die bisher umgesetzten Hilfs- und Rettungspakete groß genug sind, dem europäischen Schwergewicht Italien im Zuge einer fortschreitenden Krise zu helfen. Die Erkenntnis und Erfahrung aus den Rettungsbemühungen Griechenlands, das einen erheblich größeren Umfang und mehr politische Hürden zu überwinden gehabt hätte, macht entsprechende Krisenszenarien für Italien zu einer scheinbar unlösbaren Aufgabe. Dementsprechend beginnen die italienischen Anleihen nicht zunächst schon in 2010, sondern erst ab dem Jahr 2011 positiv mit Griechenland zu korrelieren.

Auch in 2011 gelingt es durch gemeinschaftliche Hilfsmaßnamen und (Re-)Finanzierungserleichterungen, die Krisenlage in Griechenland zu stabilisieren, was sich schließlich erneut in sinkenden Anleihenrenditen niederschlägt.[311] Mit der Bekanntmachung des zweiten Rettungspakets und dem Haircut privater Schuldner für griechische Anleihen sinken die Ansteckungstendenzen und lassen sich im November nur durch ein angekündigtes Referendum in Griechenland zu den Konsolidierungsmaßnahmen im Rahmen des letztgenannten Rettungspakets nochmals unterbrechen. Die

[311] Vgl. Abbildung 9, S. 181.

griechische Regierung warf mit dem Ausrufen des Referendums ernsthafte Zweifel auf, ob der Verbleib Griechenlands im Euro gesichert werden kann und führte damit auch zu entsprechenden Reaktionen der Anleihenrenditen aus der europäischen Peripherie.

Vergleichbar mit den Rettungsmaßnahmen und Hilfsgeldern im Jahr 2010 zeigen die Korrelationsdynamiken auch in 2011 eine entsprechende Reaktion auf die erneuten Eingriffe der Europäischen Gemeinschaft. Mit der Ankündigung eines zweiten Rettungspakets und der Verpflichtung einer nachhaltigen Hilfe für Griechenland kann die Wahrscheinlichkeit einer Ansteckung reduziert werden, da zum einen die Ausbreitung auf Basis fundamentaler Verflechtungen über den Bankensektor durch operative Liquiditätsbereitstellung unterbunden werden kann und zum anderen die restliche EWU in der Lage ist, mindestens kurzfristig glaubhaft den Märkten zu signalisieren, dass die europäische Solidarität weitere Hilfen für Griechenland nicht ausschließt. Die Eingriffe der Europäischen Gemeinschaft und der supranationalen Organisationen führen somit, wie auch schon in 2010, zum Ziel einer Reduzierung des von Griechenland ausgehend Ansteckungsdrucks.

Konterkariert wird diese Entwicklung schließlich durch ständige Versuche der griechischen Regierung, beschlossene Austeritätsmaßnahmen auszusetzen und mündet in einem Referendum der griechischen Bevölkerung über die angesetzten Austeritätsmaßnahmen. Durch die Möglichkeit der Ablehnung dieser Sparmaßnahmen und der Aufkündigung der bisherigen Sparziele spitzte sich die Gefahr eines Austritts Griechenlands aus der EWU im Spätsommer 2011 dementsprechend zu. Wie in Abbildung 18 zu sehen ist, steigt die Korrelation nämlich zunächst anfänglich im September an, bevor sie wieder rasch absinkt, genau zur Zeit, als die Maßnahmen beschlossen wurden. Dies geschieht bis zum Zeitpunkt der Verkündigung des Referendums, bevor anschließend die Gleichbewegungen erneut stark ansteigen.

Besonders bemerkenswert ist zum ersten Mal auch die gegenläufige Bewegung irischer Anleihen im September 2011. Bis zu diesem Zeitpunkt gehören Irland wie auch Portugal und Spanien zu den peripheren Ländern der EWU, die durch eine Gleichbewegung mit griechischen Anleihen charakterisiert werden konnten. Hier zeigt sich allerdings, dass die irischen Anleihen im September 2011 zum ersten Mal nicht auf die

steigenden Renditen griechischer Anleihen reagieren und sich gar entgegengesetzt dazu verhalten. Diese Bewegung kann darauf zurückgeführt werden, dass zwar zusätzliche Austeritätsmaßnahmen für Griechenland die allgemeine Angst einer weiteren Fortführung der Krise in Griechenland und einer Verschärfung der Finanzlage auch für die restliche europäische Peripherie zu befürchten war, gleichzeitig Irland aber einen Haushaltsplan für die folgenden vier Jahre verabschiedete, der eine Reduzierung der Ausgaben um 15 Milliarden Euro vorsah und das Defizit des Haushaltes unter 3 % des BIP drückte.[312] Die neue Haushaltsplanung mit absehbaren strukturellen Veränderungen der Staatsausgaben eliminierte in dieser Phase den Ansteckungsdruck auf Irland komplett. Erst als der griechische Premierminister Papandreou im November ein Referendum zur Zustimmung eines erneuten Hilfspakets und den damit verbundenen Sparmaßnahmen ankündigte und die Rettung Griechenlands und der damit verbundenen bisherigen Finanzgrundlage der Krise in Frage gestellt wurde, reagierten die irischen Anleihen nochmals analog zur Entwicklung griechischer Anleihen. Nach erneuten positiven Nachrichten aus Irland kann in 2012 allerdings eine komplette Trendumkehr beobachtet werden.

Entsprechend der Erkenntnisse aus 2010 zeigen die Anleihenrenditen in Abbildung 18 für die Kernländer Europas eine negative Gleichläufigkeit mit Griechenland und bewegen sich damit im Kontrast zu den Anleihen aus der europäischen Peripherie. Dieselbe Entwicklung ist auch für die zweite Ländergruppe um Norwegen, der Schweiz, Schweden und UK festzustellen. Somit sind in 2011 keine Ansteckungshinweise für diese Gruppe zu erkennen.

[312] Vgl. S. 345f.

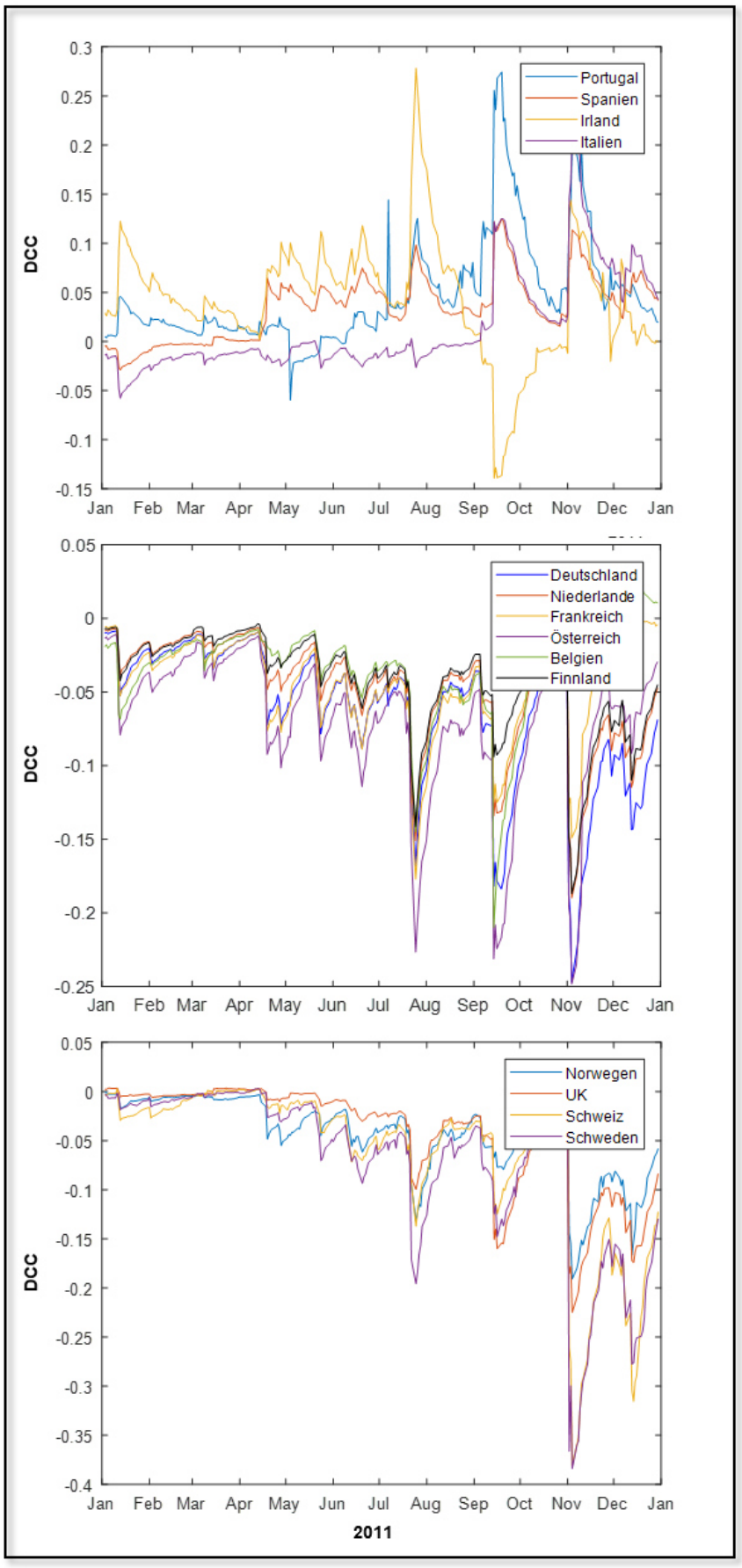

Abbildung 18: Korrelationsstrukturen der Renditereihen 10-jähriger europäischer Referenzanleihen im Jahr 2011

4.4.1.4 Erstmalige Zahlungsunfähigkeit im Jahr 2012

Am 19. Februar 2012 einigen sich die Finanzminister der EWU auf ein überarbeitetes zweites Hilfspaket für Griechenland; die ursprünglichen 109 Milliarden Euro Kreditzusagen werden nochmals auf 130 Milliarden erhöht. Im Gegenzug muss Griechenland mehr Kontrollen hinnehmen und einen Teil seiner Budgethoheit abgeben. Der Zinssatz für die Kredite aus dem ersten Hilfspaket werde rückwirkend für die gesamte Laufzeit gesenkt, um eine Rückzahlungsperspektive zu ermöglichen und den Schuldenstand weiter zu strecken. Ende Februar stuft Standard & Poor´s und damit zum ersten Mal eine große Ratingagentur das Rating für Griechenland auf „default"-Level und damit faktisch auf ein Niveau der Zahlungsunfähigkeit. Anfang März stimmen 85 % der privaten Gläubiger einem freiwilligen Schuldenerlass in Höhe von 107 Milliarden Euro zu. Währenddessen verschlechtern sich die makroökonomischen Kennzahlen Griechenlands zunehmend; Spannungen zwischen den internationalen Geldgebern und Griechenland nehmen zu, da nun auch die Sparziele nicht mehr in letzter Konsequenz eingehalten werden.

Tabelle 4.18 zeigt die politischen Entwicklungen aus dem Jahr 2012 im Überblick.[313]

Im Jahr 2012, zum Zeitpunkt der Verhandlungen zum zweiten Rettungspaket für Griechenland, korrelieren die irischen und griechischen Anleihen zum letzten Mal positiv. Wie Abbildung 19 zeigt, kehrt sich das bisherige Muster bezüglich Irland im Verlauf des Jahres 2012 und nachfolgend um. Diese Veränderung liegt, wie schon im letzten Abschnitt gezeigt, sehr stark darin begründet, dass sich die wirtschaftliche Erholung in Irland und die nachhaltige Konsolidierung der fiskalischen Struktur in den makroökonomischen Kennzahlen zum ersten Mal bemerkbar machen. So kann Irland in 2012, nach drei Jahren Rezession, wieder positives Wirtschaftswachstum vermelden und ein stark vermindertes Haushaltssaldo nachweisen.[314] Mit diesen Maßnahmen und der entsprechenden, wirtschaftlichen Erholung kann Irland somit im Jahr 2012 aus

[313] Für einen detaillierteren chronologischen Verlauf siehe S. 354-358.
[314] Vgl. S. 354f.

dem Fokus der peripheren, europäischen Länder genommen werden, die einem Ansteckungsdruck widerfahren. Aufgrund des wirtschaftlichen Aufschwungs reduzieren sich somit die Gefahren, durch fundamentale Faktoren und Kanäle von Ansteckung beeinflusst zu werden.

Datum	Ereignisse "News"
21.02.2012	Die Eurogruppe beschließt ein weiteres Rettungspaket für Griechenland. Es umfasst neue Kredite in Höhe von 130 Milliarden Euro. Private Gläubiger sollen auf mehr als 50 % ihrer Forderungen verzichten, damit Griechenland nicht zahlungsunfähig wird.
02.03.2012	25 der 27 EU-Staaten verpflichten sich durch die Unterzeichnung des Fiskalpakts zu mehr Haushaltsdisziplin. Dadurch wird eine Schuldenbremse nach deutschem Vorbild eingeführt. Nur Mitgliedsländer, die dieser Haushaltsdisziplin folgen, sind berechtigt, Hilfen aus dem ständigen Rettungsfonds ESM anzufordern. Großbritannien und Tschechien unterzeichnen den Vertrag nicht.
11.04.2012	Auf Vorschlag des griechischen Premierministers, Loukas Papadimos, löst der Staatspräsident das Parlament auf und ruft Neuwahlen für den 6. Mai aus.
07.05.2012	In den griechischen Parlamentswahlen am 6. Mai 2012 erreicht keiner der Parteien eine absolute Mehrheit.
14.05.2012	Der griechische Präsident versucht erste Koalitionsgespräche zu führen, damit das Land nach den Parlamentswahlen nicht in ein politisches Vakuum verfällt.
17.05.2012	Nachdem die Koalitionsgespräche in Griechenland scheitern, übernimmt der oberste Richter des Verwaltungsgerichtshofes, Panagiotis Pikramenos, die Regierungsgeschäfte in einer Übergangsphase bis zu den Neuwahlen am 17. Juni. Bei den Parlamentswahlen zwei Wochen zuvor hatten radikale Kritiker des Sparkurses massiv Stimmen hinzugewonnen und die amtierende große Koalition stark verloren.
20.06.2012	Andonis Smaras wird als Premierminister in Griechenland vereidigt, nachdem die Parlamentswahlen am 17. Juni eine Mehrheit für eine Regierungskoalition zwischen der Nea Democratia, PASOK und den demokratischen Linken zulässt.
27.09.2012	Im Jahr 2013 will die griechische Regierung erneut Einsparungen in Rekordhöhe vornehmen. Der Haushaltsentwurf für das Jahr 2013 sieht Entlastungen von 40 Milliarden Euro vor, zum Teil durch drastische Einsparungen im Rentenbereich, aber auch durch höhere Steuern. Die Ausgabenbelastung des griechischen Staats wächst allerdings aufgrund der anhaltenden Rezession weiterhin an und kann nicht durch die Staatseinnahmen gedeckt werden.
27.11.2012	Griechenland bekommt mehr Zeit, um seine Schulden abzubauen. Die Euro-Finanzminister, die EZB und der IWF einigen sich darauf, den Schuldenstand des Landes bis 2020 auf 124 % des griechischen BIP zu senken statt bisher auf geplanten 120 Prozent des BIP. In absoluten Zahlen sind das 40 Milliarden Euro weniger als zuvor vorgesehen.

Tabelle 4.18: Wesentliche Ereignisse bezüglich der griechischen Schuldenkrise im Jahr 2012

Quelle: Eigene Darstellung

Dem entgegen steht die Entwicklung in Italien. Bereits 2011 beginnen die italienischen Anleihen nun auch die Entwicklung der griechischen Anleihenrenditen nachzubilden. In 2012 zeigt sich dann schließlich keine Unterbrechung dieser Gleichbewegung mit Griechenland. Die Entwicklung der Korrelation wird begleitet von Veränderungen in den politischen Machtverhältnissen in Italien, einer gesamtwirtschaftlichen Rezession und einer stetigen Abwertung des Kreditratings durch die drei großen

Ratingagenturen.[315] Diese Faktoren haben entsprechend auch einen signifikanten Einfluss in der Wahrnehmung der Refinanzierbarkeit der italienischen Staatsschulden und der nachhaltigen Haushaltsentwicklung.

Bereits vor der Finanzkrise gehörte die italienische Schuldenquote zu den höchsten in der Europäischen Union, die sich im Verlauf der Finanzkrise und zu Beginn der Eurokrise letztlich noch einmal stark erhöhte.[316] Angestoßene Sparmaßnahmen zur Konsolidierung der Haushaltslage und das ökonomische Gewicht Italiens innerhalb der Europäischen Währungsunion überzeugten die Marktteilnehmer zu Beginn der Krise noch von einer konsequenten Verfolgung und einer nachhaltigen Lösungsbereitschaft der entstandenen (Re-)Finanzierungsschwierigkeiten Italiens. Doch schon im Verlauf des Jahres 2011 führen die politischen Veränderungen in Italien dazu, dass die konsequente Haushaltslinie und die Stabilität nicht mehr gewährleistet werden kann. Dazu gerät Italien in 2012 wieder in eine Rezession, nachdem ein geringes Wirtschaftswachstum in den beiden Jahren nach der Finanzkrise festzustellen war.[317] Damit steigen seit Ende 2011 auch die Befürchtungen der Marktteilnehmer, eine weitere Verstärkung der italienischen (Re-)Finanzierungsschwierigkeiten führe zum Scheitern des gesamten Euro. Italien gilt seitdem als „to big to fail“ und im gleichen Zug auch als „to big to bail“, da die benötigten monetären Hilfszahlungen für Italien das zur Verfügung stehende Rettungspotential der restlichen EWU Staaten übersteigen würden, um auch Italien im größeren Maß zu stützen.[318] Somit befindet sich Italien seit 2012 deutlich stärker im Fokus der Marktteilnehmer und reagiert auch deutlich sensitiver auf die Entwicklung in der fortlaufenden Staatsschuldenkrise.

Insgesamt ist das Jahr 2012 durch drei Ereignisse geprägt, die auch im Korrelationsverlauf in Abbildung 19 herausstechen. Im Februar erhöht sich die Gleichbewegung im Zuge der Verhandlungen zum zweiten Rettungspaket erneut zwischen Grie-

[315] Vgl. S. 422.

[316] Die Schuldenquote des italienischen Staates betrug zu Beginn der Finanzkrise 2007 noch 99,8 % des BIP, während sie im Jahr 2012 bereits auf 123,4 % des BIP anstieg. Nominal ist der Schuldenberg Italiens um 318,7 Milliarden Euro in diesem Zeitraum gestiegen. Quelle: Eurostat.

[317] Das Wirtschaftswachstum in Italien war 2010 und 2011 noch 1,69 %, bzw. 0,58 %, bevor in 2012 die Wirtschaftsleistung um 2,82 % zurückging. Quelle: Eurostat.

[318] Vgl. Hopkin, J. (2012) S. 44.

chenland und der europäischen Peripherie, wenngleich das absolute Niveau der letzten Jahre dabei nicht erreicht wird. Die Herabstufung des griechischen Kreditratings in den „default"-Bereich Mitte des Jahres 2012 ist das zweite prägnante Event, das zu einer erhöhten Korrelationsdynamik führt. Als drittes Ereignis, das ebenfalls durch eine Erhöhung der Dynamik zwischen Griechenland und der restlichen Peripherie gekennzeichnet ist, sticht schließlich die Parlamentswahl in Griechenland und der anschließende Regierungsbildungsprozess hervor. Die genannten Ereignisse führen zu einem Anstieg der Korrelation aufgrund von Markteinschätzungen der politischen und wirtschaftlichen Lage in Griechenland und deren Extrapolierung auf die Länder der europäischen Peripherie. Analog zu den vergangenen Jahren führt die monetäre Unterstützung Griechenlands im Zuge des zweiten Rettungspakets und des Haircuts zu einer entsprechenden Reduzierung des Ansteckungsdrucks im direkten Nachgang der jeweiligen Ankündigung und Einigung. Die Märkte regieren somit wieder positiv, zum einen auf die fundamentalen makroökonomischen Fortschritte in Irland und zum anderen auf die Eingriffe der internationalen Gemeinschaft, Krisenstaaten durch glaubhafte monetäre und fiskalpolitische Disziplin operativ zu unterstützen. Die EZB macht zudem zum ersten Mal auch in der öffentlichen Kommunikation deutlich, wie konsequent und langfristig sie die Aufgabe einer Stabilisierung der europäischen Gemeinschaftswährung wahrnimmt und inwieweit die Maßnahmen der EZB auch zu der Beruhigung der Finanzmärkte beiträgt. EZB Präsident Draghi spricht in 2012 sogar davon, „alles zu tun, was nötig ist"[319], um die Stabilität zu gewährleisten.

Abbildung 19 bestätigt zudem nochmals, dass die zweite und dritte Ländergruppe im Datensatz keinem signifikanten Ansteckungsdruck im Jahr 2012 unterlegen war. Die Korrelationen mit Griechenland sind negativ und unterscheiden sich in den Ausschlägen der europäischen Krisenländer der Peripherie diametral. Eine Ansteckung außerhalb Portugals, Spaniens, Irlands und Italiens kann bis Ende 2012 also nicht gezeigt werden.

[319] Vom Verfasser übersetzt aus dem Englischen in Draghi, M. (2012).

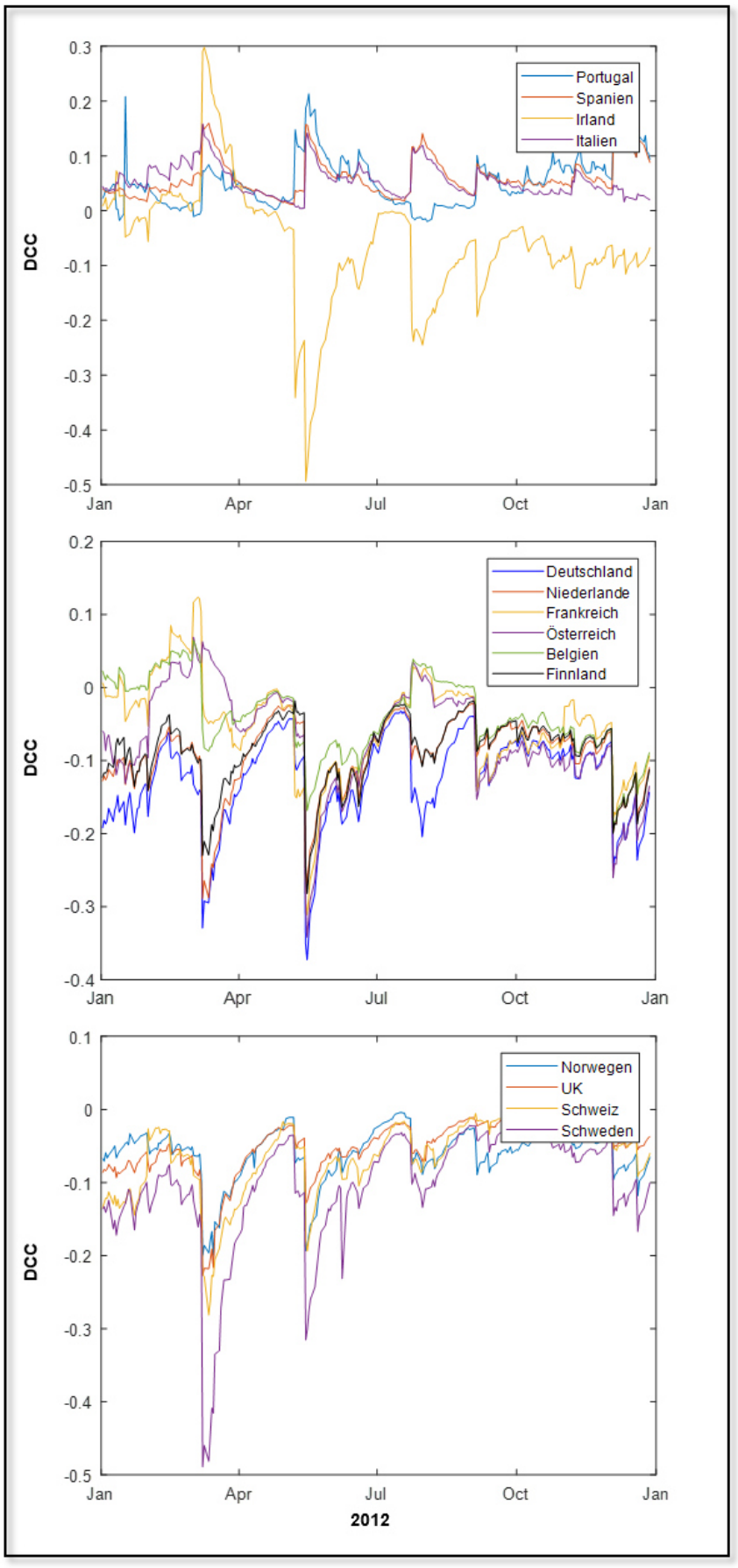

Abbildung 19: Korrelationsstrukturen der Rendite reihen 10-jähriger europäischer Referenzanleihen im Jahr 2012

4.4.1.5 Stagnation der Krise in den Jahren 2013 und 2014

Das Jahr 2013 ist durch wenige Ereignisse gekennzeichnet. Die Beziehungen zwischen den internationalen Geldgebern und Griechenland haben sich durch das Einhalten der Sparziele gebessert und die makroökonomischen Kennzahlen zeigen eine leichte Erholung auf niedrigem Niveau. Erst Ende 2013 wächst die Ungeduld der Eurogruppe wieder an und durch Verpassen einiger Sparziele gerät der griechische Regierungschef Samaras immer weiter unter politischen Druck. Im April 2014 strebt die griechische Regierung zurück an die internationalen Finanzmärkte und kann sich erfolgreich neue Kredite beschaffen, auch wenn weiterhin mehrere Tranchen in Milliardenhöhe aus den Rettungspaketen ausgezahlt werden müssen. Auf politischer Ebene deutet sich ein Machtwechsel an. Zu den Europawahlen und den Regionalwahlen 2014 erhält erstmals die sozialistische Partei SYRIZA um den Parteivorsitzenden Alexis Tsipras den größten Stimmenanteil. Die erfolglose Präsidentschaftswahl im Dezember 2014 führt zu Neuwahlen im Januar 2015. Als Reaktion friert die Troika alle weiteren Hilfszahlungen an Griechenland bis zur Formierung einer Regierung und der Sicherstellung eines weiterhin strikten Sparplans ein. Die Folgen sind eine Liquiditätskrise der griechischen Regierung und des griechischen Finanzsystems.

Tabelle 4.19 zeigt die politischen Entwicklungen aus den Jahren 2013 und 2014 im Überblick.[320]

Der Korrelationsverlauf der beiden Jahre 2013 und 2014 ist auf zwei wesentliche Phasen zu reduzieren, in denen erwähnenswerte Ausschläge zu erkennen sind. Im Sommer 2013 kommt es in Griechenland zu einer Regierungskrise und das Kabinett wird im Zuge des Rückzugs der demokratischen Linken aus der Regierung umgestaltet. Dies führt zu erneuten Diskussionen in Griechenland und Europa über das konsequente Einhalten der beschlossenen Sparmaßnahmen. Die Ängste über eine tiefergreifende politische Krise in Griechenland führen schließlich zu steigenden Anleihenrenditen; gleichzeitig intensivieren sich die kritischen Stimmen auch in der portugiesischen Regierung über die Sparmaßnahme im eigenen Land. Der Konsens über die

[320] Für einen detaillierteren chronologischen Verlauf siehe S. 358-364.

Fortführung angestoßener Sparmaßnahmen verliert im Juli 2013 an Rückhalt in der Bevölkerung und Teilen der Regierung in Portugal.[321]

Datum	Ereignisse "News"
29.04.2013	Das griechische Parlament beschließt umfangreiche Reformgesetze, u. a. werden 20.000 Stellen im öffentlichen Dienst gestrichen und die Arbeitszeiten für Lehrer erhöht.
11.06.2013	Das griechische Parlament beschließt die Schließung des staatlichen Rundfunks (ERT) als Maßnahme im Rahmen der Spar- und Konsolidierungsbemühungen des griechischen Staatshaushalts.
21.06.2013	Nach dem Rückzug der demokratischen Linken aus der Regierungskoalition verbleibt der griechischen Regierung nur noch eine kleine Mehrheit für die Fortführung der angestoßenen Konsolidierungspolitik des Landes.
24.06.2013	Premierminister Samaras baut sein Kabinett um und ernennt u. a. einen neuen Finanzminister.
17.07.2013	Das griechische Parlament beschließt umstrittene Reformgesetze zur Ausgabenreduzierung, u. a. werden dabei die Gehälter für Bedienstete des öffentlichen Dienstes gekürzt.
28.03.2014	Das griechische Parlament stimmt für ein weiteres Gesetzespaket zur Ausgabenreduzierung der öffentlichen Hand, um die nächste Hilfszahlung aus dem Rettungspaket zu erhalten.
09.05.2014	Das griechische Parlament stimmt dem neunten Austeritätspaket zu.
26.05.2014	Syriza gewinnt die Wahlen zum Europäischen Parlament in Griechenland.
09.06.2014	Das griechische Regierungskabinett wird erneut umgestaltet, und Gikas Hardouvelis als neuer Finanzminister übernimmt die Verhandlungen mit den internationalen Gläubigern.
11.10.2014	Der amtierende Ministerpräsident, Antonis Samaras, stellt im griechischen Parlament die Vertrauensfrage zur Legitimation für die Fortsetzung bisher angestoßener Restrukturierungsmaßnahmen. Eine knappe Mehrheit der Parlamentarier stimmt dabei für eine Fortführung der Regierung.
08.12.2014	Das Parlament beginnt mit den Wahlen für einen neuen Präsidenten und kann sich auf keinen Kandidaten einigen.
29.12.2014	Die Wahl eines neuen Staatspräsidenten in Griechenland scheitert im 3. Wahlgang, und die Regierung ist gezwungen, Neuwahlen für den 25. Januar auszurufen.

Tabelle 4.19: Wesentliche Ereignisse bezüglich der griechischen Schuldenkrise im Jahr 2013 und 2014

Quelle: Eigene Darstellung

Das zeitliche Aufeinandertreffen dieser Unsicherheit über eine konsequente Fortsetzung der Austeritätspolitik in Griechenland und anschließend auch in Portugal führen dazu, dass sich gerade die bilaterale Korrelation zwischen Griechenland und Portugal zu diesem Zeitpunkt erhöhen. Die Befürchtung im Marktumfeld vor einer Aufkündigung der europaweiten Konsolidierungs- und Austeritätspolitik, ausgehend von den erneuten politischen Unruhen in Griechenland und schließlich auch in Portugal, führen zu steigenden Anleihenrenditen in den besagten Ländern. Weder die Regierung in Spanien noch in Italien zeigen die Intention einer nachlassenden Sparbereitschaft im Haushalt oder einer Reformmüdigkeit im öffentlichen Bereich, im Gegenteil,

[321] Vgl. S. 358f.

beide Länder legen Wert darauf, weiterhin ihre Konsolidierungspolitik zu kommunizieren. Für Spanien und Italien lassen sich in dieser Phase entsprechend keine signifikanten Erhöhungen der bilateralen Korrelationen feststellen. Die gestiegene Gleichbewegung zwischen Griechenland und Portugal lässt sich somit auf einen singulären Effekt dieser politisch strategischen Diskussion über die mittelfristige Konsolidierungspolitik der beiden Länder zurückführen.

Den zweiten wesentlichen Anstieg der dynamischen Korrelationsbeziehungen kann auf den Dezember 2014 datiert werden. Auch hier lässt sich der Auslöser in einer Regierungskrise in Griechenland wiederfinden. Die bereits im Sommer begonnene Machtverschiebung in der politischen Landschaft Griechenlands führt schließlich im Dezember 2013 zur erfolglosen Präsidentschaftswahl und der damit verbundenen Ansetzung von Neuwahlen im Januar 2015. Aufgrund der nun geänderten politischen Lage als Folge des Wahlerfolgs von SYRIZA (Partei des sehr linken Spektrums) und der gleichzeitigen, wiederholten Drohung des Parteivorsitzenden Tsipras keine weiteren Sparmaßnahmen umzusetzen, stoppt die Troika weitere Hilfszahlungen. Zurückhaltende Reaktionen auf den internationalen Finanzmärkten führen schließlich auch zu einer einsetzenden Liquiditätskrise in Griechenland. Die Korrelationsdynamik bildet auch diese Zeitperiode durch einen wesentlichen Anstieg der Gleichbewegung zwischen Griechenland und Portugal sowie Spanien und Italien ab.

Ausschlaggebend für die zeitliche Begrenzung der Entwicklungen in 2013 und 2014 ist das allgemein steigende Wirtschaftswachstum in Europa, wenngleich auf niedrigem Niveau und unterstützt durch die konsequenten Eingriffe der EZB. Die wenigen stark ausschlagenden Zeitpunkte in den beiden Jahren sind im Wesentlichen auf die politischen Turbulenzen in Griechenland zurückzuführen, die einen temporären Zweifel an der nachhaltigen politischen Umsetzung zentraler Konsolidierungsmaßnahmen aufkommen ließ. Die Abkehr bisheriger Austeritätspolitik in Griechenland hätte gleiche Entwicklungen auch in der restlichen Peripherie als Konsequenz befürchten lassen. Die Eingriffe der EZB bedeuten schließlich auch in ihrer Ausgestaltung in Umfang und Terminierung eine fundamentale monetäre und zunächst zeitlich unbegrenzte Unterstützung. Draghi als Präsident der EZB spricht in der offiziellen

Kommunikation schon 2012 davon, alles zu tun, was nötig ist, um die Stabilität des Euro zu gewährleisten.[322]

Für die restliche Zeit kann mit dem Datensatz keine signifikante positive Bewegung der Korrelationen zwischen Griechenland und den Krisenstaaten gezeigt werden. Ansteckungsdruck kann somit zwischen 2013 und 2015 für diese Ländergruppen nicht bestätigt werden.

[322] Vgl. Hodson, D. (2013) S. 183.

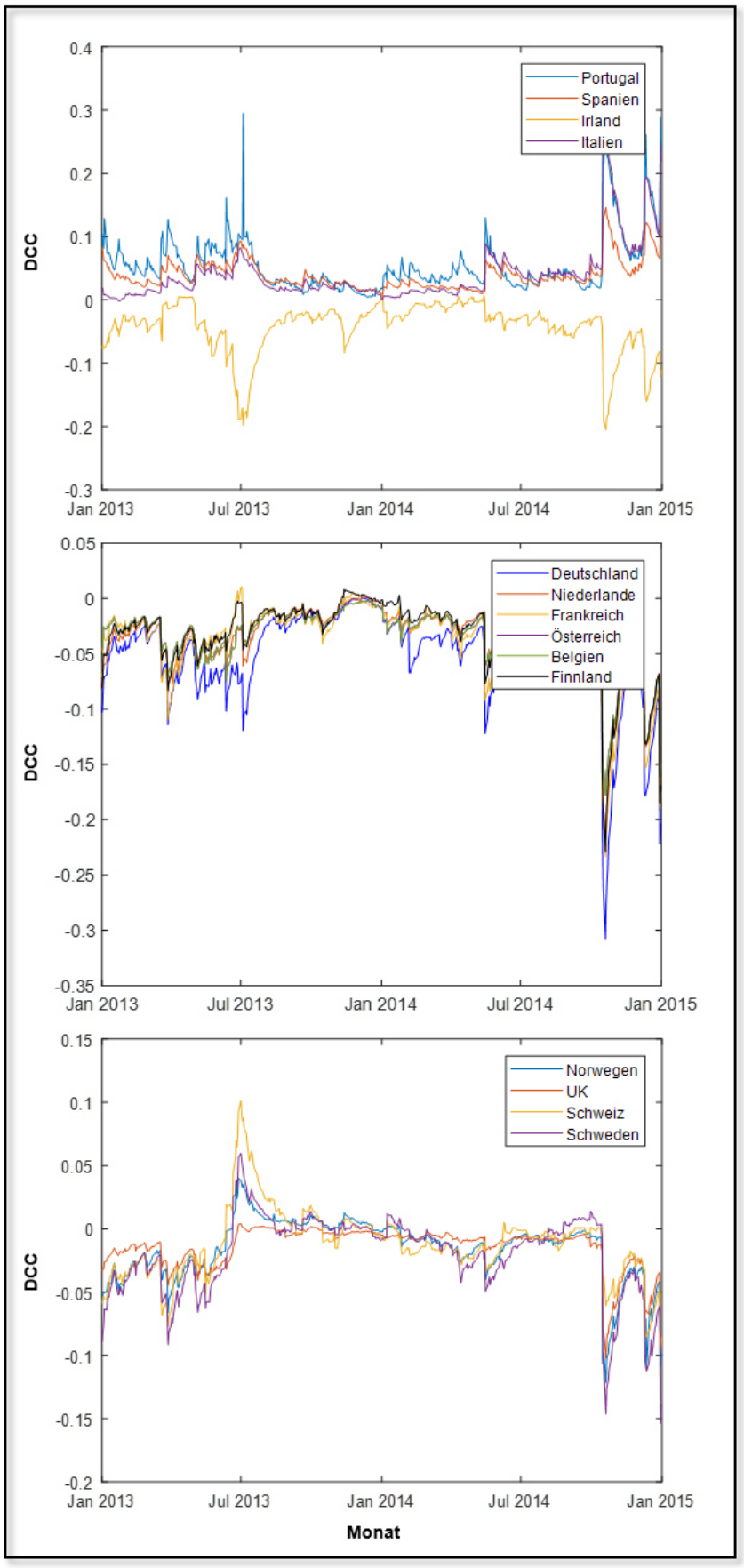

Abbildung 20: Korrelationsstrukturen der Renditereihen 10-jähriger europäischer Referenzanleihen in den Jahren 2013 und 2014

4.4.1.6 Kurz vor dem Euro Austritt im Jahr 2015

Als Sieger der Parlamentswahl am 26. Januar 2015 geht die sozialistische Partei SYRIZA hervor und bildet mit der rechtspopulistischen Partei ANEL ein Regierungsbündnis unter Führung Alexis Tsipras. Nach der Wahl im Januar stimmt die Troika einer Verlängerung der Kreditzahlungen um vier Monate zu, um der neuen Regierung Zeit zur Konsolidierung bis April zu ermöglichen. Im Sommer spitzt sich die Lage in Griechenland zu. Offen wird über ein Austritt Griechenlands aus dem Euro gesprochen, nachdem Regierungschef Tsipras die Verhandlungen mit der Eurogruppe über ausstehende Tranchen des zweiten Hilfspakets ergebnislos abbricht. Trotz dringend benötigter Hilfen, um fällige Kredite Ende Juni und im Juli zurückzuzahlen, lässt sich Griechenland nicht auf die geforderten Sparmaßnahmen ein. Die Situation verschärft sich, als Griechenland fällige Raten in Höhe von 1,5 Milliarden Euro an den IWF nicht zurückzahlen kann und ein Referendum über die Annahme des letzten ausgehandelten Sparpakets für den 5. Juli ausruft. Griechenland ist zum 30. Juni zahlungsunfähig. Der Ausgang des Referendums schürt weiter die Ängste vor dem Austritt Griechenlands aus dem Euro, und die internationalen Finanzmärkte reagieren nervös mit sinkenden Börsenkursen in Europa.

Als Konsequenz des Referendums und der Ablehnung eines erneuten Sparpakets durch die griechische Bevölkerung mit knapp 60 % kommt es zu Restriktionen im griechischen Wirtschaftsverkehr. Die internationalen Finanzmärkte sind durch einen möglichen „Grexit“ aus dem Euro verunsichert. Banken schließen und Privatpersonen dürfen nicht mehr als 60 Euro täglich abheben. Die Versorgungslage in Griechenland wird damit zunehmend schwieriger. Im Zuge der chaotischen Situation Anfang Juli tritt der bisherige Finanzminister, Yanis Varoufakis, von seinem Amt zurück und Griechenland unterbricht die Verhandlungen mit den internationalen Geldgebern über die mittelfristigen Sparziele und Auszahlungstranchen der Hilfsgelder. Trotz entgegengesetztem Ausgang des Referendums zu weiteren strengen Sparmaßnahmen stimmt die griechische Delegation während eines kurzfristig einberufenen Gipfels der Staats- und Regierungschefs der Eurogruppe einem weiteren Reform- und Sparpaket am 12. Juli zu, das als Voraussetzung zu einem dritten Rettungspaket gilt. Am 17. Juli werden Notfallüberbrückungen in Höhe von 7,2 Milliarden Euro überwiesen, um die schon

überfälligen Kreditrückzahlungen aus Juni und Juli begleichen zu können. Erst am 20. Juli öffnen die Banken in Griechenland wieder. Gespräche zu einem dritten Rettungspaket für Griechenland in Höhe von 87 Milliarden Euro starten im August. Auch bei den erneuten Wahlen am 20. September 2015 wird SYRIZA wieder stärkste Partei im Parlament und Alexis Tsipras führt die Regierung fort.

Tabelle 4.20 zeigt die politischen Entwicklungen aus den Jahren 2015 und 2016 im Überblick.[323]

Auch die beiden Jahre 2015 und 2016 sind durch ruhige Phasen in den bilateralen, dynamischen Korrelationsstrukturen gekennzeichnet. Dennoch können wiederum zwei Phasen erhöhten Ansteckungsdrucks identifiziert werden. Anknüpfend an die Erläuterungen der gescheiterten griechischen Präsidentenwahl im Dezember 2014, wie im letzten Abschnitt gezeigt, steigen nun auch im Januar 2015 im Zeitraum der neu angesetzten Parlamentswahlen die Gleichbewegungen zwischen Griechenland und den Krisenländern der europäischen Peripherie. Der sich abzeichnende Wahlerfolg der SYRIZA Partei und die auch damit verbundene Unsicherheit über die neue politische Agenda der zukünftigen griechischen Regierung führen schließlich zu erneuten Befürchtungen, ein Aufkündigen der Konsolidierungs- und Sparpolitik in Griechenland führe das Land aus der EWU und sogleich aus der EU. Ein solches Szenario hätte gleichzeitig eine weitere Verstärkung der gesamteuropäischen Schuldenkrise für die restlichen Länder aus der europäischen Peripherie zur Folge. Deutlich wird diese Entwicklung insbesondere wieder für Italien, Portugal und Spanien zu Beginn des Jahres 2015 durch die erhöhte Korrelationsbeziehung mit Griechenland (vgl. Abbildung 21).

Nach der Regierungsbildung werden die Signale aus Griechenland und Bedenken von Seiten der internationalen Geldgeber im Sommer 2015 schließlich immer stärker, bis Alexis Tsipras zum ersten Mal medial kommuniziert, Griechenland strebe einen Austritt aus der EWU an; gleichzeitig bricht er die Verhandlungen mit der Eurogruppe über die Fortführung bestehender Hilfszahlungen ergebnislos ab. Im Ergebnis ist Grie-

[323] Für einen detaillierteren chronologischen Verlauf siehe S. 364-368.

chenland zum 30. Juni nicht mehr in der Lage, fällige Schulden an den IW zurückzuzahlen; die gesamtwirtschaftliche Lage im Land verschlechtert sich rapide, bis hin zu drastischen Restriktionen im Wirtschaftsverkehr.

Datum	Ereignisse "News"
26.01.2015	Die Parlamentswahlen in Griechenland gewinnt überraschend die linke Partei SYRIZA unter Alexis Tsipras und koaliert mit der rechtspopulistischen Partei ANEL. Yanis Varoufakis wird neuer Finanzminister und somit Verhandlungspartner für die internationalen Kreditgeber. Er verfolgt eine radikale Neuausrichtung der griechischen und europäischen Schuldenpolitik und eine Abkehr der Austeritätspolitik.
20.02.2015	Die Eurogruppe stimmt einer Verlängerung fälliger Kreditzahlungen um 4 Monate zu.
29.06.2015	Der griechische Premierminister, Tsipras, lässt im Parlament über ein Referendum zu den letzten Verhandlungsergebnissen mit den internationalen Kreditgebern abstimmen.
05.07.2015	Das griechische Volk stimmt im Referendum mit 61 % gegen die ausgehandelten Sparmaßnahmen. Premierminister Tsipras bindet sich allerdings nicht an dieses Referendum und verfolgt das Ziel, weiterhin die ausgehandelten Sparmaßnahmen umzusetzen.
06.07.2015	Finanzminister Varoufakis tritt von seinem Amt, als Reaktion auf das Referendum und die Bekundung des Premierministers Tsipras, sich nicht an das Referendum zu halten, zurück. Neuer Finanzminister wird Efklidis Tsakalotos.
10.07.2015	Eine Mehrheit des griechischen Parlaments stimmt den letzten Verhandlungsergebnissen in einer Abstimmung zu.
13.07.2015	Griechenland und die internationalen Kreditgeber verhandeln ein drittes Rettungspaket im Umfang von 86 Mrd. Euro über 3 Jahre. Dieses Paket muss von den Parlamenten der Mitgliedsstaaten abgesegnet werden.
16.07.2015	Das griechische Parlament stimmt für das erste Teilpaket der Sparmaßnahmen im Vorgang zum dritten Rettungspaket. Dies enthält u. a. Rentenkürzungen und höhere Steuern. 64 Abgeordnete bzw. 21 % der Syriza Fraktion stimmen gegen dieses Paket. Begleitet wird die Abstimmung von gewalttätigen Demonstrationen in Athen.
17.07.2015	Das griechische Regierungskabinett wird umgebaut. Der linke Flügel der Regierungspartei verlässt nach Streitigkeiten über das neue Rettungspaket die Regierung. Das deutsche Parlament stimmt derweil für die Verhandlungen zu einem dritten Rettungspaket für Griechenland.
23.07.2015	Das griechische Parlament stimmt für das zweite Teilpaket der Sparmaßnahmen im Vorgang zum dritten Rettungspaket.
27.07.2015	Ein Interview mit dem früheren Finanzminister Janis Varoufakis wird in den Medien veröffentlicht, in dem er von einem geheimen „Plan B" für die Lösung des Schuldenproblems in Griechenland spricht. Unter anderem sollte Griechenland dabei wieder zu einer eigenen Landeswährung zurückkehren und aus der EU austreten.
14.08.2015	Das griechische Parlament stimmt knapp den Sparmaßnahmen im Zuge des dritten Rettungspakets zu.
20.08.2015	Der griechische Ministerpräsident, Alexis Tsipras, kündigt seinen Rücktritt an und ruft Neuwahlen für den 20. September aus.
27.08.2015	Die Präsidentin des Verfassungsgerichts, Vassiliki Thanou, übernimmt die Regierungsgeschäfte bis zu den Neuwahlen im September.
21.09.2015	Parlamentswahlen in Griechenland. Die bisherige Regierungspartei, SYRIZA, wird mit 7,5 % Abstand zur Nea Democratia die stärkste Partei im neuen griechischen Parlament.
19.11.2015	Das griechische Parlament stimmt erneut über weitere Austeritätsmaßnahmen ab. Trotz zweier abtrünniger Abgeordneter der Regierungskoalition wird das Gesetz angenommen.
04.02.2015	Generalstreik der Arbeitnehmer und landwirtschaftlichen Betriebe in Griechenland.
10.05.2015	Ein neues Sparpaket in Höhe von 5,4 Mrd. Euro wird im griechischen Parlament beschlossen.
20.05.2016	Im Rahmen des letzten Sparpakets wird ein neues Steuerpaket zur Einnahmenerhöhung im griechischen Parlament beschlossen.

Tabelle 4.20: Wesentliche Ereignisse bezüglich der griechischen Schuldenkrise im Jahr 2015 und 2016

Quelle: Eigene Darstellung

In diesem Zeitraum steigen die Anleihenrenditen für griechische Anleihen wieder und nähern sich den Werten aus dem Herbst 2011 an.[324] Die Korrelationsdynamik in Abbildung 21 zeigen nun ebenfalls wieder eine stark erhöhte Beziehung zu den italienischen, portugiesischen und spanischen Anleihen.

Die unmittelbaren politischen Umwälzungen in Griechenland und der Versuch der griechischen Regierung durch den Aufbau einer Drohkulisse eines EWU Austritts, Verbesserungen in den Rückzahlungs- und Sparmodalitäten von den internationalen Geldgebern zu erwirken, führen zu einem erhöhten Ansteckungsdruck auf die Krisenländer der europäischen Peripherie in den fortwährenden Verhandlungen für ein drittes Rettungspaket. Das dritte Rettungspaket wird in 2015 mit einer Laufzeit von drei Jahren mittels des dauerhaften Rettungsschirms ESM ausgezahlt und nötig, da Griechenland nicht in der Lage ist, die fälligen Kreditzahlungen an die internationalen Kreditgeber zu begleichen. Aufgrund der erstmaligen öffentlichen Kommunikation und Drohung von griechischer und europäischer Seite, dass ein Ausscheiden aus der EWU nicht ausgeschlossen wird, steigen die Bedenken auf den Märkten, dass auch weitere europäische Länder denselben Weg einschlagen können und die EWU zerfällt. Insbesondere die peripheren Länder der EWU zeichnen sich erneut in der Korrelationsdynamik in diesem Zeitraum durch eine erhöhte Gleichbewegung der Anleihenrenditen aus. Die bilaterale Korrelation Griechenlands mit Italien, Portugal und Spanien steigt entsprechend in diesem Zeitraum auf ein Niveau, das zuletzt in 2011 festzustellen ist.

Nach Abschluss der Verhandlungen zum dritten Rettungspaket und der parlamentarischen Zustimmung in Griechenland sinken die Korrelationsbeziehungen wieder rasch. Wie schon zu den Höhepunkten der Griechenlandkrise in den Jahren 2010 bis 2015 bewirken die unterstützenden Maßnahmen der internationalen Gemeinschaft und insbesondere die Einigung auf einzelne Sparziele, dass die Renditen auf den Finanzmärkten positiv reagieren. In der Zeitperiode um das dritte Rettungspaket herum ist zum ersten Mal auch ernsthaft über ein Ausscheiden Griechenlands aus der EWU

[324] Vgl. Abbildung 9 S. 181.

diskutiert worden, sodass die Einigung mit Griechenland die Befürchtung einer auseinanderfallenden EWU schnell beseitigt hat. Die Hilfsmaßnahmen haben somit den Ansteckungsdruck im Sommer 2015 zügig nach den erfolgreichen Verhandlungen reduziert.

Für den restlichen Verlauf des Jahres 2015 und bis zum Juli 2016 können keine weiteren wesentlichen Ansteckungsphasen identifiziert werden.

Weder für die Kernländer Europas noch für die Länder aus der dritten Ländergruppe können im Zeitraum zwischen 2015 und Juli 2016 Ansteckungshinweise identifiziert werden. Die Korrelationsdynamik zeigt eine stetige, negative und zum Zeitpunkt des dritten Rettungspakets gar eine sehr stark negative Beziehung mit den griechischen Anleihen. Dieses Ergebnis bestätigt damit die Beobachtung der letzten Abschnitte und auch die These zu Beginn der Arbeit, dass die ökonomischen Schwergewichte in Europa als sichere Häfen während der europäischen Staatsschuldenkrise genutzt werden. Daneben können auch keine Hinweise für Ansteckung auf Länder außerhalb der EWU, aber innerhalb Kontinentaleuropas, gezeigt werden, was sich u. a. schon in den vorherigen Abschnitten bzw. Jahren herausgestellt hat.

Aus dem ersten Teil der empirischen Analyse lässt sich damit abschließend bestätigen, dass sich die ausbreitenden (Re-)Finanzierungsschwierigkeiten innerhalb der EWU auch im ungewissen Maße durch Ansteckungseffekte erklären lassen. Die betroffenen Länder Portugal, Spanien und Italien ab 2012 und auch Irland bis 2012, befinden sich in einer schlechteren Situation, als ex post ohne Griechenlandkrise. Diese Erkenntnis ist insofern wesentlich für die politischen Entscheidungsträger, da unterschiedliche Maßnahmen zielgerichteter ergriffen werden können, wenn Ansteckung stattfindet, im Gegensatz zu Phasen ohne Ansteckungsdruck. So argumentieren Forbes (2012) und Forbes und Rigobon (2001), dass die Zielsetzung der Markteingriffe unter den unterschiedlichen Rahmenbedingen auch differenzierter ausgestaltet werden sollten.[325] Die Einführung und die Bewertung der Maßnahmen sind daher stark abhängig von der Identifizierung besagter Ansteckung.

[325] Vgl. Forbes, K., Rigobon, R. (2001) und Forbes, K. (2002).

Dieser notwendigen Gewissheit Rechnung zu tragen, soll nun in den beiden folgenden Abschnitten noch einmal anhand einer Regressionsanalyse analysiert werden:

- Zum einen die beiden identifizierten Phasen des größten Ansteckungsdrucks mit den größten Korrelationsausschlägen, in der Zeitperiode um das erste und dritte Rettungspaket für Griechenland.
- Zum anderen in einer tiefergreifenden Betrachtung auf die möglichen Ursachen der Gleichbewegungen eingegangen werden.

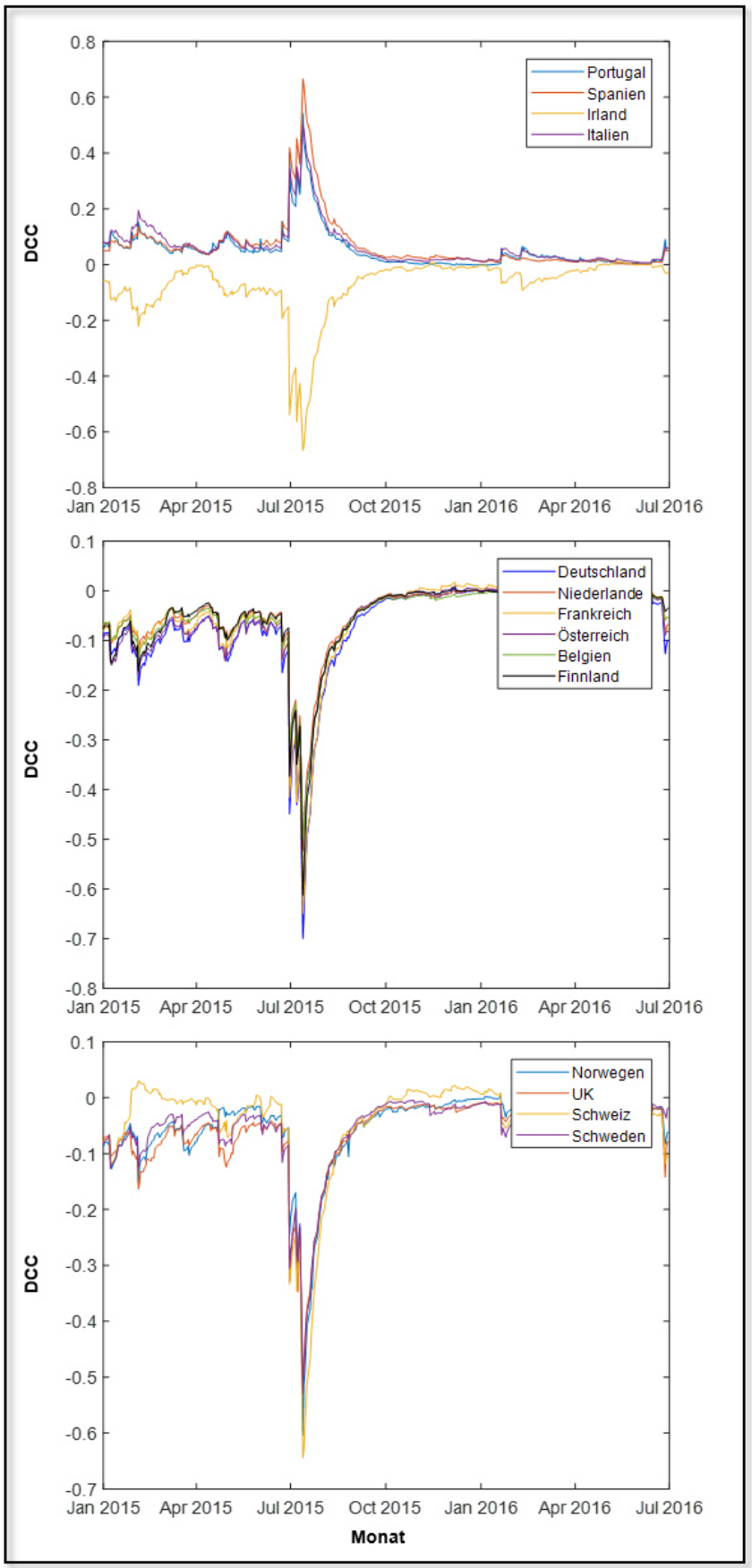

Abbildung 21: Korrelationsstrukturen der Renditereihen 10-jähriger europäischer Referenzanleihen in den Jahren 2015 und 2016

4.4.2 Verifizierung bisheriger Ansteckungshinweise

Auf Basis der dynamischen Korrelationsstruktur im vorherigen Abschnitt können das Frühjahr 2010 und auch der Sommer 2015 als Zeitpunkte des größten Ansteckungsdrucks zwischen den europäischen Ländern identifiziert werden. Insbesondere in der Zeitperiode der ersten Hilfsmaßnahmen, deren politische und ökonomische Intention es war, eine Ansteckung anderer Länder mit der Krise Griechenlands zu verhindern, reagieren die Renditereihen der europäischen Peripherie am stärksten. Daneben stechen auch die Geschehnisse im Sommer 2015 nochmals deutlich hervor, wie in der Korrelationsanalyse des letzten Abschnitts gezeigt. Die Gleichläufigkeit griechischer Anleihen mit den Krisenländern der europäischen Peripherie erreicht zu diesem Zeitpunkt ein ähnliches Niveau wie schon im Frühjahr 2010.[326] Analog zu den Geschehnissen fünf Jahre zuvor reagieren die Märkte damit sehr sensibel auf die Verhandlungen um ein erneutes Rettungspaket und einen, in letzten Konsequenz, möglichen Austritt Griechenlands aus der EWU, sodass auch die restlichen Krisenländer wieder negativ beeinflusst werden. Um diese Erkenntnisse auch nochmals stärker statistisch zu festigen, greift die folgende Analyse auf eine Teststrategie von Chiang et al. (2007) auf Grundlage einer Regressionsanalyse zurück.[327]

Um die Signifikanz des Anstiegs an Gleichbewegungen festzustellen, wird im ersten Schritt eine Regression geschätzt, die Dummy-Variablen für den jeweils am besten approximierten Zeitraum in 2010 und 2015 enthält. Für jedes Länderpaar wird die dynamisch bedingte Korrelationsstruktur in ein AR(1)-Modell implementiert, welches schließlich um zwei Dummys für Mai 2010 und Juli 2015 erweitert wird. Der Mai 2010 und der Juli 2015 sind am besten geeignet, den Ansteckungsdruck im Frühjahr 2010 und im Sommer 2015 abzubilden. Aus dem letzten Abschnitt konnten diese beiden Monate schon einmal visuell anhand der Abbildung 17[328] und der Abbildung 21[329] als besonders relevant identifiziert werden, um die steigende Korrelation zwischen den einzelnen Ländern in den beiden Phasen des ersten und dritten Rettungspakets zu

[326] Vgl. Abbildung 15 S. 235.
[327] Vgl. Chiang, T. C., Jeon, B. N., Li, H. (2007).
[328] Vgl. S. 249.
[329] Vgl. S. 272.

betrachten. Aus dieser Annahme heraus werden schließlich die dynamischen Korrelationen auf zwei Dummys des entsprechenden Zeithorizonts sowie auf die zeitverzögerten Korrelationen regressiert, um die vorhandene Autokorrelation in den Residuen zu entfernen. Die Gleichung lautet schließlich

$$q_t = c + \beta q_{t-1} + \gamma D_{Mai-2010,t} + \delta D_{Juli-2015,t} + u_t \tag{4.51}$$

q_t bezeichnet die geschätzten dynamischen Korrelationen des DCC-Modells aus dem vorherigen Abschnitt. $D_{Mai-2010,t}$ ist eine Dummy-Variable für die Ansteckungsphase aus dem Frühjahr 2010. Der Dummy nimmt den Wert 1 im Zeitraum 01. Mai 2010 bis 31. Mai 2010 ein sowie 0 an allen anderen Tagen. $D_{Juli-2015,t}$ ist eine Dummy-Variable für die Ansteckungsphase aus dem Sommer 2015. Der Dummy nimmt den Wert 1 im Zeitraum 01. Juli 2015 bis 30. Juli 2015 ein sowie 0 an allen anderen Tagen. u_t bezeichnet schließlich den Fehlerterm und c, β, γ und δ die zu bestimmenden Parameter.

Wenn für eine Korrelationsreihe die geschätzten Parameter γ und δ der Dummy-Variablen signifikant größer als 0 sind, ist die Gleichbewegung tatsächlich höher in dieser Zeitperiode als im restlichen Zeitraum. Die Hypothese wird mittels des standard Wald-t-Tests auf Signifikanz getestet. Die Tabelle 4.21 zeigt das Resultat für alle Korrelationsreihen und die Parameterschätzungen. Die oberen Zahlen in den jeweiligen Reihen der Tabelle beziehen sich von links nach rechts auf die Parameter für den autoregressiven Term β und den jeweiligen Dummy-Parametern γ und δ aus der Gleichung (4.51). Die Zahlen in den Klammern beziehen sich auf die t-Statistik des angewendeten Wald-t-Tests.

Wie zu erwarten, haben alle Korrelationsreihen einen hochsignifikanten autoregressiven Term, bedingt durch die starke Persistenz der Gleichbewegungen. Die Dummy-Parameter von Irland, Portugal und Spanien sind signifikant positiv und bestätigen die Ansteckungsphasen im Mai 2010 sowie Juli 2015. Die Korrelation der Anleihenrenditen zwischen Griechenland und diesen drei Ländern ist somit signifikant höher im Mai 2010 und im Juli 2015 als im restlichen Beobachtungszeitraum. Einschränkend dazu muss allerdings festgestellt werden, dass sich die Ergebnisse gerade

in Hinblick auf Irland deutlich zwischen den beiden Ansteckungsphasen in 2010 und 2015 unterscheiden. Während zunächst noch ein signifikanter Anstieg der Korrelation im Mai 2010 festgestellt werden kann, kehrt sich die Reaktion der Anleihenrenditen Irlands im Juli 2015 um.

Korrelation (bilateral mit Griechenland)	Konstante	AR (1)	Frühjahr 2010	Sommer 2015
Belgien	-0.049685 (-3.074131)***	0.961083 (162.4273)***	-0.040181 (-1.933150)**	-0.368580 (-17.37522)***
Deutschland	-0.078642 (-4.242326)***	0.964296 (171.7535)***	-0.039866 (-1.995093)**	-0.342374 (-15.36874)***
Finnland	-0.064084 (-4.651821)***	0.928336 (116.5603)***	-0.063551 (-1.991436)**	-0.449959 (-13.56412)***
Frankreich	-0.051530 (-3.593220)***	0.954641 (150.6630)***	-0.045196 (-2.070222)**	-0.324341 (-14.79367)***
Irland	-0.033542 (-2.794502)***	0.963446 (168.5723)***	0.084580 (1.944543)**	-0.300028 (-20.26490)***
Italien	0.047636 (3.453481)***	0.960269 (159.8469)***	-0.037490 (-2.038018)**	0.378138 (20.43981)***
Niederlande	-0.063476 (-3.882818)***	0.961724 (165.5973)***	-0.034941 (-1.664463)*	-0.304909 (-14.47499)***
Norwegen	-0.026026 (-4.182863)***	0.949694 (143.0069)***	-0.014027 (-1.337101)	-0.105202 (-9.985876)***
Österreich	-0.057225 (-3.823307)***	0.958956 (158.6012)***	-0.033291 (-1.655839)*	-0.336033 (-16.23417)***
Portugal	0.047953 (5.500057)***	0.894318 (92.43987)***	0.087839 (2.931772)***	0.481836 (15.75977)***
Schweden	-0.033077 (-3.683213)***	0.953011 (149.2211)***	-0.014795 (-1.046257)	-0.146045 (-10.28274)***
Schweiz	-0.022247 (-2.805845)***	0.967438 (182.9302)***	-0.011174 (-1.291392)	-0.088799 (-10.24466)***
Spanien	0.051261 (4.781135)***	0.956814 (153.3008)***	0.016886 (1.687524)*	0.353934 (22.57946)***
UK	-0.017902 (-2.310347)***	0.966293 (179.7072)***	-0.001219 (-0.139314)	-0.143364 (-16.34278)***

Signifikanzniveau	
10%	*
5%	**
1%	***

Tabelle 4.21: Zusammenfassung der Ergebnisse der Regressionsanalyse zur Verifizierung der Ansteckungsphasen in den Jahren 2010 und 2015. Die Tabelle zeigt die geschätzten Parameter eines autoregressiven Terms der Dummy-Variablen für Mai 2010 und Juli 2015 sowie einer Konstanten auf Basis der Gleichung (4.51). Zugrunde liegen die dynamischen bivariaten Korrelationen des jeweiligen DCC-Modells aus dem Abschnitt 4.3. Die erste der beiden gestapelten Zahlen entspricht der Schätzung des entsprechenden Parameters, gefolgt vom Ergebnis des Wald-t-Tests in Klammern. *, ** und *** gleichen dem 10 %, 5 % und 1 % Signifikanzniveau zur Ablehnung der Nullhypothese, dass die Parameter Null entsprechen.

Auch schon im vorherigen Abschnitt konnte dieser Verlauf visuell nachvollzogen werden und mit den sich verbessernden finanziellen und makroökonomischen Fundamentalwerten in Irland begründet werden. Beide Effekte sind für Irland in dieser Regressionsanalyse signifikant.

Für Italien zeigt sich auf der anderen Seite zunächst eine negative Korrelation mit den griechischen Anleihenrenditen, bevor sich schließlich im Juli 2015 eine ähnlich starke positive Korrelation feststellen lässt, wie sie sich auch für Spanien und Portugal ergibt. Entsprechend der Argumentation aus der detaillierten Jahressicht in den letzten Abschnitten kann auch hier über die Marktbeurteilung der ökonomischen und politischen Lage in Italien referiert werden. Obwohl Italien schon zu Beginn der Finanzkrise ab 2007 eines der höchsten Staatsschuldenquoten in der gesamten EU hatte und diese sich durch die progressive Ausgabenpolitik zur Bewältigung der Krise deutlich ausgeweitet hat, gelingt es Italien, parallel zum Ausbruch der Staatsschuldenkrise und der anfänglichen Krise in Griechenland die internationalen Märkte von einer nachhaltigen fiskalpolitischen Wende durch veranlasste Sparmaßnahmen zu überzeugen. Zweifel, dass Italien als eines der ökonomischen Schwergewichte innerhalb der EWU und mit einer stabilen politischen Regierungsmehrheit geführten Koalition zur Verfolgung nachhaltiger Haushaltskonsolidierung eine ähnliche Entwicklung wie Griechenland oder Irland bevorsteht, bestand bis 2012 kaum. Erst, als sich die politischen Verhältnisse in Italien ändern und die initialisierte Spar- und Konsolidierungspolitik der Regierung keine Mehrheit mehr in Italien in 2012 findet und gleichzeitig die makroökonomischen Kennzahlen deutliche Einbrüche zeigen, rückt auch Italien in den Fokus möglicher Krisenstaaten, die durch eine Verstärkung der Entwicklungen in der Griechenlandkrise in Mitleidenschaft gezogen werden können. Nachdem sich zudem in den zähen Verhandlungen für die griechischen Hilfsmaßnahmen die Erkenntnis durchsetzt, dass die fälligen Zahlungsverpflichtungen Italiens für den bestehenden Umfang der Rettungsmechanismen weit übertroffen werden und ein Zahlungsausfall des italienischen Staates anhand des ökonomischen Gewichtes in der EU erhebliche Konsequenzen für die gesamte EU hat, reagieren die Anleihenrenditen Italiens sensitiver auf die Entwicklungen in Griechenland und die Gleichbewegung mit den griechischen Anleihenrenditen nimmt ab 2012 deutlich zu.

Die Arbeitshypothese existierender Ansteckung in der Eurokrise kann also empirisch gestützt werden.[330] Für den Rest des Datensatzes resultieren für beide Phasen signifikant negative Parameter, somit ist die Korrelation im selben Zeitraum signifikant

[330] Vgl. S. 76.

niedriger, und es kann keine Ansteckung in Richtung der beiden anderen Ländergruppen gezeigt werden. Das Ergebnis der Dummy-Regression bestätigt somit insgesamt den schon im vorherigen Abschnitt durch die visuelle Analyse gezogenen Erkenntnisgewinn.

Ein Nachteil dieser statistischen Analyse anhand einer Regression ist die Auswahl des passenden Zeitpunktes für die Dummy-Variablen. Die Entscheidung Dummy-Variablen gerade für diese beiden Zeitpunkte auszuwählen, ist auf die visuelle Analyse des letzten Abschnittes zurückzuführen. Auch die Berücksichtigung der wesentlichen politischen und ökonomischen Ereignisse im Rahmen der Rettungspakete für Griechenland unterstützen diese Entscheidung. Man kann sicher auch andere Phasen im Zeitverlauf der europäischen Staatsschuldenkrise als Grundlage dieser weiterführenden Regressionsanalyse nutzen; so hat sich allerdings herausgestellt, auch mit Blick auf die mediale Berichterstattung im Mai 2010 und Juli 2015, dass zu diesen beiden Zeitpunkten die Furcht vor einer Verschärfung der politischen und finanziellen Lage einiger EWU Mitgliedsländer am höchsten war und in beiden Zeiträumen die Befürchtung vor einem Austritt Griechenlands aus der EWU ständig als Drohkulisse aufgebaut wurde.

In Kombination mit den DCC-Ergebnissen aus dem Abschnitt 4.4.1 zeigt dieses Vorgehen dennoch weitere Hinweise für Ansteckung während der europäischen Staatsschuldenkrise. Obwohl ein perfektes Timing der Dummy-Variablen nicht möglich ist, kann ein signifikantes Ansteigen der Korrelation für die vier peripheren Länder (Irland, Italien, Portugal, Spanien) und eine signifikante Reduzierung für die Kernländer (u. a. Deutschland, Frankreich, Niederlande) gezeigt werden. Die empirischen Ergebnisse machen somit deutlich, dass die Krisenlage in Griechenland andere Länder beeinflusst hat.

4.4.3 Auswirkungen von Ratingänderungen und politischen Ereignissen auf die Korrelationsstrukturen während der europäischen Staatsschuldenkrise

Im vergangenen Abschnitt konnte anhand des multivariaten DCC-Ansatzes auf Basis unterschiedlicher univariater GARCH-Modelle gezeigt werden, dass grundsätzlich Hinweise auf Ansteckung während der europäischen Staatsschuldenkrise von Griechenland aus auf andere Mitglieder der EWU feststellbar sind. In diesem Abschnitt soll nun analysiert werden, ob eine Änderung in der Beurteilung der Kreditwürdigkeit durch eines der großen Rating Agenturen oder politische Ereignisse in Griechenland mit Bezug zur Schuldenkrise diese Ansteckungseffekte auslösen können. Wenn die negative Ratingänderung eines Landes die länderübergreifende Korrelation signifikant beeinflusst, dann beeinflusst diese Entscheidung auch die Beurteilung eines Investors über die finanzielle Stabilität anderer Länder, obwohl die Fundamentalwerte keiner Veränderung unterlegen sind. Diese Ansteckung findet also losgelöst von Fundamentalwerten statt und wird als verhaltensbezogene Ansteckung interpretiert. Dasselbe gilt für politische Ereignisse in Griechenland. Wenn gezeigt werden kann, dass die Anleihenrenditen anderer peripherer Länder des EWU auf Ereignisse, die sich nur auf die politische und ökonomische Entwicklung in Griechenland beziehen, mit erhöhte Gleichläufigkeit reagieren, kommt dies einer Ansteckung losgelöst von Fundamentalwerten gleich.

Dazu wird im Folgenden anhand einer Regressionsanalyse untersucht, ob negative Veränderungen im Rating für Griechenland und politische Ereignisse in diesem Land signifikante Änderungen in der Korrelationsdynamik haben und konsequenterweise damit die finanzielle Situation in anderen Ländern innerhalb des genutzten Datensatzes beeinflusst. Die Beurteilung dieser Effekte auf die Gleichbewegungen von Anleihenrenditen entspricht dabei dem Vorgehen in der Literatur im Zusammenhang von empirischen Ansteckungsanalysen und kann beispielsweise kongruent in Christiansen (2000) nachvollzogen werden.[331]

[331] Vgl. Christiansen, C. (2000).

Um die Ansteckungseffekte ausgehend von negativen Ratingveränderungen und politischen Ereignissen zu analysieren, werden die geschätzten bedingten dynamischen Korrelationen aus dem Abschnitt 4.4.1, analog dem Vorgehen in 4.4.2, wieder in ein AR(1)-Modell überführt. Dieses Mal wird das AR(1)-Modell um Dummys ergänzt, die Ratingveränderungen und Ereignisse im politischen Umfeld Griechenlands abbilden. Ausgehend von Griechenland als Herd der Ansteckung während der europäischen Staatsschuldenkrise, wird die Korrelation zwischen Griechenland auf der einen und der europäischen Peripherie wie Irland, Italien, Portugal und Spanien auf der anderen Seite in einem einfachen Regressionsrahmen eingebettet. Darüber hinaus wird nochmals überprüft, wie sich die Renditen der vermeintlichen sicheren Häfen Deutschland und die Niederlande in dieser Anwendung verhalten.

Für beide Dummy-Variablen gelten als Voraussetzung:

- Die Entscheidungen über Änderungen des Ratings für Griechenland werden unabhängig der finanziellen Situation in anderen europäischen Ländern gefällt
- Die politischen Ereignisse in Griechenland sind keine Reaktion auf die Finanzierungslage und Entwicklung der (Re-)Finanzierungsschwierigkeiten anderer EWU Mitglieder

Die Dummy-Variable der Ratingveränderungen unterliegt Lead- und Lagbeziehungen in der Regression und hat entweder die Ausprägung 1 an Tagen, an denen eine Veränderung des Ratings für Griechenland veröffentlicht wurde oder 0 an den restlichen Tagen. Die Abwertungen im Zeitverlauf können dabei der Abbildung 22 entnommen werden. Auffällig ist der treppenförmige Verfall des Ratings bis zum Sommer 2011 und dem anschließenden Verbleib im „Default"-Bereich.

Die Identifikation und Auswahl der Ratingveränderungen entspricht dabei der Herangehensweise in Event Studien. Der erste Schritt benötigt in dieser Vorgehensweise immer eine Definition des singulären Events und im zweiten Schritt konsistente Kriterien zur Auswahl der Event Anzahl.[332] Im Fall der Dummy-Selektion in diesem

[332] Für weiterführende Literatur darf auf Bowman, R. G. (1983), MacKinlay, C. A. (1997) und Corrado, C. J. (2011) verwiesen werden.

Abschnitt werden dabei die Entscheidungen der drei großen und auch wesentlichsten Ratingagenturen Fitch, Moody´s und Standart & Poor´s herangezogen. Relevant sind zudem nur die negativen Veränderungen des griechischen Ratings im betrachteten Beobachtungszeitraum von Januar 2009 bis Juli 2016. Die Selektion anhand der besagten Kriterien führt zu insgesamt 34 Datenpunkten.

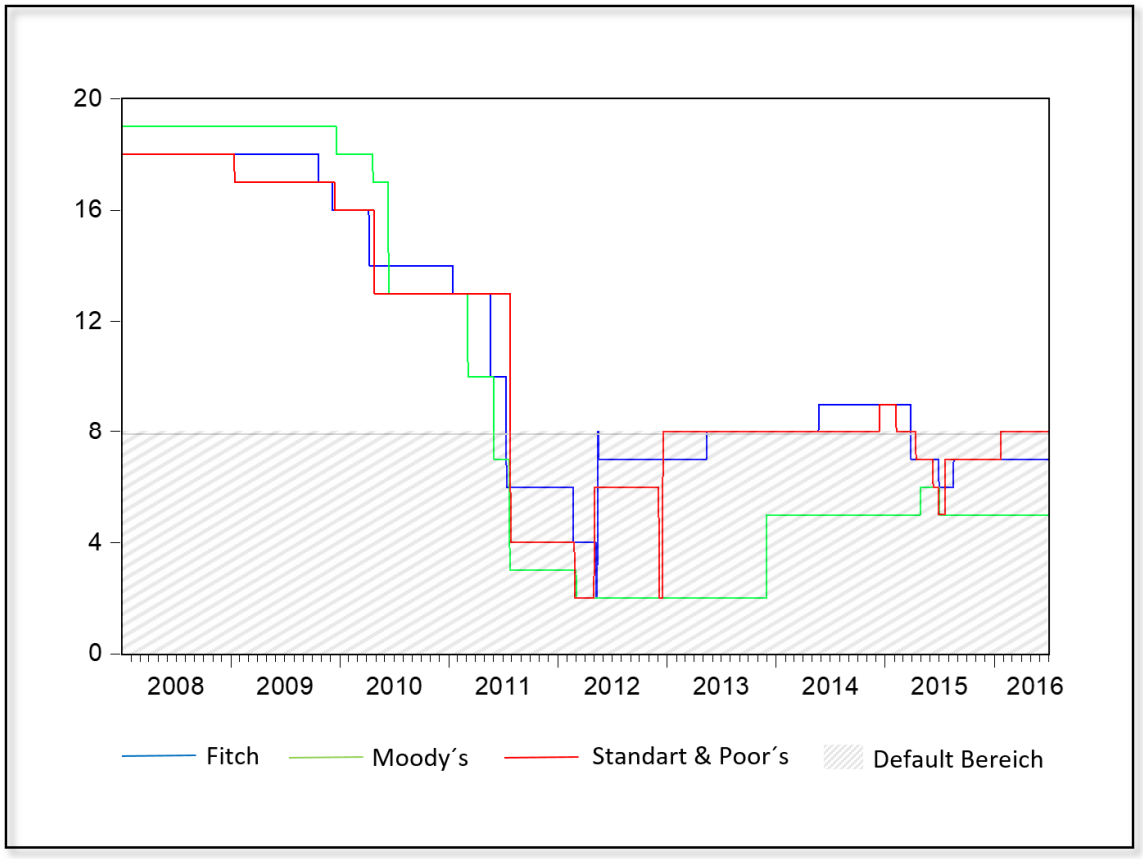

Abbildung 22: Ratingveränderungen Griechenlands im Zeitverlauf. Die Daten entsprechend den Änderungen der drei großen Ratingagenturen Fitch, Moody´s und Standart & Poor´s für das Kreditrating auf einer normierten numerischen Skala.[333]

Quelle: Fitch, Moody´s, Standart & Poor´s, eigene Darstellung

Analog dazu ist die Dummy-Variable für die politischen Ereignisse in Griechenland an Tagen ohne wesentliches Geschehen 0 und an allen Tagen mit entsprechenden Ereignissen in Griechenland 1. Bei der Auswahl der relevanten politischen Ereignisse in Griechenland wird auf den Sachbezug zur europäischen Staatsschuldenkrise

[333] Vgl. S. 454.

abgezielt, dabei wird nur auf die Ereignisse Bezug genommen, die das Kriterium erfüllen, in den drei wichtigsten internationalen englischsprachigen Zeitungen gleichzeitig durch einen Artikel thematisiert zu werden. Als diese gelten „The New York Times“, die „Washington Post“ jeweils aus den USA und „The Guardian“ aus dem UK.[334] Dabei ergeben sich schließlich 45 Datenpunkte. Zur besseren Übersicht der wesentlichen Ereignisse in Griechenland, die zur Grundlage der Dummys genutzt werden, finden sich nochmals eine komprimierte Zusammenstellung im Anhang in der Tabelle 7.9[335] und Tabelle 7.10[336].

In Bezug auf die beiden Dummys sieht die resultierende Regressionsgleichung schließlich wie folgt aus:

$$q_t = c + \beta q_{t-1} + \sum_{p=-4}^{4} \gamma_p D_{t+p}^{Rating} + \sum_{q=-4}^{4} \delta_q D_{t+q}^{Ereignis} + u_t \qquad (4.52)$$

In Gleichung (4.52) bildet q_t die dynamische Korrelation aus dem DCC-Modell ab, u_t den Störterm, D_t^{Rating} den Dummy für die Veränderung des Ratings für Griechenland und $D_t^{Ereignis}$ den Dummy für die politischen Ereignisse in Griechenland. Aufgrund der Möglichkeit, dass Informationen über baldige Ratingänderungen schon vor der offiziellen Bekanntmachung auf den internationalen Finanzmärkten zu Veränderungen in den Kursen führen, wird eine Lag- und Leadbeziehung bis zu vier Tage vor und nach der Bekanntmachung berücksichtigt. Auch für die politischen Ereignisse wird auf eine Lag- und Leadbeziehung zurückgegriffen, da sich schnell Gerüchte und Antizipationen im Umfeld einzelner Ereignisse bilden und somit abgebildet werden können. c, β, $\gamma_p$und δ_q sind die entsprechend zu bestimmenden Parameter.

Wie zuvor einleitend argumentiert, äußert sich Ansteckung in diesem Teil der empirischen Analyse als rasche und starke Reaktion der Renditen 10-jähriger europäischer Referenzanleihen einzelner Länder auf die ökonomischen und politischen Geschehnisse in Griechenland. Mit der DCC-Analyse konnte eingangs gezeigt werden,

[334] Vgl. Reuters Institute Digital News Report 2017 S. 102.
[335] Vgl. S. 419.
[336] Vgl. S. 420.

dass grundsätzlich Hinweise auf Ansteckung im Beobachtungszeitraum identifiziert werden können. Ein rascher und über dem langfristigen Mittel hinausgehender Anstieg der bilateralen Korrelationen zwischen Griechenland und dem Rest des Datensatzes lässt auf Ansteckung schließen, allerdings ohne festzustellen, aus welchem Grund diese Effekte auftreten. Dies ändert sich, wenn ein Anstieg der Korrelation direkt in Folge eines News-Effektes in Griechenland festzustellen ist. In dieser Arbeit wird dabei unterschieden zwischen:

- Ratingnews, in der Ausgestaltung als veröffentlichte Ratingabwertung der drei großen Ratingagenturen
- Politischen News, definiert als politisch und ökonomisches Ereignis in Griechenland mit Bezug zur Eurokrise

Die Änderungen des griechischen Ratings, die politischen wie auch ökonomischen Entscheidungen in Griechenland werden unabhängig von fundamentalen Einflussfaktoren anderer Länder getroffen. Somit können die zuvor festgestellten Effekte in den Korrelationsstrukturen nun in Folge dieser News als reine Ansteckung, losgelöst von Fundamentalwerten als verhaltensbezogene Ansteckung, interpretiert werden.[337] Die schlechten Nachrichten über die griechische Finanzlage und den Geschehnissen in der griechischen Politik und Ökonomie überträgt sich damit auf andere Länder. Im Rahmen der engsten Ansteckungsdefinition aus der Literatur, und mit Bezug auf die Ausführungen im zweiten Kapitel zeigt dies reine Ansteckung.[338]

Wenn die Ergebnisse der Dummy-Regression somit zeigen, dass Ansteckungseffekte zwischen Griechenland und anderen Ländern im Nachgang dieser beschriebenen Ereignisse zu identifizieren sind, dann übertragen Finanzmarktteilnehmer zumindest in Teilen die singulären Probleme Griechenlands auf andere Länder innerhalb der EWU, ohne die unveränderten Fundamentalwerte jener Länder zu berücksichtigen. Die (Re-)Finanzierungskosten und damit auch die Haushaltslage anderer EWU Mitglieder werden demnach in Folge einer politischen und ökonomischen Entwicklung in Griechenland negativ beeinflusst. Andererseits, sollten keine Ansteckungseffekte zu

[337] Vgl. insbesondere Abbildung 3 S. 11.
[338] Vgl. S. 20 und S. 25ff.

den besagten Zeitpunkten identifiziert werden, dann haben Veränderungen des griechischen Ratings und Ereignisse mit Bezug zur Staatsschuldenkrise in Griechenland selber keinen auslösenden Charakter für die Gleichbewegung der Anleihenrenditen und auch keine Auswirkung auf die finanzielle Entwicklung anderer Länder.

Tabelle 4.22 und Tabelle 4.23 zeigen die Ergebnisse der Dummy-Regression mit Berücksichtigung des News-Effektes zur Ratingentwicklung und den politischen Ereignissen in Griechenland in einer Zusammenfassung. Geschätzt wird die Gleichung (4.52) anhand der Korrelationsdynamik aus der DCC-Analyse des vorletzten Abschnittes zwischen Griechenland und dem restlichen Datensatz. Einbezogen werden bis zu vier Leads und Lags der Dummy-Variablen; damit kann ein Horizont von einer Handelswoche vor und nach dem jeweiligen Ereignis abgebildet werden. Wenn die Veränderungen des griechischen Ratings ein Ansteigen der Korrelation verursacht, werden die Dummy-Parameter „Rating“ in Gleichung (4.52) signifikant positiv, analog dazu werden die Parameter „Ereignisse“ signifikant positiv; wenn die politischen ökonomischen Ereignisse in Griechenland mit Bezug zur Staatsschuldenkrise einem Ansteigen der Korrelation vorausgeht. Die vorhandene Autokorrelation wird durch den Term „AR“ abgebildet und durch eine Konstante ergänzt.

Das Ergebnis der Dummy-Regression zeigt signifikante Effekte einer negativen Ratingänderung und von politischen Ereignissen in Griechenland auf die bilateralen Korrelationsdynamiken zwischen Griechenland und einzelnen Ländern aus der EWU. Die vorhandene Lead- und Lagstruktur für die Dummy-Variablen beider Ausprägungen haben zudem einen signifikanten Einfluss auf die dynamischen Korrelationen in der Regression aus Gleichung (4.52). Das Signifikanzniveau variiert dabei in einer Spanne von 1 % bis 10 % und die nominale Veränderungsmagnitude verbleibt im einstelligen Prozentbereich.

Noch am Tag der negativen Ratingveränderung für Griechenland zeigen die Ergebnisse im Fall von Irland, Italien, Portugal und Spanien einen signifikanten Anstieg der bilateralen Korrelationen mit griechischen Anleihenrenditen. Dieser Anstieg hat dabei das größte Ausmaß am Tag der Verkündigung und nimmt in den folgenden Tagen ab. Durch die Lead- und Lagstruktur in den Dummys wird zudem deutlich, dass bereits einen Tag vor der Verkündung der Ratingabwertung eine Tendenz zu

steigenden Korrelationen festzustellen ist. Dies kann durch eine Antizipation von kurz bevorstehenden Ratingänderungen erklärt werden. Aufgrund der unterschiedlichen Zeitpunkte der Entscheidungen und Veröffentlichungen dieser von den einzelnen Ratingagenturen, erwarten Finanzmarktteilnehmer daher oftmals mit Wissen über die Ratingentscheidung der jeweils anderen Ratingagenturen eine entsprechende Veränderung.

Die restlichen Länder aus dem Datensatz, einschließlich der Länder außerhalb der EWU, reagieren auf die Veränderungen des Ratings negativ. Damit kann die Arbeitshypothese aus dem vierten Kapitel gestützt werden, dass Finanzmarktteilnehmer eine ausweichende Investitionsstrategie in Richtung vermeintlich sicherer Häfen auf den Finanzmärkten einschlagen.[339]

Analog zu der Differenzierung in Abschnitt 4.4.2 kann auch in der Beurteilung des News-Effektes zwischen zwei Phasen im Zeitverlauf der irischen Anleihenrenditen unterschieden werden. Während in der Zeitperiode „pre 2012“ die dynamischen Korrelationen zwischen Griechenland und Irland noch positiv zu den Ausprägungszeitpunkten korrelieren, dreht sich die Beziehung „post 2012“ um. Die verbesserte Haushaltslage, eine strukturierte Sparpolitik und ein rasch anziehendes Wirtschaftswachstum sind die Gründe für eben diese Entwicklung Irlands und der Differenzierung zwischen den beiden Zeitperioden.

Die Ergebnisse bezüglich des Dummys für politische und ökonomische Ereignisse in Griechenland mit Bezug zur Staatsschuldenkrise zeigen ein ähnliches Bild. Auch hier sind signifikant positive Ausschläge der bilateralen Korrelationsdynamik zwischen Griechenland und Italien, Portugal sowie Spanien festzustellen. Irland auf der anderen Seite wird in diesem Fall nicht positiv, sondern negativ durch die Ereignisse in Griechenland beeinflusst. Dabei lassen sich auch keine Unterschiede zwischen den beiden Zeitperioden vor oder nach 2012 feststellen. Damit werden die Geschehnisse in Griechenland selber nicht so stark von den Finanzteilnehmern für die Entwicklung in Irland gewichtet, sodass keine Gleichläufigkeit der Anleihenrenditen zwischen Griechenland und Irland zu den jeweiligen Ausprägungszeitpunkten stattfindet.

[339] Vgl. S. 179.

Die Auswirkungen der einzelnen politischen und ökonomischen Ereignisse in Griechenland haben korrespondierend mit den Ratingabwertungen noch am selben Tag der Veröffentlichung die größte Reaktion zur Folge. Aufgrund der Lead- und Lagstruktur der Dummy-Variablen lassen sich auch hier Rückschlüsse auf den Effekt im Zeitverlauf erzielen. Anders als noch durch die Antizipation der Finanzmarktteilnehmer bezüglich einer Ratingabwertung ist nur für Irland kein Unterschied zwischen der Periode vor, unmittelbar während und nach der Ausprägung festzustellen. Dies liegt an der Ausgestaltung dieses Dummys, da die einzelnen Ereignisse weniger vorhersehbar und dadurch auch von den Marktteilnehmern nicht in dem Maße antizipiert werden können, wie es bei einer Ratingabwertung der Fall ist. Genauso wie die Ergebnisse des Ratingdummys, sind die Auswirkungen der politischen und ökonomischen Ereignisse in Griechenland zum Zeitpunkt der Veröffentlichung hochsignifikant.

Unter der Annahme, dass die Änderungen des griechischen Ratings sowie die politischen und ökonomischen Ereignisse in Griechenland ein externer Faktor für die makroökonomischen Fundamentalfaktoren anderer Länder der EWU und Europas sind, können die Ergebnisse dieser Dummy-Regressionsanalyse reine Ansteckung zeigen, die eben nicht durch Fundamentalwerte während der europäischen Staatsschuldenkrise getrieben wird. Stattdessen ist die reine Ansteckung durch eine Überreaktion der Marktteilnehmer auf die Veränderung der Kreditwürdigkeit Griechenlands zurückzuführen. Bezugnehmend auf die Ansteckungsliteratur und den Ausführungen aus dem zweiten Kapitel kann mit dieser Analyse reine Ansteckung anhand von verhaltensbezogenen Übertragungskanälen gezeigt werden.

Abbildung 23 zeigt grafisch die Tendenz der ansteigenden Korrelationen in Reaktion auf Veröffentlichungen von Ratingänderungen für Griechenland. Abbildung 24 wiederum zeigt konzeptionell die gleiche Darstellung, nur in Hinblick auf einzelne Ereignisse in Griechenland mit Bezug zur Staatsschuldenkrise. Die vertikal gestrichelten Markierungen in beiden Abbildungen zeigen die jeweiligen Ausprägungen und geben einen übersichtlichen Eindruck, wie sehr sich die Korrelationen als Reaktion auf Ratingänderungen sowie politische und ökonomische Ereignisse in Griechenland verhalten. In der obersten Grafik ist dabei die Dynamik der Korrelationen zwischen Griechenland und Irland, Italien, sowie Portugal und Spanien, also genau jenen Ländern,

die schon in der Regressionsanalyse signifikant positive Reaktionen auf Änderungen des Ratings zeigten, abgebildet. Darunter folgt in der dritten Grafik die Ländergruppe zwei, bestehend aus den Kernländern der EWU und den restlichen Ländern außerhalb der EWU.

Bilaterale Korrelation mit	Belgien	Deutschland	Finnland	Frankreich	Irland (pre 2012)	Irland (post 2012)	Italien
Konstante	**-0,051561** **(-2,167326)****	**-0,079501** **(-3,256638)*****	**-0,067077** **(-3,466448)*****	**-0,053591** **(-2,712255)*****	-0,002295 (-0,163273)	**-0,065271** **(-2,397805)****	**0,042490** **(2,145902)*****
AR (1)	**0,972828** **(196,0968)*****	**0,972446** **(195,3895)*****	**0,947904** **(139,1801)*****	**0,966484** **(176,3486)**	**0,964307** **(119,4393)*****	**0,971429** **(127,7740)*****	**0,970750** **(188,2627)*****
Ereignisse (4)	**-0,014033** **(-2,383573)****	-0,006343 (-1,035022)	-0,006887 (-0,755833)	-0,007617 (-1,263781)	**-0,013063** **(-3,279024)*****	**-0,018201** **(-2,972243)*****	**0,018188** **(3,445694)*****
Ereignisse (3)	-0,000572 (-0,089680)	0,001932 (0,290770)	0,005285 (0,536211)	0,001839 (0,281478)	**-0,011351** **(-2,486745)****	**-0,027948** **(-3,906133)*****	**0,018483** **(3,229210)*****
Ereignisse (2)	**0,013403** **(2,024300)****	**0,013972** **(2,027297)****	**0,019837** **(1,943376)****	**0,013510** **(1,994568)****	**-0,018571** **(-3,816872)*****	**-0,018580** **(-2,351538)****	**0,014253** **(2,400877)*****
Ereignisse (1)	**0,013075** **(1,959083)***	0,010314 (1,484658)	0,015908 (1,546631)	0,012716 (1,862613)*	**-0,017985** **(-3,556518)*****	-0,008923 (-1,092102)	**0,018997** **(3,174412)*****
Ereignisse	**-0,020836** **(-3,146281)*****	**-0,027804** **(-4,033759)*****	**-0,038470** **(-3,767442)*****	**-0,024312** **(-3,588544)*****	**-0,021129** **(-4,119942)*****	-0,009102 (-1,112609)	**0,038937** **(6,557299)*****
Ereignisse (-1)	-0,004810 (-0,752979)	**-0,011173** **(-1,680565)***	-0,011202 (-1,135778)	-0,006120 (-0,936272)	**-0,016671** **(-3,288245)*****	**-0,037918** **(-4,642865)*****	**0,033254** **(5,806351)*****
Ereignisse (-2)	-0,006077 (-1,031426)	-0,010065 (-1,641374)	**-0,016078** **(-1,762594)***	-0,009008 (-1,493477)	**-0,020523** **(-4,202496)*****	**-0,025153** **(-3,190248)*****	**0,019350** **(3,662982)*****
Ereignisse (-3)	-0,002798 (-0,551467)	-0,008232 (-1,559062)	**-0,015984** **(-2,027415)****	**-0,009145** **(-1,759347)***	**-0,009035** **(-1,967529)****	**-0,019301** **(-2,708184)*****	0,003191 (0,701560)
Ereignisse (-4)	-0,001360 (-0,356607)	-0,002622 (-0,660694)	-0,001727 (-0,290190)	-0,001165 (-0,297962)	0,007339 (1,835859)*	-0,009000 (-1,475230)	0,008606 (2,517013)
Rating (4)	0,012384 (1,499532)	0,014598 (1,699432)	0,011718 (0,917006)	0,01450 (1,355285)	-0,002559 (-0,511598)	-0,001568 (-0,152916)	-0,002642 (-0,357353)
Rating (3)	0,008420 (0,937234)	0,004914 (0,525935)	0,004034 (0,290978)	0,006413 (0,698096)	0,001683 (0,281079)	**0,025841** **(2,315862)****	7,99E-05 (0,009937)
Rating (2)	-0,010412 (-1,114670)	**-0,018538** **(-1,908286)***	-0,023469 (-1,629972)	-0,011816 (-1,237565)	0,001226 (0,185886)	**0,031962** **(2,685350)*****	0,013309 (1,591897)
Rating (1)	**-0,020764** **(-2,201778)****	**-0,027296** **(-2,782990)****	**-0,034603** **(-2,381293)****	**-0,021669** **(-2,248011)****	0,006738 (0,978352)	-0,012682 (-1,027721)	**0,021969** **(2,602899)*****
Rating	**-0,025174** **(-2,696002)*****	**-0,030809** **(-3,172287)*****	**-0,040136** **(-2,788782)*****	**-0,024888** **(-2,607503)*****	**0,010279** **(2,477610)*****	**-0,029765** **(-2,388493)****	**0,032164** **(3,848696)*****
Rating (-1)	**-0,018005** **(-2005972)****	**-0,021755** **(-2,330362)****	**-0,028576** **(-2,063026)****	**-0,018387** **(-2,003563)****	0,006696 (0,974476)	**-0,055776** **(-4,524543)*****	**0,022386** **(2,786350)*****
Rating (-2)	-0,005874 (-0,712040)	-0,009075 (-1,057521)	-0,013040 (-1,021868)	-0,008548 (-1,012801)	0,005593 (0,850504)	-0,029482 (-2,473749)	0,008303 (1,124201)
Rating (-3)	-0,003261 (-0,459651)	-0,011096 (-1,503596)	-0,011152 (-1,012573)	-0,005752 (-0,791896)	0,003538 (0,593798)	0,004410 (0,393673)	0,004834 (0,760796)
Rating (-4)	-0,001721 (-0,327768)	-0,004431 (-0,811392)	-0,003528 (-0,430743)	-0,001650 (-0,306730)	0,005908 (1,184369)	-0,000573 (-0,055696)	0,001904 (0,404763)

Signifikanzniveau
10% *
5% **
1% ***

Tabelle 4.22: Erster Teil der Regressionsanalyse zur Beurteilung von Ereignissen in Griechenland und Änderungen des griechischen Kreditratings auf Renditen europäischer Referenzanleihen. Die Tabelle zeigt die geschätzten Parameter eines autoregressiven Terms, der Dummy-Variablen für die Ereignisse in Griechenland und der Ratingänderung sowie einer Konstanten auf Basis der Gleichung (4.52). Zugrunde liegen die dynamischen bivariaten Korrelationen der jeweiligen DCC-Modelle aus dem Abschnitt 4.3. Für beide Dummy-Variablen werden Lead- und Lagbeziehungen bis zu vier Perioden berücksichtigt. Die erste der beiden gestapelten Zahlen entspricht der Schätzung des entsprechenden Parameters, gefolgt vom Ergebnis des Wald-t Tests in Klammern. *, ** und *** gleichen dem 10 %, 5 % und 1 % Signifikanzniveau zur Ablehnung der Nullhypothese, dass die Parameter Null entsprechen.

Bilaterale Korrelation mit	Niederlande	Norwegen	Österreich	Portugal	Schweden	Schweiz	Spanien	UK
Konstante	-0,064722 (-3,040255)***	-0,026759 (-3,411258)***	-0,056930 (-2,902015)***	0,051851 (3,607885)***	-0,034382 (-3,116720)***	-0,022569 (-2,397059)***	0,050831 (2,755460)***	-0,016708 (-1,704220)*
AR (1)	0,970244 (187,8127)***	0,960202 (161,0847)***	0,968010 (180,7262)***	0,933959 (122,1408)***	0,961939 (165,2237)***	0,972823 (197,5847)***	0,973475 (197,9468)***	0,973837 (203,4462)***
Ereignisse (4)	-0,004278 (-0,741134)	-0,002043 (-0,719890)	-0,007779 (-1,361601)	0,016259 (1,910032)*	0,001147 (0,300275)	0,000485 (0,207570)	0,016053 (3,601720)***	-0,005152 (-2,206126)**
Ereignisse (3)	0,003221 (0,514813)	0,001600 (0,520664)	0,000112 (0,018135)	0,001913 (0,208156)	0,003221 (0,778555)	0,002886 (1,139723)	0,010584 (2,189865)*	-0,004002 (-1,580328)
Ereignisse (2)	0,014163 (2,182388)**	0,005889 (1,848278)*	0,009575 (1,490923)	-0,008990 (-0,945655)	0,009149 (2,133389)**	0,007251 (2,760483)***	0,001704 (0,339996)	0,000639 (0,243301)
Ereignisse (1)	0,011810 (1,805459)*	0,004056 (1,263043)	0,011303 (1,746262)*	-0,006828 (-0,713024)	0,008295 (1,919116)*	0,006241 (2,357446)**	0,006023 (1,191907)	-0,000354 (-0,133759)
Ereignisse	-0,024125 (-3,716857)***	-0,011298 (-3,545170)***	-0,024986 (-3,889881)***	0,039881 (4,193751)***	-0,014126 (-3,293001)***	-0,007832 (-2,981596)***	0,029461 (5,875467)***	-0,013222 (-5,033153)***
Ereignisse (-1)	-0,008182 (-1,306835)	-0,002241 (-0,728633)	-0,011144 (-1,798379)*	0,004850 (0,527478)	-0,001041 (-0,251571)	-0,000943 (-0,372261)	0,016161 (3,341715)***	-0,007950 (-3,137902)***
Ereignisse (-2)	-0,008415 (-1,457002)	-0,004284 (-1,508459)	-0,010914 (-1,908803)*	0,020487 (2,404622)**	-0,003404 (-0,890661)	-0,002144 (-0,918000)	0,009565 (2,144455)**	-0,004502 (-1,926581)*
Ereignisse (-3)	-0,008253 (-1,659283)*	-0,005097 (-2,081217)	-0,008891 (-1,804973)*	0,010345 (1,400892)	-0,007053 (-2,140506)**	-0,004118 (-2,048419)	0,000933 (0,242880)	-0,002913 (-1,447859)
Ereignisse (-4)	-0,001505 (-0,402379)	0,000276 (0,149588)	-0,002708 (-0,730861)	-0,001825 (-0,326217)	-0,000887 (-0,357687)	-0,000416 (-0,275161)	0,003456 (1,197302)	-0,002975 (-1,967603)**
Rating (4)	0,012605 (1,558082)	0,006912 (1,738223)*	0,007432 (0,928187)	-0,018190 (-1,525993)	0,007896 (1,474897)	0,006165 (1,886424)*	-0,012375 (-1,978624)*	0,004843 (1,478561)
Rating (3)	0,004989 (0,567051)	0,001717 (0,397277)	-0,001636 (-0,187864)	-0,014252 (-1,104135)	0,002882 (0,495250)	0,003173 (0,892469)	-0,011506 (-1,691064)*	0,001451 (0,407254)
Rating (2)	-0,017270 (-1,888004)*	-0,005989 (-1,333798)	-0,019934 (-2,202794)**	0,010511 (0,784885)	-0,013333 (-2,204907)**	-0,005863 (-1,586254)	0,006167 (0,871677)	-0,009096 (-2,455301)**
Rating (1)	-0,024953 (-2,702062)***	-0,007737 (-1,706935)*	-0,030003 (-3,283986)***	0,017805 (2,317870)**	-0,014424 (-2,362893)**	-0,007918 (-2,121567)**	0,016011 (2,241574)**	-0,012093 (-3,232971)***
Rating	-0,027771 (-3,036984)***	-0,007377 (-1,643403)	-0,031745 (-3,508972)***	0,023354 (2,744889)***	-0,015919 (-2,633510)***	-0,008011 (-2,167878)**	0,023676 (3,347822)***	-0,014641 (-3,953135)***
Rating (-1)	-0,018932 (-2,153625)**	-0,003879 (-0,898549)	-0,023657 (-2,719856)***	0,012881 (0,998949)	-0,009410 (-1,618782)	-0,004304 (-1,211553)	0,015278 (2,247581)**	-0,007274 (-2,043433)**
Rating (-2)	-0,008142 (-1,007500)	-8,54E-05 (-0,021511)	-0,011304 (-1,413241)	0,001622 (0,136288)	-0,003885 (-0,726483)	-0,001850 (-0,566555)	0,002478 (0,396624)	-0,002874 (-0,878344)
Rating (-3)	-0,009850 (-1,416966)	-0,002833 (-0,828001)	-0,005653 (-0,821394)	0,001587 (0,154067)	-0,009606 (-2,086233)**	-0,004871 (-1,734755)*	0,001411 (0,262642)	-0,003918 (-1,392623)
Rating (-4)	-0,003562 (-0,692148)	-0,002356 (-0,928206)	-0,001955 (-0,383502)	-0,001376 (-0,178836)	-0,003522 (-1,031748)	-0,001681 (-0,809266)	-0,000464 (-0,116655)	-0,002187 (-1,050503)

Signifikanzniveau
10% *
5% **
1% ***

Tabelle 4.23: Zweiter Teil der Regressionsanalyse zur Beurteilung von Ereignissen in Griechenland und Änderungen des griechischen Kreditratings auf Renditen europäischer Referenzanleihen. Die Tabelle zeigt die geschätzten Parameter eines autoregressiven Terms, der Dummy-Variablen für die Ereignisse in Griechenland und der Ratingänderung sowie einer Konstanten auf Basis der Gleichung (4.52). Zugrunde liegen die dynamischen bivariaten Korrelationen der jeweiligen DCC-Modelle aus dem Abschnitt 4.3. Für beide Dummy-Variablen werden Lead- und Lagbeziehungen bis zu vier Perioden berücksichtigt. Die erste der beiden gestapelten Zahlen entspricht der Schätzung des entsprechenden Parameters, gefolgt vom Ergebnis des Wald-t Tests in Klammern. *, ** und *** gleichen dem 10 %, 5 % und 1 % Signifikanzniveau zur Ablehnung der Nullhypothese, dass die Parameter Null entsprechen.

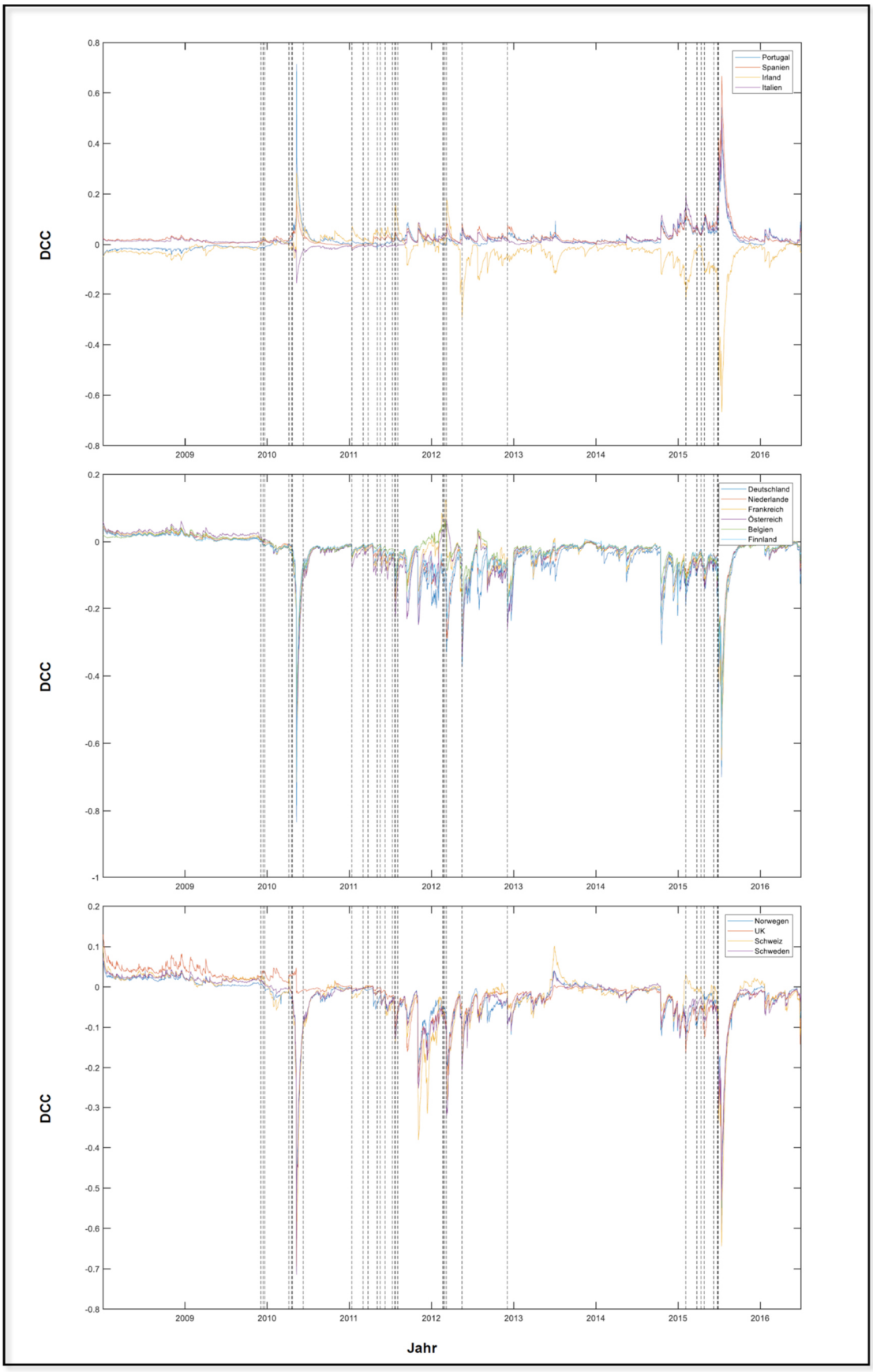

Abbildung 23: Korrelationsstrukturen der Renditereihen 10-jähriger europäischer Referenzanleihen im Vergleich mit griechischen Ratingabwertungen. Die unterbrochenen schwarzen Linien zeigen die Zeitpunkte jeder Abwertung der drei wesentlichen Ratingagenturen für das Kreditrating Griechenlands.

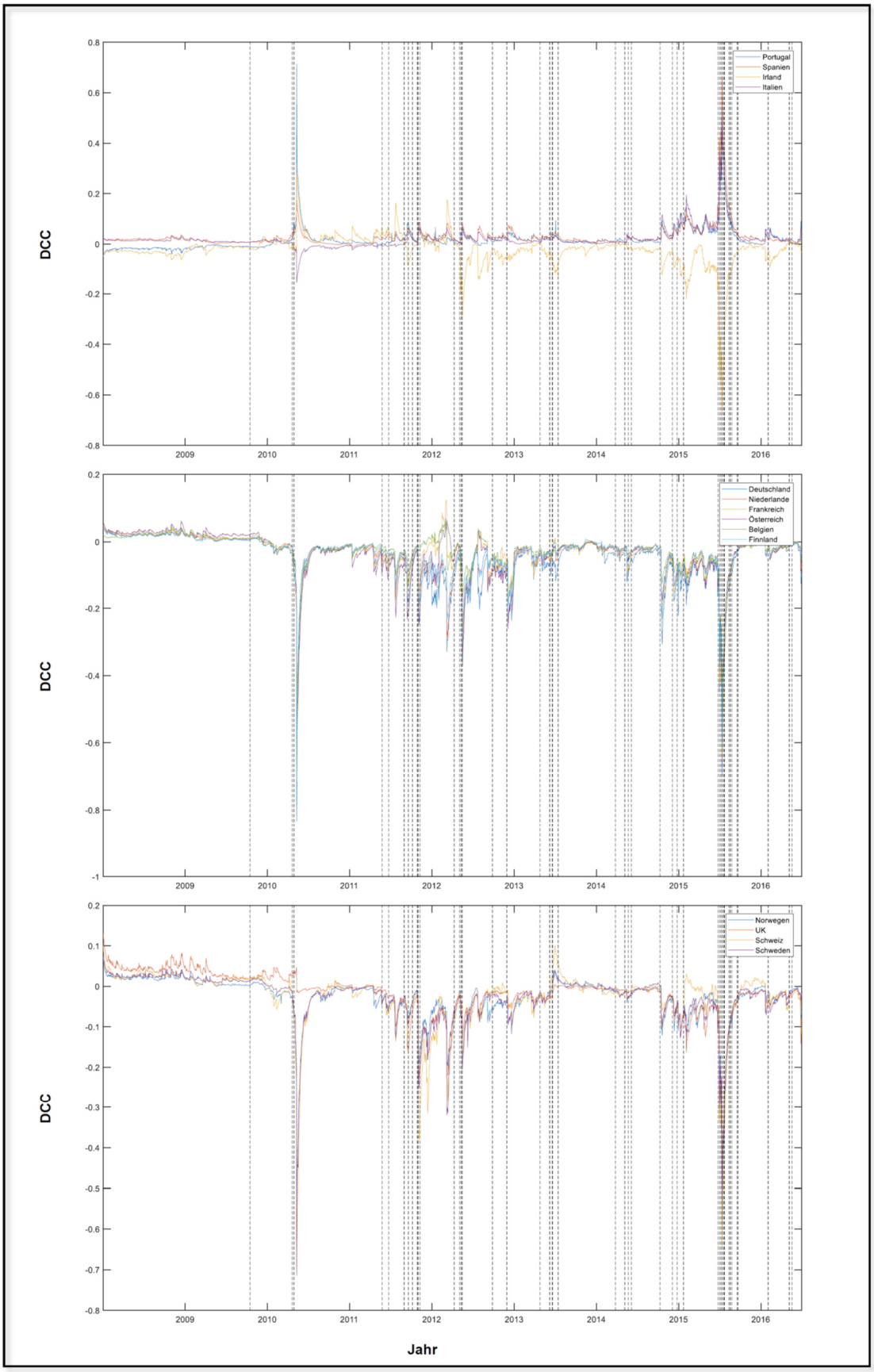

Abbildung 24: Korrelationsstrukturen der Renditereihen 10-jähriger europäischer Referenzanleihen im Vergleich mit wesentlichen politischen Ereignissen in Griechenland mit Bezug zur europäischen Staatsschuldenkrise. Die unterbrochenen schwarzen Linien zeigen die Zeitpunkte jedes Ereignisses in Griechenland an.

4.4.3.1 Robustheit

Im vorherigen Abschnitt konnte gezeigt werden, dass griechische Ratingänderungen und politische Ereignisse in Griechenland auslösende Ansteckungswirkung auf die Renditereihen der 10-jährigen Referenzanleihen aus der europäischen Peripherie haben. So steigt die Gleichläufigkeit zwischen den Renditen der Referenzanleihen unmittelbar im Nachgang dieser Ereignisse, sodass die zuvor festgestellten Ansteckungsphasen dazu in Beziehung gesetzt werden können.

Um die Robustheit dieses Ergebnisses zu testen, wird in diesem Abschnitt analysiert, inwiefern auch die Ratingänderungen aus den genannten Krisenregionen der europäischen Peripherie Auswirkungen auf die dynamischen Korrelationsstrukturen zwischen den einzelnen Ländern haben. Das Vorgehen orientiert sich dabei an die Herangehensweise aus dem letzten Abschnitt und beruht auf einer Dummy-Regressionsanalyse aus Gleichung (4.52) anhand der folgenden Gleichung:

$$q_t = c + \beta q_{t-1} + \sum_{p=-4}^{4} \gamma_p D_{t+p} + u_t \tag{4.53}$$

Bewusst werden in dieser erweiterten Analyse zur Überprüfung der Robustheit nur die Kreditratingveränderungen mit einbezogen, da sich diese durch eine klare und objektive Definition und der guten Datenzugänglichkeit besser auf einzelne Länder abgrenzen lassen. Damit kann sichergestellt werden, dass die gewonnenen Erkenntnisse mit Bezug zur Krise in Griechenland nicht durch Artefakte zustande gekommen sind.

Um schließlich die Ansteckungseffekte ausgehend von negativen Ratingveränderungen zu analysieren, werden die geschätzten bedingten dynamischen Korrelationen aus dem Abschnitt 4.4.1, analog dem Vorgehen in 4.4.3, wieder in ein AR(1)-Modell überführt. Dieses Mal wird das AR(1)-Modell um Dummys ergänzt, die Ratingveränderungen in Irland, Italien, Portugal und Spanien abbilden. Die dynamischen Korrelationsbeziehungen zwischen den Ländern werden dabei in einem einfachen Regressionsrahmen eingebettet.

Für die Dummy-Variable wird auch an dieser Stelle vorausgesetzt, dass die Entscheidungen über Änderungen der einzelnen Kreditratings unabhängig von der finanziellen Situation der restlichen EWU getroffen werden und die Entwicklung nicht durch (Re-)Finanzierungsschwierigkeiten anderer Länder angestoßen wird. Die Dummy-Variable der Ratingveränderungen unterliegt Lead- und Lagbeziehungen in der Regression und hat entweder die Ausprägung 1 an Tagen, an denen eine Veränderung des Ratings für die jeweiligen Länder veröffentlicht wurde, oder 0 an den restlichen Tagen. Die Abwertungen im Zeitverlauf können dabei der Abbildung 64 bis Abbildung 67 im Anhang entnommen werden.[340] Zugrunde liegt auch hier die Ratingnomenklatur aus Tabelle 7.44.[341] Auffällig ist der treppenförmige Verfall des Ratings von Irland bis 2012 und die seit dem stetigen Verbesserungen des Kreditratings. Während sich zudem das Rating von Portugal und Spanien im Verlauf mit dem des griechischen Ratings nur in der absoluten Dimension unterscheiden, fällt Italien durch eine verzögerte Entwicklung ab dem Jahr 2011 auf. Bis zum Frühjahr bzw. Sommer 2011 verbleibt das italienische Rating auf dem anfänglichen Niveau, bevor erst ab diesem Zeitpunkt eine deutliche Verschlechterung zu erkennen ist. Entsprechend der Gleichbewegung zwischen den Renditen griechischer und italienischer Referenzanleihen ab 2012 sinkt das Kreditrating zum gleichen Zeitpunkt entgegengesetzt.

Die Identifikation und Auswahl der Ratingveränderungen entspricht dabei der Herangehensweise im letzten Abschnitt. Die Selektion anhand der definierten Kriterien führt schließlich zu insgesamt 15 Datenpunkten für Irland, 9 für Italien, 13 für Portugal und 13 für Spanien.

In Gleichung (4.53) bildet q_t die dynamische Korrelation aus dem DCC-Modell ab, u_t den Störterm und D_t den Dummy für die Veränderung des Kreditratings der einzelnen Länder. Aufgrund der Möglichkeit, dass Informationen über baldige Ratingänderungen schon vor der offiziellen Bekanntmachung auf den internationalen Fi-

[340] Siehe dazu S. 421 bis S. 424.
[341] Siehe dazu S. 454.

nanzmärkten zu Veränderungen in den Kursen führen, wird eine Lead- und Lagbeziehung bis zu vier Tagen vor und nach der Bekanntmachung berücksichtigt. c, β und γ_p sind die entsprechend zu bestimmenden Parameter.

Tabelle 4.24 zeigt in einer Zusammenfassung die Ergebnisse der Dummy-Regression mit Berücksichtigung des News-Effektes zur Ratingentwicklung in Irland, Italien, Portugal und Spanien. Geschätzt wurde die Gleichung (4.53) anhand der Korrelationsdynamik aus der DCC-Analyse des Abschnitts 4.3 zwischen Griechenland und dem restlichen Datensatz. Einbezogen werden bis zu vier Leads und Lags der Dummy-Variablen; damit kann ein Horizont von einer Handelswoche vor und nach dem jeweiligen Ereignis abgebildet werden. Wenn die Veränderungen des Ratings ein Ansteigen der Korrelation verursacht, werden die Dummy-Parameter signifikant positiv. Die vorhandene Autokorrelation wird durch den Term „AR“ abgebildet und durch eine Konstante ergänzt.

Das Ergebnis der Dummy-Regression in Tabelle 4.24 zeigt keine signifikanten Effekte einer negativen Ratingänderung auf die bilateralen Korrelationsdynamiken zwischen Griechenland und den Krisenländern aus der europäischen Peripherie. Die vorhandene Lead- und Lagstruktur für die Dummy-Variablen beider Ausprägungen haben zudem keinen signifikanten Einfluss auf die dynamischen Korrelationen in der Regression aus Gleichung (4.53). Einzig das Signifikanzniveau der Konstanten und des autoregressiven Terms variiert in einer Spanne von 5 % bis 10 %.

Für alle Krisenländer der europäischen Peripherie zeigen die Regressionsparameter ein durchgehend inkonsistentes Bild. Die Vorzeichen der Dummy-Variablen für Italien, Portugal und Spanien wechseln gar in der Lead- und Lagbeziehung, sodass kein einheitlicher Trend festzustellen ist. Einzig die negative Beziehung zwischen Irland und Griechenland im Fall von irischen Ratingabwertungen hat ein gleichbleibendes Verhältnis, steht aber dem Ergebnis aus dem vorherigen Abschnitt entgegen. Insgesamt kann durch die mangelnde Signifikanz und den minimalen nominalen Parameterwerten festgestellt werden, dass keine relevante Beziehung zwischen den dynamischen Korrelationsbeziehungen von Griechenland und den restlichen Krisenländern der europäischen Peripherie auf Grundlage von Ratingveränderungen der Peripherie

besteht. Somit haben nur die griechischen Ratingänderungen signifikante und relevante Auswirkungen auf die beschriebenen Beziehungen und damit auch wesentlichen Einfluss auf die Ansteckung ausgehend von Griechenland. Dies zeigt nochmals deutlich, dass die festgestellten signifikanten Gleichbewegungen zwischen Griechenland und der restlichen EWU durch singuläre Ereignisse mit Bezug zu der gegenwärtigen als auch zukünftigen ökonomischen und politischen Lage ausgelöst werden. Obwohl diese Ereignisse definitorisch unabhängig von der Entwicklung anderer und nur aufgrund der kontemporären Lage im betroffenen Land sind, beeinflusst die fiskalpolitische Krise in Griechenland die restliche europäische Peripherie durch Ansteckung. Diese reine Ansteckung ist nicht auf Fundamentalfaktoren und der Übertragung über Fundamentalkanäle zurückzuführen, sondern wird durch verhaltensbezogene Faktoren auf den Finanzmärkten getrieben.

Bilaterale Korrelation mit	Irland	Bilaterale Korrelation mit	Italien	Bilaterale Korrelation mit	Portugal	Bilaterale Korrelation mit	Spanien
Konstante	-0,001073 (-0.163961)	Konstante	**0.049473 (2.403476)****	Konstante	**0.054225 (3.787919)*****	Konstante	**0.054111 (2.907896)****
AR (1)	**0.956097 (153.7209)*****	AR (1)	**0.971071 (190.5667)*****	AR (1)	**0.932297 (121.1872)*****	AR (1)	**0.972430 (195.2872)*****
Rating Irland (4)	*0.000321 (0.094765)*	Rating Italien (4)	*-0.002606 (-0.288015)*	Rating Portugal (4)	0.001407 (0.111530)	Rating Spanien (4)	0.000494 (0.074767)
Rating Irland (3)	*-0.003298 (-0.727573)*	Rating Italien (3)	*0.009067 (0.749439)*	Rating Portugal (3)	0.001223 (0.071648)	Rating Spanien (3)	0.002866 (0.319609)
Rating Irland (2)	*-0.001206 (-0.231157)*	Rating Italien (2)	*0.003529 (0.253615)*	Rating Portugal (2)	-0.001945 (-0.097814)	Rating Spanien (2)	0.001913 (0.182492)
Rating Irland (1)	-0.002647 (-0.470744)	Rating Italien (1)	0.001397 (0.095884)	Rating Portugal (1)	-0.004447 (-0.210702)	Rating Spanien (1)	0.002929 (0.260792)
Rating Irland	-0.002452 (-0.427305)	Rating Italien	-0.000675 (-0.045606)	Rating Portugal	-0.001142 (-0.052627)	Rating Spanien	-0.000653 (-0.057602)
Rating Irland (-1)	-0.002452 (-0.104502)	Rating Italien (-1)	-0.000806 (-0.055319)	Rating Portugal (-1)	0.002903 (0.137523)	Rating Spanien (-1)	-0.002550 (-0.227078)
Rating Irland (-2)	*-0.000937 (-0.179456)*	Rating Italien (-2)	*-0.007230 (-0.519525)*	Rating Portugal (-2)	0.014759 (0.742376)	Rating Spanien (-2)	-0.003166 (-0.302035)
Rating Irland (-3)	*-0.001253 (-0.276561)*	Rating Italien (-3)	*0.010774 (0.890556)*	Rating Portugal (-3)	0.003263 (0.191177)	Rating Spanien (-3)	-0.002941 (-0.328060)
Rating Irland (-4)	*-0.001459 (-0.430601)*	Rating Italien (-4)	*0.005428 0.599875)*	Rating Portugal (-4)	0.000508 (0.040257)	Rating Spanien (-4)	-0.000598 (-0.090624)

Signifikanzniveau

10%	*
5%	**
1%	***

Tabelle 4.24: Robustheit der Dummy-Regressionsanalyse von Ratingänderungen peripherer europäischer Krisenländer

Zusammengefasst bedeutet dies, dass die Dummy-Regressionsanalyse zeigen kann, dass zum einen griechische Ratingänderungen und zum anderen politische und

ökonomische Ereignisse in Griechenland mit Bezug zur Staatsschuldenkrise auslösende Faktoren für Ansteckung auf dem Rentenmarkt für Renditen 10-jähriger Referenzanleihen zwischen Griechenland und der europäischen Peripherie sind. Eine gegenläufige Bewegung ist zudem mit den Kernländern der EWU und den Ländern außerhalb der EWU, aber innerhalb Kontinentaleuropas, festzustellen. Somit kann die Arbeitshypothese existierender Ansteckung während der europäischen Staatsschuldenkrise aus dem zweiten Kapitel bestätigt werden.[342] Auch die Aussage, dass die politischen und monetären Eingriffe auf transnationaler Ebene u. a. mit der Begründung zur Verhinderung und Abmilderung von Ansteckung initiiert wurden können damit bekräftigt werden. Die Ergebnisse entsprechen damit der Erkenntnis aus der bisherigen empirischen Ansteckungsliteratur für einen Beobachtungszeitraum bis 2011. Gleichzeitig ist die Analyse auch in der Lage, diese auf einen größeren Beobachtungszeitraum bis Juni 2016 und einen erweiterten Umfang, einschließlich Auswirkungen von politischen und ökonomischen Ereignissen in Griechenland, zu extrapolieren. Die Robustheit der Ergebnisse zeigt die erweiterte Regressionsanalyse anhand von Ratingänderungen der einzelnen Krisenländer aus der europäischen Peripherie. Keine der Ratingbeziehungen auf Grundlage von dynamischen Korrelationen aus dem Abschnitt 4.3 zeigen einen signifikanten Ausschlag zu Zeitpunkten einer Ratingabwertung aus der europäischen Peripherie. Dies unterstreicht nochmals die Wesentlichkeit der griechischen Ratingabwertungen für Ansteckung während der europäischen Staatsschuldenkrise.

Im nächsten Abschnitt sollen die Erkenntnisse aus der DCC- und Regressionsanalyse nochmals mit Hilfe einer Impulse-Response-Funktion auf ihre zeitliche Implikation für die einzelnen Anleihenrenditen dargestellt werden.

[342] Vgl. S. 76.

4.4.4 Impulse Response Beziehung

Um die Auswirkungen einer Ratingabwertung bzw. Schocks durch politische und ökonomische Ereignisse in Griechenland auf die einzelnen 10-jährigen Referenzanleihen zu visualisieren und im Detail zu zeigen, bietet sich die bereits von Sims (1980)[343] vorgeschlagene Impulse-Response-Analyse an, die in der folgenden Untersuchung herangezogen werden soll. Mit Hilfe von Impulse-Response-Funktionen (IRFs) lässt sich abbilden, wie sich ein Schock oder Impuls auf einzelne Variablen in einer Regression im Zeitablauf auf die anderen Variablen der Gleichung auswirkt. Damit ist die Impulse-Response-Analyse für Fragestellungen, in deren Mittelpunkt die detaillierte Reaktion einer oder mehrerer Variablen auf Schocks, wie diese sich im Zeitverlauf nach einem anfänglichen Schock verhalten, gut geeignet. Der Transmissionsprozess von Ansteckungen lässt sich damit nun auch damit visualisieren. Sims hat in seiner Arbeit die Impulse-Response-Funktion im Modellrahmen von Vektorautoregressionsanalysen genutzt, im Zusammenhang dieser Arbeit allerdings sollen die Auswirkungen von Schocks auf die Variablen in der Regression aus dem vorherigen Abschnitt Anwendung finden. Es werden damit die Reaktionen der dynamischen Korrelationsbeziehungen zwischen Griechenland und dem restlichen Datensatz analysiert. Zugrunde liegen dabei die ersten Differenzen der Tagesdaten jener Referenzanleihen aus dem Abschnitt 4.3, bei Veränderungen des Ratings für Griechenland oder einem Ereignis in Griechenland (Definition analog zu 4.4.3).

Der Impulse-Response-Analyse in dieser Arbeit liegt die bereits bekannte Regression zur Analyse von Ratingabwertungen und Ereignissen in Griechenland aus Abschnitt 4.4.3 zugrunde:

$$q_t = c + \beta q_{t-1} + \sum_{p=-7}^{7} \gamma_p D_{t+p}^{Rating} + \sum_{q=-7}^{7} \delta_q D_{t+q}^{Ereignis} + u_t \qquad (4.54)$$

Ausgangspunkt bildet ein Schock, der zum Zeitpunkt $t = 1$ in der Gleichung (4.54) in Höhe von D_1^i mit $i = [Rating\ Ereignis]$ eintritt. Dabei wird unterstellt, dass

[343] Vgl. Sims, C. A. (1980).

nur einer der beiden Dummys in (4.54) gleichzeitig geschockt wird, also $D_1^{Rating} = 0$, wenn $D_1^{Ereignis} = 1$ und $D_1^{Ereignis} = 0$, wenn $D_1^{Rating} = 1$ und entsprechend alle weiteren $D_{1+T}^{i} = 0$, mit $T = 1, \dots, \infty$, sodass die Annahme der Unkorreliertheit der Schocks erfüllt ist. Unter dieser Annahme wirkt sich der Schock sofort auf q_1 aus, hat jedoch keine Auswirkungen auf q_0. Erst in der Folgeperiode $t = 2$ wirkt sich der Schock über den um D_1^i erhöhten Wert von q_1 aus der Vorperiode sowohl auf q_2 als auch auf q_1 aus. Der Effekt auf q_2 beträgt somit $\varphi_1 D_1^i$.

In der dritten Periode kann sich der Schock schließlich über den verzögerten Wert von q_1 auf q_3 auswirken. Der Effekt auf q_3 beläuft sich nun auf $\varphi_1(\varphi_1 D_1^i)$, setzt sich also aus dem Effekt auf den eigenen verzögerten Wert der Vorperiode zusammen. Nach der gleichen Vorgehensweise ergibt sich für q_4 ein Effekt in Höhe von $\varphi_1(\varphi_1(\varphi_1 D_1^i))$. Indem also jeweils die Werte der Vorperiode in die Gleichungen eingesetzt werden, kann schrittweise der Verlauf aller endogenen Variablen im Zeitablauf nach einem Schock berechnet werden.

Als Differenz aus dem Verlauf von q_t mit Schock und dem Verlauf von q_t ohne Schock ergibt sich schließlich die IRF, die abbildet, wie sich der Schock aus der ersten Periode, in der ersten Gleichung in den Folgeperioden im System fortpflanzt.[344]

In Abbildung 25 und Abbildung 26 werden die einzelnen Impulse-Response-Funktionen für die jeweiligen Länder aus dem Datensatz auf Grundlage der bereits zuvor in Kapitel 4.3 verwendeten Daten auf Tagesbasis dargestellt. Anhand der eingezeichneten Zeitachse kann die unterschiedliche Nachhaltigkeit der einzelnen Schocks beobachtet werden. Die aus der Regressionsgleichung resultierenden und grafisch aufbereiteten Impulse-Response-Funktionen stellen die Reaktion der bilateralen Korrelationsdynamik zwischen Griechenland und den einzelnen Ländern aus dem Datensatz dar, wobei der Schock in Periode Null auftritt.

Ein einmaliger Schock auf die Korrelationsdynamik anhand eines politischen Ereignisses in Griechenland führt zu einem sofortigen Abfallen der Korrelation in der darauffolgenden Periode. Ausgenommen hiervon sind die Krisenländer Irland, Italien,

[344] Vgl. Winker, P. (2002) S. 237f.

Portugal und Spanien. Für Irland muss auch hier wieder zwischen der Phase vor Sommer 2012 und danach unterschieden werden. Während zunächst der Einfluss eines Ereignisses bis 2012 kurzzeitig bis zur dritten Beobachtung nach dem Ereignis negativ ist, so wird der Einfluss danach positiv und erreicht den Höhenpunkt zum Zeitpunkt der fünften Beobachtung. Für die restlichen Länder gilt, dass der größte Einfluss bereits in der ersten Beobachtung nach dem anfänglichen Ereignis zu beobachten ist. Danach nimmt der Einfluss kontinuierlich ab und ist schließlich bis zur siebten Beobachtung nach dem auslösenden Ereignis signifikant von Null verschieden.

Analog dazu kann auch der Einfluss einer Ratingabwertung Griechenlands auf die dynamischen Korrelationsstrukturen grafisch beurteilt werden. Kongruent zur vorherigen Betrachtung ergibt sich zunächst auch hier eine Unterteilung in zwei Gruppen. Die Krisenländer Irland, Italien, Portugal und Spanien regieren alle positiv auf eine Ratingveränderung, während die restlichen Länder aus dem Datensatz entgegengesetzt reagieren. Abermals muss für Irland eine weitere Differenzierung zwischen der Periode vor dem Sommer 2012 und danach durchgeführt werden. Während bis 2012 die dynamischen Korrelationen auch für Irland positiv reagieren, ändert sich dies in der Zeitperiode danach ins Gegenteil. Eine Ratingänderung Griechenlands hat einen sofortigen Effekt auf die Zeitreihen und erreicht ihren Höhepunkt zur dritten Beobachtung, bevor der Einfluss kontinuierlich abnimmt und nach der siebten Beobachtung nicht mehr signifikant von Null verschieden ist.

Die Impulse-Response Analyse kann damit die Effekte eines politischen Ereignisses und einer Ratingabwertung Griechenlands auf die Zeitreihen grafisch verdeutlichen. Die ersten offensichtlichen Schlüsse entsprechen der Regressionsanalyse aus Abschnitt 4.4.3. Einen zusätzlichen Mehrwert bietet die Betrachtung anhand einer IRF in diesem Anwendungsfall in der Visualisierung des Ausmaßes der Einflussnahme und Dauer ihrer, nach dem anfänglichen Auftreten. So unterscheiden sich die Auswirkungen beider Geschehnisse auf die Zeitreihen insofern, als sich die politischen Ereignisse in Griechenland direkt und unmittelbar auswirken, während der Höhepunkt des Einflusses griechischer Ratingabwertungen sich erst nach drei Beobachtungen einstellt. Beide Effekte lassen allerdings kontinuierlich nach und sind nach sieben Beobachtungen nicht mehr in den Zeitreihen zu identifizieren. Modellbedingt handelt es sich bei

der Analyse um einen Schock auf die bilaterale Korrelationsdynamik, diese auffallend für jedes Land nach spätestens zehn Tagen wieder auf die Ausgangsbeziehung ohne Schock zurückkehrt. Einen zusätzlichen Erkenntnisgewinn bietet die Analyse anhand einer IRF auch für den Transmissionsmechanismus ansteckender politischer Ereignisse in Griechenland für die Renditen 10-jähriger Referenzanleihen des irischen Staates. So zeigt die Dummy-Regressionsanalyse aus dem letzten Kapitel noch nicht vollständig die verzögerte Reaktion der irischen Renditen auf die politischen Ereignisse in Griechenland nach der vierten Periode eines anfänglichen Schocks. Während damit im letzten Abschnitt keine endgültige Aussage über die Reaktion dieser Renditen auf politische Ereignisse in Griechenland getroffen werden konnten, da sie sich nicht in den Lead- und Lagstruktur ausreichend kenntlich gemacht hat, bietet nun die IRF Analyse einen zusätzlichen Einblick auf die Auswirkungen in den Perioden bis zum kompletten Ausklingen des Schocks. Anders als im letzten Abschnitt ist es damit hier auch möglich, wieder zwischen der Reaktion irischer Renditen vor dem Sommer 2012 und dem Zeitraum danach zu unterscheiden. Äquivalent zu der Entwicklung im Nachgang einer Ratingabwertung korrelieren die Renditen „pre 2012“ dennoch positiv mit jenen aus Griechenland, bis sich dann schließlich dieser Effekt „post 2012“ umkehrt.

Im folgenden letzten Abschnitt des empirischen vierten Kapitels dieser Arbeit werden die Resultate der Ansteckungsanalyse kompakt zusammengefasst, bevor im fünften Kapitel eine Beurteilung der politischen Finanzmarkteingriffe stattfindet und ökonomische Konsequenzen von Finanzmarktansteckung diskutiert werden.

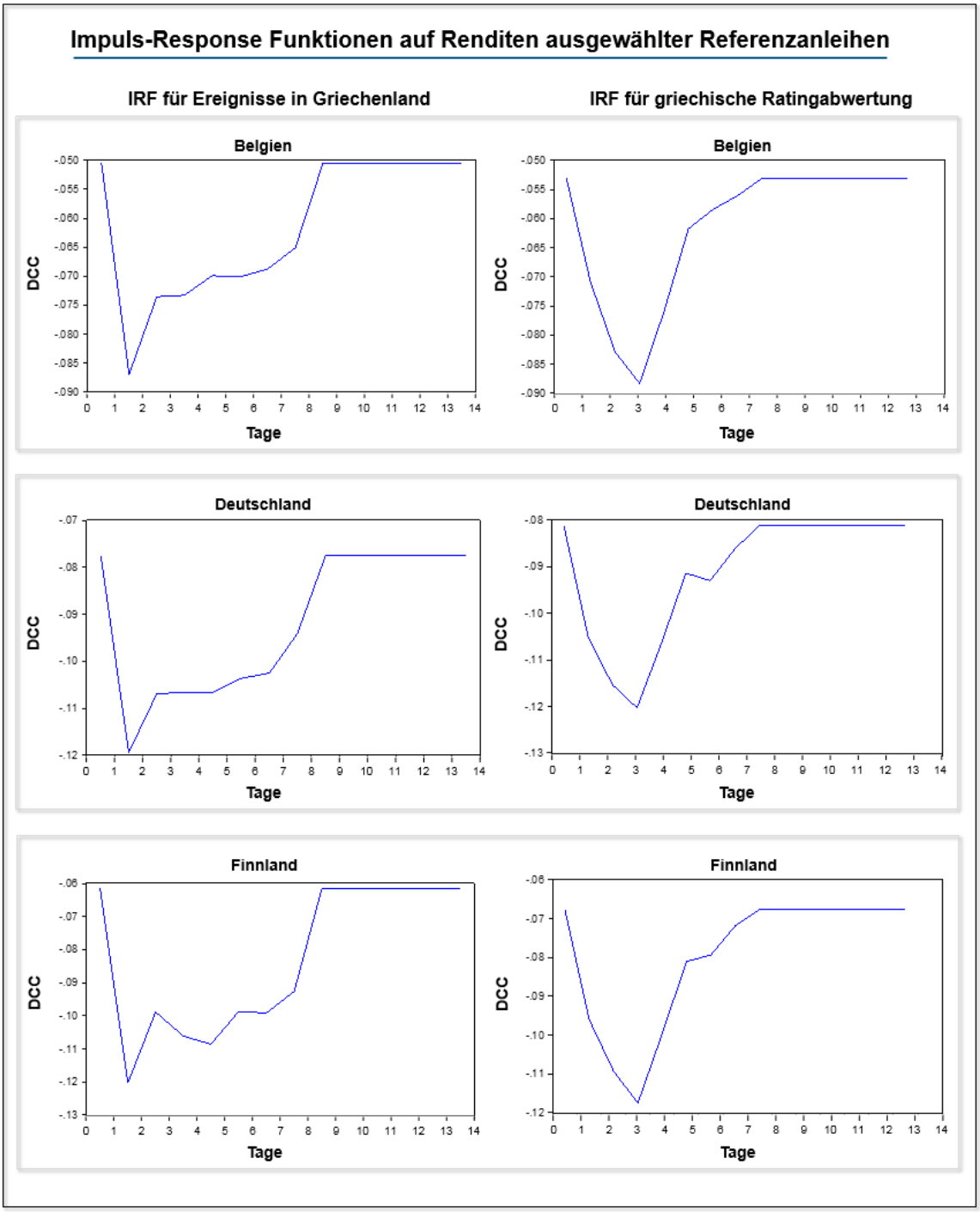

Abbildung 25: Impulse-Response-Funktion auf Ratingabwertungen Griechenlands und Ereignisse in Griechenland für Belgien, Deutschland und Finnland

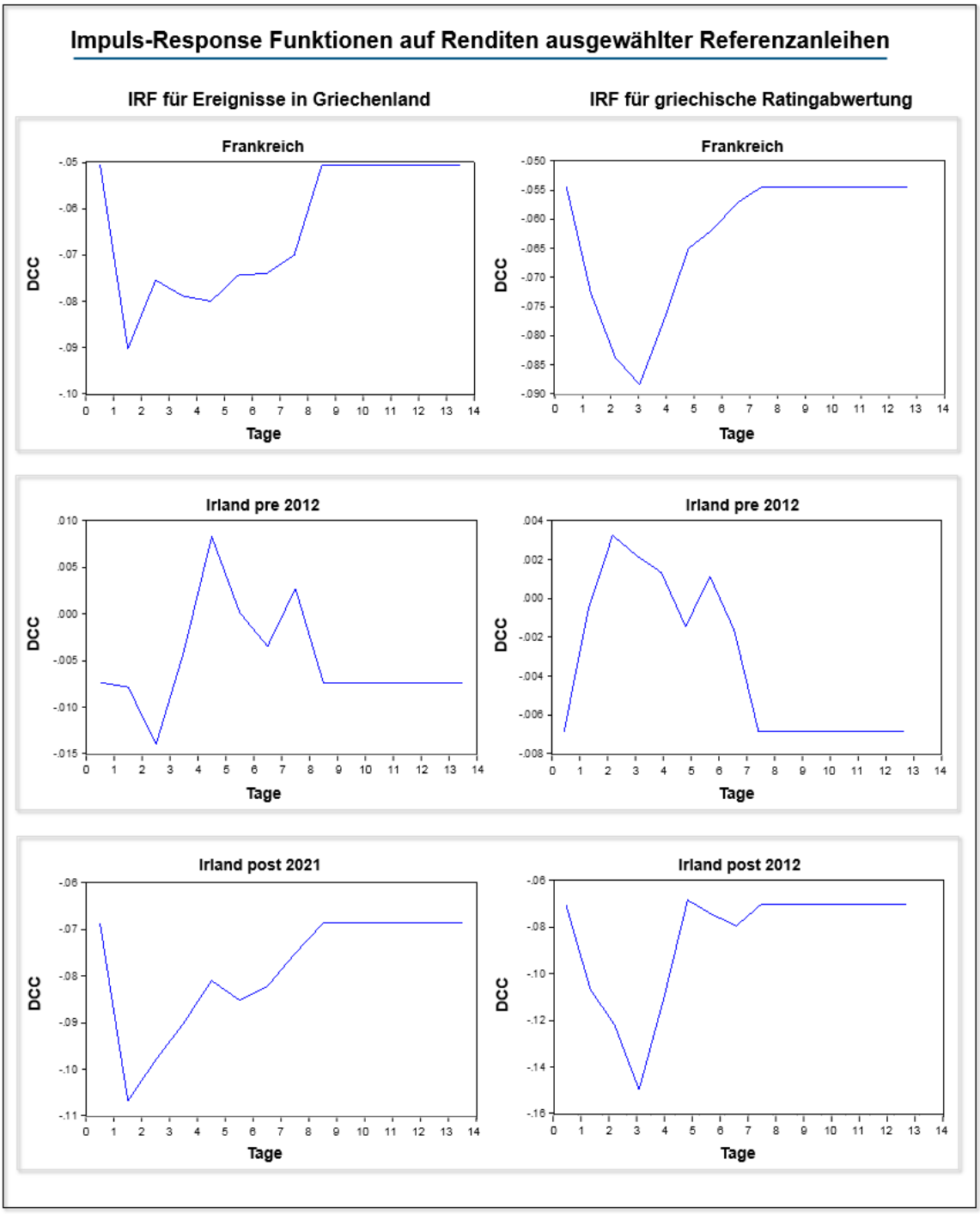

Abbildung 26: Impulse-Response-Funktion auf Ratingabwertungen Griechenlands und Ereignisse in Griechenland für Frankreich und Irland

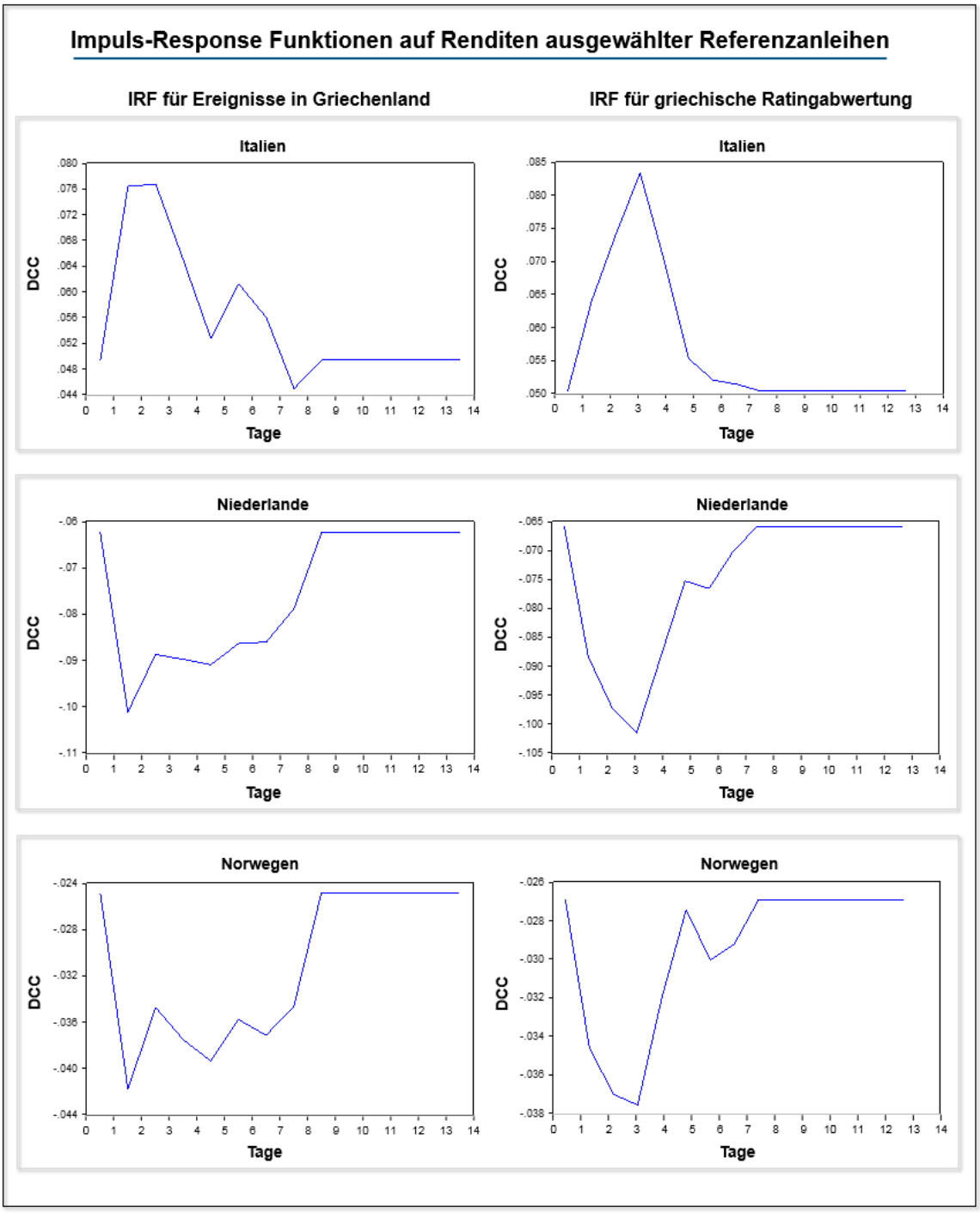

Abbildung 27: Impulse-Response-Funktion auf Ratingabwertungen Griechenlands und Ereignisse in Griechenland für Italien, Niederlande und Norwegen

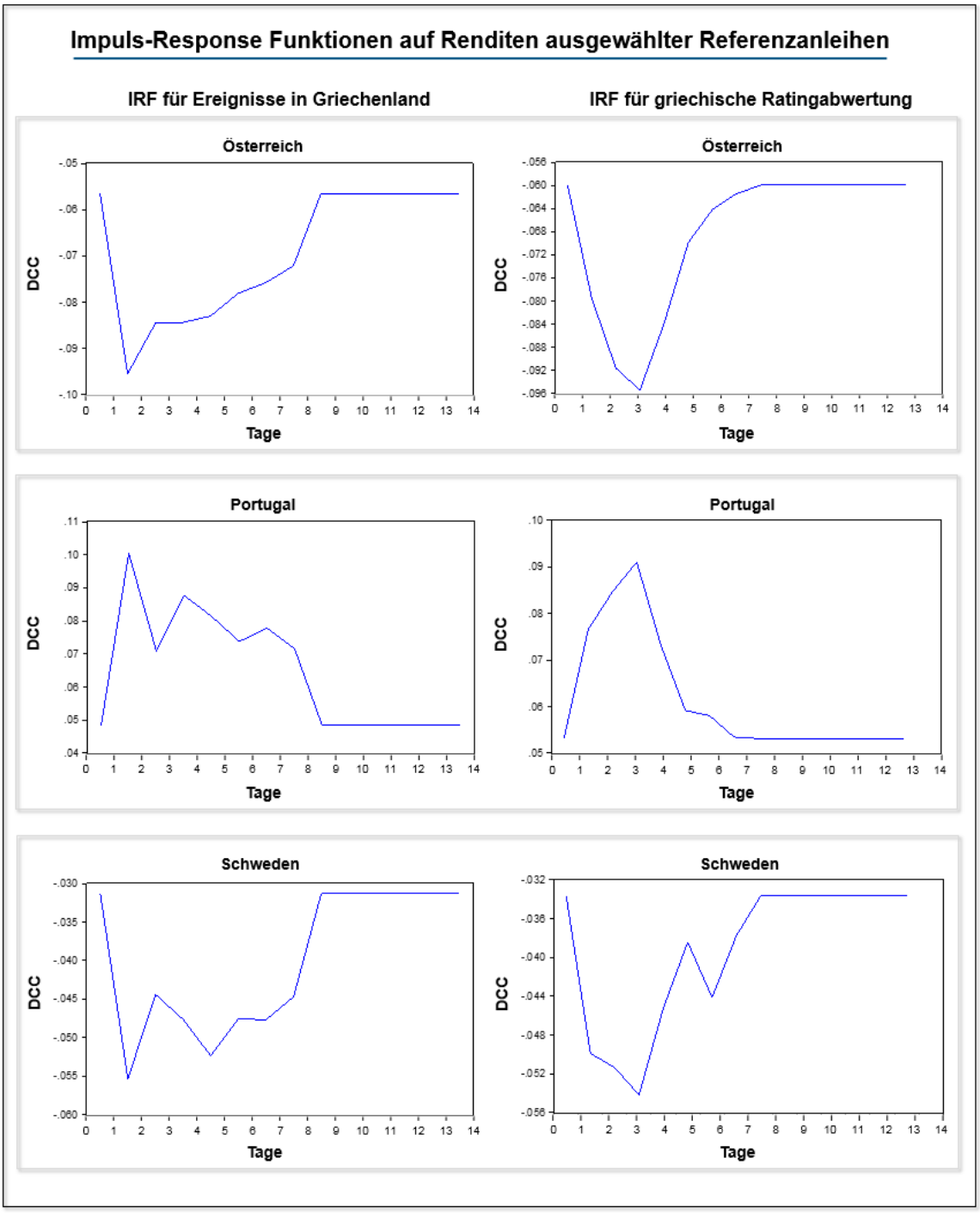

Abbildung 28: Impulse-Response-Funktion auf Ratingabwertungen Griechenlands und Ereignisse in Griechenland für Österreich, Portugal und Schweden

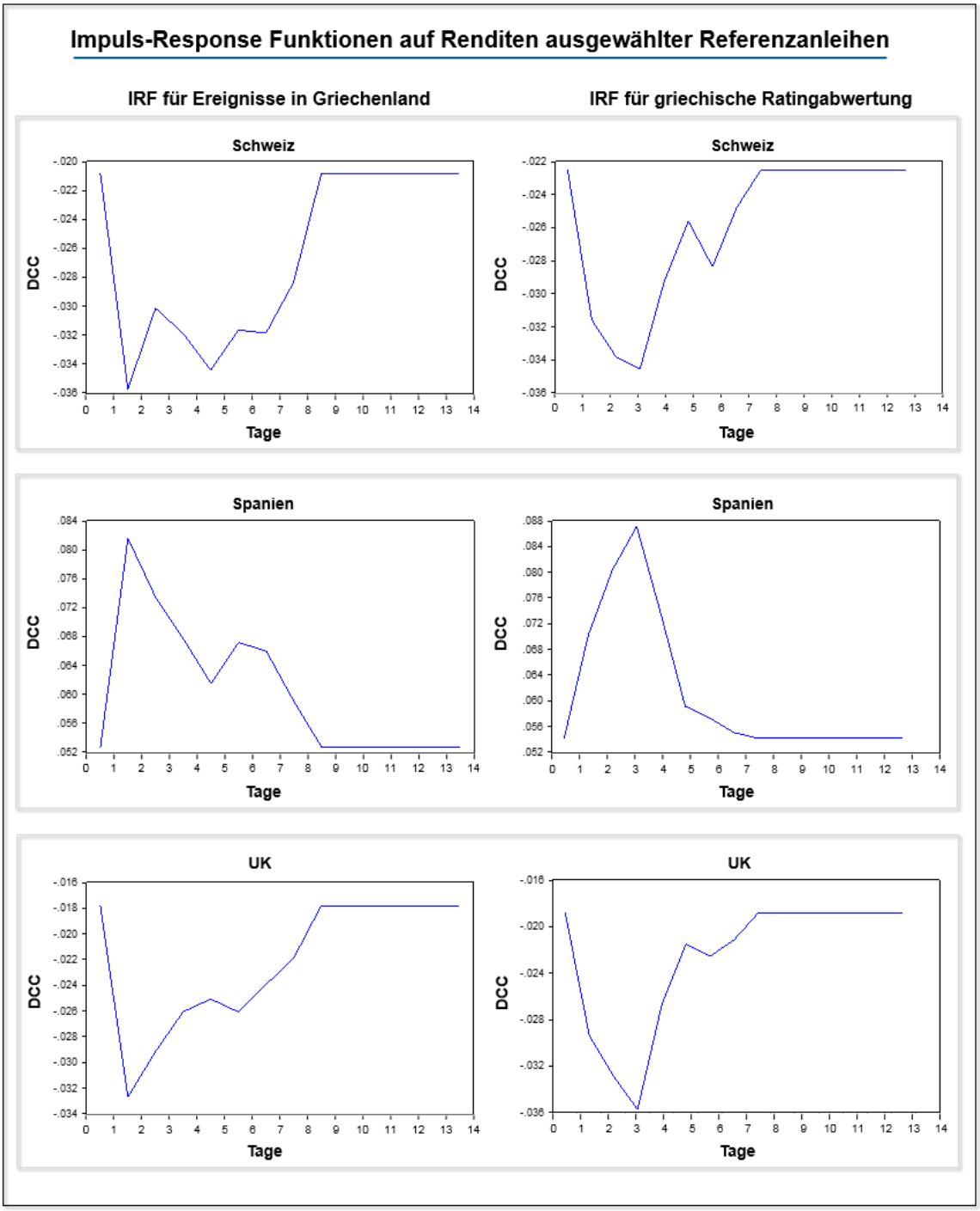

Abbildung 29: Impulse-Response-Funktion auf Ratingabwertungen Griechenlands und Ereignisse in Griechenland für die Schweiz, Spanien und UK

4.5 Zusammenfassung empirischer Ergebnisse

In der empirischen Analyse wurden dynamische bedingte Korrelationsstrukturen 10-jähriger Referenzanleihen zwischen Griechenland und den europäischen Krisenländern Portugal, Spanien, Irland, Italien sowie mit den Kernländern Belgien, Deutschland, Finnland, Frankreich, den Niederlanden und Österreich in einem bilateralen Rahmen geschätzt. Zusätzlich wurden in einem erweiterten Ansatz auch die bilateralen Korrelationsstrukturen zwischen Griechenland und Ländern mit eigener Geldpolitik in Kontinentaleuropa geschätzt. Dazu gehören Norwegen, Schweden, die Schweiz und UK. Die Analyse beruhte dabei auf der Betrachtung anhand eines dynamisch bedingten Korrelationsansatzes von Engle aus dem Jahr 2002 und Engle und Sheppard aus 2001.

Eine vorangestellte Anpassung der einzelnen Renditereihen auf einzelne univariate GARCH-Modelle im Kontext der im Fokus stehenden DCC-Analyse konnte eine adäquate Berücksichtigung unterschiedlicher Eigenschaften der einzelnen Renditereihen aller europäischen Länder aus dem Datensatz garantieren. Die Anpassungsgüte der einzelnen Modelle galt dabei als Kriterium und überraschte mit dem Ergebnis, dass ein Switching-GARCH-Modell, anders als zunächst vermutet, nicht in der Lage ist, die Renditezeitreihen am besten abzubilden. Stattdessen werden IGARCH-, EGARCH- und GJR-GARCH-Anpassungen bevorzugt.

Aufgrund der schließlich anhand eines dynamisch bedingten Korrelationsmodells geschätzten Ergebnisse können, ausgehend von Griechenland, Hinweise für Ansteckung während der europäischen Staatsschuldenkrise in Richtung der europäischen Peripherie gefunden werden. Der größte Ansteckungsdruck kann auf die wesentlichen Höhepunkte der Krise reduziert werden. So gelingt es in einer separaten Regressionsanalyse, das erste und dritte Rettungspaket anhand von Dummy-Variablen klar als signifikante Treiber eines Anstiegs der Gleichbewegungen zwischen Griechenland und der europäischen Peripherie herauszustellen. Entsprechend der im zweiten Kapitel aufgezeigten, definitorischen Abgrenzung von Ansteckung im engen bzw. weiten Sinne und den Begriffen Interdependenzen sowie Spillover und Monsun

Effekt wird die Erkenntnis aus der empirischen Analyse schließlich als Ansteckung im engen Sinne interpretiert.

Des Weiteren machen einzelne visuelle Ergebnisse der dynamischen Korrelationsstrukturen eine weitere Differenzierung sinnvoll. So kommt die empirische Analyse zu dem Ergebnis, dass Irland zunächst noch zu Beginn der europäischen Staatsschuldenkrise durch die Ereignisse in Griechenland negativ beeinflusst wird, man aber ab der Jahresmitte 2012 eine Umkehr dieses Effektes feststellt. Hier zeigt sich, dass die durchgeführten Strukturreformen des irischen Staatshaushaltes und die unmittelbar bereitgestellten finanziellen Hilfen der Europäischen Gemeinschaft das Vertrauen in eine nachhaltige Lösung für Irland gestärkt haben. Zunehmendes Wirtschaftswachstum in Irland bedeutet gleichzeitig, dass eine Umkehr der Reaktionen auf den Finanzmärkten ab der Jahresmitte 2012 zu erkennen ist. Ab diesem Zeitpunkt reagieren die bilateralen dynamischen Korrelationen zwischen Griechenland und Irland auch negativ statt positiv wie zuvor. Aus diesem Grund wurde gerade für Irland im weiteren Verlauf der empirischen Analyse eine Unterscheidung zwischen diesen beiden Zeiträumen wichtig.

Insbesondere auch für Deutschland und die Niederlande zeigen die Ergebnisse der Schätzungen einen anderen Korrelationsverlauf, als dies mit der europäischen Peripherie der Fall ist. Beide gehören einer Gruppe von Ländern an, die als sichere Häfen während der Staatsschuldenkrise auf den Finanzmärkten angesehen werden und dies zweifelsfrei in diesem Ausmaß auch in der statistischen Auswertung zu beobachten ist. Die Effekte auf Länder im Kern Europas sind in der bilateralen Betrachtung mit Griechenland exakt entgegengesetzt zu beobachten. Zu dieser Gruppe gehören zudem Frankreich, Finnland und Österreich. Keine Ansteckungseffekte konnten ebenfalls für die restlichen Länder im Datensatz gezeigt werden.

Die Ergebnisse der visuellen und ersten Regressionsanalyse auf gezielte Effekte während des ersten und dritten Rettungspakets auf Grundlage der geschätzten Korrelationsstrukturen können zunächst nur zeigen, dass Ansteckungsphasen während der europäischen Staatsschuldenkrise in den Zeitreihen nicht ausgeschlossen werden können, sind allerdings nicht in der Lage, die Gründe für diese Ansteckung aufzuzei-

gen. Daher folgte im Anschluss eine Analyse zur Differenzierung der erhaltenen Ergebnisse zwischen fundamentalwertgetriebener Interdependenz und reiner Ansteckung. Dazu wurde eine weitere Regressionsanalyse mit Hilfe von Dummy-Variablen für Veränderungen des griechischen Kreditratings durch die großen Rating Agenturen und bezüglich wesentlicher politischer Entscheidungen in Griechenland durchgeführt. Die Ergebnisse zeigen, dass negative Informationen entweder bezüglich des Ratings oder aber der allgemeinen politischen Situation in Griechenland zu steigenden Anleihenrenditen führen und die entsprechenden dynamischen Korrelationsstrukturen mit der europäischen Peripherie ansteigen. Robust ist dieses Ergebnis gegenüber Ratingänderungen in Irland, Italien, Portugal und Spanien, da keine wesentlichen Auswirkungen in den Gleichbewegungen feststellbar sind.

Somit übertragen sich die Probleme in Griechenland auf andere Länder in Europa. Da griechische Ratingänderungen und die politischen Ereignisse damit tatsächlich einen Effekt auf die Korrelationen der Anleihenrenditen haben, zeigt diese erweiterte empirische Analyse, dass gerade die Einschätzungen der Marktteilnehmer und deren Verhalten als Auslöser für Ansteckung während der europäischen Staatsschuldenkrise identifiziert werden kann. Das Verhalten der Marktteilnehmer hat dazu geführt, dass sich die finanziellen Probleme Griechenlands zu Zeitpunkten einer griechischen Ratingveränderung und politischen Ereignissen im Land auch negativ auf die Finanzierungslage der peripheren europäischen Länder ausgewirkt haben. Diese Events in Griechenland sind per Definition und Ausgestaltung der Datenaufbereitung nur mit Geschehnissen in Griechenland selber verbunden und unabhängig von Entscheidungen in den restlichen Ländern im Datensatz. Die Veränderung der Gleichbewegungen bzw. der Korrelation zwischen Griechenland und der europäischen Peripherie hat somit als Konsequenz eine Ansteckung auf Grundlage von Einschätzungen jener Events, die in keiner Beziehung zu den jeweiligen korrespondieren Ländern stehen.

Ein sogenannter globaler Faktor konnte bereits zu Beginn der empirischen Analyse durch eine Hauptkomponentenanalyse herausgefiltert werden, sodass die beschriebenen Effekte robust gegenüber Einflüssen sind, die alle Renditereihen gemein-

sam beeinflussen und die Korrelation im relevanten Zeitraum erhöht. Realwirtschaftliche Ansteckungskanäle aufgrund von Fundamentalfaktoren lassen sich ausschließen, da

- es innerhalb der EU keine unterschiedlichen Währungen und Wechselkurse gibt,
- die Handelsbeziehungen im Europäischen Binnenmarkt in der sehr kurzen Frist – unmittelbar nach den jeweiligen Ereignissen in den wesentlichen Jahren der Schuldenkrise 2010 bis 2015 – zunächst noch stabil gar nominal ab Juni 2009[345] wieder steigend sind und
- keine externen Faktoren zu einem Einfluss während der europäischen Staatsschuldenkrise geführt haben.

Diese Argumentation stützt sich insbesondere auf die ausführlichen Erläuterungen in Abschnitt 2.1.1 und 4.4. Die festgestellte Ansteckung kann aufgrund der durchgeführten Regression mit Dummy-Variablen damit auf die verhaltensbezogenen Ansteckungskanäle auf den Finanzmärkten zurückgeführt werden.

Anhand von Impulse-Response-Funktionen konnten die unmittelbaren Auswirkungen einer Ratingänderung griechischer Anleihen oder eines politischen Ereignisses in Griechenland abschließend grafisch beurteilt werden. Diese Betrachtung erlaubt es zu zeigen, wie stark negativ oder positiv, bzw. wie lange sich diese Ratingänderungen und Ereignisse in den Renditereihen nach dem anfänglichen Auftreten auf die folgende Zeitperiode auswirken. Auch hier kann differenziert werden zwischen den Krisenländern und dem restlichen Datensatz. Besonders im Blickpunkt ist Irland, da sich hier ein Vorzeichenwechsel der Korrelationsbeziehung mit Griechenland ab dem Sommer 2012 feststellen lässt und die Beziehung ab diesem Zeitpunkt negativ wird. Die stärksten Reaktionen auf Korrelationsbeziehungen sind unmittelbar nach

[345] Tatsächlich hat sich in der Phase vor der europäischen Staatsschuldenkrise und unmittelbar nach Ausbruch der Weltwirtschaftskrise im Herbst 2008 der Warenhandel zwischen den einzelnen Krisenländern und der gesamten EU reduziert. Ab Juni 2009 ist der Warenhandel aber wieder nominal steigend und spätestens seit Juli 2011 wieder auf dem Niveau vor der Weltwirtschaftskrise. Vgl. hierzu die Abbildung 68 auf S. 455 zur Gesamtübersicht des nominalen Warenhandels innerhalb der EU.

dem Eintritt einer Ratingänderung oder eines wesentlichen politischen Ereignisses eingetreten. Danach schwächt sich dieser Einfluss kontinuierlich ab, bis in der Regel nach fünf bis sieben Tagen kein signifikanter Unterschied mehr zu einer ereignislosen Zeitperiode festzustellen ist.

In Kapitel 2 wurden zuvor zunächst nur theoretische Gründe für Ansteckung und deren Übertragungskanäle erläutert oder aus der Literatur abstrahiert. Auf der Grundlage der anknüpfenden statistischen Modellkonzeption und der Identifikationsstrategie anhand von wesentlichen unabhängige und Griechenland-spezifischen Ereignissen schließlich, kann Ansteckung während der europäischen Staatsschuldenkrise gezeigt werden. Dabei kann diese Ansteckung auf die strengste Ausführung nach der Weltbank und auf verhaltensbezogene Kanäle zurückgeführt werden. Das Verhalten der Finanzmarktteilnehmer und das nicht fundamental getriebene Ansteigen der Gleichbewegungen bzw. Korrelation von 10-jährigen Referenzanleihen zwischen den peripheren europäischen Ländern wird somit durch übersteigerte Reaktionen zur Schuldenkrise in Griechenland ausgelöst. Ferner zeigen auch gerade die Reaktionen auf den Finanzmärkten in unmittelbarer zeitlicher Nähe zu wesentlichen politischen Entscheidungen mit Bezug zur Krise in Griechenland, dass eine extrapolierte Übertreibung der griechischen Probleme durch die Marktteilnehmer während der europäischen Staatsschuldenkrise stattfand. Unabhängige Entscheidungen in den Ländern der europäischen Peripherie bezüglich Griechenlands spezifischen ökonomischen und politischen Problemen dürfen idealtypisch keine unmittelbaren Auswirkungen in rational bewerteten Vermögenswerten auf den europäischen Finanzmärkten haben. In der empirischen Analyse konnte aber das Gegenteil gezeigt werden: Im Nachgang dieser Ereignisse ist eine Ansteckung zwischen den 10-jährigen Referenzanleihen feststellbar. Die signifikanten Gleichbewegungen zu den wesentlichen Zeitpunkten während der europäischen Staatsschuldenkrise (Abschnitt 4.4.3) lassen sich somit als reine Ansteckung interpretieren.

Die Identifikation von Ansteckung ist wichtig, da Erkenntnisse über die Ursachen der sich verbreitenden europäischen Staatsschuldenkrise essentiell sind, um die richtigen Maßnahmen zu ergreifen und um schließlich adäquate politische Rahmenbedingung zu schaffen, diesen Problemen effektiv zu begegnen. Im folgenden Abschnitt soll

daher beleuchtet werden, welche Erkenntnisse aus diesem Resultat gezogen werden können und wie unterschiedliche Ansätze aussehen können, um solche Effekte zu verhindern.

Kapitel 5
Politische und ökonomische Konsequenzen

Nachdem die empirische Ansteckungsanalyse im letzten Kapitel Ansteckungseffekte während der europäischen Staatsschuldenkrise zeigen konnte, sollen nun auch die politischen und ökonomischen Konsequenzen dieses Ergebnisses diskutiert werden. Ökonomen und Politiker waren in den letzten Jahren gezwungen, Maßnahmen umzusetzen, die zuvor nicht ihre Wirksamkeit bei anhaltenden Krisen vor dem Hintergrund bestehenden Ansteckungsdrucks unter Beweis gestellt haben, sondern vielmehr den unmittelbaren ökonomischen und politischen Herausforderungen entsprangen. Die Lösungen auf europäischem Niveau beruhten dabei in den meisten Fällen auf dem minimalsten Konsens zwischen den Mitgliedsländern der EU und der EWU oder waren kurzzeitige Ergebnisse der Verhandlungen mit supranationalen Organisationen.

Die europäische Staatsschuldenkrise hat den Anlass gegeben, einige breitgefächerte Korrekturmaßnahmen anzustoßen. In diesem Zusammenhang ist häufig von Eingriffen in den Finanzmarkt die Rede, die Ansteckung verhindern und abschwächen sollen. Bezogen auf die europäische Staatsschuldenkrise waren diese Eingriffe in den letzten Jahren allerdings nur die mittelbare Folge eines tiefergreifenden strukturellen Missstands. Sofern man einen Schritt zurück wagt, haben bereits viele Analysten und Ökonomen zu Beginn der 1990er Jahre ihre Bedenken geäußert und die Probleme

aufgezeigt, die sich mit einer gemeinsamen Währung, aber ohne eine gemeinsame Fiskalpolitik ergeben.[346] Viele Politiker der damaligen Zeit waren durch den Mauerfall und der zunächst erfolgreich erscheinenden Integration des Staatsgebietes der ehemaligen DDR in die Bundesrepublik Deutschland geblendet und haben einen zu optimistischen Weg eingeschlagen, der zwar nicht sofort mit der Einführung des Euro, aber später mit der ersten Wirtschaftskrise in Europa in einem erheblich stärkeren Ausmaß zum Tragen kam. Unzweifelhaft hat die europäische Staatsschuldenkrise damit offenbart, dass der Rahmen der bestehenden Fiskal- und Geldpolitik in der EWU, wie sie bisher umgesetzt wird, unvollständig und unzureichend ausgearbeitet ist, um Staatsschuldenkrisen zu verhindern und divergierende ökonomische Leistungspotentiale auszugeichen.[347] Dies sind die wesentlichen fundamentalen Probleme der EWU, die durch eine unzureichende Gestaltung der Rahmenbedingungen der gemeinschaftlichen europäischen Währung und ihrem nachlässigen Einhalten, schließlich in einer stilisierten reduzierten Sicht zur Eurokrise seit 2009 geführt haben.

Für die generalisierende Diskussion der Bedeutung und Wirksamkeit einzelner Handlungsanweisungen sowie der ökonomischen Konsequenz für die betroffenen Länder soll zunächst auch differenziert werden zwischen der europäischen und der globalen Perspektive, um Kriterien und Maße auszugestalten, die Ansteckung verhindern oder eingrenzen. Natürlich nimmt die EWU eine Sonderrolle ein: die einzigartigen restriktiven Eigenschaften als Währungsunion ohne gemeinschaftliche Fiskalpolitik und ohne lender of last Resort (Kreditgeber der letzten Zuflucht) für die Risiken im Bankensektor verlangen differenziertere Eingriffe und Maßnahmen. Im Vergleich zu anderen Regionen müssen diese gleichzeitig in einen multinationalen politischen Rahmen eingebettet werden. Ein weiterer einzigartiger Faktor in der europäischen Perspektive ist die Ausgestaltung gemeinsamer Verbindlichkeiten über die EZB als auch über die Institutionen des EFSF und dem ESM. Durch diese Mechanismen, die eine weitere fiskalpolitische Verbindlichkeit für die einzelnen Länder auferlegt, können im Zuge von Neubewertungen des individuellen Schuldenstandes Ansteckungseffekte für die Gemeinschaft ausgelöst werden.

---

[346] Vgl. Michler, A. F., Smeets, H. D. (2011) S. 30.
[347] Vgl. Baltas, N. C. (2013).

Die Zeit nach 2009 kann damit als Blaupause für eine verallgemeinerte Sicht auf die Auswirkungen von regionalen Krisen und deren gegensteuernde Maßnahmen gesehen werden. Die europäische Staatsschuldenkrise und die damit verbundenen Finanzmarktturbulenzen haben dabei auch für andere Märkte und Regionen außerhalb Europas politische und ökonomische Auswirkungen. In diesem Zusammenhang sind insbesondere Nordamerika und die eng mit Europa verflochtenen beiden großen asiatischen Ökonomien in China und Japan zu nennen.

Für die globale Perspektive lassen sich drei Szenarien identifizieren, die zu internationalen Folgeentwicklungen einer sich ausweitenden ökonomischen Krise in stark verzahnten westlichen Industrienationen führen.

So werden sich zum Ersten als unmittelbare Folge die Umbrüche auf den europäischen Finanzmärkten auch auf die Investitionsbereitschaft in Europa auswirken, hier im Zusammenspiel mit einem abwertenden Euro auf den internationalen Warenhandel. Die engen transatlantischen ökonomischen Beziehungen haben damit Auswirkungen auf die US-amerikanische Wirtschaft und schließlich im Prozess des Gegensteuerns auch auf die politischen und regulatorischen Reaktionen in den USA. Genau ein solches Szenario kann tatsächlich während der europäischen Staatsschuldenkrise beobachtet werden. Schnell geriet der Euro nach dem Ausbruch der Staatsschuldenkrise unter Abwertungsdruck aufgrund nachlassender Investitionen, allerdings auch als Folge einer schnell einsetzenden Phase europäischer Niedrigzinspolitik der EZB. Dies hatte schließlich auch ein parallel ausweitendes Haushaltsdefizit der USA zur Folge. Die Reaktionen der Obama Administration in den USA waren entsprechend darauf ausgelegt, Konsequenzen für die US-amerikanische Wirtschaft einzudämmen.[348]

Zum Zweiten hat sich der griechische Staat in Form von Schuldverschreibungen in einem großen Maß global verschuldet, sodass die Auswirkungen eines frühen Kreditausfalls keinen rein europäischen, sondern vielmehr auch einen direkten weltweiten Einfluss hat.[349] Dieses Szenario hat sich im Laufe der Krise insofern gewandelt, da die Maßnahmen der EZB vorsahen, die Schuldverschreibungen des griechischen Staates

[348] Vgl. Sandoval, L., Beltran, E., Ulziikhutag, T., Zorigt, T. (2011).
[349] Vgl. Nelson, R. M., Belkin, P., Mix, D. E. (2010).

zunehmend aufzukaufen, sodass ein Kreditausfall im Zeitverlauf der Krise keinen unmittelbaren Einfluss auf ausländische Kreditgeber hätte, sondern nur noch mittelbar. Gerade auch US-amerikanische Fonds besaßen zu Beginn einen großen Teil dieser Anleihen, weil diese Vermögenswertklasse auch ein fundamentaler Bestandteil eines risikodiversifizierten Portfolios dank festgeschriebener Coupons ist. Entsprechend bestand die Gefahr, dass ein Zahlungsausfall Griechenlands diese Fondsgesellschaften erheblich in ihrer Liquidität und Bonität beeinflussen und somit ein Ausgangspunkt darstellen könnte für weitreichendere globale Finanzmarktverwerfungen.

Zum Dritten sind die ökonomischen Ungleichgewichte innerhalb der Europäischen Währungsunion ein Synonym für die Ausdehnung einer regionalen Wirtschaftskrise in einem Staatenverbund. So bestehen auch korrespondierende Ungleichgewichte in den USA (Bundesstaaten) und China (Regionen), sodass sich bei einem ähnlichen Verlauf einer finanzpolitischen Krise die Ergebnisse in Hinblick auf eine überregional ausbreitenden Krise ebenfalls auch dort wiederholen können.[350] Die Konsequenzen dieses Szenarios können aus den bereits erwähnten Gründen erneut wieder rasch im Zeitverlauf zu einem globalen Problem erwachsen.

Wie bedeutsam Ansteckung in diesem Zusammenhang für den Finanzmarkt und die politisch ökonomische Gestaltung ist, kann aus zwei unterschiedlichen Blickrichtungen betrachtet werden.

- Einen besonderen Stellenwert für die Finanzmarktteilnehmer auf den internationalen Märkten hat die Ansteckung in der Investmentmanagementperspektive. Entwicklungen und Auswirkungen dieses institutionellen Mangels bringen nämlich inhärente Folgen im Portfolioansatz mit sich. Gerade hier im Portfolioansatz liegt die Bedeutung stabiler Beziehungen zwischen mehreren Vermögenswerten im Fokus, um eine erfolgreiche Diversifikationsstrategie unter zu minimierenden Varianzen erreichen zu können. Führen Ansteckungen nun zu erhöhter Volatilität, kann eine erfolgreiche Identifizierung und damit auch ein Gegensteuern dieser Effekte zu einer Steigerung der Performance führen.

[350] Vgl. Timini, J. (2017).

- In der makroökonomischen Perspektive hingegen können die Erkenntnisse über Ansteckung und deren Mechanismen dazu führen, dass die verantwortlichen Regulierungsbehörden und Politiker in der Lage sind, eine rasche Anpassung der Fiskal- und Geldpolitik einzuleiten, um den negativen Entwicklungen entgegenzuwirken. So können Regulierungsbehörden zum Beispiel im Fall einer Übertragung via temporäre Kanäle kurzfristige Strategien wie eingeschränkte Kapitalkontrollen nutzen, um Ansteckung zu reduzieren. Sollten die auftretenden Schocks allerdings über Fundamentalbeziehungen übertragen werden, wird jede kurzfristige Maßnahme die Ansteckung zunächst nur herauszögern und diese nicht gänzlich zwischen unterschiedlichen Ländern und Märkten verhindern.

Die Ansteckung auf das Bankensystem eines Landes und die Folgen durch Panikverkäufe und übersteigerten Reaktionen im Handel, wie auch Moral Hazard, lässt sich durch Maßnahmen gegensteuern, die sich auch während der europäischen Staatsschuldenkrise zu den wesentlichen Stellschrauben herausgestellt haben. Dazu gehören in erster Linie Garantien auf Einlagen, die durch die Regulierungsbehörden eingefordert werden können und des Weiteren eine strengere Eigenkapitalquote für institutionelle Banken, um starke Fluktuationen in Krisenzeiten durch ständiges Neubewerten der gehaltenen Vermögenswerte aufzufangen.[351] Auch der sogenannte „gemeinsame Kreditgeber Effekt“, wenn Finanzinstitute durch einen Ausgleich und Anpassen ihres Investmentportfolios auf die steigenden Ausfallwahrscheinlichkeiten und negativen Ratingbewertungen einzelner Investments reagieren, kann durch aktives Gegensteuern abgeschwächt werden.[352] Das Kreditrating, welches durch Regulierungsbehörden genutzt wird, um die Kapitalanforderungen einer Bank zu determinieren, beeinflusst die Zusammensetzungen des Investmentportfolios wesentlich, da nur Vermögenswerte mit einem Ratingmindestmaß auch als Sicherheit verwendet werden können, um wiederum einen Kredit einer nationalen Zentralbank oder der Europäischen Zentralbank in Anspruch zu nehmen.[353] Von Seiten der Regulierungsbehörden

[351] Vgl. Pericolo, M., Sbracia, M. (2003).
[352] Vgl. S. 34f.
[353] Vgl. De Santis, R. A. (2012).

können diese Anforderungen in Krisensituationen deutlich gelockert werden, um einer ansteckenden Verstärkung durch gemeinsame Kreditgeber entgegenzuwirken.

Ansteckung auf den Finanzmärkten und insbesondere während der europäischen Staatsschuldenkrise hat sich somit als ein systematisches und institutionelles Risiko des Finanzmarktes herausgestellt, das gleichzeitig auch durch die Instabilitäten auf den globalen Märkten verstärkt wird. Als Konsequenz hieraus kann der Zentralbank in Anknüpfung an die bereits erwähnten Finanzmarkteingriffe ein Maßnahmenbündel empfohlen werden, das an Eingriffstiefe zunimmt und schließlich das Ziel hat, Ansteckung und ihre Effekte gänzlich zu verhindern. Zu diesen Maßnahmen zählen nicht nur unmittelbar Eingriffe zur Reduzierung der Ansteckung, sondern auch vorausgehende stabilisierende Maßnahmen des Finanzmarktes und der Geldpolitik zur Verhinderung von Ansteckung. Eine Vielzahl an konkreten Maßnahmen kann dabei durch die EZB selbst eingeleitet werden.

- Ausgeweitete und gesteigerte Kreditunterstützung

  Darunter fallen Maßnahmen, um eine erhöhte Kreditvergabe auf den Märkten zu stützen, wie z. B. Mengentender mit voller Zuteilung, die Zusicherung von Liquidität bei langer Kreditlaufzeit, die Zusicherung von zusätzlicher Liquidität in ausländischen Währungen für europäische Banken und der Kauf von Pfandbriefen.

- Ausweitung der Möglichkeiten, unterschiedliche Vermögenswerte mit angepasster Risikostruktur als Sicherheit für Zentralbankgeld zu hinterlegen

- Securities Markets Programme (SMP)

  Dies erlaubt, unter europäischer Aufsicht den Erwerb von Wertpapieren in dysfunktionalen Marktsegmenten, um den Transmissionsmechanismus der Geldpolitik weiterhin zu gewährleisten.

- Hauptrefinanzierungsgeschäfte, Refinanzierungsgeschäfte mit Sonderlaufzeit, sowie alle zusätzlichen und regelmäßigen längerfristigen Refinanzierungsgeschäfte laufzeitungebunden als Mengentender mit vollständiger Zuteilung fortführen

- Anleihenaufkaufprogamm

Gerade die letzten drei Maßnahmen werden sich durch die stabilisierende Wirkung auf die Finanzmärkte und auch durch die Reduzierung des Spekulationsdrucks institutioneller Anleger auf die Reduzierung des Ansteckungsdrucks auswirken. Ergänzend zu diesen Maßnahmen spricht sich der frühere EZB Vizepräsident Vitor Constancio sehr stark für eine mittelfristige Konsolidierungspolitik der fiskalischen Grundstrukturen in Europa aus, die durch Strukturreformen in den jeweiligen Ländern begleitet werden müssen, um die Wettbewerbsfähigkeit zu steigern. Für Constancio sind die Reformpläne im sogenannten „six pack“[354] ein Weg zur Umsetzung dieser Ziele.

Neben den bisher dargestellten institutionell monetären Eingriffen in den Finanzmarkt können auch internationale Standards entwickelt und etabliert werden, die eine steigende Gefahr und das Risiko einer sich verstärkenden Finanzmarktkrise durch Erstarken branchenspezifischer Leitlinien verhindern. Diese Maßnahmen greifen auch in etablierte Finanzmarktmechanismen ein. Sie zielen darauf ab,

- Probleme der Regulierung des Bankensystems zu beheben,
- corporate governance Reformen (Grundsätze der Unternehmensführung) durchzuführen,

[354] Unter dem sogenannten „six pack“ bezeichnet man insgesamt sechs europäische Gesetzgebungsmaßnahmen, die die Reform des Stabilitäts- und Wachstumspaktes und das gesamtwirtschaftliche Überwachungsverfahren auf den Weg bringen. Vier der Rechtsakte dienen der Reform des Stabilitäts- und Wachstumspaktes der EU, die weiteren zwei betreffen ein Frühwarnsystem für übermäßige makroökonomische Ungleichgewichte sowie die dazugehörigen Korrekturmaßnahmen. Tiefergreifende Ausführungen sind in Hild (2016) zu finden.

- Datenverbreitung und Souveränität zu unterstützen,
- sowie erweiterte Transparenz in allen monetären, fiskalischen und buchhalterischen Regulierungen zu stärken,

um in Krisenzeiten ausbreitenden Effekte zu minimieren.

Erweiterte transnationale Reformen aus der gemeinschaftlichen Sichtweise – explizit wieder in Europa - können einen Beitrag dazu leisten, dass der steigende (Re-)Finanzierungsdruck einzelner Länder in Krisenzeiten und präventiv schon in rezessiven Phasen ein Verstärken und Ausbreiten auf die europäische Staatengemeinschaft verhindert. In diesem Fall gehören folgende Maßnahmen dazu:

- Anreize für eine gemeinschaftlich koordinierte Fiskalpolitik
- Sicherstellung von deren Überwachung durch eine übergeordnete Institution
- Bereitstellung eines Angebots für eine externe Unterstützung der (Re-)Finanzierung bestehender Verbindlichkeiten

So gehört zu diesem Zweck als zentrale Einrichtung die Etablierung eines ständigen ESM Mechanismus zur Notfallfinanzierung dazu. Mit jener Hilfe sollen die Krisenländer mit Krediten aus der Gemeinschaft versorgt werden. Diese Ausgestaltung muss zwingend in einen regulatorischen europäischen Rahmen eingebettet und transparent von der Gemeinschaft überwacht werden, sodass die Gefahr von Verzerrungen durch Moral Hazard unterbunden wird.

Damit die betroffenen Krisenländer allerdings zunächst auch auf individuellem Niveau das Vertrauen des Finanzmarktes zurückgewinnen können, müssen eingangs konsequente und nachhaltige Schritte durch die jeweiligen Länder selber angestoßen werden. Die Literatur ist sich dabei einig, dass insbesondere in einem ersten Schritt die makroökonomischen Fundamentalwerte gestärkt und durch eine ergänzende, solide Fiskalpolitik gestützt werden müssen.[355] Fehlen deutliche Signale an die Finanzmärkte, die eine solche rasche Handlungskette initiieren, werden weiterhin Zweifel an

[355] Vgl. Arghyrou, M., Kontonikas, A. (2012) S. 676.

der langfristigen ökonomischen Entwicklung des Landes überwiegen; ebenso verbleiben Skepsis am Reformwillen sowie gegenüber der langfristigen Perspektive, die Schulden des Landes zu refinanzieren. Die daraus resultierende Konsequenz liegt auf der Hand: Der stetige (Re-)Finanzierungsdruck auf hohem Zinsniveau festigt sich ebenso wie eine Separierung des Krisenlandes anhand eines schlechten Investmentratings auf dem Finanzmarkt.

Diese Schlüsse können während der europäischen Staatsschuldenkrise eindrucksvoll an den Beispielen Griechenland und Irland beobachtet werden. Während Griechenland seit 2009 nur zögerlich die nötigen Reformen im eigenen Land umsetzt und damit auch ständig vor (Re-)Finanzierungsschwierigkeiten des anwachsenden Schuldenstandes stand, führten die Maßnahmen der irischen Regierung zu einer Stabilisierung der makroökonomischen Rahmenbedingungen und der fiskalpolitischen Haushaltslage, sodass eine Verstärkung der irischen Krise verhindert werden konnte.

Geeignete Maßnahmen sowohl zur Reduzierung als auch zur Verhinderung von Ansteckung lassen sich zusammenfassend für die politische Ebene in kurzfristige und langfristige Instrumente differenzieren. Mit Verweis auf das Kapitel 2 ist es dabei wichtig zu unterscheiden, auf welche Kanäle sich diese Maßnahmen beziehen. Mit Fokus auf den internationalen Handel, makroökonomischen Fundamentalverflechtungen, den Bankensektor und institutionelle Portfolioinvestoren betrachtet man Interdependenzen oder auch Spillover und im Fall des verhaltensbezogenen Kanals Ansteckung.

Die langfristigen Maßnahmen beinhalten dabei unter anderem

- Reduzierung von Handelshemmnissen und Diversifizierung der Handelsstrukturen, um eine Abhängigkeit von wenigen Handelspartnern zu verhindern. Die Literatur zeigt, dass sich diese Form der Interdependenz und Spillover über die traditionellen makroökonomischen Kanäle allgemein als schwächer ausgebildet darstellt und sie damit auch durch klassische Werkzeuge des nachhaltigen ökonomischen Handels zu beherrschen sind.

- Limitierung des leverage Potentials und die Pflicht, für Finanzinstitute höhere Eigenkapitalrücklagen zu bilden sowie allgemeine Regulierungsansätze für den Finanzsektor, um Finanzkrisen und Abwertungsspiralen mit beherrschbarem Risiko zu entgegnen.

- Priorisierung von Reformen, um fundamentale ökonomische Schwächen, die nicht akut aber vorhersehbar sind, zu beseitigen. Ein langfristiges nachhaltiges haushaltspolitisches Konzept ist eines der Stellhebel.

Um die resultierenden negativen Effekte durch Ansteckung abzumildern, gehören zu den kurzfristigen Handlungsempfehlungen unter anderem

- Reformen, um die kurzfristige ökonomische Wettbewerbsfähigkeit zu steigern, in erster Linie durch Analyse bestehender Restriktionen und Liberalisierungen der Wirtschaftsstrukturen, um einen Wachstumsschub durch Handelskanäle zu generieren

- Garantien für die Einlagen bei Banken auszusprechen, um einen Bank Run zu verhindern, sowie die Liquidität des Bankensektors sicherzustellen, um das Eintrocknen des Kreditgeschäfts zu vermeiden
- Kapitalverkehrskontrollen, um Panikverhalten der Marktteilnehmer zu verhindern

- glaubhafte Verpflichtung zu Reformen des öffentlichen Haushalts, um die Fundamentaldaten der entsprechenden Ökonomie schon in der kurzfristigen Sicht zu stärken

Jeder dieser Punkte kann auch im Zeitverlauf der europäischen Staatsschuldenkrise beobachtet werden als Maßnahme, die zum einen die EWU, aber auch die einzelnen Länder umgesetzt haben. Unübersehbar ist dabei allerdings die Tatsache, dass eine erfolgreiche, reibungslose und effiziente Umsetzung dieser Maßnahmen durch die speziellen Eigenschaften des Staatenverbunds in der EU und in der EWU nicht gewährleistet werden kann. Die europäische Staatsschuldenkrise hat gezeigt, dass nur ein gemeinschaftlich eingeschlagener Weg mit konsistenter Politik zu einer schnellen Lösung führen kann. Dieser Lernprozess scheint aber erst im Zuge der Staatsschuldenkrise vollends in den Mitgliedstaaten erkennbar zu sein. Sogar bis heute werden die fundamentalen fiskalpolitischen Reformen und Wirtschaftsreformen in den Ländern mit hohem Staatsdefizit und hoher Ausgabenquote in den öffentlichen Finanzen nur zögerlich umgesetzt. Gerade die Entwicklung in Italien während der letzten Jahre hat nochmals deutlich gezeigt, wie sehr eine inkonsistente Politik und eine Reformmüdigkeit in den öffentlichen Haushalten zu einem negativen Prozess für die (Re-)Finanzierungskosten führen kann. Italien steht nach der Wahl 2018 gar wieder an der Schwelle, ein neuer Auslöser für ein Auseinanderfallen der EWU zu sein. Erneute politische Unsicherheiten über die (Re)-Finanzierbarkeit für zentrale Wahlversprechen und die konfrontierende Rhetorik der Regierungskoalition führen sehr schnell dazu, dass sich die Einschätzungen auf den Märkten über die wirtschaftliche Nachhaltigkeit der vergleichsweise hohen Schuldenlast Italiens in einem stark steigenden (Re-)Finanzierungszins niederschlagen. Aber gerade die Zeitperiode bis zum dritten Rettungspaket demonstriert, dass eine stringente fiskalpolitisch nachhaltige Politik zur Minderung der Risikoprämie und damit der (Re-)Finanzierungskosten führen kann.

Die Ergebnisse empirischer Forschung zeigen Ansteckung als Treiber für ausbreitende Krisen aus globaler Sicht und im Speziellen auch während der europäischen Staatsschuldenkrise. Dabei erweisen sich Eingriffe der politische und monetäre Entscheidungsträger auf Grundlage der bisher erläuterten Maßnahmen in der Bekämpfung der Krise zur Begegnung solcher Ansteckungsdynamiken als zielführend. Im Rahmen dieser Arbeit kann aber nur beurteilt werden, wie sich diese Maßnahmen in Europa in den Gleichbewegungen der Renditereihen bemerkbar gemacht haben. Da-

her folgten die Einschätzungen und Schlussfolgerungen ausschließlich vor dem Hintergrund der Eurokrise. Inwiefern die einzelnen Maßnahmen zu anderen Zeitpunkten und in anderen Regionen zu einer analogen Entwicklung führen, muss individuell analysiert werden. Für die Entwicklung in Europa gilt des Weiteren, dass die Vergangenen zehn Jahre eine stärkere Auseinandersetzung mit den grundlegenden ökonomischen und politischen Rahmenbedingungen für ein fortschreiten der Europäischen Integration notwendig gemacht haben. Dabei ist ökonomischer Konsens geworden, dass sich die Mitgliedsländer auch mit den Konstruktionsfehlern der europäischen Politik auseinandersetzen müssen. Dieser fundamentale Konstruktionsfehler der EWU lässt sich zurückführen auf

- einen inhärenten Irrtum über die Gefahr großer ökonomischer Ungleichgewichte zwischen den Mitgliedsländern der EWU
- zunehmend divergierende fiskalpolitische Voraussetzungen
- Ausgestaltungen der fortwährenden ökonomischen und politischen Integration ohne einen zugrundeliegenden Ausgleichsmechanismus

Ohne Korrektur dieses grundlegenden europäischen Problems bleibt die Verletzlichkeit gegenüber ausbreitenden ökonomischen Krisen erhöht.

Die Entstehung von Ansteckung sowie deren Kanäle und Verbreitungsmechanismen sind aufgrund komplizierter und komplexer ökonometrischer Analysemethoden sehr schwierig im Detail zu identifizieren und zu verstehen. Hinzu kommen die sehr heterogenen politischen Rahmenbedingungen in den einzelnen Ländern und der eng verflochtene internationale Finanzmarkt. Dieser Rahmen führt zu einer Diskussion über die Effektivität und die Möglichkeiten zum Eingriff, als auch den konkreten Ausgestaltungen dieser Maßnahmen.

Obwohl im Verlauf dieses Kapitels zahlreiche korrigierende Schritte und operative Maßnahmen aufgezeigt und deren Zielsetzung zur Verhinderung und Abschwächung von Ansteckungseffekten vorgestellt wurden, zeigt die jüngste Vergangenheit während der europäischen Staatsschuldenkrise, dass nur ein gezieltes und kollektives Eingreifen zur Lösung des Problems existiert. Die Komplexität der politischen und

wirtschaftlichen Verhältnisse in der EWU machen zudem die Reduzierung auf einzelne Maßnahmen wirkungslos. Zur Beurteilung der Summe an Eingriffen während der Staatsschuldenkrise soll deshalb auf das vierte Kapitel verwiesen werden, welches gezeigt hat, wie insbesondere die drei Rettungspakete und die monetäre Expansion dazu geführt haben, dass die Gleichbewegungen abnehmen und Ansteckung reduziert wird. Ein zentrales einschränkendes Argument für die Empfehlung einiger weniger Maßnahmen zur Reduzierung des Ansteckungsdrucks sind die Auswirkungen dieser Maßnahmen auf Bereiche, die nicht im Fokus liegen. Eingriffe in die Marktmechanismen von Seiten der Politik und den Regulierungsbehörden verlangen eine detaillierte Abwägung über erzielbare Resultate der Maßnahmen und deren Auswirkungen auf die Vermögensallokation im Nachgang. Maßnahmen, die zudem eine weitere Schuldenanhebung zur Konsequenz haben, sind kontrainduktiv und führen ohne weitreichende strukturelle Veränderungen des ökonomischen Potentials zu einer zeitlichen Verschiebung des Problems.

Kapitel 6
Fazit und Ausblick

Die vorliegende Arbeit befasste sich mit der Analyse von Ansteckungseffekten auf ausgewählte 10-jährige europäische Referenzanleihen während der europäischen Staatsschuldenkrise. Die Zielsetzung der Arbeit bestand darin, Ansteckung statistisch zu identifizieren und im Kontext auf einzelne Ereignisse und Auslöser auf nicht fundamental getriebene Faktoren im Rahmen des engsten Verständnisses von Ansteckung zurückzuführen.[356]

Dies geschah in vier Schritten. Zunächst wurde mit der allgemeinen Definition von Ansteckung begonnen, dies insbesondere unter Aspekten der stetigen Weiterentwicklung des Begriffes im Zeitverlauf und der Spezifizierung teilweise divergierender Ansichten im ökonomischen Umfeld. Neben der allgemeinen Definition konnten ebenfalls unterschiedliche Herangehensweisen zur Identifikation von Ansteckung diskutiert, deren vielfältige Begründungen nachvollzogen und schließlich ein Überblick bisheriger Ergebnisse empirischer Analysen gegeben werden (Kapitel 2). Darauf folgte die Darstellung statistischer Grundlagen für die spätere Analyse (Kapitel 3). Die empirische Analyse 10-jähriger europäischer Referenzanleihen wurde durchgeführt anhand einer dynamischen Korrelationsanalyse und weiterführender Regressionsanalysen (Kapitel 4). Schließlich wurden die identifizierten Ansteckungseffekte in einem globalen Ansatz in den Fokus gesetzt mit Konzentration auch darauf, politische und

[356] Vgl. S. 7.

ökonomische Reaktionen und Handlungsanweisungen im Fall auftretender Effekte aufzuzeigen und zu bewerten (Kapitel 5).

Das zweite Kapitel behandelte zunächst die theoretischen Grundlagen der Ansteckungsanalyse und unterteilte sich in einer Definitionsabgrenzung zwischen Ansteckung und deren Abstufungen in Form von Interdependenzen, Spillover und Monsun Effekten, den möglichen Erklärungsansätzen für Ansteckung sowie einer Diskussion über die adäquate empirische Methodik. Ein Überblick vergangener Ergebnisse der relevanten Ansteckungsliteratur in Hinblick auf globale Finanzmarktkrisen und im Speziellen auch der europäischen Staatsschuldenkrise folgte den Grundlagen.

Die wichtigste Erkenntnis aus der bisherigen Literatur und deren zeitlicher Entwicklung ist die Inkonsistenz der einzelnen Begrifflichkeiten im Rahmen der Differenzierungen des Begriffes Ansteckung. Dieser Wechsel im Verständnis und in der Bezeichnung sowie deren klare Abgrenzung voneinander ist für einen neuen Literaturzweig allerdings kein ungewöhnlicher Prozess. Im Zeitverlauf konnte sich aber zumindest eine wesentliche, sehr häufig zitierte Definition von Forbes (2012) durchsetzen, die sich auf die Übertragung einer ökonomischen Krise auf andere Länder anhand von Dynamiken in den Gleichbewegungen zwischen einzelnen Vermögenswerten bezieht.

Die breite Auswahl an empirischen Herangehensweisen in der bisherigen Ansteckungsliteratur konnte daraufhin vor dem Hintergrund der differenzierten Definition diskutiert und selektiert werden. Die Analyse anhand von Korrelationsbeziehungen unterliegt dabei den geringsten Restriktionen und erlaubt eine ganzheitliche Identifikation sowie auch eine gezielte Auseinandersetzung mit den zugrundeliegenden Faktoren für die Renditebewegungen auf den Rentenmärkten während der Staatsschuldenkrise.

Kapitel 3 hatte das Ziel, das statistische Fundament zur Analyse von Finanzmarktzeitreihen herzuleiten und die nötigen Voraussetzungen und Definitionen zu erläutern, auf deren Basis schließlich im vierten Kapitel einzelne univariate und multivariate GARCH-Modelle vorgestellt wurden. Dabei gelang es, die wesentlichen Merkmale zur

Analyse von hochfrequenten Daten zu diskutieren und deren Relevanz für die empirische Arbeit zu erläutern. Eingeführt wurde dabei auch der Markow-Switching-Prozess auf Basis einer Markow-Kette als statistische Grundlage für ein Switching-GARCH-Modell. Des Weiteren wurde ein statistisches Modell hergeleitet, mit dem eine Analyse von dynamischen Korrelationsbeziehungen zwischen mehreren Zeitreihen möglich ist. Zugleich konnte gezeigt werden, dass dieses sogenannte DCC-Modell in zwei Schritten die Korrelationen zwischen zwei Zeitreihen dynamisch modellieren kann und dies im Gegensatz zu vielen anderen multivariaten GARCH-Modellen parameterarm umsetzt. Anders als die Vorgängermodelle benötigt die Schätzung dieses DCC-Modells trotz der Beachtung statistischer Voraussetzungen weniger Parameter, was sich gleichzeitig in der Güte des Modells widerspiegelt. Im ersten Schritt der Modellierung greift das DCC-Modell auf univariate Ausgestaltungen der einzelnen zu betrachtenden Zeitreihen zurück; hierfür kann das dritte Kapitel zu Beginn eine Differenzierung unterschiedlicher Ansätze herausarbeiten. Neben dem allgemeinen GARCH-Modell, das zunächst statistisch hergeleitet wurde, können die Vor- und Nachteile von insgesamt vier univariaten Ausgestaltungen erarbeitet werden. Dabei wird keines dieser Modelle unspezifiziert als nicht zielführend erachtet, und erst ein Vergleich im vierten Kapitel sortiert das Modell mit der besten Güte für die einzelnen Referenzanleihen europäischer Länder heraus. Die Notwendigkeit einer Filterung der genutzten Daten zur Analyse von Ansteckungseffekten um einen globalen Faktor konnte bereits in den vorangegangenen Kapiteln erläutert werden; die statistische Methodik wurde schließlich in diesem dritten Kapitel anhand einer Hauptkomponentenanalyse erarbeitet.

Im vierten Kapitel gelang es empirisch zu zeigen, dass es Ansteckungseffekte während der europäischen Staatsschuldenkrise im Beobachtungszeitraum gegeben hat. Zunächst wurden dazu einzelne Phasen erhöhter Gleichbewegung zwischen Griechenland und einer Auswahl an europäischen Ländern innerhalb und außerhalb der EWU identifiziert, aufbauend auf einer grafischen Analyse anhand dynamischer Korrelationsstrukturen eines DCC-Modells. Diese Phasen konnten schließlich in separaten Regressionsanalysen mit Hilfe von entsprechenden Dummys auf einzelne Zeitperioden und explizit auf Ratingänderungen Griechenlands und politische Ereignisse in

Griechenland zurückgeführt werden. Insbesondere die peripheren Länder Europas unterlagen Ansteckungseffekten, die von Griechenland ausgingen. Auf der anderen Seite erfährt der Kern Europas in dieser Zeitperiode entgegengesetzte Effekte. Sie gelten als sichere Häfen auf den Finanzmärkten und dienen als Investmentzuflucht für Finanzmarktteilnehmer.

Die zunächst nur theoretisch erläuterten und aus der Literatur abgeleiteten Gründe und Erklärungen für Ansteckung und deren Übertragungskanäle aus dem zweiten Kapitel konnten damit anhand der empirischen Ergebnisse nicht widerlegt werden. Mit Hilfe der angewendeten statistischen Modellkonzeption und der Identifikationsstrategie gelang es, dies auf Grundlage von wesentlichen unabhängigen und Griechenland-spezifischen Ereignissen darzustellen. Dabei konnten diese Effekte auf reine Ansteckung in der strengsten Ausführung nach der Weltbank und auf verhaltensbezogene Kanäle auf den Finanzmärkten zurückgeführt werden. Das Verhalten der Finanzmarktteilnehmer und das nicht fundamental getriebene Ansteigen der Gleichbewegungen von 10-jährigen Referenzanleihen zwischen den peripheren europäischen Ländern wurde somit durch eine übersteigerte Reaktion bezüglich der Schuldenkrise in Griechenland ausgelöst. Ferner zeigte auch gerade das Investitionsverhalten auf den Finanzmärkten in unmittelbarer zeitlicher Nähe zu wesentlichen politischen Entscheidungen mit Bezug zur Schuldenkrise in Griechenland, dass Investitionsentscheidungen der Marktteilnehmer eine abhängige Reaktion auf die Ereignisse in Griechenland während der europäischen Staatsschuldenkrise waren.

Europäische und paneuropäische politische sowie auch ökonomische Konsequenzen konnten im fünften Kapitel diskutiert werden. Dabei musste die Ansteckung während der europäischen Staatsschuldenkrise nicht nur isoliert als europäisches Problem angesehen werden, sondern vielmehr in einer sich stetig tiefer verflechtenden Weltwirtschaft auch im internationalen Kontext. Die Auswirkungen einer sich regional ausbreitenden Krise wurden dabei argumentativ auf eine verhaltensbezogene Perspektive zurückgeführt, welche Umstrukturierungen auf den Finanzmärkten oder fiskal- und geldpolitische Veränderungen hervorriefen. Differenziert herausgestellt wurden dabei kurzfristige und langfristige Gegenmaßnahmen und Handlungsalterna-

tiven zur Reduzierung oder gar Verhinderung von Ansteckungseffekten. Insbesondere die fundamentalen Konstruktionsfehler der EWU und ein Multilateralismus in Europa führte bisher zu einer inkonsequenten Herangehensweise und zur aufschiebenden Problembewältigung im Angesicht von Ansteckungseffekten während der europäischen Staatsschuldenkrise ab 2010. Die empirische Analyse ergab schließlich auch, dass eine Umsetzung der diskutierten kurzfristigen und langfristigen Maßnahmen eine entsprechende Wirkung in den Ansteckungstendenzen im Zeitverlauf zeigte.

Die vorliegende Arbeit setzte insgesamt einen Schwerpunkt auf die statistische Identifizierung von Ansteckungseffekten während der europäischen Staatsschuldenkrise und baute dabei die Argumentation auf Basis von Gleichbewegungen auf dem Rentenmarkt anhand dynamischer Korrelationsstrukturen von 10-jährigen Referenzanleihen auf. Die wesentliche Erkenntnis dabei ist: Definiert man Ansteckung nach der Weltbank als raschen und plötzlichen Anstieg länderübergreifender Korrelationen bzw. Gleichbewegungen, kann Ansteckung auf einzelne zentrale Ereignisse im Zeitverlauf der Staatsschuldenkrise zurückgeführt werden.

Sowohl Änderungen des griechischen Kreditratings als auch politische Ereignisse in Griechenland selber hatten einen auslösenden Charakter für die Ansteckung auf Länder in der europäischen Peripherie anhand steigender Risikoaufschläge für 10-jährige Referenzanleihen. Auf dieser Grundlage werden die steigenden Gleichbewegungen während der Eurokrise auch mit verhaltensbezogener Ansteckung gleichgesetzt und damit als reine Ansteckung nach Forbes interpretiert. Im Kontrast dazu führte diese Entwicklung zu positiven Auswirkungen auf die (Re-)Finanzierungskosten des europäischen Kerns. Losgelöst von fundamental makroökonomischen und finanzmarktgetriebenen Faktoren führten demnach von Griechenland ausgehend übersteigerte Bewertungen zu einem Anstieg der (Re-)Finanzierungszinsen für Irland, Italien, Portugal und Spanien.

Die Ausführungen in dieser Arbeit konnten bereits ausgiebig auch die bisherigen in der Literatur verwendeten alternativen empirischen Herangehensweisen diskutieren und auf die wesentlichen Stärken und Schwächen reduzieren. Trotzdem sind Er-

weiterungen und Adaptionen dieser Modelle denkbar und nötig, denn zwei wesentliche Merkmale der zugrundeliegenden Datencharakteristika stehen bei der Herausforderung einer ökonometrischen Analyse von Ansteckung im Vordergrund.

Erstens leidet gerade die Analyse der dynamischen Korrelationsbeziehungen zur argumentativen Schlussfolgerung von nicht fundamentaler Ansteckung (Abschnitt 4.4.3) unter einem Endogenitätsproblem und/oder der Nichtbeachtung eines latenten, unbeobachteten Faktors. Zweitens stehen Finanzmarktdaten im Mittelpunkt, die mit Hilfe der stilisierten Fakten von Finanzmarktanalysen charakterisiert werden können, worunter auch explizit die Eigenschaft der Heteroskedastizität der zugrundeliegenden Finanzmarktzeitreihen gehört. Beide statistischen Hindernisse lassen sich getrennt voneinander angehen und im zweiten Fall sogar durch bestehende statistische Modellierungen anhand von ARCH/GARCH-Modellen abbilden (Abschnitten 3.2 und 4.3). In Kombination wird die Analyse auf Grundlage der bisherigen in der Literatur genutzten Herangehensweisen dabei allerdings komplexer und insbesondere die Problematik der Endogenität, bzw. des Auslassens eines latenten Faktors bereitet dabei die größten Schwierigkeiten. Konsequenterweise würden keine der bisherigen Methoden zu einem Ergebnis führen, das nicht fehlspezifiziert ist.

Die Separierung von fundamentalen Einflüssen, die Ansteckung in der engsten Definition in dieser Arbeit unterstellt, kann durch keinen beobachtbaren, numerisch quantifizierbaren Einflussfaktor bestimmt werden. Zurück bleibt nur die Annahme als Residuum unter Zuhilfenahme der üblichen makroökonomischen Identifikationsstrategien mittels VAR- und Choleski-Zerlegung oder dem Vorgehen anhand komplexer Modellkombinationen wie in dieser Arbeit. Dabei zeigt dieses Vorgehen auch, je besser die treibenden Faktoren der Gleichbewegungen spezifiziert werden, umso besser werden das Residuum und die Interpretation der resultierenden Effekte als Ansteckung. Eine direkte Modellierung, Determinierung und Quantifizierung des latenten Faktors wäre daher zukünftig wünschenswert.

Die empirische Vorgehensweise beruhte in dieser Arbeit auf einem kombinierten Vorgehen mit Hilfe dynamischer Korrelationen und einer Dummy-Regressionsanalyse und bildete damit den aktuellen Stand der wissenschaftlichen Ansteckungsliteratur ab. Eine Erweiterung der Herangehensweise aus dieser Arbeit muss also sicherstellen,

dass einerseits die beiden größten statistischen Hindernisse empirischer Ansteckungsanalysen gleichzeitig gelöst werden können und zum anderen auch durch eine möglichst enge Spezifizierung der Einflussfaktoren eine bessere Interpretation des Residuums als Ansteckung möglich wird. Die Modellierung der Zeitreihen anhand eines Switching-GARCH-Modells scheiterte an der Modellgüte im Vergleich zu den Modellalternativen. Eine andere Herangehensweise und eine alternative Ausgestaltung dieser Switching-GARCH-Modelle können in zukünftigen Analysen zu einem Mehrwert führen, benötigen aber weitere Forschung.

Nachdem die vorliegende Arbeit nun auch den Betrachtungszeitraum der Literatur auf die europäische Staatsschuldenkrise bis 2016 ausgeweitet hat und Ansteckung in der Zeitperiode zwischen dem Ausbruch der Finanzkrise in 2009 und dem dritten Rettungspaket in 2015 identifiziert worden ist, können zukünftige Analysen von einer Detaillierung und damit Erweiterung des Datensatzes auf Grundlage von stündlichen oder minütlichen Veränderungen der (Re-)Finanzierungszinsen profitieren. Eine Frequenzerhöhung der zugrundeliegenden Daten kann zudem dazu beitragen, die Reaktionsgeschwindigkeit und Magnitude der Entscheidungen einzelner Finanzmarktakteure auf die Ereignisse im Zeitverlauf der Krise zu bewerten und Schlussfolgerungen in Bezug auf das Sensitivitätsverhalten zu erhalten. Obwohl an dieser Stelle bereits Tagesdaten verwendet wurden, versprechen stündliche Daten eine nochmalige Reduzierung der Beobachtungsfrequenz und damit eine detaillierte Intraday-Analyse der Ereignisse.

Die Liquidität der analysierten Staatsanleihen auf den internationalen Finanzmärkten ist in dieser Arbeit nicht explizit in den empirischen Modellen abgebildet worden. Die Hilfen der Europäischen Währungsunion und insbesondere das spätere Anleihenaufkaufprogramm der EZB führen zu einem reduzierten Volumen der gehandelten Staatsanleihen der europäischen Peripherie, aber auch der restlichen EWU. Wenige handelnde Finanzmarktteilnehmer besitzen bei reduziertem freien Handel mehr Gewicht und haben eine starke Volatilität der Zinsentwicklung zur Konsequenz. Wie stark die Auswirkung des Volumenrückgangs auf die gezeigten Effekte ist, muss weiterführende Forschung zeigen.

Auch die politischen und ökonomischen Konsequenzen (Kapitel 5) konnten bisher in dieser Arbeit nur anhand der Korrelationsdynamik und qualitativ auf ihre Wirkung im Zusammenhang mit der Verhinderung von Ansteckung oder der Reduzierung von Ansteckungsdruck gedeutet werden. Hier sollten weitere Arbeiten eine Verbindung zwischen den Entwicklungen einzelner Vermögenswerte und den politischen wie auch makroökonomischen Maßnahmen zeigen; sie lagen im Rahmen dieser Arbeit außerhalb des Fokus. In diesem Zusammenhang empfehlen sich in jedem Fall Anschlussbetrachtungen, die eine differenzierte quantitative Analyse der einzelnen Maßnahmen durchführen. Dabei bietet sich an, den Schwerpunkt zu legen auf die einzelnen von supranationalen Institutionen initialisierten Maßnahmen in den Jahren während der schwelenden europäischen Staatsschuldenkrise. Eine Einordnung jener wiederum in Hinblick auf die Wirksamkeit wie auch deren Auswirkungen und Gefahren muss diskutiert werden. So zeigen beispielhaft einige Aussagen der EZB, dass das zunächst nur als Krisenbekämpfung zur temporären Beruhigung der Finanzmärkte und der Reduzierung von (Re-)Finanzierungskosten für wesentliche Länder in der Schuldenkrise eingesetzte QE nun auch zu einem permanenten Eingriff für die europäische monetäre Politik werden wird.[357] Dahingehend muss die weitere wissenschaftliche Forschung aber auch zeigen, inwiefern das QE gerade auch zu nicht wünschenswerten Verwerfungen innerhalb Europas führen kann und ob die Wahl des stark expansiven monetären Eingreifens die Mittel rechtfertigt.

[357] Vgl. Bletzinger, T., von Thadden, L. (2018).

Kapitel 7

Anhang

7.1 Ereignisverlauf während der europäischen Staatsschuldenkrise

Zur besseren zeitlichen Einschätzung der politischen und ökonomischen Ereignisse während der europäischen Staatsschuldenkrise ab 2009 findet sich auf den folgenden Seiten eine detailliertere Zusammenfassung, als Kapitel 4 in Bezug auf die einzelnen Entwicklungen bilateraler Korrelationen zwischen Griechenland und den restlichen Ländern aus dem Datensatz geben konnte. Im Rückgriff auf die ereignisspezifischen Erläuterungen der wesentlichen Krisenzeitpunkte und Anstiege in der Korrelationsdynamik im Abschnitt 4.4.1, spart die detailgenaue Übersicht keine politischen oder ökonomischen Entwicklungen aus. Damit dient diese Gesamtschau zur Einordnung der Erkenntnisse aus dem empirischen Teil der Arbeit in die gesamtwirtschaftlichen und politischen Geschehnisse während der europäischen Staatsschuldenkrise.

Die einzelnen Ereignisse entstammen den offiziellen Pressetexten der EU, EZB, der einzelnen Ratingagenturen und analog zu Abschnitt 4.4.3 auch der schriftlichen Ausgaben der wichtigsten internationalen Tageszeitungen „The New York Times“, der „Washington Post“ jeweils aus den USA und „The Guardian“ aus dem UK.[358]

[358] Vgl. Reuters Institute Digital News Report 2017 S. 102.

7.1.1 Das Jahr 2008

15. September: Die Investmentbank Lehman Brothers muss Insolvenz anmelden. Konkurrent Merrill Lynch wird von der Bank of America aufgekauft. Der US-Leitindex Dow Jones verzeichnet den stärksten Tagesverlust seit dem 11. September 2001.

16. September: Die Liquiditätsschwäche des Versicherungskonzerns AIG wird bekannt. Gleichzeitig brechen die Kurswerte an den weltweiten Börsen ein und die Notenbanken der einzelnen Währungsräume sehen sich gezwungen, den Geldmarkt mit fast 150 Milliarden Euro zu stützen.

17. September: Die US-Notenbank FED rettet den Versicherungskonzern AIG mit einem Kredit in Höhe von 85 Milliarden USD.

20. September: Die US-Regierung unter George W. Bush kündigt ein Bankenrettungspaket in Höhe von 700 Milliarden USD an.

29. September: Der deutsche Hypothekenfinanzierer Hypo Real Estate (HRE) muss gerettet werden. Der deutsche Staat hilft durch Kreditbürgschaften in Höhe von 35 Milliarden Euro für die irische HRE-Tochter Depfa, die in Bedrängnis geraten ist.

5. Oktober: Die Bundesregierung spricht von einer staatlichen Garantie für alle privaten Spareinlagen, dazu sagt Bundeskanzlerin Angela Merkel in Berlin: „Wir sagen den Sparerinnen und Sparern, dass ihre Einlagen sicher sind“[359].

7. Oktober: Die isländische Regierung übernimmt per Notstandsgesetz die totale Kontrolle über alle angeschlagenen Banken des Landes.

8. Oktober: UK beschließt eine Teilverstaatlichung der acht größten Banken des Landes und ein Hilfspaket mit einem Gesamtvolumen von 500 Milliarden GBP, um die Liquidität im Bankensektor sicherzustellen. Mehrere Notenbanken weltweit senken konzertiert ihre Leitzinsen.

13. Oktober: Die Bundesregierung einigt sich auf ein Rettungspaket für den Bankensektor mit einem Volumen von 480 Milliarden Euro. Mit bis zu 400 Milliarden Euro

[359] Lueb, U. (2008).

bürgt der Staat für Kredite von Banken untereinander, weitere 80 Milliarden Euro werden für eine Beteiligung des Staates am Eigenkapital der Kreditinstitute bereitgestellt. Auch Frankreich, die Niederlande, Österreich und Spanien beschließen Rettungsprogramme in ähnlichem Maße.

17. Oktober: Der Sonderfonds Finanzmarktstabilisierung (SoFFin) wird eingerichtet. Er organisiert den Rettungsschirm für die deutschen Banken und bietet Garantien, sowie Eigenkapital im Rahmen von bis zu 480 Milliarden Euro zur Stabilisierung des deutschen Bankensektors.

21. Oktober: Die BayernLB nimmt als erste deutsche Bank Unterstützung in Höhe von 5,4 Milliarden Euro aus dem staatlichen Rettungspaket in Anspruch.

31. Oktober: Die HRE bekommt als erste Privatbank 15 Milliarden Euro aus dem staatlichen Rettungsfonds. Die isländische Finanzaufsicht stellt die Zahlungsunfähigkeit und somit den Entschädigungsfall für die Kaupthing-Bank fest.

3. November: Der Bund gewährt der Commerzbank Hilfen aus dem Rettungspaket in Form einer stillen Einlage in Höhe von 8,2 Milliarden Euro und Garantien für Schuldverschreibungen in Höhe von bis zu 15 Milliarden Euro.

13. November: Deutschland steckt erstmals seit fünf Jahren in der Rezession. Weil die Nachfrage weltweit schrumpft, sinkt das Bruttoinlandsprodukt nach einem Minus von 0,4 % im zweiten Quartal, von Juli bis September um 0,5 % im Vergleich zum Vorquartal.

4. Dezember: Der Bundestag beschließt mit den Stimmen der großen Koalition ein erstes Konjunkturpaket in Höhe von 32 Milliarden Euro. Mit Steuererleichterungen für Autokäufer oder Gebäudesanierungen sollen Investitionen von bis zu 50 Milliarden Euro ausgelöst werden.

16. Dezember: Die US-amerikanische Notenbank Fed senkt die Leitzinsen. Damit liegt nun der Zinssatz auf einem historisches Tief in einer Spanne zwischen 0 % bis 0,25 %.

7.1.2 Das Jahr 2009

8. Januar: Die angeschlagene Commerzbank wird teilverstaatlicht. Der Deutsche Bund erhält 25 % plus eine Aktie an dem Institut, das gleichzeitig inmitten einer Übernahme der Dresdner Bank steckt.

13. Februar: Der Deutsche Bundestag beschließt mit den Stimmen der Großen Koalition das sogenannte Konjunkturpaket II. Es umfasst Investitionen, Steuersenkungen und Investitionsanreize in Höhe von 50 Milliarden Euro.

2. April: Die zwanzig wichtigsten Industrie- und Schwellenländer (G20) beschließen bei ihrem Gipfel in London, die Finanzkrise mit Hilfen in Höhe von 1,1 Billionen Dollar zu bekämpfen. Sie einigen sich außerdem auf strengere Regeln für die internationalen Finanzmärkte.

23. September: Die EU-Kommission kündigt als Konsequenz aus der Finanzkrise an, die Aufsicht über Banken, Versicherungen und Börsen reformieren zu wollen. Sie plant dazu drei neue Aufsichtsbehörden, die mit nationalen Aufsehern kooperieren sollen.

4. Oktober: Die Partei „Panellinio Sosialistiko Kinima“ (PASOK) erreicht bei den Parlamentswahlen in Griechenland einen Anteil von 43,92 % der abgegebenen Stimmen und formt eine neue Regierung unter dem neuen Regierungschef Giorgos Papandreou. PASOK erhält mit diesem Stimmenanteil 160 der insgesamt 300 Sitze im Parlament.

6. Oktober: Giorgos Papandreou wird zum Premierminister in Griechenland gewählt.

19. Oktober: Die neue griechische Regierung unter Giorgios Papandreou erhöht die Neuverschuldungsquote des Staates drastisch von 6 %, auf 12 % des Bruttoinlandsprodukts; als Konsequenz sinkt das Vertrauen in die Staatsfinanzen des Landes. Der Chef der Euro-Gruppe, Jean-Claude Juncker, verlangt als Reaktion auf die plötzlich stark höher ausfallende Neuverschuldung Griechenlands seriöse Statistiken von der Regierung.

8. Dezember: Die drei großen US-amerikanischen Ratingagenturen stufen Griechenlands Kreditwürdigkeit herab. Aus diesem Grund wird es für Griechenland immer teurer, sich auf den Finanzmärkten eigenständig zu refinanzieren. Spekulationen über eine Staatspleite des griechischen Staates werden in den europäischen Medien diskutiert. Der Euro-Kurs bricht daraufhin ein.

17. Dezember: Tausende Arbeitnehmer in Griechenland sind dem Aufruf von Gewerkschaften zu einem Generalstreik gefolgt. Sie demonstrieren gegen die Sparpläne der Regierung von Ministerpräsident Giorgos Papandreou.

24. Dezember: Das Parlament in Athen stimmt einem Sparhaushalt zu. Das Etatminus in Höhe von 12,7 % des Bruttoinlandsprodukts soll mit Einstellungsstopps, Lohnkürzungen und Steuererhöhungen gesenkt werden.

7.1.3 Das Jahr 2010

13. Januar: Laut des Bundesamtes für Statistik ist das deutsche Bruttoinlandsprodukt im Jahr 2009 um 5 % eingebrochen. Die Bundesregierung rechnet für 2010 mit einem Wachstum der Wirtschaftsleistung um 1,4 %.

14. Januar: Die griechische Regierung gibt ihr Stabilitäts- und Wachstumsprogramm für den Zeitraum bis 2012 bekannt. Das griechische Defizit soll von 12,7 % in 2009 auf 2,8 % in 2012 reduziert werden.

2. Februar: Die griechische Regierung beschließt, dass auch der Mindestlohn im öffentlichen Sektor in der untersten Gehaltsklasse bis 2000 € eingefroren wird.

3. Februar: Die Europäische Kommission äußert sich positiv über das griechische Stabilitäts- und Wachstumsprogramm und fordert gleichzeitig eine Reform der allgemeinen Gesetze zum Mindestlohn.

Griechenland muss bis 2012 sein Haushaltsdefizit in den Griff bekommen, mahnt die EU-Kommission. Sie nimmt dazu den griechischen Haushalt unter strikte Kontrolle. Es sind regelmäßige Berichte fällig, verkündet EU-Währungskommissar Joaquin Almunia.

10. Februar: Tausende Angestellte des öffentlichen Sektors organisieren sich zu Demonstrationen und begeben sich in einen 24 Stunden Streik, der Schulen und das Transportwesen des Landes lahmlegt. Dieser Streik erfolgt als Reaktion auf die Bekanntmachung der griechischen Regierung, die Renten und Gehälter zu kürzen sowie die Steuern und das Renteneintrittsalter zu erhöhen.

11. Februar: EU Sondergipfel in Brüssel: Die Staats- und Regierungschefs der EU erklären sich bereit, Griechenland zu unterstützen, um die Stabilität der Währungsunion zu sichern. Geld soll jedoch vorerst nicht fließen. „Griechenland wird nicht alleingelassen“[360], sagt Bundeskanzlerin Angela Merkel, mit der Einschränkung, dass „[…] die Regeln eingehalten werden [müssen]“[361].

[360] Mussler, W., Stabenow, M. (2010).
[361] ebd.

24. Februar: Die griechische Bevölkerung organisiert sich zu einem Generalstreik gegen die aufgedrängte Austeritätspolitik und legt den öffentlichen Sektor und das Transportwesen im ganzen Land lahm.

25. Februar: Die Europäische Kommission und der IWF veröffentlichen eine Analyse der wirtschaftlichen Lage Griechenlands und kommen zu einem negativen Ergebnis. Die schlechte Haushaltslage und das mangelnde Wachstum werden die Krise in Griechenland beschleunigen, so testiert der Report.

3. März: Die griechische Regierung verkündet weitere Sparmaßnahmen in Höhe von 4,8 Milliarden Euro. Das entspricht rund 2 % der Wirtschaftsleistung. Eine der zentralen Maßnahmen ist die Erhöhung des Mehrwertsteuersatzes um 2 % auf schließlich 21 %.

4. März: Ausstände des öffentlichen Dienstes gegen Kürzungen der portugiesischen Regierung legen das öffentliche Leben in Portugal lahm. Die sozialistische Minderheitsregierung in Portugal versucht durch diese Sparmaßnahmen den Haushalt zu sanieren, um in Zukunft einen ausgeglichenen Haushalt zu erreichen. Im Jahr zuvor lag das Haushaltsdefizit noch bei 9,3 % der Wirtschaftsleistung.

Der griechische Staat hat durch den Verkauf von 10-jährigen Staatsanleihen erfolgreich 5 Milliarden Euro auf dem Kapitalmarkt erzielen können. Die Staatsanleihen waren dreifach überzeichnet.

5. März: Die griechische Regierung beschließt die Gehälter im öffentlichen Dienst zu kürzen und die Steuern anzuheben, um eine angestrebte Einsparung von 4,8 Milliarden Euro zu erreichen. Die Maßnahmen beinhalteten im Einzelnen eine Mehrwertsteuererhöhung um 2 % auf 21 %, Kürzung der Boni für die Gehälter im öffentlichen Sektor um 30 %, Erhöhung der Sprit-, Tabak- und Alkoholsteuer und das Einfrieren der staatlich unterstützten Pensionszahlungen aus 2010.

11. März: Die griechischen Arbeiternehmer aus dem privaten und öffentlichen Sektor organisieren sich zu einem gemeinschaftlichen Generalstreik.

15. März: Die Finanzminister der Europäischen Währungsunion einigen sich auf Hilfsmaßnahmen für Griechenland, beschließen aber zunächst keine konkreten Maßnahmen.

18. März: Der Ministerpräsident Griechenlands, Papandreou, warnt, dass Griechenland nicht in der Lage sein wird, das Defizit zu verringern, wenn die Zinssätze zur (Re-)Finanzierung des Landes weiterhin so hoch bleiben und Griechenland deshalb Hilfe beim IWF anstrebt.

19. März: Der Präsident der Europäischen Kommission, Jose Manuel Barroso, bittet die Mitgliedstaaten der EU, einem Hilfspaket für Griechenland zuzustimmen. Barroso ist der Meinung, dass die Mitgliedstaaten sich gegenseitig finanziell unterstützen sollten und dazu bilaterale Kredite zwischen den einzelnen Mitgliedstaaten der EU vergeben sollen.

25. März: Der Präsident der Europäischen Zentralbank, Jean-Claude Trichet, erklärt, dass die Zentralbank ihre Regularien für das Akzeptieren von Staatsanleihen als Sicherheiten bis ins Jahr 2011 erweitert, um Situationen zu vermeiden, in denen eine Ratingabstufung praktisch darüber entscheidet, ob die EZB eine Sicherheit akzeptiert oder nicht.

9. April: Die griechische Regierung gibt bekannt, dass das Haushaltsdefizit für das erste Trimester um 39,2 % reduziert wurde.

11. April: Die Regierungsvertreter der Europäischen Währungsunion einigen sich auf Kredite für das hoch verschuldete Griechenland. Sie wollen der Regierung in Athen im ersten Jahr bis zu 30 Milliarden Euro zur Verfügung stellen, der IWF will das Programm kofinanzieren. Athen muss die Hilfen allerdings noch eigenständig anfordern.

12. April: Nach der Einigung auf Details eines Rettungsschirms für Griechenland, sinken die Zinsen für griechische Staatsanleihen deutlich. Der griechische Staat ist nun wieder in der Lage, seine Staatsschulden günstiger zu refinanzieren.

13. April: Die EZB verkündet ihre Unterstützung für den griechischen Rettungsplan.

15. April: Olli Rehn, der EU-Kommissar für Wirtschaft und Währung, beteuert in der Öffentlichkeit, dass es keine Zweifel gibt, dass Deutschland einem Rettungspaket für Griechenland zustimmt und Griechenland nicht in die Pleite getrieben wird. In der Zwischenzeit gibt es in der deutschen Öffentlichkeit und in den Parteien ernsthafte Einwände gegen die Teilnahme Deutschlands an einem Rettungspaket.

19. April: Die Kapitalbeschaffung des griechischen Staates durch Staatsanleihen ereignet sich überraschenderweise unter hoher Nachfrage des Kapitalmarktes, sodass insgesamt 1,5 Milliarden Euro erlöst werden können. Der Erfolg gelingt allerdings nur unter Zahlung eines hohen Risikoaufschlags.

22. April: Nach Daten der Statistikbehörde Eurostat erreicht die Neuverschuldung Irlands im Jahr 2009 14,3 % des BIP. Griechenland liegt mit 13,6 % des BIP im Ranking der europäischen Mitgliedländer auf dem vorletzten Platz. Erlaubt sind laut EU-Kriterien 3,0 %.

23. April: Griechenland fragt offiziell die Auszahlung der Gelder aus dem Hilfspaket an.

27. April: S&P senkt das Rating Griechenlands unter die Investment-Grenze auf Ramschniveau. Der eigenständige Zugang zu den Märkten sei nun unmöglich nach Aussagen des griechischen Finanzminister Giorgos Papakonstantinou.

S&P wertet die portugiesischen Staatsanleihen um zwei Stufen herab und bewertet den Ausblick negativ. Eine weitere Herabstufung würde ähnlich wie für Griechenland den „Junk Bond“ (Ramsch) Status bedeuten. Aktienmärkte weltweit fallen im Anschluss an diese Meldung um bis zu 6 %.

28. April: S&P stuft die spanischen Anleihen von AA auf AA- herab.

1. Mai: Die jährlichen Demonstrationen zum Tag der Arbeit werden von den griechischen Arbeitnehmern genutzt, um sich lautstark gegen die Austeritätspolitik zu äußern.

2. Mai: Griechenland verkündet die vierte Welle der Austeritätsmaßnahmen. Griechenland soll über drei Jahre mit einem Kredit in Höhe 110 Milliarden Euro unterstützt

werden. Auf dieses Maßnahmenbündel einigen sich die Finanzminister der Eurozone gemeinschaftlich. Der Anteil der Eurogruppe beträgt rund 80 Milliarden, der IWF übernimmt 30 Milliarden Euro. Der deutsche Bundesfinanzminister Wolfgang Schäuble spricht von einem wichtigen Beitrag zur weiteren Stabilisierung des Euro. Im Gegenzug willigt Griechenland ein, 30 Milliarden Euro zu sparen. Bis Ende 2014 soll mit diesen Sparmaßnahmen das Staatsdefizit von 13,6 % auf 3 % des Bruttoinlandsprodukts sinken.

3. Mai: Die EZB verkündet, dass sie die griechischen Staatsanleihen als Sicherheiten akzeptiert, unabhängig des Kreditratings. Dies bedeutet, dass die „Junk Bond" Grenze für Staatsanleihen aus dem Europäischen Währungsraum keine direkten Kapitalmarktkonsequenzen hat und die EZB auch in diesem Sinne bei anderen Staatsanleihen handeln wird, sollten sie in diese Kategorien herabgestuft werden.

4. Mai: Erster Tag eines mehrtägigen Streiks gegen die Austeritätspolitik in Griechenland. Die Aktienmärkte weltweit reagieren nervös und mit starken Verlusten.

5. Mai: Der Generalstreik in ganz Griechenland wird in zwei Städten gewalttätig. Drei Menschen sterben als eine vermummte Truppe Molotow-Cocktails in die Marfin Egnatia Bank Zweigstelle in Athen werfen.

6. Mai: Befürchtungen auf den internationalen Finanzmärkten, dass die Eurozone die ausbreitende Krise nicht effektiv lösen kann, verbreiten sich und führen zu Turbulenzen auf den internationalen Märkten. Zusätzlich führt ein Fehler im elektronischen Handel an der New Yorker Börse dazu, dass der Dow Jones um mehr als tausend Punkte innerhalb weniger Minuten fällt und kurzzeitig Panikverkäufen an den internationalen Aktienmärkten auslöst. Bis zum Handelsschluss erholt sich der Dow Jones allerdings wieder, sodass sich der Tagesverlust bei 500 Punkten einpendelt.

7. Mai: Die Volatilität an den internationalen Märkten erhöht sich nochmals mit einem starken Anstieg des CBOE Volatility Index und stark auseinanderdriftenden Währungsspreads, im Besonderen zwischen den Euro-Dollar und Yen-Dollar Kursen.

8. Mai: Die Staats- und Regierungschefs der Eurozone beschließen ein 100 Milliarden Euro Rettungspaket für Griechenland, um den Euro vor weiteren Turbulenzen auf dem Aktienmarkt zu schützen.

10. Mai: Die EZB bricht mit einem Tabu: Sie ist erstmals seit Gründung der Währungsunion zum Ankauf von Staatsanleihen bereit, um die Finanzierung von Krisenstaaten am Kapitalmarkt zu unterstützen. Zuvor haben EU und IWF ein 750-Milliarden-Paket als Schutzschirm zur Stützung des Euro beschlossen. Es beinhaltet Garantien, Kredite und einen Notfallfonds der EU.

20. Mai: Arbeitnehmer in Griechenland treten in den Streik, um gegen die beschlossenen Lohnkürzungen der griechischen Regierung zu protestieren.

21. Mai: Der Deutsche Bundestag stimmt dem Euro-Schutzschirm in Höhe von bis zu 750 Milliarden Euro zu. Demnach beteiligt sich Deutschland anteilig mit Garantien in Höhe von bis zu 148 Milliarden Euro. Die schwarz-gelbe Bundesregierung befürwortet diese Maßnahme, die SPD und Grünen enthalten sich, während die Linke mehrheitlich dagegen stimmt.

24. Mai: Die griechische Regierung veröffentlicht Zahlen zur Haushaltslage im ersten Quartal. Das Defizit konnte um 41,5 % reduziert werden.

29. Mai: Die Ratingagentur Fitch stuft die Anleihen Spaniens eine Stufe von AAA auf AA+ herunter.

4. Juni: Der Regierungssprecher des ungarischen Regierungschefs, Viktor Orban, bestätigt einen starken Anstieg in den (Re-)Finanzierungskosten für Ungarn. Der Euro fällt auf ein Vierjahrestief und der amerikanische Aktienmarkt verbucht einen 3 %igen Tagesverlust.

7. Juni: Die Euro-Finanzminister gründen den Euro-Rettungsschirm. Die Europäische Finanzstabilisierungsfazilität (EFSF) kann im Namen aller Mitglieder der EWU bis zu 440 Milliarden Euro für Krisenländer bereitstellen.

28. Juni: Auf dem G20-Gipfel in Toronto verpflichten sich die zwanzig größten Industrienationen, ihre jährlichen Staatsdefizite bis 2013 zu halbieren und bis 2016 ausgeglichene Haushalte zu präsentieren.

5. Juli: Die griechische Nationalbank veröffentlicht Zahlen zur Verschuldung im ersten Halbjahr 2010. Die Barverschuldung ist um 41,8 % im Vergleich zu 2009 reduziert worden.

23. Juli: Insgesamt fallen beim europäischen Banken-Stresstest sieben der 91 Teilnehmer durch, von 14 deutschen Banken scheitert die Hypo Real Estate. Die restlichen Banken stammen aus den Krisenländern der europäischen Peripherie, darunter sind vier Banken aus Spanien und jeweils eine Bank aus Griechenland und Italien. Dieser Stresstest sollte klären, wie krisenfest die Kreditinstitute sind.

5. September: Die Zinsen, die Griechenland anbieten muss, um sich am Kapitalmarkt zu refinanzieren, erreichen wieder Krisenniveau.

7. September: Die Finanzminister der EWU geben die zweite Tranche des letzten Rettungspakets für Griechenland frei (6,5 Milliarden Euro).

11. September: Auch der IWF gibt die zweite Tranche ihres Rettungspaketes an die griechische Regierung frei (2,57 Milliarden Euro).

12. September: Das Basel-III-Abkommen ist beschlossen. Nach monatelangem Tauziehen haben sich die weltweit wichtigsten Bankenaufseher damit auf strengere Eigenkapitalvorschriften für die Kreditwirtschaft verständigt.

22. September: Das Europaparlament stimmt der Einrichtung von drei neuen EU-Behörden zu. Mit den neuen Agenturen sollen Banken, Wertpapierhandel sowie Versicherungen und betriebliche Rentensysteme überwacht werden. Oberste Kontrollbehörde wird die neue Börsenaufsicht ESMA mit Sitz in Paris. Die Behörde für die Aufsicht der Banken (EBA) soll ihren Sitz in London haben, die für Versicherungen und Rentensysteme (EIOPA) in Frankfurt am Main.

31. Oktober: Die Koalitionsparteien in Deutschland versprechen anlässlich der kommenden Landtagswahlen in 2011, dass die deutschen Sparer nicht für zukünftige Eurokrisen zahlen müssen.

13. November: Kursverluste bei den irischen Staatsanleihen führen zu einem Verkauf und steigenden Zinsen zur (Re-)Finanzierung Irlands. Die 10-Jährigen irischen Staatsanleihen steigen auf ein bisher nicht erreichtes Niveau von 652 Basispunkten über den deutschen Anleihen, damit ist die Risikoprämie für irische Staatsanleihen nie höher gewesen.

16. November: Irland beginnt Gespräche mit der EU über ein Rettungspaket zur Unterstützung bei steigenden (Re-)Finanzierungskosten. Diese Tatsache führt dazu, dass griechische und portugiesische Anleihen unter besonderen Druck geraten und die Besorgnis steigt, dass auch weitere Mitgliedsländer der EWU in Finanzierungsschwierigkeiten geraten können. Die Reaktion auf den Finanzmärkten ist besonders stark, da zuvor dementiert wurde, dass Irland externe Hilfe benötigt, um die angewachsene Schuldenlast zu reduzieren.

21. November: Irland nimmt als erstes Mitglied der EWU Hilfen des Rettungsschirms von EU und IWF in Höhe von 85 Milliarden Euro in Anspruch. Der Staatshaushalt wies zuvor ein Defizit von 32 % des Bruttoinlandsprodukts auf. Die Regierung in Dublin legt daraufhin einen Plan zur Haushaltssanierung vor. Er sieht Kürzungen von 15 Milliarden Euro in vier Jahren vor.

22. November: Die irischen Grünen treten aus der Regierungskoalition in Irland aus, und es werden Neuwahlen terminiert.

16. Dezember: Der EU-Gipfel in Brüssel einigt sich auf Änderungen des Lissabon Vertrags, um einen permanenten Rettungsschirm für die Eurozone aufspannen zu können. Hilfe für kriselnde Staaten wird demnach gewährt, wenn sie unabdingbar ist. Bis jetzt galt das sogenannte „No Bailout“, demnach durfte die EU nicht für Verbindlichkeiten eines Mitgliedsstaates einspringen.

7.1.4 Das Jahr 2011

1. Januar: Estland führt als 17. Land den Euro ein.

14. Januar: Fitch ist die dritte Ratingagentur nach S&P und Moody´s, die griechische Anleihen auf Grund der angespannten finanziellen Lage auf Ramschniveau herunterstuft.

11. März: Die EU kündigt ein Paket zur Sicherung des Euro, stärkerer Wettbewerbsfähigkeit und zunehmender politischer Integration für Europa an.

25. März: Beim Gipfel der europäischen Staats- und Regierungschefs in Brüssel wird ein umfangreiches Paket zur Sicherung des Euro beschlossen. Der Rettungsfonds EFSF, der bis 2013 eine rechtliche Grundlage hat, wird auf 500 Milliarden Euro aufgestockt. Ab 2013 soll dann der 700 Milliarden Euro starke Fonds ESM dafür sorgen, dass die Mitglieder der EWU nicht zahlungsunfähig werden.

7. April: Nach Irland und Griechenland beantragt auch Portugal Hilfsgelder der EU. Die finanzielle Lage des Landes habe sich nach der Ablehnung des jüngsten Sparpakets der Minderheitsregierung durch die Opposition „dramatisch verschlechtert“[362], sagt Premierminister Jose Socrates. Die Höhe der benötigten Hilfen nennt er nicht. Die Neuverschuldung des Staates betrug 2010, 9,1 % des BIP.

2. Mai: Der Finanzminister Griechenlands, George Papaconstantinou, dementiert eine neue Schuldenordnung inklusive eines Schuldenschnitts und ergänzt, dass er nur die Hoffnung darauf geäußert hat, dass die EU und der IWF die Rückzahlungen für das Rettungspaket weiter stunden.

4. Mai: Portugal einigt sich mit der EU-Kommission, der EZB und dem IWF auf ein Rettungspaket in Höhe von 78 Milliarden Euro.

21. Mai: Der griechische Regierungschef, Papandreou, und führende Beamte der EZB äußern sich pessimistisch über eine mögliche Umschuldung der griechischen Schuldenlast. Stattdessen soll sich der griechische Staat auf Haushaltskürzungen und die

[362] Muno, M. (2011).

Privatisierung des öffentlichen Sektors konzentrieren, um die griechischen Staatsfinanzen nachhaltig zu konsolidieren.

23. Mai: Griechenland macht eine Reihe von Privatisierungen bekannt, die einen Teil eines größeren Programms darstellen, um bis zum Jahr 2015 50 Milliarden Euro zu heben. Die Erlöse sollen den großen Schuldenberg verringern.

27. Mai: In einer Abstimmung im griechischen Parlament stimmen die Parlamentarier gegen neue Austeritätsmaßnahmen.

1. Juni: Die griechische Regierung kritisiert Moody´s Entscheidung, das Kreditrating auf Caa1 gesenkt zu haben. Das griechische Rating liegt damit nun sieben Stufen unterhalb des Investmentniveaus. Die Ratingabwertung berücksichtigt, nach Aussagen griechischer und europäischer Politiker, nicht die erfolgreichen Maßnahmen, die Griechenland bisher umgesetzt hat, um die Staatsfinanzen zu konsolidieren.

4. Juni: Der griechische Regierungschef, Papandreou, kündigt weitere signifikante Kürzungen im öffentlichen Sektor an. Daraufhin kommt es wieder zu Protestzügen in Athen.

9. Juni: Deutschlands Finanzminister, Wolfgang Schäuble, spricht in einem offenen Brief an die europäischen und internationalen Entscheidungsträger der bisherigen Rettungspakete davon, dass jede weitere monetäre Hilfe für Griechenland einen ausgeglichenen Anteil zwischen dem öffentlichen und privaten Sektor haben muss.

11. Juni: Der Vorsitzende der europäischen Finanzminister, Jean-Claude Juncker, unterstützt den Plan des deutschen Finanzministers zu einer milden Umstrukturierung der griechischen Schulden, widerspricht allerdings in der Ausgestaltung dieser. Für ihn muss die Teilnahme des privaten Sektors rein freiwillig erfolgen.

15. Juni: Das Warten auf Entscheidungen aus Brüssel über die weitere Vorgehensweise in der griechischen Schuldenkrise führt zu starken Turbulenzen auf den internationalen Finanzmärkten und zu landesweiten Gewaltausbrüchen in Griechenland selbst.

17. Juni: Der französische Präsident, Nicola Sarkozy, und die deutsche Bundeskanzlerin entschließen sich gemeinschaftlich dazu, bilaterale Hilfen für Griechenland zu gewähren und gleichzeitig gegen die Pläne, dass private Gläubiger einen substantiellen Beitrag zur griechischen Rettung tragen müssen.

18. Juni: Die deutsche Bundeskanzlerin ändert ihre Meinung und bestätigt, dass sie in Zusammenarbeit mit der EZB an einem Programm arbeiten wird, die Staatsschuldenkrise der Peripherie auf anderen Wegen zu bewältigen.

24. Juni: Maria Draghi wird von den EU-Staats- und Regierungschefs zum neuen Präsidenten der EZB ernannt. Er ist Nachfolger des Franzosen Jean-Claude Trichet.

29. Juni: Das dritte Austeritätspaket wird gegen starker Proteste in Griechenland beschlossen.

6. Juli: Die EU-Kommission protestiert gegen die Herabstufung der Kreditwürdigkeit Portugals durch die Ratingagentur Moody's auf „Ramschniveau“. Gleichzeitig wird auf den Finanzmärkten spekuliert, dass Portugal seine Sparziele verfehle und deshalb möglicherweise ein zweites Rettungspaket benötigt.

21. Juli: Der Rat der EU einigt sich auf weitere Maßnahmen zur Bewältigung der griechischen Schuldenkrise.

22. Juli: Ein neuer Rettungsplan für Griechenland wird beschlossen. Mitglieder der EWU und der IWF stellen Hilfen in Höhe von 109 Milliarden Euro zur Verfügung. Auch Banken und Versicherungen sollen einen eigenen Beitrag in Höhe von 37 Milliarden Euro leisten.

Im August startet ein signifikantes Aufkaufprogram der EZB für europäische Staatsanleihen. Trotzdem durchbrechen die Zinssätze für spanische und italienische Anleihen die 6 % Schwelle.

6. August: Die Finanzmärkte geraten infolge der sich zuspitzenden Staatsschuldenkrise und schwacher Konjunkturdaten aus den USA weltweit in heftige Turbulenzen. Innerhalb einer Woche verliert der Deutsche Aktienindex (DAX) mehr als tausend Punkte, bzw. 14 % seines Wertes.

14. August: Der SPD Parteivorsitzende Sigmar Gabriel, spricht sich für Euro-Anleihen aus, genau wie Euro-Gruppen Chef Jean-Claude Juncker und Vertreter der Krisenstaaten in der europäischen Peripherie. Die deutsche Bundesregierung um Angela Merkel sind gegen die gemeinsamen Anleihen.

16. August: Um die Finanzmärkte zu beruhigen, kauft die EZB Staatsanleihen europäischer Krisenstaaten, darunter sind nun auch italienische und spanische Staatsanleihen. Zuvor hatte die EZB bereits Papiere von Griechenland, Irland und Portugal erworben. Kritiker lehnen das als indirekte Staatsfinanzierung ab.

18. August: Starker Einbruch der europäischen Aktienmärkte aufgrund negativer Konjunkturdaten und pessimistischer Einschätzung zukünftiger, weltweiter Konjunkturentwicklung.

24. August: Die französische Regierung beschließt ein Einsparungsprogramm in Höhe von 12 Milliarden Euro, das zum einen die Steuern für wohlhabende Franzosen erhöht und zum anderen Steuerschlupflöcher schließt.

2. September: Die Troika unterbricht ihre Arbeiten und verlässt Athen.

13. September: Nach dem Abzug der Troika aus Griechenland und den Äußerungen griechischer Politiker über das Aussetzen von Sparmaßnahmen intensivieren sich die Befürchtungen auf den Märkten vor einer erneuten Verstärkung der europäischen Staatsschuldenkrise.

19. September: S&P senkt das Kreditrating Italiens.

21. September: S&P senkt das Kreditrating für 77 italienische Banken.

22. September: Die griechische Regierung und Bevölkerung reagieren mit Wut und Unglauben über den Zwang neuer Austeritätsmaßnahmen, um Griechenland in der Eurozone zu halten.

24. September: Der IWF fordert ein entschlossenes und schnelles Maßnahmenbündel, um die griechische Schuldenkrise zu lösen.

26. September: Der US-amerikanische Präsident, Barack Obama, spricht während eines Wahlkampfauftritts davon, dass die europäische Schuldenkrise der Welt Angst bereitet und dass die Staats- und Regierungschefs in der Eurozone die Thematik nicht entschlossen angehen und schnell genug lösen.

29. September: Der Deutsche Bundestag beschließt weitere Hilfsgelder für ein griechisches Rettungspaket und beruhigt damit die internationalen Finanzmärkte.

4. Oktober: Die europäischen Aktienmärkte sinken den zweiten Tag infolge massiv, da sich Ängste verfestigen, dass die französisch-belgische Bank Dexia gerettet werden muss. Die Märkte reagieren damit auf das hohe Gewicht von griechischen Staatsanleihen im Portfolio der Bank. Insgesamt steigen die Befürchtungen und Ängste, dass die europäische Staatsschuldenkrise nun auch auf den Bankensektor übertragen wird.

7. Oktober: Die Ratingagentur Fitch senkt das Kreditrating Italiens um eine Stufe auf A+ (zuvor AA-) und senkt das Rating Spaniens auf AA- (zuvor AA+).

9. Oktober: Der britische Premierminister, David Cameron, ruft die Staats- und Regierungschefs der Eurozone auf, schneller und konsequenter in der Schuldenkrise zu handeln. Frankreich und Deutschland reagieren auf den zunehmenden internationalen Druck und kündigen weitere Maßnahmen zur Überwindung der Krise an.

10. Oktober: Belgien verstaatlicht die Dexia Bank in unmittelbarer Folge der Schuldenkrise in Griechenland. In der Bankbilanz der Dexia Bank befinden sich zu diesem Zeitpunkt ein hoher Anteil an griechischen Staatsanleihen, die zu einem erhöhten Risiko des Bankportfolios führten und die Zahlungsunfähigkeit der Bank befürchten ließen. Die Risikopapiere des Instituts im Wert von 90 Milliarden Euro sollen in eine sogenannte „Bad Bank“ ausgelagert werden.

11. Oktober: Die Troika kehrt in Athen zurück und nimmt ihre Arbeit wieder auf.

13. Oktober: S&P senkt das Kreditrating Spaniens für langfristige Anleihen von AAA zu AA- mit einem negativen Ausblick.

26. Oktober: Der Bundestag segnet eine Ausweitung des Rettungsfonds EFSF auf 780 Milliarden Euro ab. „Scheitert der Euro, scheitert Europa. Er darf nicht scheitern, und er wird nicht scheitern."[363], sagt Kanzlerin Angela Merkel.

27. Oktober: Die Mitglieder der EWU präsentieren einen langfristigen Plan, die Schuldenlast des griechischen Staates zu senken. Der Plan beinhaltet einen Haircut der privaten Schuldner um 50 %.

28. Oktober: Überraschend stellt sich heraus, dass in der Bilanz der im Jahr 2009 verstaatlichten Hypo Real Estate ein bilanzbuchhalterischer Fehler dazu geführt hat, dass die deutsche Bundesregierung einen 55 Milliarden Euro Überschuss aus dem gewöhnlichen Bankgeschäft erhält.

1. November: Der griechische Premierminister, Papandreou, verkündet, das griechische Volk in einem Referendum über die Ergebnisse des letzten, mit den internationalen Gläubigern ausgehandelten Hilfspakets für Griechenland abstimmen zu lassen. Die Verhandlungen zu diesem Hilfspaket haben zum einen zu massiven Turbulenzen auf den internationalen Finanzmärkten geführt und zum anderen starke Zweifel an dem Bestehen des Euro genährt.

3. November: Der griechische Premierminister zieht das geplante Referendum zurück und bestätigt, dass Deutschland und Frankreich darauf gedrängt haben. Gleichzeitig tritt Papandreou aus der Regierungsverantwortung zurück.

8. November: Der italienische Premierminister, Silvio Berlusconi, verkündet seinen Rücktritt nach der Zustimmung des Parlaments zu Einsparungen im Staatshaushalt. Währenddessen steigen die (Re-)Finanzierungskosten für Italien auf ein Allzeithoch.

9. November: Der griechische Ministerpräsident, Papandreou, kündigt seinen Rücktritt an. Seine Ankündigung, eine Volksabstimmung über die Sparpläne stattfinden zu lassen, hatte zuvor die Märkte in ganz Europa verunsichert und zu einem vorübergehenden Auszahlungsstopp der Hilfskredite geführt.

[363] Plenarprotokoll 17/135 Deutscher Bundestag S. 15955.

11. November: Die Zinsen für 10-Jährige italienische Staatsanleihen fallen stark, als Reaktion auf die Entscheidung des Parlaments, weiteren Austeritätsmaßnahmen zuzustimmen und der erfolgreichen Bildung einer Notregierung nach dem Rücktritt Silvio Berlusconis, von 7,5 % auf 6,7 %.

Der neue griechische Premierminister, Loukas Papadimos, wird vereidigt und tritt sein Amt an.

13. November: Silvio Berlusconi tritt offiziell als Premierminister Italiens zurück. Der designierte Ministerpräsident Monti will den maroden Staatshaushalt sanieren, um Glaubwürdigkeit für die Reformbereitschaft des Landes zu gewinnen. Die Italiener müssten sich nach der Regierung von Silvio Berlusconi auf einen harten Sparkurs einstellen.

15. November: Ein offizieller Bericht der EU attestiert den Finanzhaushalten von Griechenland, Irland und Spanien erheblichen Reformbedarf, um die Stabilität des Euro nicht zu gefährden.

20. November: Nach sieben Jahren an der Regierung werden die spanischen Sozialisten abgewählt. Die konservative Volkspartei (PP) von Mariano Rajoy gewinnt die vorgezogenen Parlamentswahlen klar.

21. November: Die Europäische Kommission schlägt die Ausgabe von „Euro-Anleihen“ vor, da sie auch in Krisenzeiten und bei Finanzproblemen eines Mitgliedslandes weiterhin auf den Märkten nachgefragt werden. Diese Anleihen würden gemeinsam von den 17 Mitgliedern der EWU ausgegeben und helfen, die Krise nachhaltig zu überwinden.

25. November: S&P senkt das Kreditrating für langfristige Staatsanleihen Belgiens von AA+ auf AA, gleichzeitig erreichen die Zinsen für 10-jährige Staatsanleihen einen bisherigen Höchststand von 5,66 %.

30. November: Die EZB, die Amerikanische FED, die Zentralbank Kanadas, Japans, des UK und die Schweizer Nationalbank beschließen die globalen Märkte mit Liquidität zu unterstützen, um die internationale Schuldenkrise zu bekämpfen und Impulse

an die Realwirtschaft zu geben. Die Zentralbanken einigen sich darauf, sich untereinander mit ausreichend Liquidität zu versorgen, um sicherzustellen, dass auch Geschäftsbanken in anderen Währungen liquide bleiben.

2. Dezember: Belgien bildet eine neue Regierung. In den Koalitionsverhandlungen einigen sich die Parteien auf Ausgabenkürzungen und Steuererhöhungen in einem Gesamtvolumen von 11 Milliarden Euro, um das Staatsdefizit auf 2,8 % des BIP im Jahr 2012 zu senken und den Staatshaushalt schließlich im Jahr 2015 ausgeglichen zu gestalten. Diese Ereignisse führen dazu, dass die 10-jährigen Anleihen für belgische Anleihen stark auf 4,6 % fallen.

7. Dezember: Der neue Regierungschef der griechischen Übergangsregierung, Loukas Papadimos, verkündet die Pläne für den Staatshaushalt 2012 und verspricht, das Defizit von 9 % des BIP im Jahr 2011 auf 5,4 % in 2012 zu reduzieren.

8. Dezember: Fitch senkt das Kreditrating Griechenlands auf BBB+ (zuvor A-) mit einem negativen Ausblick.

9. Dezember: Alle 17 Mitglieder der Eurozone und sechs weitere mit Aussichten beizutreten, einigen sich beim Treffen des Europäischen Council auf ein transnationales Gesetz, um strikte Grenzen für Ausgaben und Schulden einzuhalten, die auch gleichzeitig Strafen bei Missachtung beinhaltet. Alle restlichen Mitglieder der EU, außer des UK, schließen sich an.

14. Dezember: Der griechische Premierminister, Loukas Papadimos, verkündet den ersten Rahmen neuer Gesetze und Maßnahmen, das Staatsdefizit zu senken, um das Vertrauen der Investoren zurückzugewinnen.

22. Dezember: Portugal veröffentlicht das geschätzte Haushaltsdefizit für 2011 und überrascht die Märkte mit einem Defizit von nur 4,5 % und damit einem signifikant niedrigeren Defizit, als zuvor angenommen wurde. Portugal erreicht somit bereits im Jahr 2011 die gesetzten Ziele für 2012.

Moody´s senkt das Rating Griechenlands von A1 auf A2.

Die EZB startet mit Maßnahmen, aktiv die Kreditvergabe in der Eurozone zu stimulieren. Die EZB bietet 523 Banken aus der EWU Kredite im Rahmen einer Mengentenderauktion im Wert von 489 Milliarden Euro für außergewöhnlich niedrige Zinsen von nur 1 %, an. Das Programm ist auf drei Jahre ausgelegt.

7.1.5 Das Jahr 2012

13. Januar: S&P senkt das Kreditrating für Frankreich und Österreich, beide Länder verlieren damit ihr AAA Rating. Das Rating für Spanien, Italien, Portugal, Malta, Zypern, Slowenien und die Slowakei werden abermals gesenkt, nur Finnland, Deutschland, Luxemburg und die Niederlande behalten ihr Top Rating.

16. Januar: S&P senkt das Rating des EFSF von AAA auf AA+.

30. Januar: Die Unternehmensberatung Roland Berger verkündet, dass sie begonnen haben, Gelder von Investoren einzusammeln, um eine unabhängige non-Profit Ratingagentur in Europa zu gründen. Die ersten Ratings sollen Ende 2010 veröffentlicht werden.

21. Februar: Die Eurogruppe beschließt ein weiteres Rettungspaket für Griechenland. Es umfasst neue Kredite in Höhe von 130 Milliarden Euro. Private Gläubiger sollen auf mehr als 50 % ihrer Forderungen verzichten, damit Griechenland nicht zahlungsunfähig wird.

23. Februar: Die jährliche Konjunkturprognose der EU-Kommission prognostiziert für die Eurozone einen Rückgang des BIP um 0,3 %. Damit rutscht die EWU in eine Rezession.

29. Februar: Die EZB versorgt die Banken in der Eurozone durch eine zweite Mengentenderauktion mit Liquidität, um die Kreditvergabe anzuregen. Sie vergibt insgesamt weitere 529,5 Milliarden Euro zu einem Zinssatz von nur 1 % an über 800 Banken in der Eurozone.

2. März: 25 der 27 EU-Staaten verpflichten sich durch die Unterzeichnung des Fiskalpaktes zu mehr Haushaltsdisziplin. Dadurch wird eine Schuldenbremse nach deutschem Vorbild eingeführt. Nur Mitgliedsländer, die dieser Haushaltsdisziplin folgen, sind berechtigt, Hilfen aus dem ständigen Rettungsfonds ESM anzufordern. UK und Tschechien unterzeichnen den Vertrag nicht.

11. April: Auf Vorschlag des griechischen Premierministers, Loukas Papadimos, löst der Staatspräsident das Parlament auf und ruft Neuwahlen für den 6. Mai aus.

23. April: Die Regierung der Niederlande zerbricht an der Diskussion über die strategische Ausrichtung des zukünftigen Sparkurses. Ministerpräsident Mark Rutte reicht den Rücktritt ein, weil der Rechtspopulist Geert Wilders und dessen Partei, PVV, die Minderheitsregierung um Rutte nicht mehr unterstützt. Damit ist es bereits die achte Regierung eines Mitgliedslandes der EWU, die seit Beginn der Staatsschuldenkrise zerbricht.

6. Mai: In den griechischen Parlamentswahlen am 6. Mai 2012 erreicht keiner der Parteien eine absolute Mehrheit. Durch die steigenden Unsicherheiten über die politischen Verhältnisse nach den Wahlen in Griechenland reagieren die Aktienmärkte in Europa nervös und mit erheblichen Kursverlusten in der anschließenden Woche.

Der Sozialist Francois Hollande gewinnt die Präsidentschaftswahlen in Frankreich. Hollande richtet in seiner ersten Rede eine deutliche Botschaft an Europa und Deutschland: „Der Sparkurs kann nicht zum Schicksal werden“[364]. Er fordert mehr Investitionen, um die Konjunktur in der Eurozone anzukurbeln.

13. Mai: Der griechische Präsident versucht erste Koalitionsgespräche zu führen, damit das Land nach den Parlamentswahlen nicht in ein politisches Vakuum verfällt.

17. Mai: Nachdem die Koalitionsgespräche in Griechenland scheitern, übernimmt der oberste Richter des Verwaltungsgerichtshofes, Panagiotis Pikramenos, die Regierungsgeschäfte in einer Übergangsphase bis zu den Neuwahlen am 17. Juni. Bei den Parlamentswahlen zwei Wochen zuvor hatten radikale Kritiker des Sparkurses massiv Stimmen hinzugewonnen und die amtierende große Koalition stark verloren.

18. Mai: Nach Medienberichten zufolge fordert die deutsche Bundeskanzlerin, Angela Merkel, vom griechischen Präsidenten ein Referendum des griechischen Volks über die Mitgliedschaft in der Eurozone. Der Bundestag widerspricht.

[364] Ulrich, A. (2012).

28. Mai: Die Sanierung der spanischen Großbank, Bankia, soll dem spanischen Staat über 23 Milliarden Euro kosten. Unterdessen kündigt das teilverstaatlichte Geldinstitut an, dass es die Madrider Regierung um eine weitere Finanzhilfe in Höhe von 19 Milliarden Euro bitten werde.

9. Juni: Spanien will Hilfen für seine Banken beantragen. Spanien ist damit nach Griechenland, Irland und Portugal das vierte Land, das Euro-Rettungsgelder benötigt. Die Eurogruppe erklärt, dass bis zu 100 Milliarden Euro dem Land dazu bereitgestellt werden. Noch ist unklar, ob die Summe aus dem Euro-Schutzschirm EFSF oder dem permanenten Rettungsmechanismus ESM kommt.

20. Juni: Andonis Smaras wird als Premierminister in Griechenland vereidigt, nachdem die Parlamentswahlen am 17. Juni eine Mehrheit für eine Regierungskoalition zwischen der Nea Democratia, PASOK und den demokratischen Linken zulässt.

25. Juni: Auch das hoch verschuldete Zypern stellt einen Antrag auf EU-Hilfen. Die zyprischen Banken haben viel Geld in Griechenland investiert, das sie wegen der Krise des Landes nun abschreiben müssen.

29. Juni: Euro-Rettungsgelder sollen künftig flexibler, also mit weniger Auflagen vergeben werden als bislang. Das setzen Spanien und Italien bei einem Treffen der EU-Staats- und Regierungschefs in Brüssel durch. Zudem wird die Gründung einer Bankenunion beschlossen.

5. Juli: Um die Konjunktur zu stimulieren, senkt die EZB die Leitzinsen auf den niedrigsten Stand ihrer Geschichte. Der Hauptrefinanzierungssatz, zu dem sich Banken Geld von der EZB leihen, fällt von 1,0 % auf 0,75 %.

6. September: EZB-Präsident Mario Draghi kündigt an, „alles Notwendige [zu] tun“[365], um Mitglieder der EWU, die unter extremen Risikoaufschlägen leiden und damit erhebliche (Re-)Finanzierungsschwierigkeiten haben, anhand von Anleihekäufen zu unterstützen. Draghi betont dabei ebenfalls, dass die EZB damit immer noch innerhalb ihres Mandats handelt. „Der Euro ist unumkehrbar“[366], bekräftigt Draghi. In

[365] Vom Verfasser übersetzt aus dem Englischen in Draghi, M. (2012).
[366] ebd.

Folge sinken die Risikoaufschläge für Anleihen der europäischen Peripherie. Kritiker sehen in Draghis Plänen eine Finanzierung der Krisenländer mit der Notenpresse.

27. September: Im Jahr 2013 will die griechische Regierung erneut Einsparungen in Rekordhöhe vornehmen. Der Haushaltsentwurf für das Jahr 2013 sieht Entlastungen von 40 Milliarden Euro vor, zum Teil durch drastische Einsparungen im Rentenbereich, aber auch durch höhere Steuern. Die Ausgabenbelastung des griechischen Staates wächst allerdings aufgrund der anhaltenden Rezession weiterhin an und kann nicht durch die Staatseinnahmen gedeckt werden.

1. Oktober: Veröffentlichte Arbeitsmarktzahlen für den August 2012 zeigen, dass in den 17 Ländern der EWU 18,2 Millionen Menschen ohne Job sind, so viele wie noch nie seit Beginn der Währungsunion.

27. November: Griechenland bekommt mehr Zeit, um seine Schulden abzubauen. Die Euro-Finanzminister, die EZB und der IWF einigen sich darauf, den Schuldenstand des Landes bis 2020 auf 124 % des griechischen BIP zu senken, statt bisher auf geplanten 120 % des BIP. In absoluten Zahlen sind das 40 Milliarden Euro weniger als zuvor vorgesehen.

13. Dezember: Die EU-Finanzminister einigen sich grundsätzlich auf eine zentrale Aufsicht über die europäischen Banken. Großbanken und öffentlich gestützte Geldhäuser sollen künftig einer einheitlichen Kontrolle bei der EZB unterworfen werden. Bei Anzeichen von Problemen soll sie auch bei kleineren Geldhäusern eingreifen dürfen. Insgesamt gibt es 6.000 Banken in der EU.

7.1.6 Das Jahr 2013

22. Januar: Elf EU-Staaten, darunter Deutschland und Frankreich, wollen eine Steuer auf Finanztransaktionen einführen. Mit der Steuer soll der Finanzsektor, laut des deutschen Bundesfinanzministers Wolfgang Schäuble, an den Kosten der Finanzkrise angemessen beteiligt werden.

2. März: In mehreren Städten des Landes protestieren insgesamt 1,3 Millionen Portugiesen gegen die Sparpläne der Regierung.

15. März: Portugal wird erlaubt, das Maastricht Kriterium für die Obergrenze der Neuverschuldung in Höhe von 3 % des BIP ein Jahr länger zu überschreiten. Das resultiert aus einem Besuch der Troika in Lissabon. Der Troika gehören dabei Vertreter der EU, des IWF und der EZB an.

16. März: Die Finanzminister der Eurozone und Vertreter des IWF verständigen sich auf ein Hilfspaket von bis zu 10 Milliarden Euro für Zypern. Die Banken des Inselstaates bleiben aufgrund einer Liquiditätskrise tagelang geschlossen.

9. April: Neben der anhaltenden Rezession in Griechenland kommt nun im März 2012 erstmals seit 1968 auch eine Deflation dazu. Die Preise für Güter und Dienstleistungen sind im März 2013 durchschnittlich um 0,2 % unter das Niveau des Vorjahresmonats gesunken.

28. April: Das griechische Parlament beschließt umfangreiche Reformgesetze, u. a., dass 20.000 Stellen im öffentlichen Dienst gestrichen und die Arbeitszeiten für Lehrer erhöht werden.

8. Mai: Die EZB senkt den Leitzins in der Eurozone auf 0,50 %.

13. Mai: Die Euro-Finanzminister stimmen in Brüssel Auszahlungen aus den Hilfspaketen an Griechenland, Portugal und Zypern in Milliardenhöhe zu.

1. Juni: Das griechische Parlament beschließt die Schließung des staatlichen Rundfunks.

2. Juni: Nach dem Rückzug der demokratischen Linken aus der griechischen Regierungskoalition verbleibt der Regierung eine minimale Mehrheit.

11. Juni: Das griechische Parlament beschließt die Schließung des staatlichen Rundfunks (ERT) als Maßnahme im Rahmen der Spar- und Konsolidierungsbemühungen des griechischen Staatshaushalts.

21. Juni: Nach dem Rückzug der demokratischen Linken aus der Regierungskoalition verbleibt der griechischen Regierung nur noch eine kleine Mehrheit für die Fortführung der angestoßenen Konsolidierungspolitik des Landes.

24. Juni: Premierminister Samaras baut sein Kabinett um und ernennt u. a. einen neuen Finanzminister.

9. Juli: Lettland wird das 18. Land der Eurozone; das beschließen die EU-Wirtschafts- und Finanzminister in Brüssel. Der Ostseeanrainerstaat mit rund zwei Millionen Einwohnern soll am 1. Januar 2014 der Währungsgemeinschaft beitreten.

17. Juli: Das griechische Parlament beschließt umstrittene Reformgesetze zur Ausgabenreduzierung, u. a. werden dabei die Gehälter für Bedienstete des öffentlichen Dienstes gekürzt.

12. August: Im ersten Halbjahr 2013 hat Griechenland einen Überschuss im sogenannten Primärhaushalt in Höhe von 2,6 Milliarden Euro erwirtschaftet. Im Primärhaushalt werden allerdings Zinszahlungen sowie die Etats von Kommunen, Regionen und Sozialversicherungen nicht berücksichtigt.

14. August: Das BIP der Eurozone legt nach Angaben des Europäischen Statistikamtes Eurostat erstmals seit sechs Quartalen im Frühjahr 2013 um 0,3 % im Vergleich zum Vorquartal zu.

13. Oktober: Der irische Regierungschef, Enda Kenny, verkündet, dass Irland um Jahresende den Rettungsschirm der EU verlassen wird. Die wirtschaftliche Erholung im Land und die erfolgreiche Konsolidierung des Haushaltes machen weitere Hilfen nicht nötig. EU und IWF hatten Ende 2010 ein Rettungspaket in Höhe von 85 Milliarden Euro bereitgestellt.

7. November: Die EZB senkt den Zinssatz auf 0,25 %; der Einlagenzins beleibt bei 0 %.

15. November: Nach Irland kündigt auch Spanien an, auf Hilfe aus dem Euro-Rettungsfonds in Zukunft zu verzichten. Das Land hat seit 2011 über 40 Milliarden Euro an Hilfskrediten für den angeschlagenen Bankensektor erhalten.

29. November: Spanien verzichtet nun offiziell auf die Hilfe aus dem Euro-Rettungsfonds.

7.1.7 Das Jahr 2014

17. Februar: Laut der spanischen Zentralbank erreichte der Schuldenberg Spaniens am Ende des Jahres 2013 die Höhe von 961,6 Milliarden Euro, 8,7 % mehr als im Jahr zuvor. Dies entspricht 94 % des BIP. Trotzdem lobt die US-Ratingagentur Moody's die Reformen und setzt die Kreditwürdigkeit des Landes um eine Stufe auf „Baa2" herauf – zwei Stufen über Ramschniveau.

18. März: Das Bundesverfassungsgericht weist Klagen gegen den Euro-Rettungsschirm ESM ab. Die Etathoheit des Bundestags bleibe gewahrt – auch wenn die Bundesrepublik für den ESM Verpflichtungen von bis zu 190 Milliarden Euro eingehe.

30. März: Das griechische Parlament stimmt für ein weiteres Gesetzespaket zur Ausgabenreduzierung der öffentlichen Hand, um die nächste Hilfszahlung aus dem Rettungspaket zu erhalten. Gleichzeitig scheidet Nikitas Kaklamanis als Mitglied des Parlaments aus der Regierung aus, weil er sich gegen einen Teil des Gesetzespakets stellt; die Mehrheit im Parlament für die bestehende Regierungskoalition reduziert sich somit nochmals.

10. April: Vier Jahre nach der faktischen Staatspleite hat sich die Regierung in Athen erstmals wieder Geld am Kapitalmarkt beschafft. Die fünfjährige Anleihe ist vielfach überzeichnet, Investoren geben Angebote im Umfang von 20 Milliarden Euro ab. Einige Investoren setzen darauf, dass bei einer Zahlungsunfähigkeit Athens die EZB für die Zahlungen bürgt.

15. April: Nach fünf Jahren Verhandlungen segnet das EU-Parlament Regeln zur Abwicklung und Sanierung von Banken ab. Mit der sogenannten Bankenunion sollen künftig vor allem Eigentümer und Gläubiger zur Bankenrettung herangezogen werden, Kleinsparer dagegen verschont bleiben.

23. April: Portugal gibt nach drei Jahren erstmals wieder Staatsanleihen mit zehnjähriger Laufzeit aus. Die Nachfrage übertrifft das Angebot erheblich, sodass der angebotene Zins niedriger ausfällt als erwartet. Mitte Mai will Lissabon das Hilfsprogramm von EU und IWF verlassen.

9. Mai: Das griechische Parlament stimmt dem neunten Austeritätspaket zu.

25. Mai: Syriza gewinnt die Wahlen zum Europäischen Parlament in Griechenland.

3. Juni: Die Gefahr einer Deflation in der Eurozone steigt. Laut dem Europäischen Statistikamt, Eurostat, liegt die Inflationsrate in den 18 Mitgliedsstaaten im Mai bei nur 0,5 %, das sind 0,2 % weniger als im April. In einzelnen Krisenländern der europäischen Peripherie sinken die Preise gar. Die Zielmarke der EZB von 2 % wird damit nicht erreicht.

5. Juni: Um einer drohenden Deflation zu begegnen, senkt die EZB ihre Zinsen auf neue Rekordtiefstände. Der Leitzins wird von 0,25 % auf 0,15 % gesenkt. Zudem müssen Banken künftig einen Strafzins bezahlen, wenn sie Geld bei der EZB hinterlegen. Dafür wird der Einlagezins auf minus 0,10 % gesetzt. Die Maßnahmen sollen Europas Geldinstitute dazu veranlassen, mehr Kredite an Unternehmen zu vergeben. Der niedrige Zinssatz soll Investitionen und Konsum stimulieren.

9. Juni: Das griechische Regierungskabinett wird erneut umgestaltet und Gikas Hardouvelis als neuer Finanzminister übernimmt die Verhandlungen mit den internationalen Gläubigern.

11. Oktober: Der amtierende Ministerpräsident, Antonis Samaras, stellt im griechischen Parlament die Vertrauensfrage zur Legimitation für die Fortsetzung bisher angestoßener Restrukturierungsmaßnahmen. Eine knappe Mehrheit der Parlamentarier stimmt dabei für eine Fortführung der Regierung.

13. Oktober: Nachdem die politische Opposition in Griechenland in der öffentlichen Meinung zusehends Zustimmung zur Abkehr der Austeritätspolitik erfährt und die griechische Regierung aktiv versucht, sich vom Korsett des IWF zu befreien, sackt der griechische Aktienmarkt um bis zu 10 % ein. Damit widerfährt dem griechischen Aktienindex der größte Tagesverlust seit über 13 Monaten. Erst als die Europäische Kommission weitere Hilfen und Unterstützung für Griechenland ankündigt und der griechische Ministerpräsident öffentlich die Austeritätspolitik verteidigt, stabilisieren sich die Aktienmärkte.

8. Dezember: Das Parlament beginnt mit den Wahlen für einen neuen Präsidenten und kann sich auf keinen Kandidaten einigen. Am darauf folgenden Tag fällt der Athener Aktienindex um 12,78 %, was den höchsten Tagesverlust des Index seit 1989 darstellt.

29. Dezember: Die Wahl eines neuen Staatspräsidenten in Griechenland scheitert im dritten Wahlgang und die Regierung ist gezwungen, Neuwahlen für den 25. Januar auszurufen.

7.1.8 Das Jahr 2015

26. Januar: Die Parlamentswahlen in Griechenland gewinnt überraschend die linke Partei SYRIZA unter Alexis Tsipras und koaliert mit der rechtspopulistischen Partei ANEL. Yanis Varoufakis wird neuer Finanzminister und somit Verhandlungspartner für die internationalen Kreditgeber. Er verfolgt eine radikale Neuausrichtung der griechischen und europäischen Schuldenpolitik und eine Abkehr der Austeritätspolitik.

20. Februar: Die Eurogruppe stimmt einer Verlängerung fälliger Kreditzahlungen für Griechenland um vier Monate zu.

27. Juni: Der griechische Premierminister, Tsipras, lässt im Parlament über ein Referendum zu den letzten Verhandlungsergebnissen mit den internationalen Kreditgebern abstimmen.

28. Juni: Das griechische Parlament stimmt dem Vorhaben eines Referendums zu und setzt den Termin auf den 5. Juli.

30. Juni: Griechenland zahlt als erste westliche Industrienation einen Kredit des IWF nicht zurück.

5. Juli: Das griechische Volk stimmt im Referendum mit 61 % gegen die ausgehandelten Sparmaßnahmen. Premierminister Tsipras bindet sich allerdings nicht an dieses Referendum und verfolgt das Ziel, weiterhin die ausgehandelten Sparmaßnahmen umzusetzen.

6. Juli: Finanzminister Varoufakis tritt von seinem Amt als Reaktion auf das Referendum und die Bekundung des Premierministers Tsipras, sich nicht an das Referendum zu halten, zurück. Neuer Finanzminister wird Efklidis Tsakalotos.

11. Juli: Eine Mehrheit des griechischen Parlaments stimmt den letzten Verhandlungsergebnissen in einer Abstimmung zu.

13. Juli: Die Wahrscheinlichkeit für einen Austritt Griechenlands aus dem Euro sinkt nach einer umstrittenen Einigung auf einem Sondergipfel der EU-Staats- und Regie-

rungschefs in Brüssel. Das Thema des Krisentreffens war die Entscheidung, ob Verhandlungen über ein drittes Hilfspaket für Griechenland aufgenommen werden sollen. Das Rettungspaket soll eine Laufzeit von drei Jahren haben und einen Finanzbedarf des griechischen Staates von bis zu 86 Milliarden Euro abdecken. Von Athen wird im Gegenzug verlangt, einen vierseitigen Forderungskatalog der Euro-Finanzminister umzusetzen. Dabei geht es unter anderem um Privatisierungen des Staatsbesitzes und eine Verwaltungsreform zur Einsparung in Milliardenhöhe. Die griechische Regierung in Athen widersetzte sich in den vorgegangenen Monaten allerdings, ein solches umfassendes Spar- und Reformpaket zu beschließen, daher bildeten sich vor dem Eurogipfel Befürchtungen auf den Finanzmärkten, dass es beim Scheitern der Verhandlungen zu einer griechischen Zahlungsunfähigkeit und dem Austritt Griechenlands aus der Eurozone kommt.

16. Juli: Das griechische Parlament stimmt für das erste Teilpaket der Sparmaßnahmen im Vorgang zum dritten Rettungspaket. Dies enthält u. a. Rentenkürzungen und höhere Steuern. 64 Abgeordnete bzw. 21 % der Syriza Vertreter im Parlament stimmen gegen dieses Paket. Begleitet wird die Abstimmung von gewalttätigen Demonstrationen in Athen.

17. Juli: Das griechische Regierungskabinett wird umgebaut. Der linke Flügel der Regierungspartei verlässt nach Streitigkeiten über das neue Rettungspaket die Regierung. Der Deutsche Bundestag stimmt derweil für die Verhandlungen zu einem dritten Rettungspaket für Griechenland.

23. Juli: Das griechische Parlament stimmt für das zweite Teilpaket der Sparmaßnahmen im Vorgang zum dritten Rettungspaket.

27. Juli: Ein Interview mit dem früheren Finanzminister Janis Varoufakis wird in den Medien veröffentlicht, in dem er von einem geheimen „Plan B“ für die Lösung des Schuldenproblems in Griechenland spricht. Unter anderem sollte Griechenland dabei wieder zu einer eigenen Landeswährung zurückkehren und aus der EU austreten.

14. August: Das griechische Parlament stimmt knapp den Sparmaßnahmen im Zuge des dritten Rettungspakets zu. 222 Stimmten für das Paket, 64 dagegen und weitere

14 enthielten sich. 32 Syriza Abgeordnete stimmten dagegen und weitere elf enthielten sich.

20. August: Der griechische Ministerpräsident, Alexis Tsipras, kündigt seinen Rücktritt an und ruft Neuwahlen für den 20. September aus.

27. August: Die Präsidentin des Verfassungsgerichts, Vassiliki Thanou, übernimmt die Regierungsgeschäfte bis zu den Neuwahlen im September.

20. September: Parlamentswahlen in Griechenland. Die bisherige Regierungspartei, SYRIZA, wird mit 7,5 % Abstand zur Nea Democratia die stärkste Partei im neuen griechischen Parlament.

23. September: Die neue griechische Regierung wird vereidigt. Efklidis Tsakalotos bleibt Finanzminister.

26. September: Der bisherigen griechischen Regierungspartei SYRIZA gelingt es, die Mehrheit der Parlamentssitze bei den vorgezogenen Neuwahlen zu gewinnen und führt die bisherige Koalition mit ANEL weiter

19. November: Das griechische Parlament stimmt erneut über weitere Austeritätsmaßnahmen ab. Trotz zweier abtrünniger Abgeordneter der Regierungskoalition wird das Gesetz angenommen.

7.1.9 Das Jahr 2016

4. Februar: Generalstreik der Arbeitnehmer und landwirtschaftlichen Betriebe in Griechenland.

10. Mai: Ein neues Sparpaket in Höhe von 5,4 Mrd. Euro wird im griechischen Parlament beschlossen.

20. Mai: Im Rahmen des letzten Sparpakets wird ein neues Steuerpaket zur Einnahmenerhöhung im griechischen Parlament beschlossen.

7.2 Kovarianzstationarität des allgemeinen GARCH(p,q)-Modells

Anknüpfend an Abschnitt 3.2.1 kann die Kovarianzstationarität auch für den allgemeinen GARCH(p,q) Fall, auf Grundlage Bollerslevs erstem Theorem[367], nachgewiesen werden. Laut Definition gilt

$$\varepsilon_t = z_t\sqrt{h_t}, \quad z_t \sim iid\ N(0,1). \tag{7.1}$$

Eine anschließende Substitution führt zu

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i z_{t-i}^2 h_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \beta_i h_{t-i} \tag{7.2}$$

$$\begin{aligned} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{q} \alpha_i z_{t-j}^2 \left(\alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i z_{t-i-j}^2 h_{t-i-j} + \sum_{i=1}^{p} \beta_i h_{t-i-j} \right) \\ + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \left(\alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i z_{t-i-j}^2 h_{t-i-j} + \sum_{i=1}^{p} \beta_i h_{t-i-j} \right) \end{aligned} \tag{7.3}$$

$$\vdots$$

$$= \alpha_0 + \sum_{k=0}^{\infty} M(t,k), \tag{7.4}$$

[367] Vgl. Bollerslev, T. (1986) S. 323.

wobei $M(t,k)$ alle Terme der Form

$$\prod_{i=1}^{q} \alpha_i^{a_i} \prod_{j=1}^{p} \beta_j^{b_j} \prod_{l=1}^{n} z_{t-S_l}^2 \tag{7.5}$$

für

$$\sum_{i=0}^{q} a_i + \sum_{j=1}^{p} b_j = k, \qquad \sum_{i=1}^{q} a_i = n \tag{7.6}$$

und

$$1 \leq S_1 < S_2 < \cdots < S_n \leq max\{kq, (k-1)q + p\} \tag{7.7}$$

einschließt. Folglich gilt

$$M(t,0) = 1, \tag{7.8}$$

$$M(t,1) = \sum_{i=1}^{q} \alpha_i z_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i, \tag{7.9}$$

$$\begin{aligned} &M(t,2) \\ &= \sum_{j=1}^{q} \alpha_i z_{t-j}^2 \left(\sum_{i=1}^{q} \alpha_i z_{t-i-j}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \right) \\ &+ \sum_{j=1}^{p} \beta_j \left(\sum_{i=1}^{q} \alpha_i z_{t-i-j}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \right) \end{aligned} \tag{7.10}$$

und allgemein

$$M(t,k+1) = \sum_{i=1}^{q} \alpha_i z_{t-i}^2 M(t-i,k) + \sum_{i=1}^{p} \beta_i M(t-i,k). \tag{7.11}$$

Da z_t^2 $i.i.d.$ ist, hängen die Momente von $M(t,k)$ nicht von t ab. Im Speziellen heißt das

$$E\big(M(t,k)\big) = E\big(M(s,k)\big) \quad \text{für alle } k,t,s. \tag{7.12}$$

Aus (7.11) und (7.12) erhält man:

$$E\big(M(t,k+1)\big) = \left(\sum_{i=1}^{q} \alpha_i + \sum_{i=1}^{p} \beta_i\right) E\big(M(t,k)\big) \tag{7.13}$$

$$\vdots$$

$$= \left(\sum_{i=1}^{q} \alpha_i + \sum_{i=1}^{p} \beta_i\right)^{k+1} E\big(M(t,0)\big) \tag{7.14}$$

$$= \left(\sum_{i=1}^{q} \alpha_i + \sum_{i=1}^{p} \beta_i\right)^{k+1}. \tag{7.15}$$

Schließlich gilt mit (7.1), (7.3) und (7.14):

$$E(\varepsilon_t^2) = \alpha_0 E\left(\sum_{k=0}^{\infty} M(t,k)\right) \tag{7.16}$$

$$= \alpha_0 \sum_{k=0}^{\infty} E\big(M(t,k)\big) \tag{7.17}$$

$$= \alpha_0 \left(1 - \sum_{i=1}^{q} \alpha_i - \sum_{i=1}^{p} \beta_i\right)^{-1}, \tag{7.18}$$

wenn und nur wenn

$$\sum_{i=1}^{q} \alpha_i + \sum_{i=1}^{p} \beta_i < 1 \tag{7.19}$$

und ε_t^2 konvergiert.

$E(\varepsilon_t) = 0$ und $cov(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0$ für $t \neq s$ folgt schließlich unmittelbar aus der Symmetrie.

7.3 Parameterschätzung in univariaten und multivariaten GARCH-Modellen

In diesem Abschnitt wird die Schätzung der Parameter in ARCH/GARCH-Modellen erörtert. Dabei werden zunächst die grundlegenden Prinzipien beschrieben, bevor einige Ausführungen zur Vereinfachung im Falle von linearen GARCH-Modellen folgen.

Betrachtet man das Grundmodell des nichtlinearen autoregressiven Modells der Ordnung p:

$$y_t = G(x_t; \xi) + \varepsilon_t, \tag{7.20}$$

wobei $x_t = \left(1, y_{t-1}, \dots, y_{t-p}\right)$ gilt und das Gerüst $G(x_t; \xi)$, welches mindestens zweimal kontinuierlich differenzierbar ist, auf eine nichtlineare Funktion der Parameter ξ zurückgeht. Des Weiteren wird angenommen, dass die bedingte Varianz h_t von ε_t einem linearen oder auch einem möglichen nichtlinearen GARCH-Modell mit den Parametern ψ folgt. Für das EGARCH-Modell aus (3.64) beispielsweise, resultiert $\psi = (\omega, \alpha_1, \gamma_1, \beta_1)'$. Die Parameter für die bedingte Varianz und dem bedingten Erwartungswert sind in dem Parametervektor $\theta \equiv (\xi', \psi')'$ zusammengefasst und können gewöhnlich über die ML-Methode geschätzt werden.[368] Die wahren Parameterwerte werden als $\theta \equiv (\xi_0', \psi_0')'$ bezeichnet. Der bedingte Log-Likelihood für die t´te Beobachtung entspricht

$$l_t(\theta) = lnf\left(\frac{\varepsilon_t}{\sqrt{h_t}}\right) - ln\sqrt{h_t}, \tag{7.21}$$

wobei $f(.)$ die Dichte der i.i.d. Schocks z_t angibt. Wenn z_t Normalverteilt ist, folgt:

$$l_t(\theta) = -\frac{1}{2} ln2\pi - \frac{1}{2} lnh_t - \frac{\varepsilon_t^2}{2h_t}. \tag{7.22}$$

[368] Vgl. Fisher, R. A. (1922) S. 323ff.

Der Maximum-Likelihood-Schätzer (MLS) für θ, welcher mit $\hat{\theta}_{ML}$ bezeichnen wird, resultiert aus der Maximierung der Log-Likelihood-Funktion einer vollständigen zugrundeliegenden Stichprobe, die wiederum einfach der Summe der bedingten Log-Likelihood aus (7.22) entspricht. Der MLS löst die Bedingung erster Ordnung

$$\sum_{t=1}^{n} \frac{\partial l_t(\theta)}{\partial \theta} = 0. \tag{7.23}$$

Der Vektor der Ableitung der Log-Likelihood wird unter Bezugnahme der Parameter meist als der Wert $s_t(\theta) \equiv \frac{\partial l_t(\theta)}{\partial \theta}$ bezeichnet. Für das Modell (7.20) mit $\varepsilon_t = z_t\sqrt{h_t}$ kann dieser zu $s_t(\theta) = \left(\frac{\partial l_t(\theta)}{\partial \xi'}, \frac{\partial l_t(\theta)}{\partial \psi'}\right)$ zerlegt werden, wobei dann formal gilt:

$$\frac{\partial l_t(\theta)}{\partial \xi} = \frac{\varepsilon_t}{h_t}\frac{\partial G(x_t;\xi)}{\partial \xi} + \frac{1}{2h_t}\left(\frac{\varepsilon_t^2}{h_t} - 1\right)\frac{\partial h_t}{\partial \xi} \tag{7.24}$$

$$\frac{\partial l_t(\theta)}{\partial \psi} = \frac{1}{2h_t}\left(\frac{\varepsilon_t^2}{h_t} - 1\right)\frac{\partial h_t}{\partial \xi}. \tag{7.25}$$

Der zweite Term auf der rechten Seite von (7.24) steigt, weil die bedingte Varianz h_t im Allgemeinen von ε_{t-1} abhängt und deshalb von den Parametern in der bedingten Erwartung für y_t; es gilt der Zusammenhang $\varepsilon_{t-1} = y_{t-1} - G(x_{t-1};\xi)$.

Da die Bedingung erster Ordnung in (7.23) nicht linear in den Parametern ist, muss ein iterativer Optimierungsprozess durchgeführt werden, um den MLS $\hat{\theta}_{ML}$ zu erhalten. Wenn die bedingte Verteilung $f(.)$ richtig bestimmt ist, sind die resultierenden Schätzungen konsistent und asymptotisch normalverteilt. Die asymptotische Kovarianzmatrix von $\sqrt{n}\left(\hat{\theta}_{ML} - \theta_0\right)$ ist dann gleich A_0^{-1}, nämlich die Inverse der Informationsmatrix bewertet an dem wahren Parametervektor θ_0:

$$A_0 = -\frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n} E\left(\frac{\partial^2 l_t(\theta_0)}{\partial\theta\partial\theta'}\right) = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n} E\left(H_t(\theta_0)\right). \tag{7.26}$$

Die negative Matrix der partiellen Ableitung zweiter Ordnung des Log-Likelihoods ist mit Berücksichtigung der Parameter die Hesse-Matrix, $H_t(\theta) \equiv -\frac{\partial^2 l_t(\theta_0)}{\partial\theta\partial\theta'}$.[369] Folgerichtig kann die Matrix A_0 durch die Stichprobe geschätzt werden:

$$A_n(\hat{\theta}_{ML}) = -\frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n} E\left(\frac{\partial^2 l_t(\hat{\theta}_{ML})}{\partial\theta\partial\theta'}\right). \tag{7.27}$$

Wie bereits im Abschnitt 3.2.2.4 erläutert, ist die Annahme der Normalverteilung für ε_t nicht immer eine realistische Annahme für hochfrequente Zeitreihen im Rahmen der Ansteckungsanalyse, da es die meisten zugrundeliegenden Modellausgestaltungen nicht schaffen, die Kurtosis in den Daten zu erfassen. Stattdessen wird auf andere Verteilungsannahmen zurückgegriffen und z_t anhand einer (standardisierten) Student-t-Verteilung, bzw. allgemein einer Verteilung mit Berücksichtigung von erhöhter Kurtosis modelliert.[370] Damit können die Parameter der ARCH/GARCH-Modelle schließlich mit der Maximierung der Log-Likelihood auf Basis der entsprechenden Verteilung bestimmt werden. Diese alternative Vorgehensweise wird normalerweise als Quasi-Maximum-Likelihood-Schätzung bezeichnet (QMLS). Es kann gezeigt werden, dass die resultierende Schätzung weiterhin zu konsistent und asymptotisch normalverteilten Parametern führt, vorausgesetzt, dass die Modelle für den bedingten Erwartungswert und der bedingten Varianz korrekt bestimmt sind. Weiss[371] (1986) hat dies für ein ARCH(q)-Modell aus (3.42) demonstriert, Bollerslev, Wooldrige[372] (1992), Lee, Hansen[373] (1994), sowie Lumsdaine[374] (1996) erhalten analoge Ergebnisse für GARCH(1,1)-Modelle aus (3.46).

Da die Normalverteilung nicht als wahre Verteilung von z_t angenommen wird, aber genutzt wird, um eine Likelihood-Funktion zu konstruieren, müssen die Standardabweichungen der Parameter dementsprechend angepasst werden. Im Einzelnen bedeutet dies, dass die asymptotische Kovarianzmatrix von $\sqrt{n}(\hat{\theta} - \theta_0)$, $A_0^{-1}B_0A_0^{-1}$

[369] Vgl. Neudecker, H., Magnus, J. R. (1988) S. 100.
[370] Vgl. Student (1908) S. 1f.
[371] Vgl. Weiss, A. A. (1986) S. 107ff.
[372] Vgl. Bollerslev, T., Wooldridge, J. M. (1992) S. 116ff.
[373] Vgl. Lee, S.-W., Hansen, B. E. (1994) S. 29ff.
[374] Vgl. Lumsdaine, R. L. (1996) S. 575.

entspricht, wobei A_0 die Informationsmatrix (7.26) und B_0 der erwartete Wert des Außenprodukts der Gradientmatrix ist:[375]

$$B_0 = -\frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n} E\left(\frac{\partial l_t(\theta_0)}{\partial \theta}\frac{\partial l_t(\theta_0)}{\partial \theta'}\right) = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n} E(s_t(\theta_0)s_t(\theta_0)'). \tag{7.28}$$

Die asymptotische Kovarianzmatrix kann entsprechend geschätzt werden, in dem die Stichprobe analog zu (7.27) für A_0, und B_0, anhand

$$\begin{aligned} B_n(\hat{\theta}_{ML}) &= \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n} E\left(\frac{\partial l_t\left((\hat{\theta}_{ML})\right)}{\partial \theta}\frac{\partial l_t\left((\hat{\theta}_{ML})\right)}{\partial \theta'}\right) \\ &= \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n} s_t(\hat{\theta}_{ML})s_t(\hat{\theta}_{ML})' \end{aligned} \tag{7.29}$$

formalisiert wird.

Die Eigenschaften des QMLS für das GARCH(1,1)-Modell einer endlichen Stichprobe wurden von Engle und Gonzalez-Rivera[376] (1991) und Bollerslev und Wooldrige[377] (1992) betrachtet. Beide Autoren kommen zu dem Schluss, dass auch der QMLS näherungsweise an der Schätzung der exakten ML-Methode heranreicht, solange die Verteilung von z_t symmetrisch ist. Lummsdaine (1995) kann die Erkenntnisse auch analog für ein IGARCH-Modell feststellen.[378]

Um die Parameter schließlich zu schätzen, wird typischerweise eine Iteration durchgeführt. Dazu werden die Bedingungen erster und zweiter Ordnung der Ableitungen der Log-Likelihood unter Berücksichtigung von θ benötigt – dies ist der Wert

[375] Vgl. Eckey, H.-F., Kosfeld, R., Dreger, C. (2004) S. 126f.
[376] Vgl. Engle, R. F., González-Rivera, G. (1991) S. 346ff.
[377] Vgl. Bollerslev, T., Wooldridge, J. M. (1992) S. 144ff.
[378] Vgl. Lumsdaine, R. L. (1995) S. 580.

$s_t(\theta)$ und die Hesse-Matrix $H_t(\theta)$, wie oben bereits definiert. So nimmt z. B. die Iteration in der bekannten Newton-Raphson Methode folgende Form an:

$$\hat{\theta}^{(m)} = \hat{\theta}^{(m-1)} - \lambda \left(\sum_{t=1}^{n} H_t \, \hat{\theta}^{(m-1)} \right)^{-1} \sum_{t=1}^{n} s_t \, \hat{\theta}^{(m-1)}, \tag{7.30}$$

wobei $\hat{\theta}^{(m)}$ die Schätzung des Parametervektors aus der m´ten Iteration und das Skalar λ eine Schrittgröße bezeichnet.[379] Im Berndt et al. Algorithmus (BHHH), der bevorzugten Variante in der Literatur aus dem Jahr 1974, wird die Hesse-Matrix $H_t\left(\hat{\theta}^{(m-1)}\right)$ in (7.30) durch das Außenprodukt der Gradientmatrix $B_n\left(\hat{\theta}^{(m-1)}\right)$ aus (7.29) ersetzt.[380]

Weil der Parametervektor θ aus den Parametern der Modelle für den bedingten Erwartungswert und der bedingten Varianz besteht, kann die Hesse-Matrix $H_t(\theta)$ für lineare GARCH-Modelle vereinfacht und wie folgt unterteilt werden:

$$H_t(\theta) = \begin{pmatrix} \frac{\partial^2 l_t(\theta)}{\partial \xi \partial \xi'} & \frac{\partial^2 l_t(\theta)}{\partial \xi \partial \psi'} \\ \frac{\partial^2 l_t(\theta)}{\partial \psi \partial \xi'} & \frac{\partial^2 l_t(\theta)}{\partial \psi \partial \psi'} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} H_t^{\xi\xi}(\theta) & H_t^{\xi\psi}(\theta) \\ H_t^{\xi\psi}(\theta)' & H_t^{\psi\psi}(\theta) \end{pmatrix}. \tag{7.31}$$

Da die bedingte Varianz h_t eine symmetrische Funktion von ε_t ist, kann gezeigt werden, dass die erwarteten Werte der Elemente im Block $H_t^{\xi\psi}(\theta)$ gleich Null sind.[381] Es folgt dann, dass die Hesse-Matrix, sowie aufbauend auf (7.26), auch die Informationsmatrix Block-Diagonal sind und somit die konsistenten und asymptotisch effizienten Schätzungen der Parameter ξ und ψ getrennt erhalten werden können. Damit können im ersten Schritt die Parameter im Modell für den bedingten Erwartungswert mit Hilfe (nichtlinearen) Least Squeres (Kleinstquadrate) geschätzt werden. Im zweiten Schritt werden die Parameter im GARCH-Modell mit Hilfe der Residuen $\hat{\varepsilon}_t$, die im

[379] Vgl. Lancaster (1966) S. 55ff.
[380] Vgl. Berndt, E.R., Hall, B.H., Hall R.E., Hausman, J.A. (1997) S. 654f.
[381] Vgl. Engle, R. F. (1982) S. 988.

ersten Schritt erhalten worden sind, durch die Maximum-Likelihood-Methode geschätzt. Von den GARCH-Modellen, aus dem Abschnitt 3.2, beschreiben nur die Grundausführungen des ARCH- und GARCH-Modells die bedingte Varianz als eine symmetrische Funktion von ε_t. Für die anderen nichtlinearen GARCH-Modellen ist die Informationsmatrix nicht Blockdiagonal, sodass die Parameter im Modell für den bedingten Erwartungswert und der bedingten Varianz gemeinsam geschätzt werden müssen.

7.4 Übergangswahrscheinlichkeiten im Switching-GARCH-Modell

$y_t$ist eine Renditereihe, die durch ein SW-GARCH-Modell beschrieben wird mit

$$y_t = \begin{cases} c_1 + \alpha_1 x_t + u_t & wenn\ s_t = 1 \\ c_2 + \alpha_2 x_t + u_t & wenn\ s_t = 2 \end{cases} \tag{7.32}$$

oder in kürzerer Schreibweise,

$$y_t = c_{st} + \alpha_{st} x_t + u_t, \tag{7.33}$$

mit $u_t \sim N(0, \sigma_{st}^2)$, x einer exogenen Variablen und $s_t = 1$, wenn der Prozess im ersten Regime und $s_t = 2$, wenn der Prozess im zweiten Regime ist.

Die Log-Likelihood-Funktion wird anschließend in zwei Schritten konstruiert. Zunächst kann die gemeinsame Dichte der Renditen (y_t) und der unbeobachtbaren Regimevariablen (s_t) geschrieben werden als:

$$f(y_t, s_t|\psi_{t-1}) = f(y_t|s_t, \psi_{t-1}) f(s_t|\psi_{t-1}), \tag{7.34}$$

ψ_{t-1} summiert dabei die Informationen bis zum Zeitpunkt $t-1$ und zusätzlich gilt:

$$f(y_t|s_t, \psi_{t-1}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_{s_t}^2}} exp\left(-\frac{1}{2} \cdot \frac{\left(y_t - c_{s_t} - \alpha_{s_t} x_t\right)^2}{\sigma_{s_t}}\right). \tag{7.35}$$

Zweitens kann die Randverteilung von y_t beschrieben werden als:

$$f(y_t|\psi_{t-1}) = \sum_{s_t=1}^{2} f(y_t|s_t, \psi_{t-1}), \tag{7.36}$$

$$f(y_t|\psi_{t-1}) = \sum_{s_t=1}^{2} f(y_t|s_t, \psi_{t-1}) f(s_t|\psi_{t-1}), \tag{7.37}$$

$$f(y_t|\psi_{t-1}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_1^2}} exp\left(-\frac{1}{2} \cdot \frac{(y_t - c_1 - \alpha_1 x_t)^2}{\sigma_1^2}\right) Pr(s_t = 1|\psi_{t-1}), \tag{7.38}$$

$$f(y_t|\psi_{t-1}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_2^2}} exp\left(-\frac{1}{2} \cdot \frac{(y_t - c_2 - \alpha_2 x_t)^2}{\sigma_2^2}\right) Pr(s_t = 2|\psi_{t-1}). \tag{7.39}$$

Demnach kann die Log-Likelihood-Funktion anschließend geschrieben werden als

$$L = \sum_{t=1}^{T} ln\left(\sum_{s_t=1}^{2} f(y_t|s_t, \psi_{t-1}) Pr(s_t|\psi_{t-1})\right). \tag{7.40}$$

Die Wahrscheinlichkeit $Pr(s_t = 1|\psi_{t-1})$ für $i = 1, 2$ in Gleichung (7.40), auch Regimewahrscheinlichkeit genannt, beschreibt die Wahrscheinlichkeit, dass der Prozess im Regime i zum Zeitpunkt t verweilt, gegeben, alle Informationen bis zum Zeitpunkt $t - 1$. Wie in der Log-Likelihood-Funktion in Gleichung (7.40) zu sehen ist, müssen die Regimewahrscheinlichkeiten berechnet werden, um auch die Log-Likelihood-Funktion zu berechnen. Im Fall eines Switching-GARCH-Modells wird angenommen, dass der Wechsel der Regime durch eine Markow-Kette mit konstanter Übergangswahrscheinlichkeit bestimmt wird. Dies bedeutet, dass das aktuelle Regime s_t nur vom Regime s_{t-1} aus der der vergangenen Periode abhängt. Dann gilt:

$$Pr(s_t|s_{t-1}, s_{t-2}, \dots s_1, \psi_{t-1}) = Pr(s_t|s_{t-1}). \tag{7.41}$$

Im Fall von nur zwei Regimen kann die konstante Übergangswahrscheinlichkeit, welche die Wahrscheinlichkeit beschreibt, die den Prozess von einem Regime in den anderen wechseln lässt, wie folgt definiert werden:

$$Pr(s_t = 1|s_{t-1} = 1) = p = \frac{\exp(p_0)}{1 + \exp(p_0)}, \tag{7.42}$$

$$Pr(s_t = 2|s_{t-1} = 1) = 1 - p, \tag{7.43}$$

$$Pr(s_t = 2|s_{t-1} = 2) = q = \frac{\exp(q_0)}{1 + \exp(q_0)}, \tag{7.44}$$

$$Pr(s_t = 1|s_{t-1} = 2) = 1 - q. \tag{7.45}$$

Um die Regimewahrscheinlichkeiten $Pr(s_t = 1|\psi_{t-1})$ für $i = 1, 2$ in Gleichung (7.40) zu berechnen, kann Kim und Nelson (1999) gefolgt werden.[382]

Dann gilt zur Vereinfachung,

$$p_{1t} = Pr(s_t = 1|\psi_{t-1}), \tag{7.46}$$

$$p_{2t} = Pr(s_t = 2|\psi_{t-1}), \tag{7.47}$$

$$f_{1t} = f(y_t|s_t = 1, \psi_{t-1}), \tag{7.48}$$

[382] Vgl. Kim, C. J., Nelson, C. R. (1999) S. 70f.

$$f_{2t} = f(y_t|s_t = 2, \psi_{t-1}), \tag{7.49}$$

Schritt 1:

Gegeben $Pr(s_t = j|\psi_{t-1})$ für $j = 1, 2$ zum Ende des Zeitpunktes $t-1$, können die Regimewahrscheinlichkeiten $p_{it} = Pr(s_t = i|\psi_{t-1})$ für $i = 1, 2$ wie folgt berechnet werden:

$$Pr(s_t = i|\psi_{t-1}) = \sum_{j=1}^{2} Pr(s_t = i, s_{t-1} = j|\psi_{t-1}). \tag{7.50}$$

Da das aktuelle Regime s_t nur vom Regime aus der vergangenen Periode s_{t-1} abhängt, gilt:

$$Pr(s_t = i|\psi_{t-1}) = \sum_{j=1}^{2} Pr(s_t = i|s_{t-1} = j) Pr(s_{t-1} = j|\psi_{t-1}), \tag{7.51}$$

$$Pr(s_t = i|\psi_{t-1}) = \sum_{j=1}^{2} p_{ji}(s_{t-1} = j|\psi_{t-1}). \tag{7.52}$$

Schritt 2:

Zum Ende des Zeitpunktes t wird die Wahrscheinlichkeit $Pr(s_t = i|\psi_t)$ für $i = 1, 2$ berechnet mit:

$$Pr(s_t = i|\psi_t) = \frac{f(s_t = i, y_t|\psi_{t-1})}{f(y_t|\psi_{t-1})}, \tag{7.53}$$

$$Pr(s_t = i|\psi_t) = \frac{f(y_t|s_t = 1, \psi_{t-1})\, Pr(s_t = i|\psi_{t-1})}{\sum_{i=1}^{2} f(y_t|s_t = i, \psi_{t-1})\, Pr(s_t = i|\psi_{t-1})}, \tag{7.54}$$

$$Pr(s_t = i|\psi_t) = \frac{f_{it}p_{it}}{\sum_{i=1}^{2} f_{it}p_{it}}. \tag{7.55}$$

Alle Regimewahrscheinlichkeiten, p_{it} für $t = 1,\ 2, \dots, T$, werden anschließend berechnet, indem die beiden zuvor beschriebenen Schritte iterativ durchführt werden. Zu Beginn der Iteration wird dennoch häufig $Pr(s_0 = i|\psi_0)$, für $i = 1, 2$, angenommen. Hamilton (1989, 1990) schlägt allerdings eine Abwandlung vor und nutzt unbedingte Regimewahrscheinlichkeiten:[383]

$$\pi_1 = Pr(s_0 = 1|\psi_0) = \frac{1-q}{2-p-q}, \tag{7.56}$$

$$\pi_2 = Pr(s_0 = 2|\psi_0) = \frac{1-p}{2-p-q}. \tag{7.57}$$

[383] Vgl. Hamilton, J. D. (1989) S. 368, Hamilton, J. D. (1990) S. 50.

7.5 Tabellen und Grafiken

7.5.1 Ergebnisse der Kointegrationsanalyse im Detail

In den vier nachfolgenden Tabellen sind die Ergebnisse des Johanson Kointegrationstests in Referenz zu Griechenland nochmals detailliert aufgeführt. Dabei wird zwischen zwei Modellausgestaltungen des Johansen Theorems unterschieden. Die Renditereihen der 10-jährigen Referenzanleihen, im Level, werden anhand des Trace und Maximum Eigenvalue Tests auf ihre Kointegration mit jeweils einer Konstanter und mit oder ohne Trend in der Modellgleichung bewertet. Die Ergebnisse geben die Analyse des kompletten Datensatzes über die gesamte Beobachtungsperiode wider.

Land (Referenz Griechenland)	r	h	T-Wert	Kritischer Wert**	Kritischer Wert***	P-Wert	Eigenwert
	Konstanter im Kointegrationsterm und ohne Trend im Level der Daten („intercept“)						
	Trace Test						
Belgien	0	0	7,1485	15,4948	19,9396	0,5971	0,0029
	1	0	0,7549	3,8415	6,6349	0,5374	0,0003
Deutschland	0	0	4,5928	15,4948	19,9396	0,8504	0,0019
	1	0	0,4434	3,8415	6,6349	0,6558	0,0002
Finnland	0	0	4,7782	15,4948	19,9396	0,8318	0,0019
	1	0	0,4651	3,8415	6,6349	0,6476	0,0002
Frankreich	0	0	4,7008	15,4948	19,9396	0,8396	0,0020
	1	0	0,2533	3,8415	6,6349	0,7281	0,0001
Irland	0	0	9,7417	15,4948	19,9396	0,3424	0,0039
	1	0	1,0251	3,8415	6,6349	0,4347	0,0005
Italien	0	0	6,7055	15,4948	19,9396	0,6406	0,0028
	1	0	0,4661	3,8415	6,6349	0,6472	0,0002
Niederlande	0	0	4,5678	15,4948	19,9396	0,8528	0,0019
	1	0	0,2910	3,8415	6,6349	0,7138	0,0001
	Maximum Eigenvalue Test						
Belgien	0	0	6,3936	14,2644	18,5193	0,6021	0,0029
	1	0	0,7549	3,8415	6,6349	0,5374	0,0003
Deutschland	0	0	4,1494	14,2644	18,5193	0,8431	0,0019
	1	0	0,4434	3,8415	6,6349	0,6558	0,0002
Finnland	0	0	4,3131	14,2644	18,5193	0,8249	0,0019
	1	0	0,4651	3,8415	6,6349	0,6476	0,0002
Frankreich	0	0	4,4475	14,2644	18,5193	0,8092	0,0020
	1	0	0,2533	3,8415	6,6349	0,7281	0,0001
Irland	0	0	8,7166	14,2644	18,5193	0,3558	0,0039
	1	0	1,0251	3,8415	6,6349	0,4347	0,0005
Italien	0	0	6,2394	14,2644	18,5193	0,6184	0,0028
	1	0	0,4661	3,8415	6,6349	0,6472	0,0002
Niederlande	0	0	4,2769	14,2644	18,5193	0,8289	0,0019
	1	0	0,2910	3,8415	6,6349	0,7138	0,0001

Signifikanzniveau

5% **
1% ***

Tabelle 7.1: Erster Teil der Ergebnisse des Johansen Kointegrationstests

Land (Referenz Griechenland)	r	h	T-Wert	Kritischer Wert**	Kritischer Wert***	P-Wert	Eigenwert
	Konstanter im Kointegrationsterm und Trend im Level der Daten („intercept and trend“)						
				Trace Test			
Belgien	0	0	21,7427	25,8723	31,1526	0,1500	0,0075
	1	0	5,0358	12,5174	16,5569	0,6302	0,0023
Deutschland	0	0	14,3527	25,8723	31,1526	0,6435	0,0046
	1	0	4,1493	12,5174	16,5569	0,7345	0,0019
Finnland	0	0	15,0612	25,8723	31,1526	0,5927	0,0048
	1	0	4,3129	12,5174	16,5569	0,7152	0,0019
Frankreich	0	0	15,0021	25,8723	31,1526	0,5970	0,0049
	1	0	4,2050	12,5174	16,5569	0,7279	0,0019
Irland	0	0	15,5530	25,8723	31,1526	0,5574	0,0050
	1	0	4,4731	12,5174	16,5569	0,6964	0,0020
Italien	0	0	15,9390	25,8723	31,1526	0,5298	0,0056
	1	0	3,4093	12,5174	16,5569	0,8247	0,0015
Niederlande	0	0	14,7497	25,8723	31,1526	0,6151	0,0047
	1	0	4,2763	12,5174	16,5569	0,7195	0,0019
				Maximum Eigenvalue Test			
Belgien	0	0	16,7069	19,3864	23,9774	0,1180	0,0075
	1	0	5,0358	12,5174	16,5569	0,6302	0,0023
Deutschland	0	0	10,2035	19,3864	23,9774	0,6223	0,0046
	1	0	4,1493	12,5174	16,5569	0,7345	0,0019
Finnland	0	0	10,7483	19,3864	23,9774	0,5732	0,0048
	1	0	4,3129	12,5174	16,5569	0,7152	0,0019
Frankreich	0	0	10,7971	19,3864	23,9774	0,5688	0,0049
	1	0	4,2050	12,5174	16,5569	0,7279	0,0019
Irland	0	0	11,0799	19,3864	23,9774	0,5432	0,0050
	1	0	4,4731	12,5174	16,5569	0,6964	0,0020
Italien	0	0	12,5297	19,3864	23,9774	0,4124	0,0056
	1	0	3,4093	12,5174	16,5569	0,8247	0,0015
Niederlande	0	0	10,4734	19,3864	23,9774	0,5980	0,0047
	1	0	4,2763	12,5174	16,5569	0,7195	0,0019

Signifikanzniveau

5% **
1% ***

Tabelle 7.2: Zweiter Teil der Ergebnisse des Johansen Kointegrationstests

Land (Referenz Griechenland)	r	h	T-Wert	Kritischer Wert**	Kritischer Wert***	P-Wert	Eigenwert
	Konstanter im Kointegrationsterm und ohne Trend im Level der Daten („intercept“)						
			Trace Test				
Norwegen	0	0	5,2401	15,4948	19,9396	0,7845	0,0018
	1	0	1,1458	3,8415	6,6349	0,3888	0,0005
Österreich	0	0	4,7177	15,4948	19,9396	0,8379	0,0020
	1	0	0,2862	3,8415	6,6349	0,7156	0,0001
Portugal	0	0	14,0553	15,4948	19,9396	0,0412	0,0065
	1	0	1,5361	3,8415	6,6349	0,2404	0,0007
Schweden	0	0	5,1433	15,4948	19,9396	0,7941	0,0019
	1	0	1,0070	3,8415	6,6349	0,4416	0,0005
Schweiz	0	0	4,9549	15,4948	19,9396	0,8135	0,0019
	1	0	0,8379	3,8415	6,6349	0,5058	0,0004
Spanien	0	0	5,9607	15,4948	19,9396	0,7138	0,0025
	1	0	0,4687	3,8415	6,6349	0,6462	0,0002
UK	0	0	5,8856	15,4948	19,9396	0,7211	0,0019
	1	0	1,5870	3,8415	6,6349	0,2211	0,0007
			Maximum Eigenvalue Test				
Norwegen	0	0	4,0943	14,2644	18,5193	0,8492	0,0018
	1	0	1,1458	3,8415	6,6349	0,3888	0,0005
Österreich	0	0	4,4315	14,2644	18,5193	0,8111	0,0020
	1	0	0,2862	3,8415	6,6349	0,7156	0,0001
Portugal	0	0	13,5191	14,2644	18,5193	0,0456	0,0065
	1	0	1,5361	3,8415	6,6349	0,2404	0,0007
Schweden	0	0	4,1362	14,2644	18,5193	0,8446	0,0019
	1	0	1,0070	3,8415	6,6349	0,4416	0,0005
Schweiz	0	0	4,1170	14,2644	18,5193	0,8467	0,0019
	1	0	0,8379	3,8415	6,6349	0,5058	0,0004
Spanien	0	0	5,4919	14,2644	18,5193	0,6977	0,0025
	1	0	0,4687	3,8415	6,6349	0,6462	0,0002
UK	0	0	4,2987	14,2644	18,5193	0,8265	0,0019
	1	0	1,5870	3,8415	6,6349	0,2211	0,0007

Signifikanzniveau

5%	**
1%	***

Tabelle 7.3: Dritter Teil der Ergebnisse des Johansen Kointegrationstests

Land (Referenz Griechenland)	r	h	T-Wert	Kritischer Wert**	Kritischer Wert***	P-Wert	Eigenwert
	Konstanter im Kointegrationsterm und Trend im Level der Daten („intercept and trend“)						
			Trace Test				
Norwegen	0	0	18,1352	25,8723	31,1526	0,3722	0,0065
	1	0	3,7043	12,5174	16,5569	0,7868	0,0017
Österreich	0	0	17,2775	25,8723	31,1526	0,4337	0,0058
	1	0	4,3922	12,5174	16,5569	0,7059	0,0020
Portugal	0	0	25,5065	25,8723	31,1526	0,0555	0,0103
	1	0	2,6118	12,5174	16,5569	0,9191	0,0012
Schweden	0	0	12,5865	25,8723	31,1526	0,7702	0,0038
	1	0	4,0865	12,5174	16,5569	0,7418	0,0018
Schweiz	0	0	15,0328	25,8723	31,1526	0,5948	0,0050
	1	0	3,9439	12,5174	16,5569	0,7586	0,0018
Spanien	0	0	14,3172	25,8723	31,1526	0,6461	0,0050
	1	0	3,2530	12,5174	16,5569	0,8451	0,0015
UK	0	0	15,3404	25,8723	31,1526	0,5727	0,0052
	1	0	3,8312	12,5174	16,5569	0,7719	0,0017
			Maximum Eigenvalue Test				
Norwegen	0	0	14,4308	19,3864	23,9774	0,2408	0,0065
	1	0	3,7043	12,5174	16,5569	0,7868	0,0017
Österreich	0	0	12,8854	19,3864	23,9774	0,3803	0,0058
	1	0	4,3922	12,5174	16,5569	0,7059	0,0020
Portugal	0	0	18,8948	19,3864	23,9774	0,0148	0,0103
	1	0	2,6118	12,5174	16,5569	0,9191	0,0012
Schweden	0	0	8,5001	19,3864	23,9774	0,7761	0,0038
	1	0	4,0865	12,5174	16,5569	0,7418	0,0018
Schweiz	0	0	11,0889	19,3864	23,9774	0,5424	0,0050
	1	0	3,9439	12,5174	16,5569	0,7586	0,0018
Spanien	0	0	11,0642	19,3864	23,9774	0,5447	0,0050
	1	0	3,2530	12,5174	16,5569	0,8451	0,0015
UK	0	0	11,5092	19,3864	23,9774	0,5045	0,0052
	1	0	3,8312	12,5174	16,5569	0,7719	0,0017

Signifikanzniveau

5% **
1% ***

Tabelle 7.4: Vierter Teil der Ergebnisse des Johansen Kointegrationstests

7.5.2 Ergebnisse des Stationaritätstests nach der Eliminierung der ersten Hauptkomponente

In den drei nachfolgenden Tabellen sind die Ergebnisse des Augemented-Dickey-Fuller- sowie des Kwiatkowski-Phillips-Shin-Tests für die Renditereihen 10-jähriger Referenzanleihen nach der Hauptkomponentenanalyse zu finden. Im Abschnitt 4.1.3 sind bereits die Ergebnisse des ADF- und KPSS-Tests auf die ungefilterten Renditereihen aus dem zugrundeliegenden Datensatz erläutert worden. Nachdem im Abschnitt 4.2 ein globaler Faktor mit Hilfe der Hauptkomponentenanalyse identifiziert und den Zeitreihen entzogen wurde, zeigen die Ergebnisse des ADF- und KPSS-Tests mit Blick auf die nun gefilterten Renditereihen weiterhin die Notwendigkeit der Bildung erster Differenzen, um Stationarität zu erhalten.

Land	ADF-Test (Niveau)	ADF-Test (1. Differenz)	KPSS-Test (Niveau)	KPSS-Test (1. Differenz)
	AR Model mit Konstante und Trend („trend and intercept“)		Konstante und Trend („trend and intercept“)	
Belgien	-2.495017 (1)	-36.57763 (0)***	1.258242 (35)***	0.032147 (7)
Deutschland	-1.950557 (1)	-39.88948 (0)***	1.151864 (35)***	0.087806 (20)
Finnland	-1.752857 (1)	-41.09300 (0)***	1.223323 (35)***	0.084653 (19)
Frankreich	-2.101318 (1)	-40.26452 (0)***	1.175902 (35)***	0.066348 (14)
Griechenland	-2.084733 (4)	-24.91900 (3)***	0.896646 (35)***	0.042211 (6)
Irland	-2.353990 (1)	-40.62461 (0)***	0.463740 (35)***	0.059973 (2)
Italien	-3.230138 (1)*	-33.78182 (1)***	0.476773 (35)***	0.029588 (7)
Niederlande	-1.755243 (1)	-40.04692 (0)***	1.201654 (35)***	0.085487 (15)
Norwegen	-2.124899 (1)	-40.46673 (0)***	1.334565 (35)***	0.080358 (14)
Österreich	-1.858486 (1)	-39.41972 (0)***	1.275822 (35)***	0.083043 (18)
Portugal	-2.245515 (1)	-36.58120 (0)***	0.899907 (35)***	0.049990 (5)
Schweden	-2.395567 (1)	-39.16684 (0)***	1.345087 (35)***	0.044711 (10)
Schweiz	-2.251130 (0)	-38.32237 (0)***	1.477509 (35)***	0.048330 (13)
Spanien	-2.499451 (4)	-25.26133 (3)***	0.495398 (35)***	0.056823 (29)
UK	-2.232436 (0)	-35.75252 (0)***	1.534105 (35)***	0.046671 (17)

Signifikanzniveau	ADF-Test	KPSS-Test
10%	-3.1278*	0.1190*
5%	-3.4118**	0.1460**
1%	-3.9621***	0.2160***

Tabelle 7.5: Ergebnisse des Augemented-Dickey-Fuller (ADF) und Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS)-Tests der 10-jährigen Referenzanleihen nach der PCA Filterung, im AR-Modell mit Konstanter und Trend

Land	ADF-Test (Niveau)	ADF-Test (1. Differenz)	KPSS-Test (Niveau)	KPSS-Test (1. Differenz)
	AR Model mit Konstante („with intercept“)		Konstante („with intercept“)	
Belgien	-2.054092 (1)	-36.58317 (0)***	3.618564 (35)***	0.056576 (19)
Deutschland	-1.883315 (1)	-39.88807 (0)***	3.579129 (35)***	0.198919 (20)
Finnland	-1.734721 (1)	-41.09207 (0)***	3.660095 (35)***	0.186162 (18)
Frankreich	-1.850739 (1)	-40.26838 (0)***	3.554005 (35)***	0.120151 (15)
Griechenland	-2.139232 (4)	-24.91764 (3)***	0.996081 (35)***	0.077320 (6)
Irland	-2.378184 (1)	-40.63134 (0)***	0.506515 (35)***	0.072584 (2)
Italien	-3.207842 (1)*	-33.78896 (1)***	0.455319 (35)***	0.031557 (7)
Niederlande	-1.681977 (1)	-40.04783 (0)***	3.630716 (35)***	0.168598 (15)
Norwegen	-1.853469 (1)	-41.23724 (0)***	3.527115 (35)***	0.120346 (14)
Österreich	-1.655256 (1)	-39.42358 (0)***	3.757296 (35)***	0.142350 (17)
Portugal	-1.735220 (1)	-36.58924 (0)***	3.372670 (35)***	0.054857 (5)
Schweden	-1.795720 (1)	-38.35514 (0)***	3.554132 (35)***	0.149970 (10)
Schweiz	-1.721248 (0)	-37.22529 (0)***	3.467597 (35)***	0.145618 (13)
Spanien	-2.533004 (4)	-25.26280 (3)***	0.647974 (35)***	0.085779 (29)
UK	-1.823425 (0)	-35.56352 (0)***	3.699469 (35)***	0.14344 (17)

Signifikanzniveau	ADF-Test	KPSS-Test
10%	-2.5674*	0.3470*
5%	-2.8626**	0.4630**
1%	-3.4331***	0.7390***

Tabelle 7.6: Ergebnisse des Augemented-Dickey-Fuller (ADF) und Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS)-Tests der 10-jährigen Referenzanleihen nach der PCA Filterung, im AR-Modell mit Konstanter

Land	ADF-Test (Niveau)	ADF-Test (1. Differenz)	KPSS-Test (Niveau)	KPSS-Test (1. Differenz)
	AR Model („none“)		undefined	
Belgien	-1.854397 (1)*	-36.57990 (0)***		
Deutschland	-1.882889 (1)*	-39.86806 (0)***		
Finnland	-1.734442 (1)*	-41.07558 (0)***		
Frankreich	-1.850720 (1)*	-40.25348 (0)***		
Griechenland	-1.096126 (4)	-24.92289 (3)***		
Irland	-1.578620 (1)	-40.63688 (0)***		
Italien	-1.808625 (1)*	-33.79593 (1)***		
Niederlande	-1.601717 (1)	-40.02885 (0)***		
Norwegen	-1.533257 (1)	-34.24528 (0)***		
Österreich	-1.555234 (1)	-39.40807 (0)***		
Portugal	-1.435692 (1)	-36.58555 (0)***		
Schweden	-1.923396 (1)*	-37.14528 (0)***		
Schweiz	-1.612455 (0)	-37.87831 (0)***		
Spanien	-1.533772 (4)	-25.26799 (3)***		
UK	-1.757896 (0)*	-35.57725 (0)***		

Signifikanzniveau	ADF-Test
10%	-3.1278*
5%	-3.4118**
1%	-3.9621***

Tabelle 7.7: Ergebnisse des Augemented-Dickey-Fuller (ADF)-Tests der 10-jährigen Referenzanleihen ausgewählter europäischer Länder, im AR-Modell. Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS)-Test im AR-Modell undefiniert.

7.5.3 Ergebnisse des Likelihood-Ratio-Tests

Die abgebildete Tabelle 7.8 zeigt das Ergebnis des Likelihood-Ratio-Tests der entsprechenden Modelle aus dem Abschnitt 4.3 beginnend auf Seite 211. Der Likelihood-Ratio-Test vergleicht die beiden besten univariaten Modelle mit der besten Güte und bestätigt die Auswahl der gewählten Modelle nochmals statistisch.

Land	Modell	H_0	T-Wert	Kritischer Wert (1% Signifikanzniveau)
Belgien	EGARCH (2,1)	1	1202,0000	9,2103
Deutschland	EGARCH (1,1)	1	615,1225	9,2103
Finnland	EGARCH (2,1)	1	742,5083	9,2103
Frankreich	EGARCH (2,2)	1	766,9380	9,2103
Griechenland	EGARCH (1,1)	1	1583,0000	9,2103
Irland	IGARCH (1,1)	1	1280,0000	9,2103
Italien	IGARCH (1,1)	1	2096,0000	9,2103
Niederlande	GJR-GARCH (1,1)	1	2678,0000	9,2103
Norwegen	GJR-GARCH (2,1)	1	527,0114	9,2103
Österreich	GJR-GARCH (2,1)	1	838,0209	9,2103
Portugal	IGARCH (2,1)	1	1898,0000	9,2103
Schweden	EGARCH (1,2)	1	338,7808	9,2103
Schweiz	EGARCH (1,1)	1	675,1312	9,2103
Spanien	IGARCH (2,1)	1	1947,0000	9,2103
UK	GJR-GARCH (1,1)	1	230,0542	9,2103

Tabelle 7.8: Ergebnisse des Likelihood-Ratio-Tests der entsprechend univariaten GARCH-Modelle der einzelnen Länder

7.5.4 Zeitreihen der 10-jährigen Referenzanleihen im Detail

Auf den folgenden Seiten werden nochmals grafisch die Renditereihen der einzelnen Länder aus dem zugrundeliegenden Datensatz abgebildet. Dabei ist zunächst die Renditereihe selbst in der linken oberen Ecke und anschließend die um die erste Hauptkomponente gefilterte Renditereihe des jeweiligen Landes zu finden. Schließlich wird in der dritten Grafik die erste Differenz dieser jeweiligen Renditereihe abgebildet. Der Zeithorizont beträgt dabei die gesamte Betrachtungsperiode von Januar 2008 bis Juli 2016.

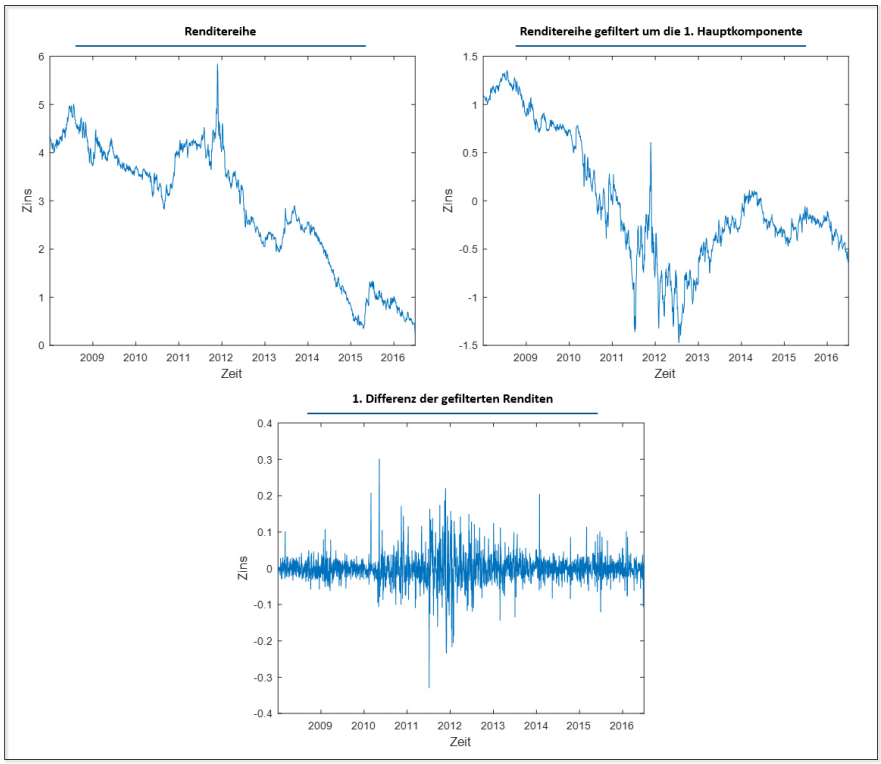

Abbildung 30: Renditezeitreihe und die 1. Differenz belgischer Referenzanleihen

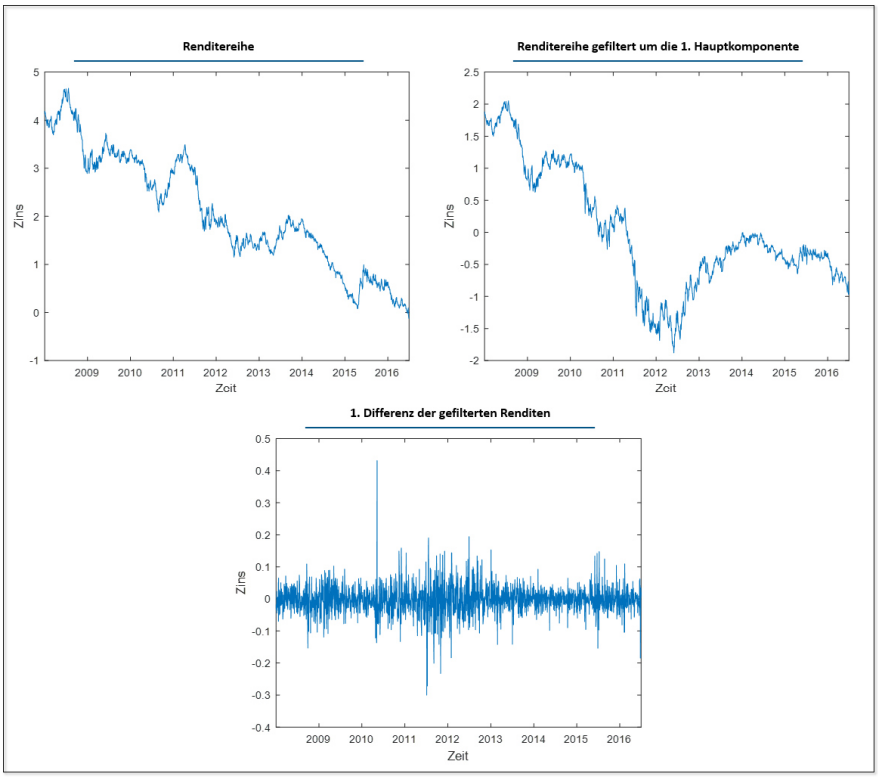

Abbildung 31: Renditezeitreihe und die 1. Differenz deutscher Referenzanleihen

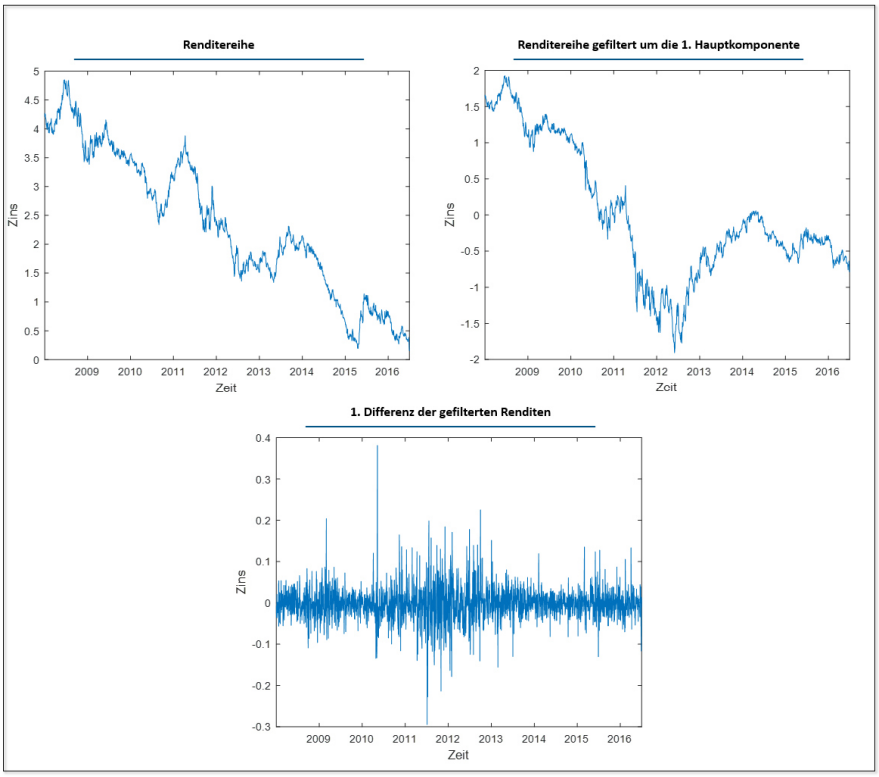

Abbildung 32: Renditezeitreihe und die 1. Differenz finnischer Referenzanleihen

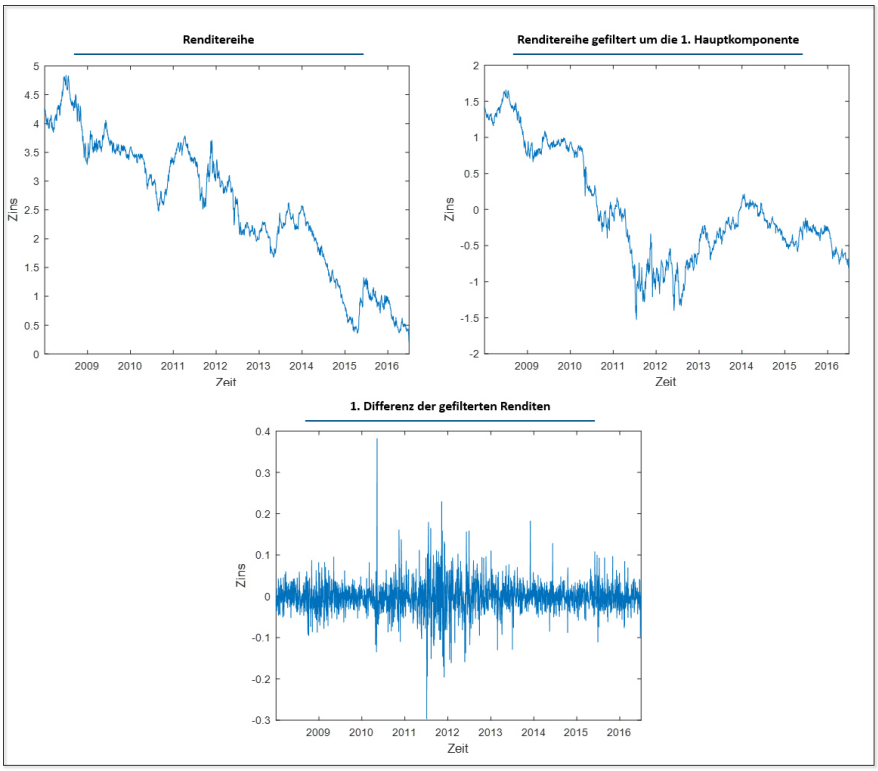

Abbildung 33: Renditezeitreihe und die 1. Differenz französischer Referenzanleihen

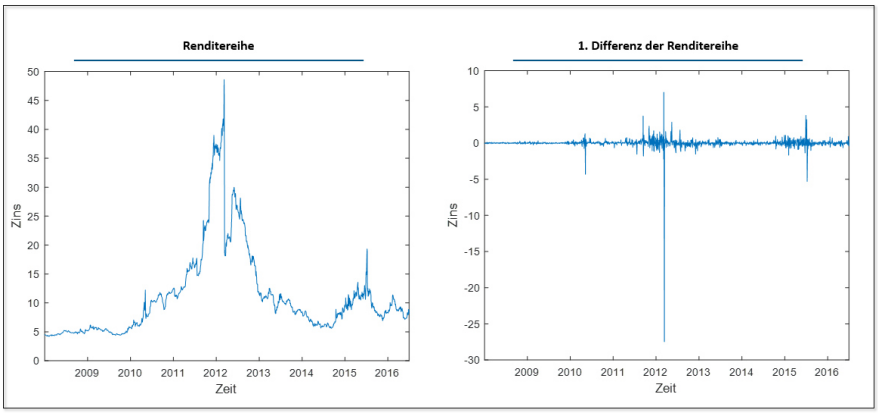

Abbildung 34: Renditezeitreihe und die 1. Differenz griechischer Referenzanleihen

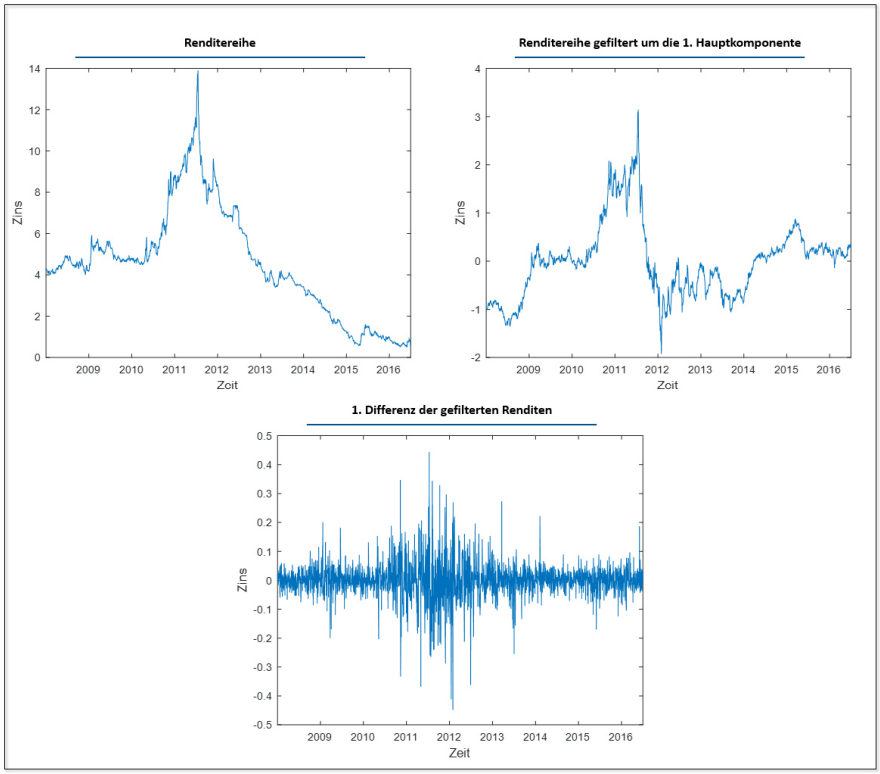

Abbildung 35: Renditezeitreihe und die 1. Differenz irischer Referenzanleihen

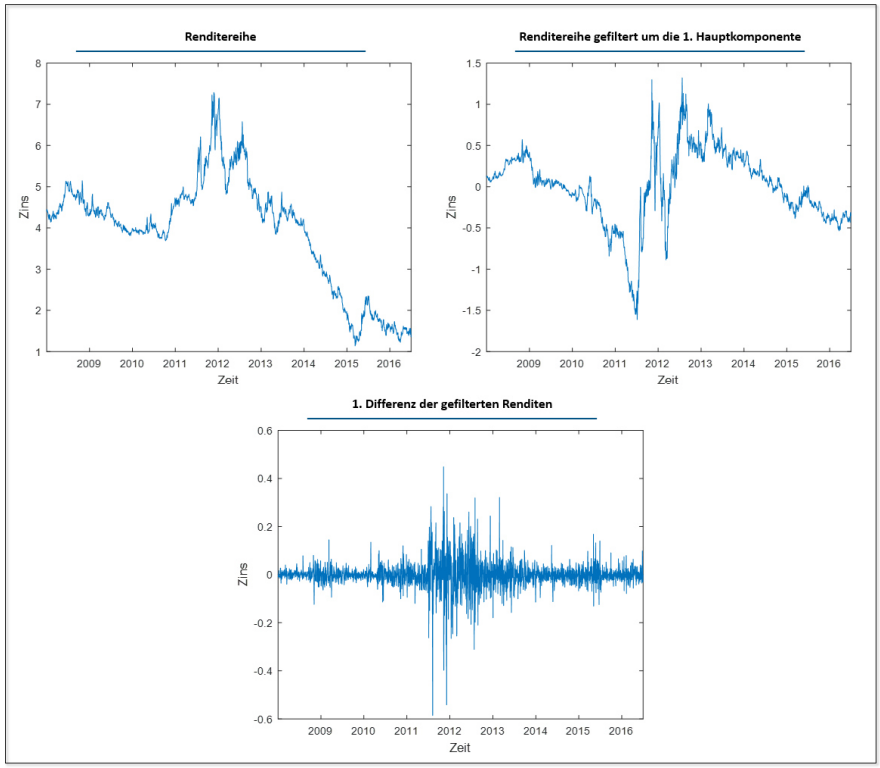

Abbildung 36: Renditezeitreihe und die 1. Differenz italienischer Referenzanleihen

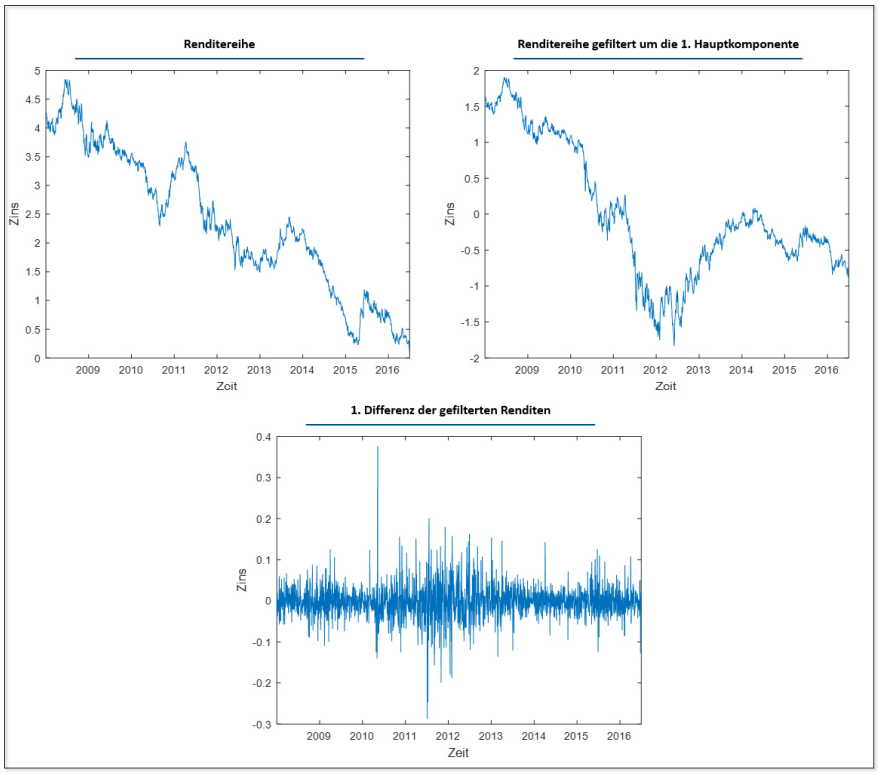

Abbildung 37: Renditezeitreihe und die 1. Differenz niederländischer Referenzanleihen

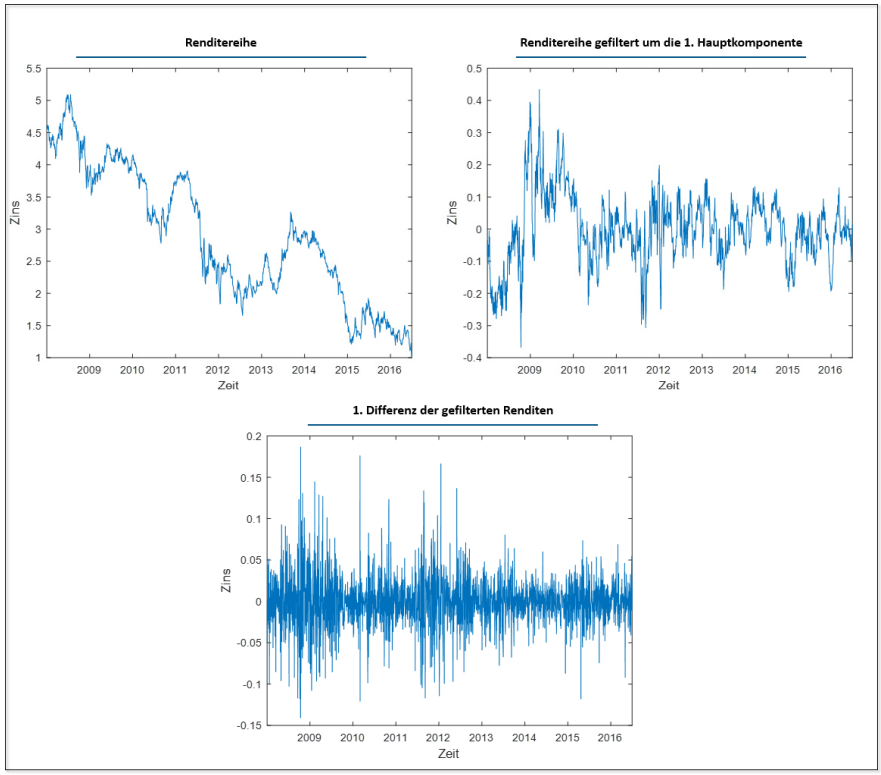

Abbildung 38: Renditezeitreihe und die 1. Differenz norwegischer Referenzanleihen

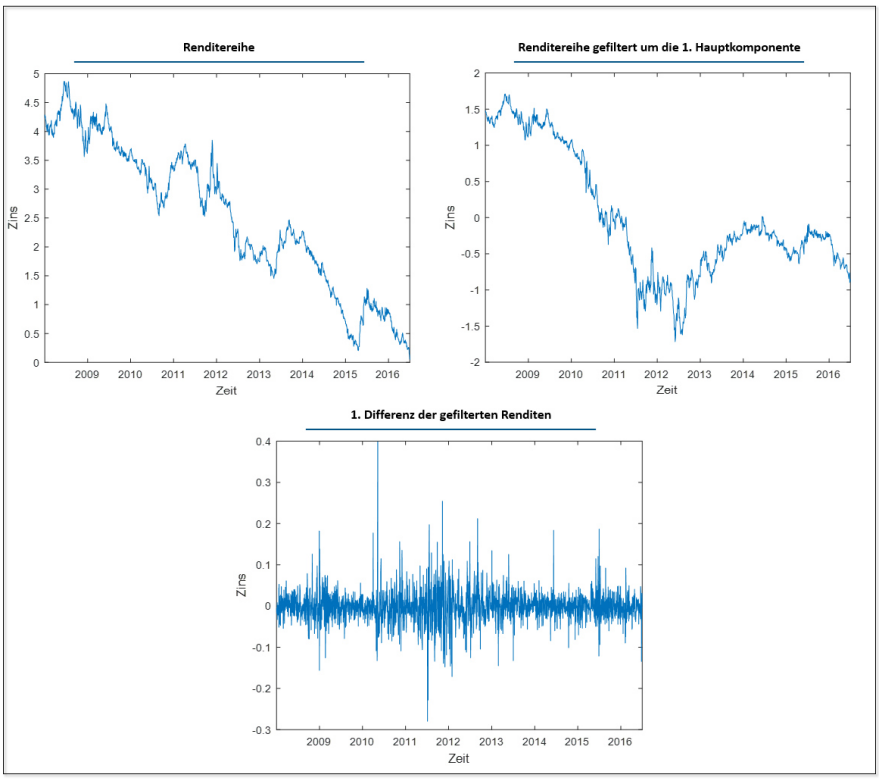

Abbildung 39: Renditezeitreihe und die 1. Differenz österreichischer Referenzanleihen

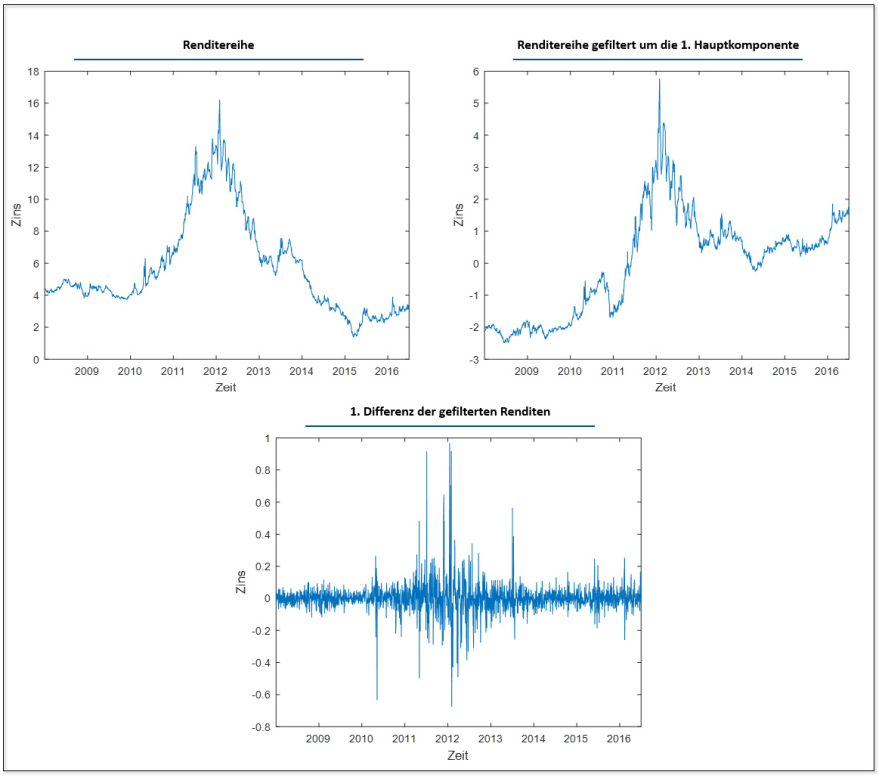

Abbildung 40: Renditezeitreihe und die 1. Differenz portugiesischer Referenzanleihen

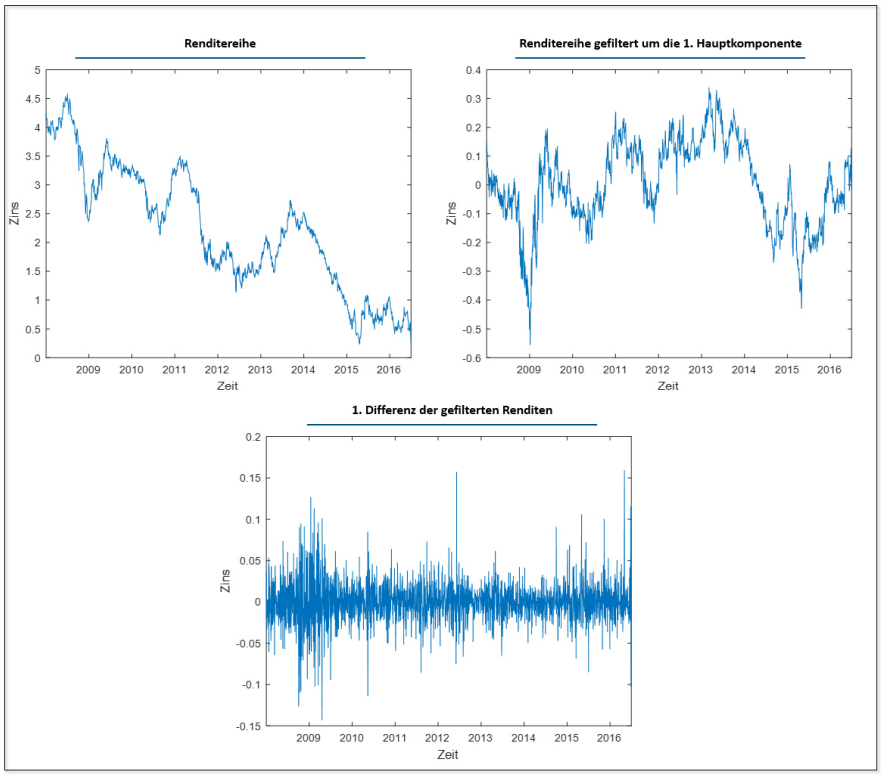

Abbildung 41: Renditezeitreihe und die 1. Differenz schwedischer Referenzanleihen

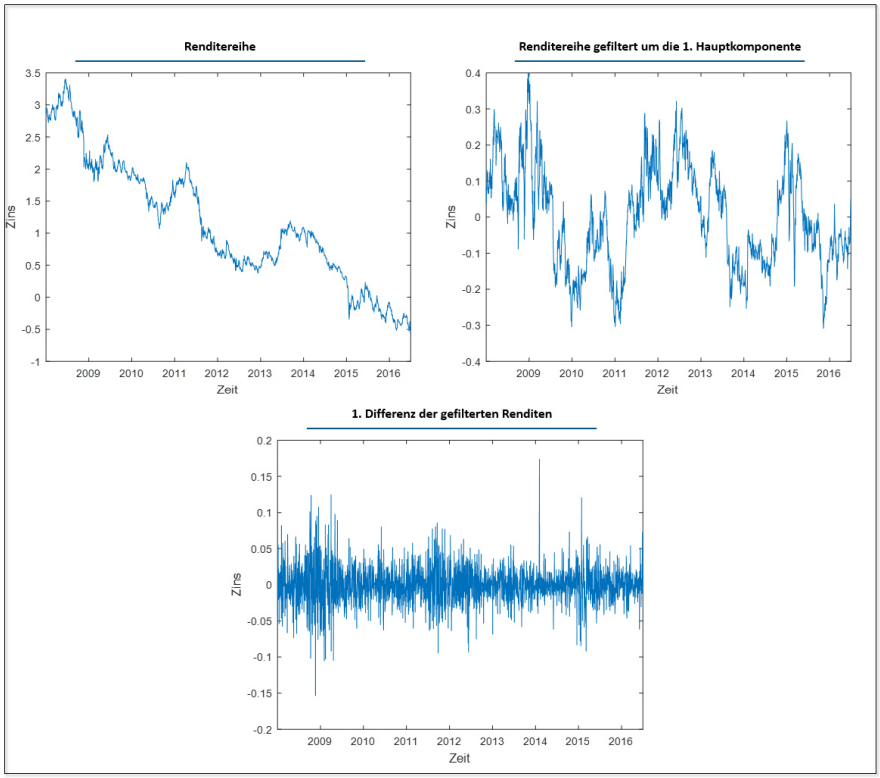

Abbildung 42: Renditezeitreihe und die 1. Differenz schweizer Referenzanleihen

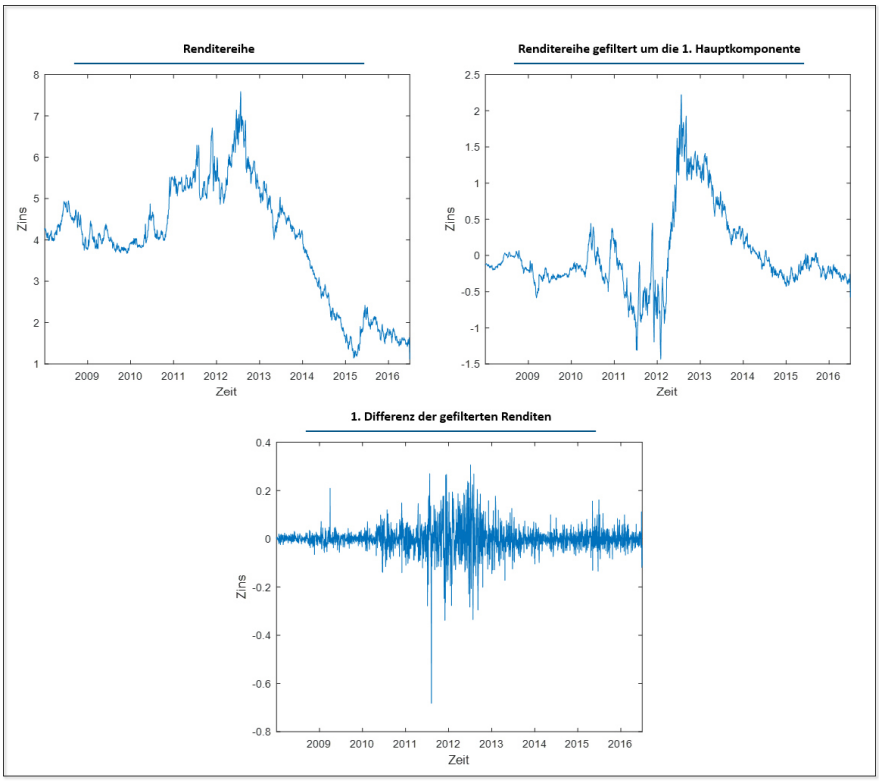

Abbildung 43: Renditezeitreihe und die 1. Differenz spanischer Referenzanleihen

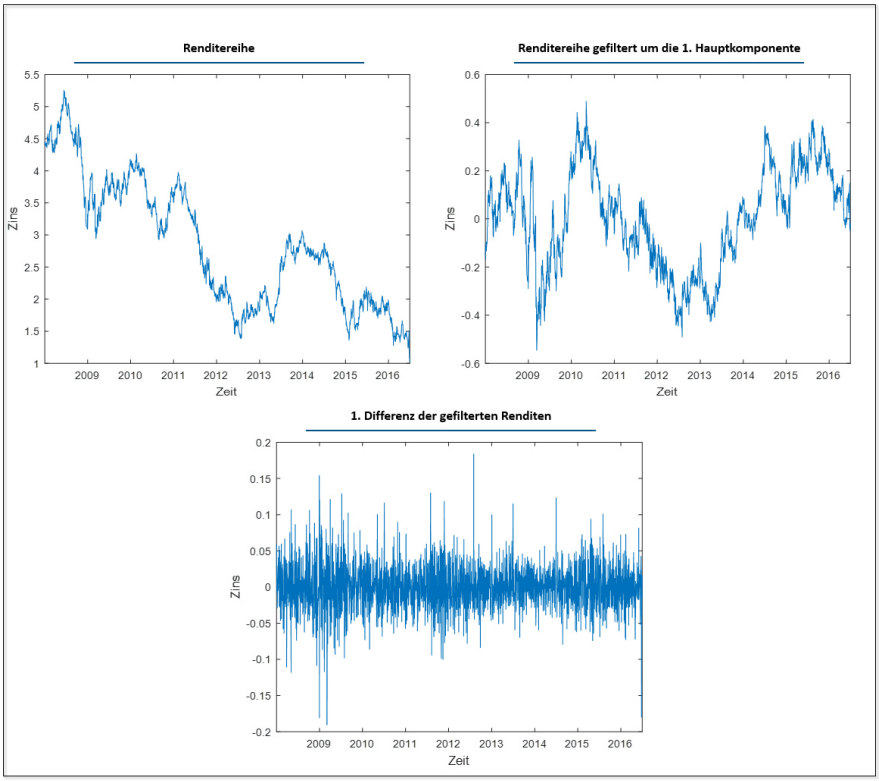

Abbildung 44: Renditezeitreihe und die 1. Differenz britischer Referenzanleihen

7.5.5 Ergebnisse der einzelnen univariaten GARCH-Modellierungen der 10-jährigen Referenzanleihen

Auf den folgenden Seiten finden sich die Ergebnisse der einzelnen, univariaten GARCH-Modellierungen (Abschnitt 4.3, Seite 211) detailliert grafisch aufbereitet.

Beginnend oben rechts findet sich die bedingte Varianz der zugrundliegenden Datenreihe, gefolgt von den standardisierten Residuen der univariaten Schätzungen. Die mittleren Grafiken bilden das Histogramm der Residuen und die entsprechende Autokorrelation ab. Die letzte Grafik zeigt zusätzlich noch die jeweilige partielle Autokorrelation.

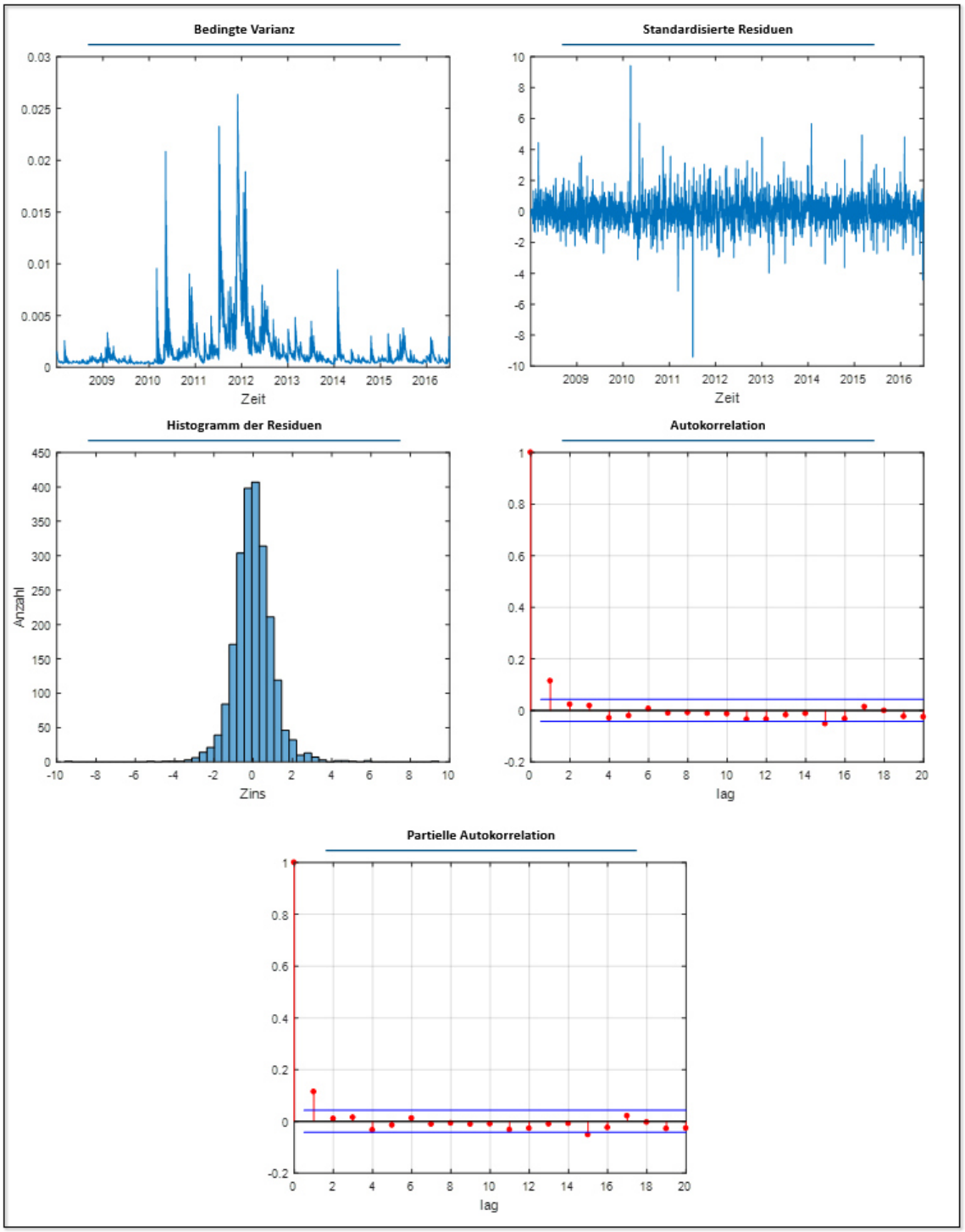

Abbildung 45: Ergebnisse der univariaten GARCH-Modellierung für Belgien

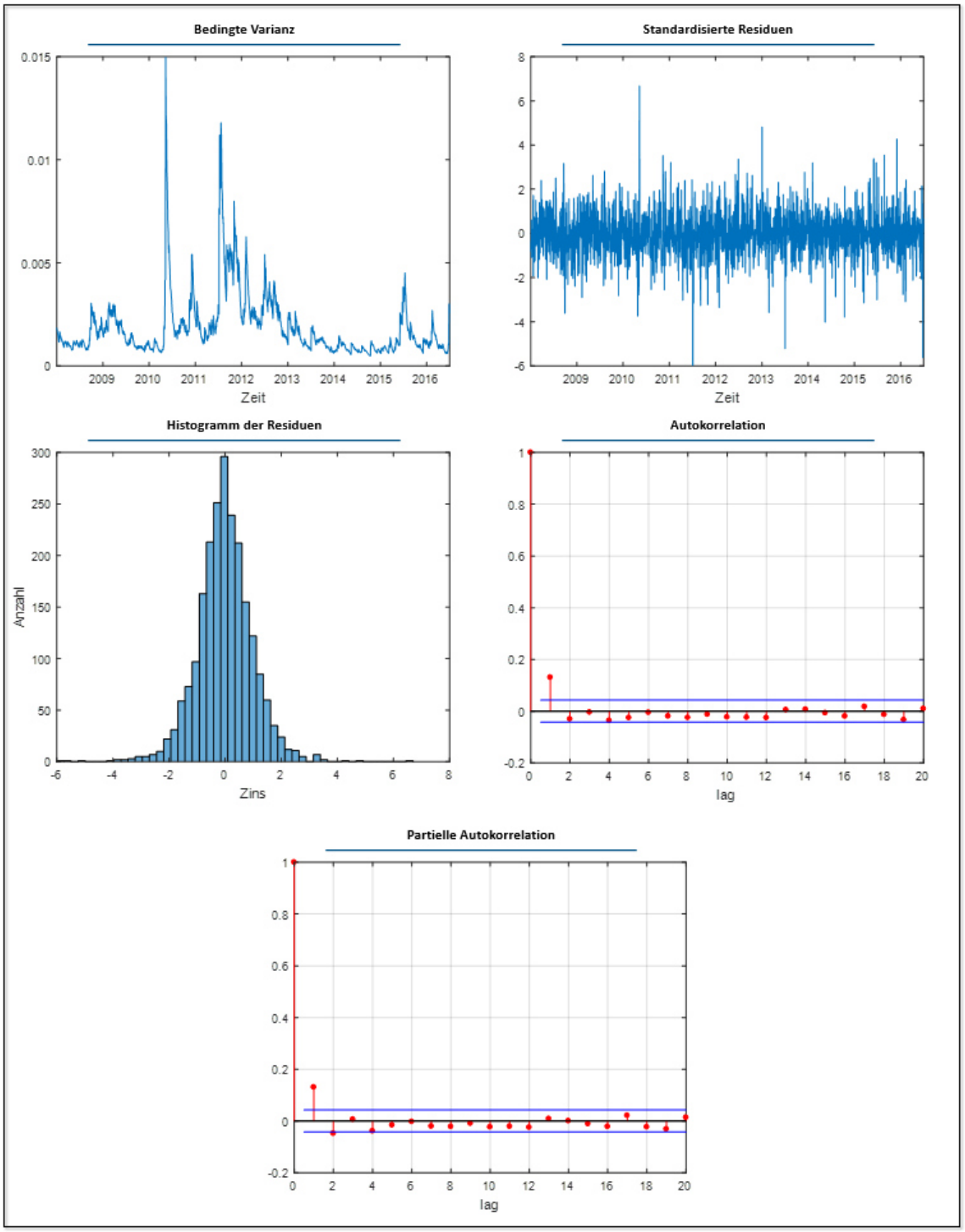

Abbildung 46: Ergebnisse der univariaten GARCH-Modellierung für Deutschland

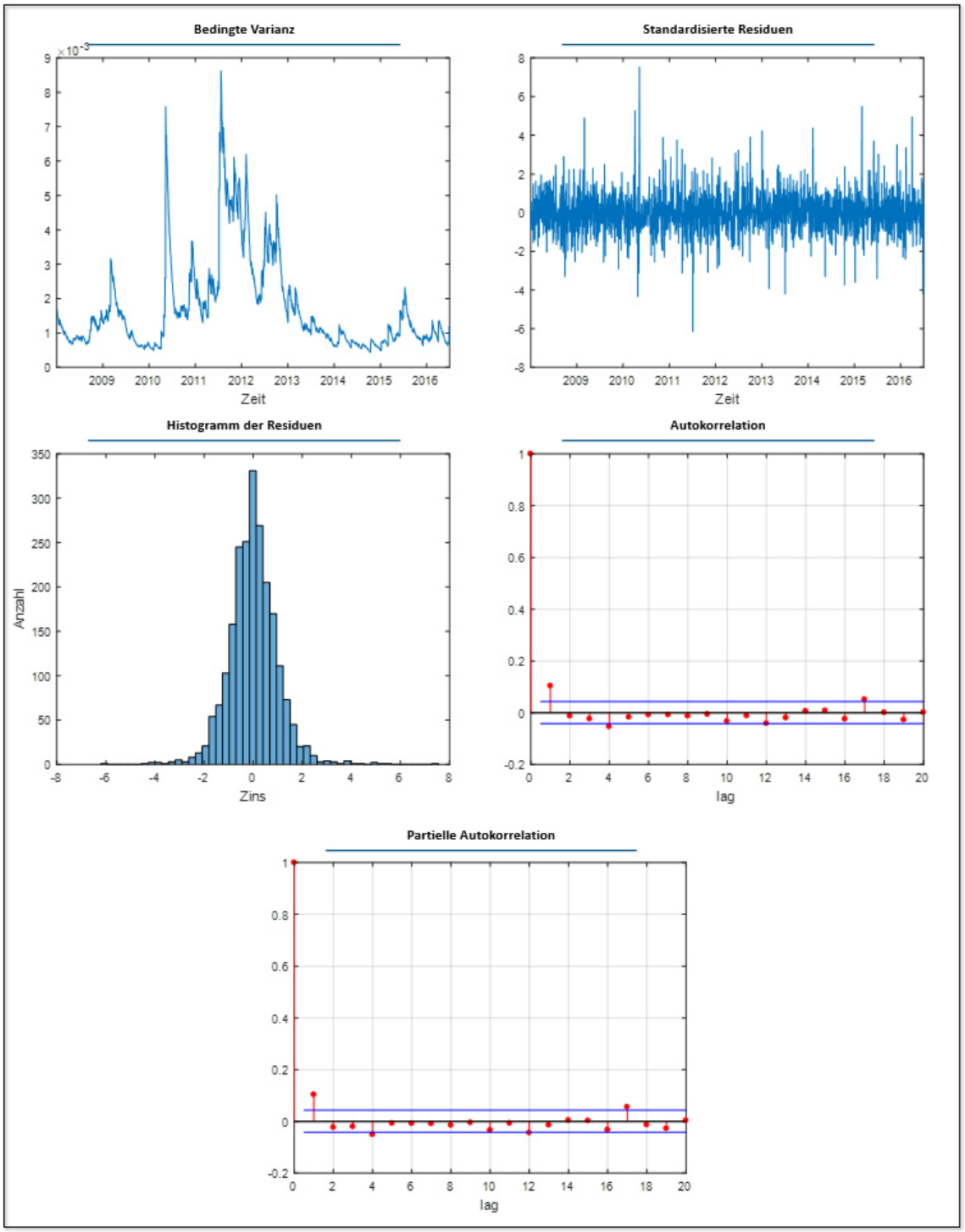

Abbildung 47: Ergebnisse der univariaten GARCH-Modellierung für Finnland

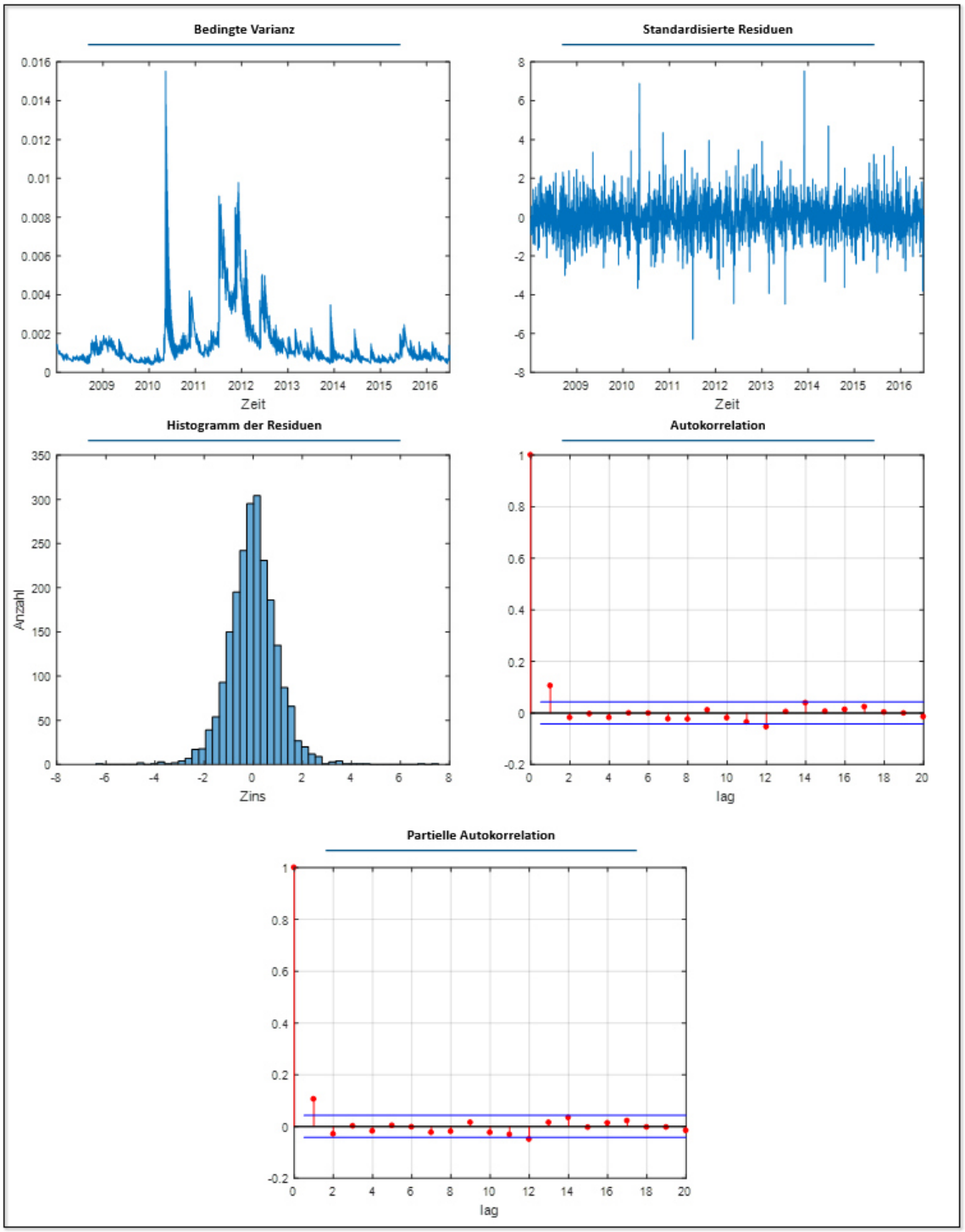

Abbildung 48: Ergebnisse der univariaten GARCH-Modellierung für Frankreich

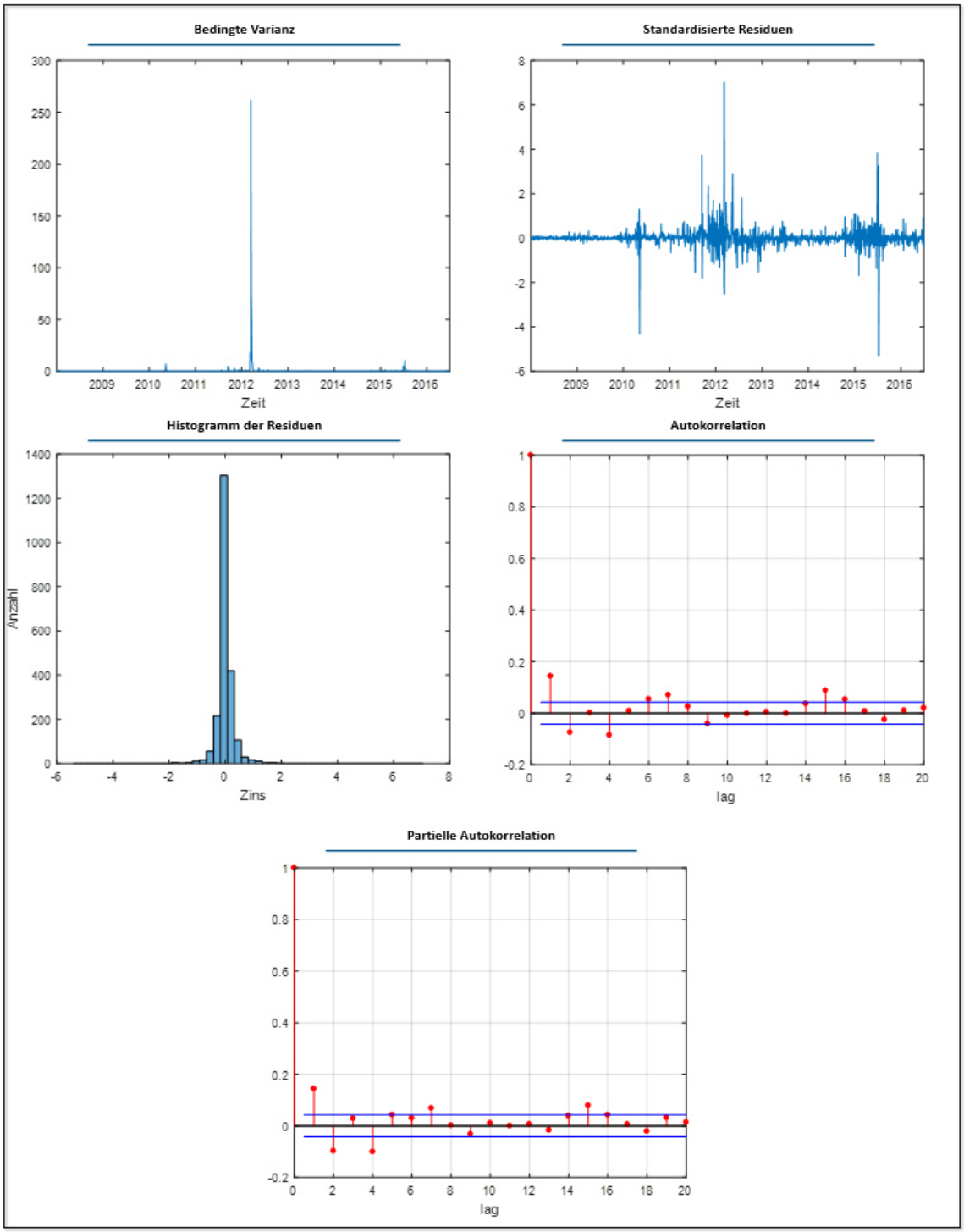

Abbildung 49: Ergebnisse der univariaten GARCH-Modellierung für Griechenland

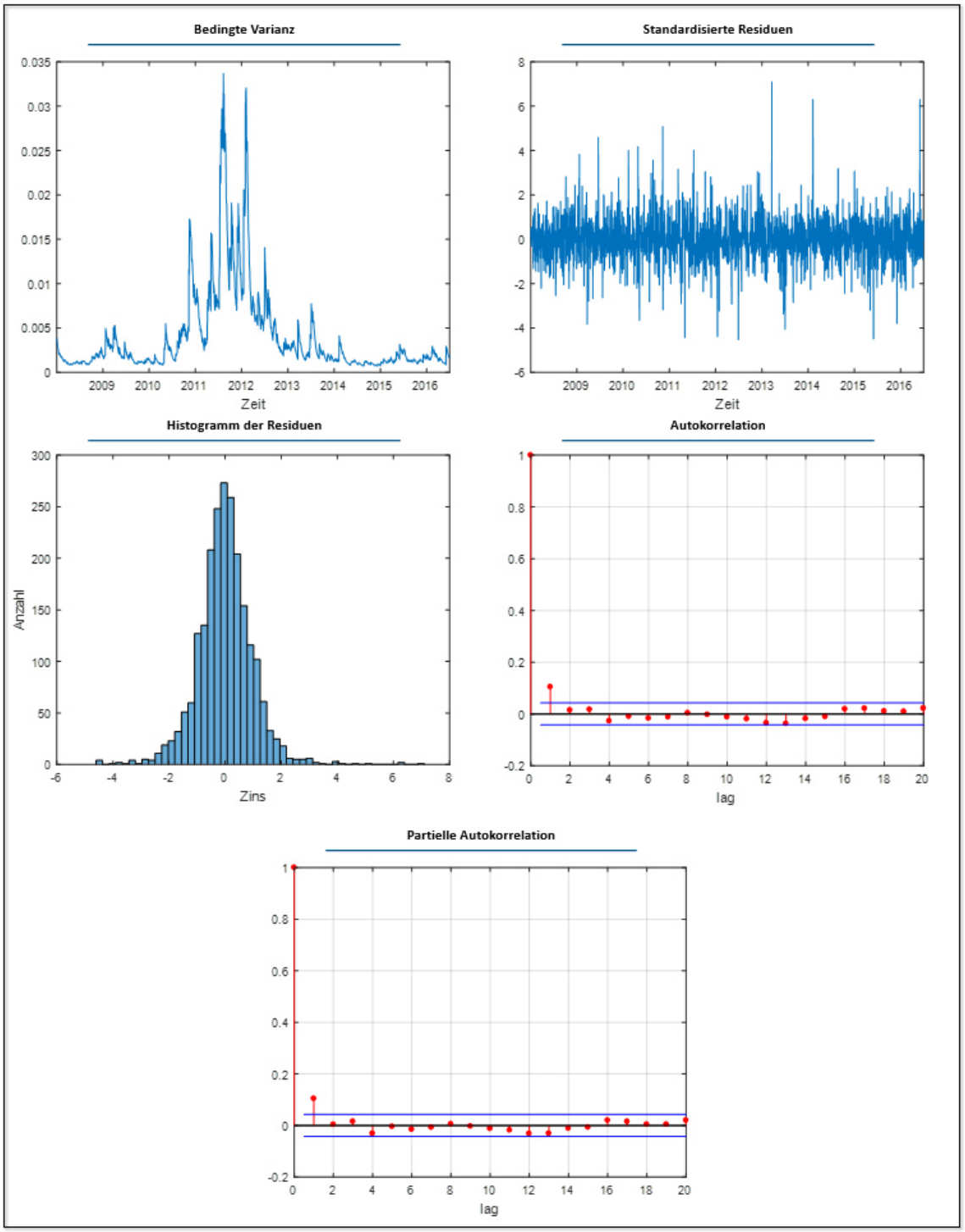

Abbildung 50: Ergebnisse der univariaten GARCH-Modellierung für Irland

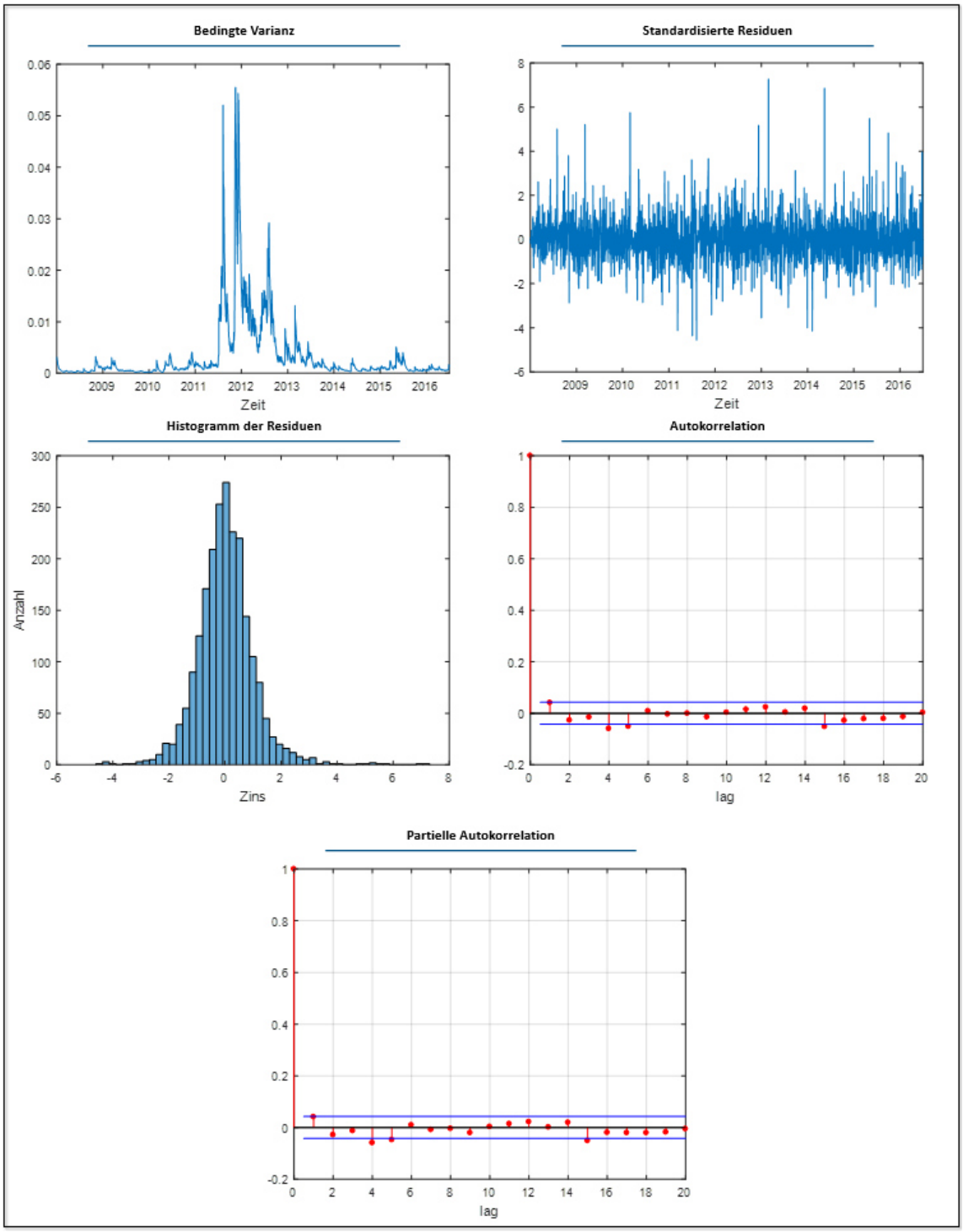

Abbildung 51: Ergebnisse der univariaten GARCH-Modellierung für Italien

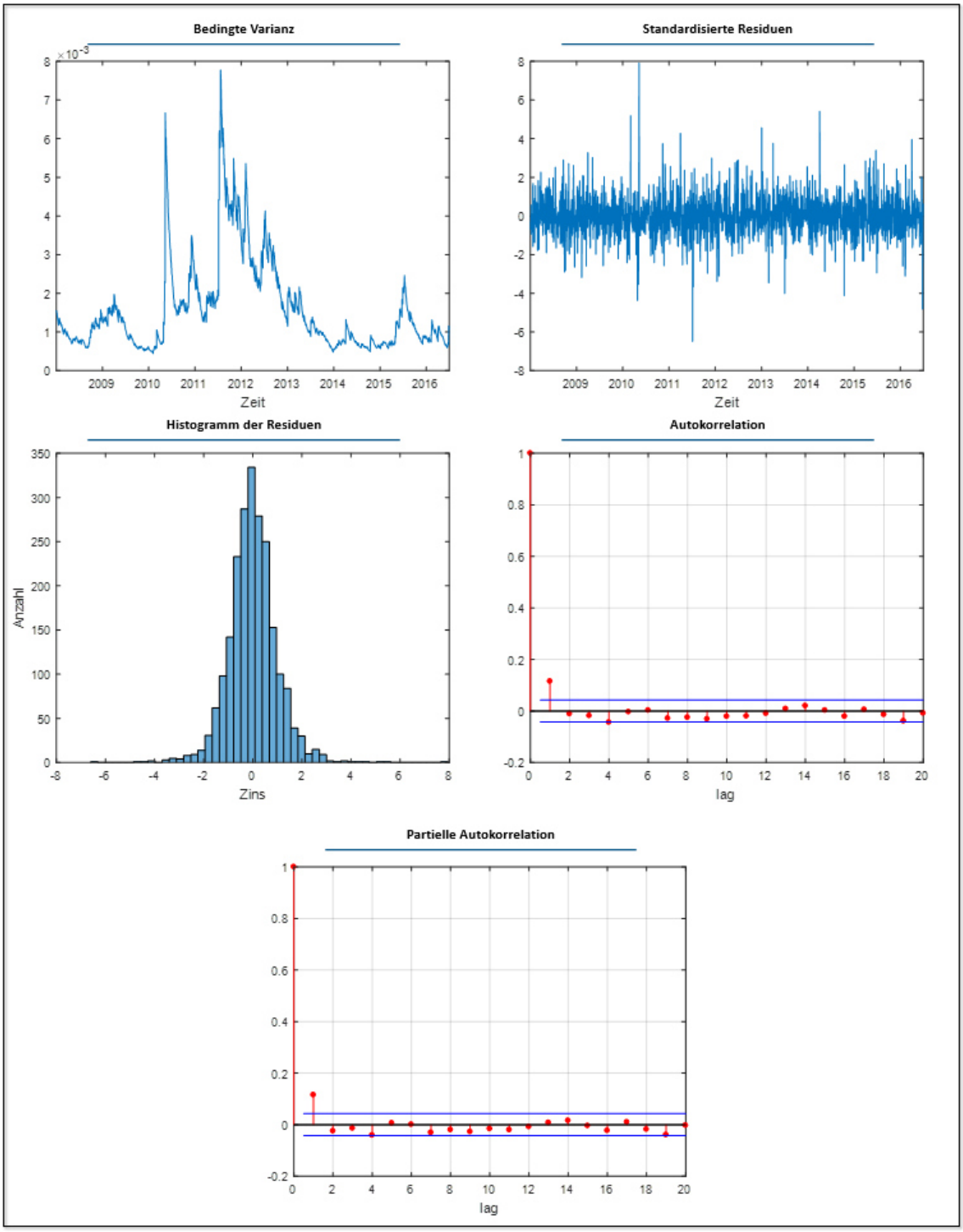

Abbildung 52: Ergebnisse der univariaten GARCH-Modellierung für die Niederlande

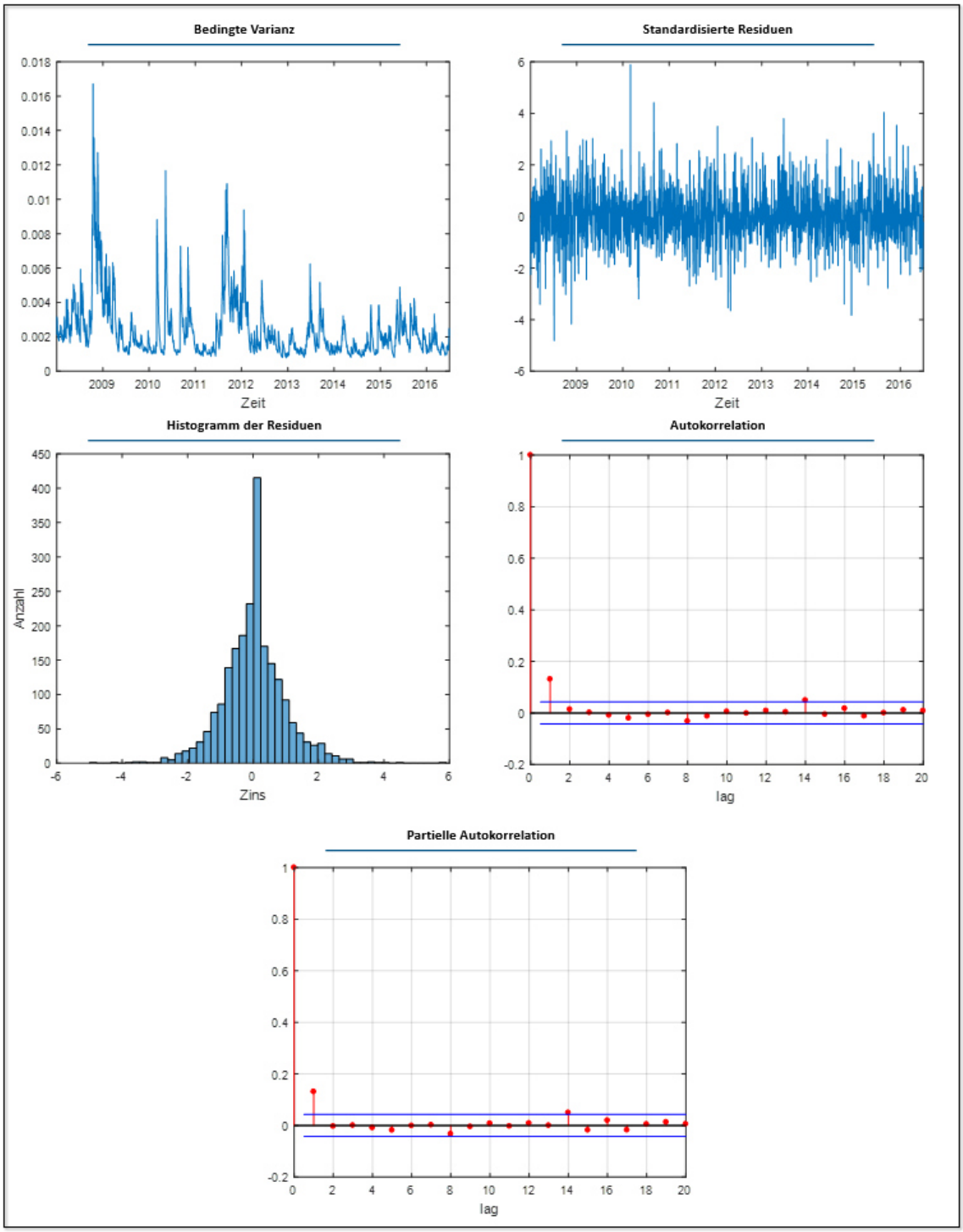

Abbildung 53: Ergebnisse der univariaten GARCH-Modellierung für Norwegen

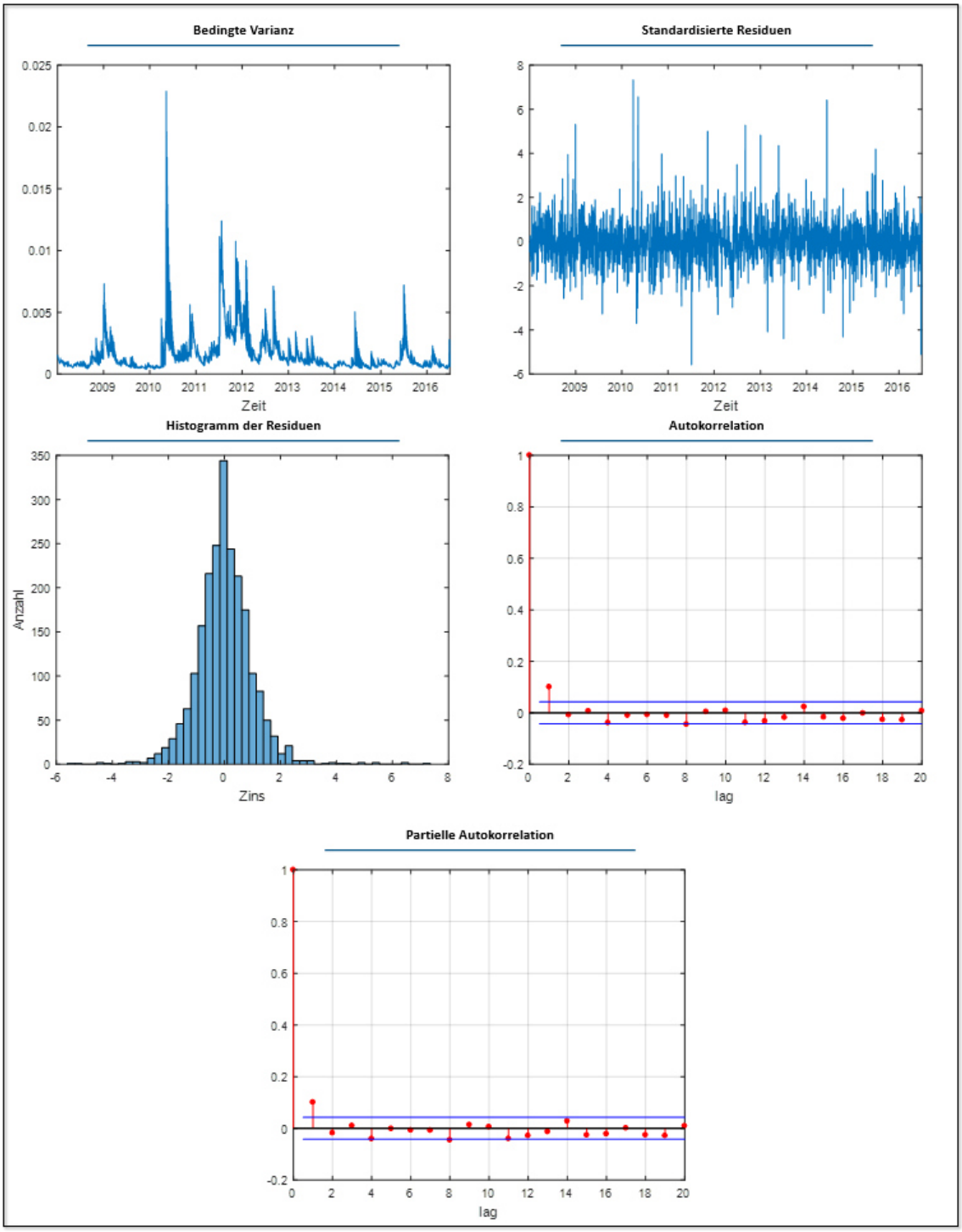

Abbildung 54: Ergebnisse der univariaten GARCH-Modellierung für Österreich

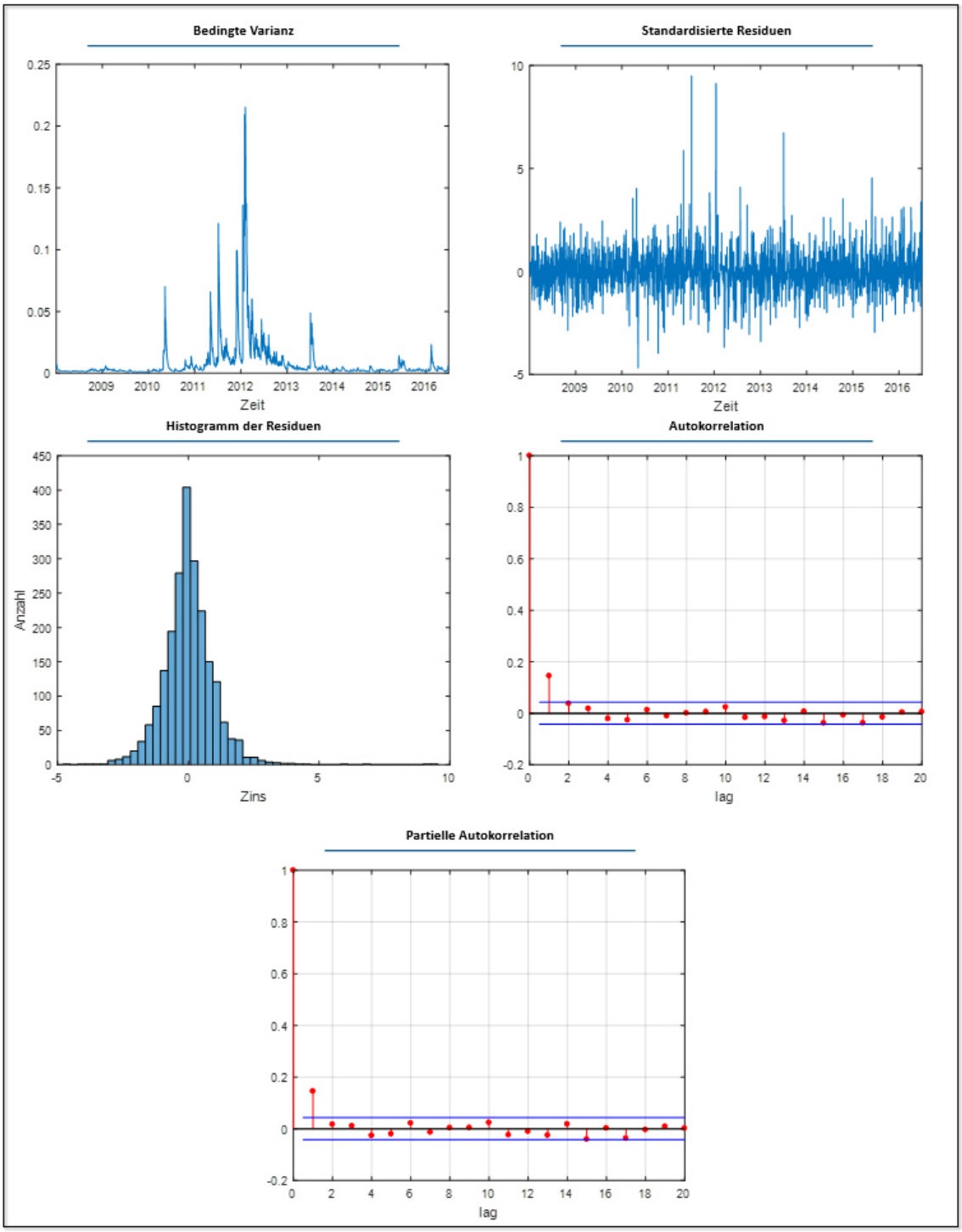

Abbildung 55: Ergebnisse der univariaten GARCH-Modellierung für Portugal

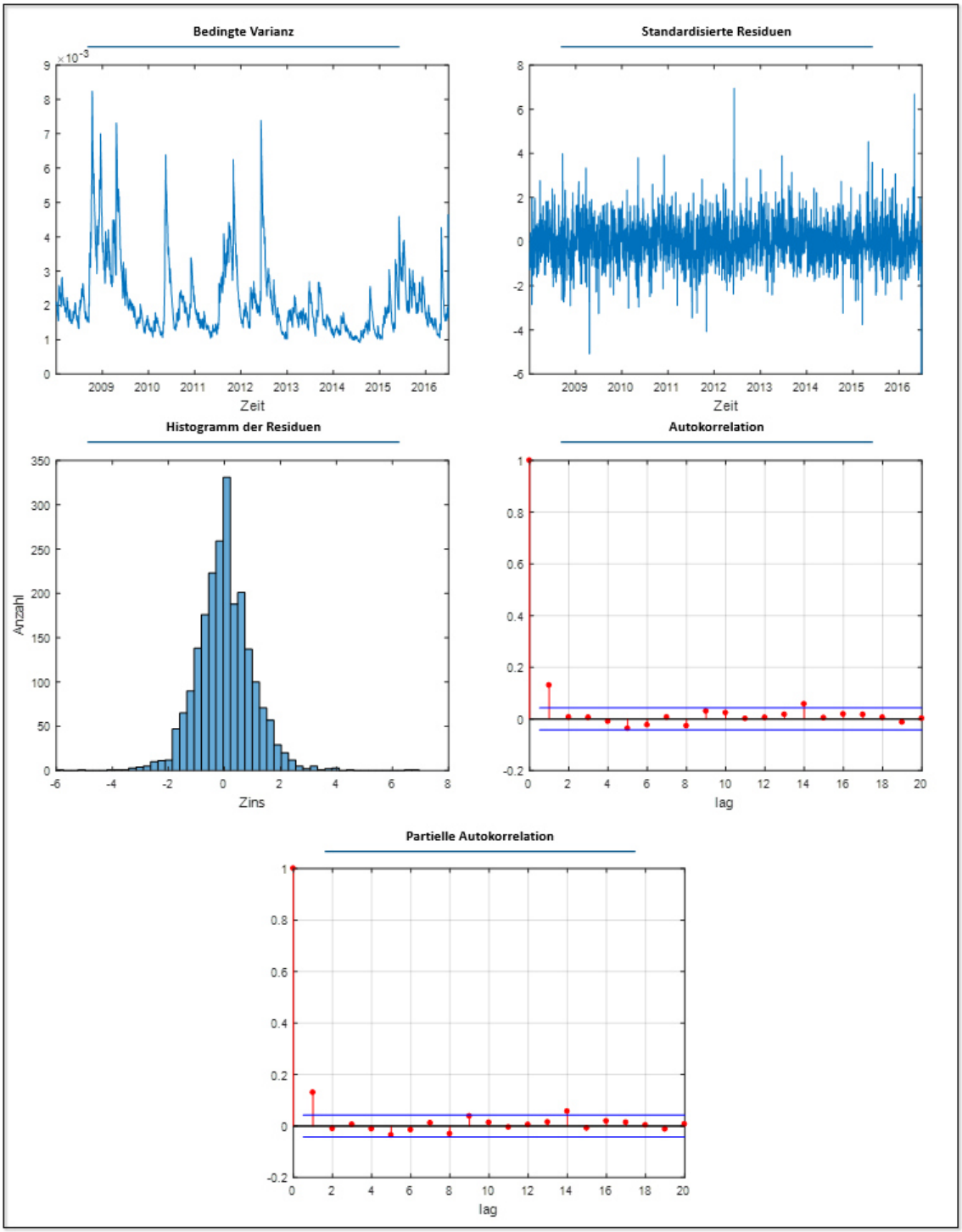

Abbildung 56: Ergebnisse der univariaten GARCH-Modellierung für Schweden

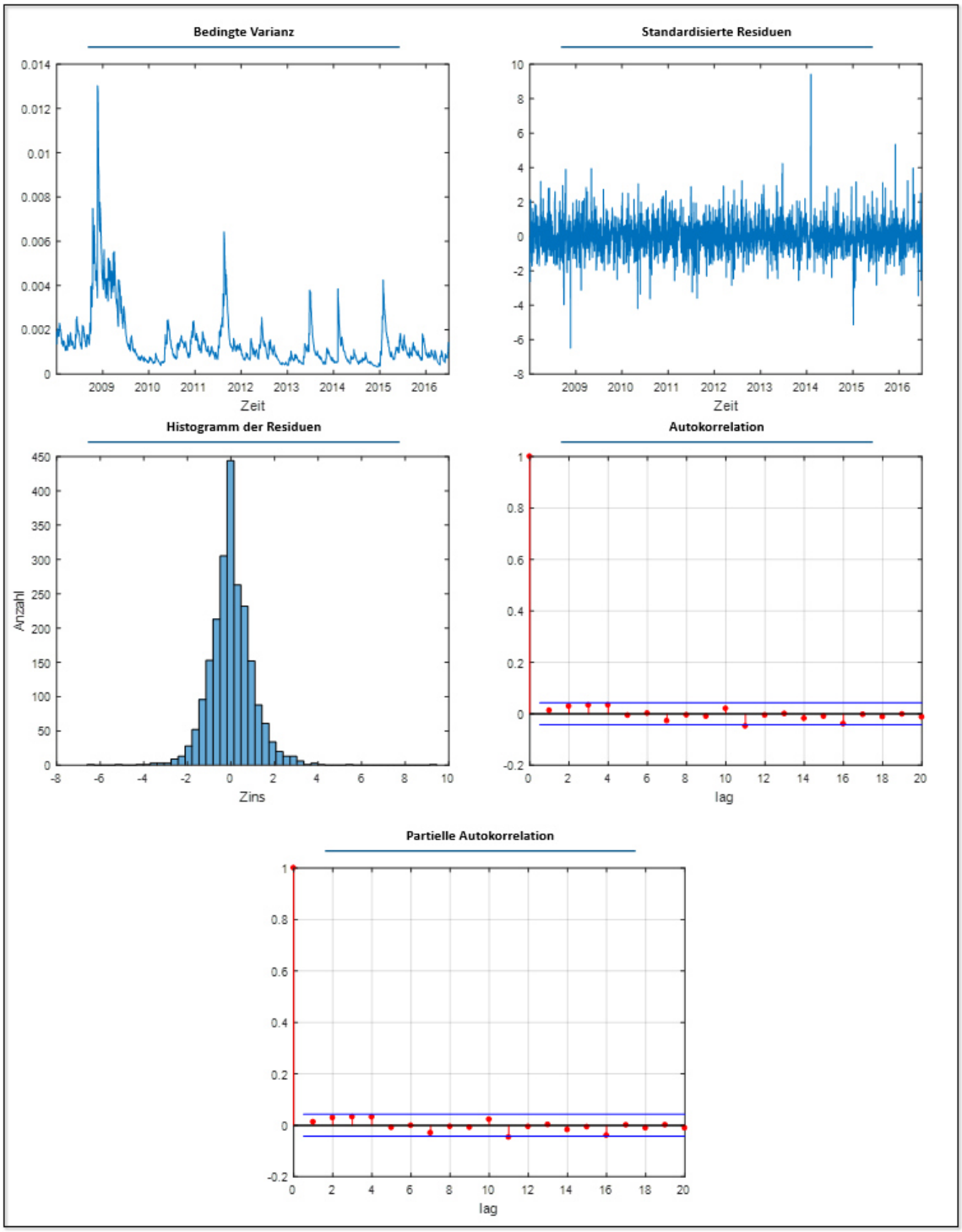

Abbildung 57: Ergebnisse der univariaten GARCH-Modellierung für die Schweiz

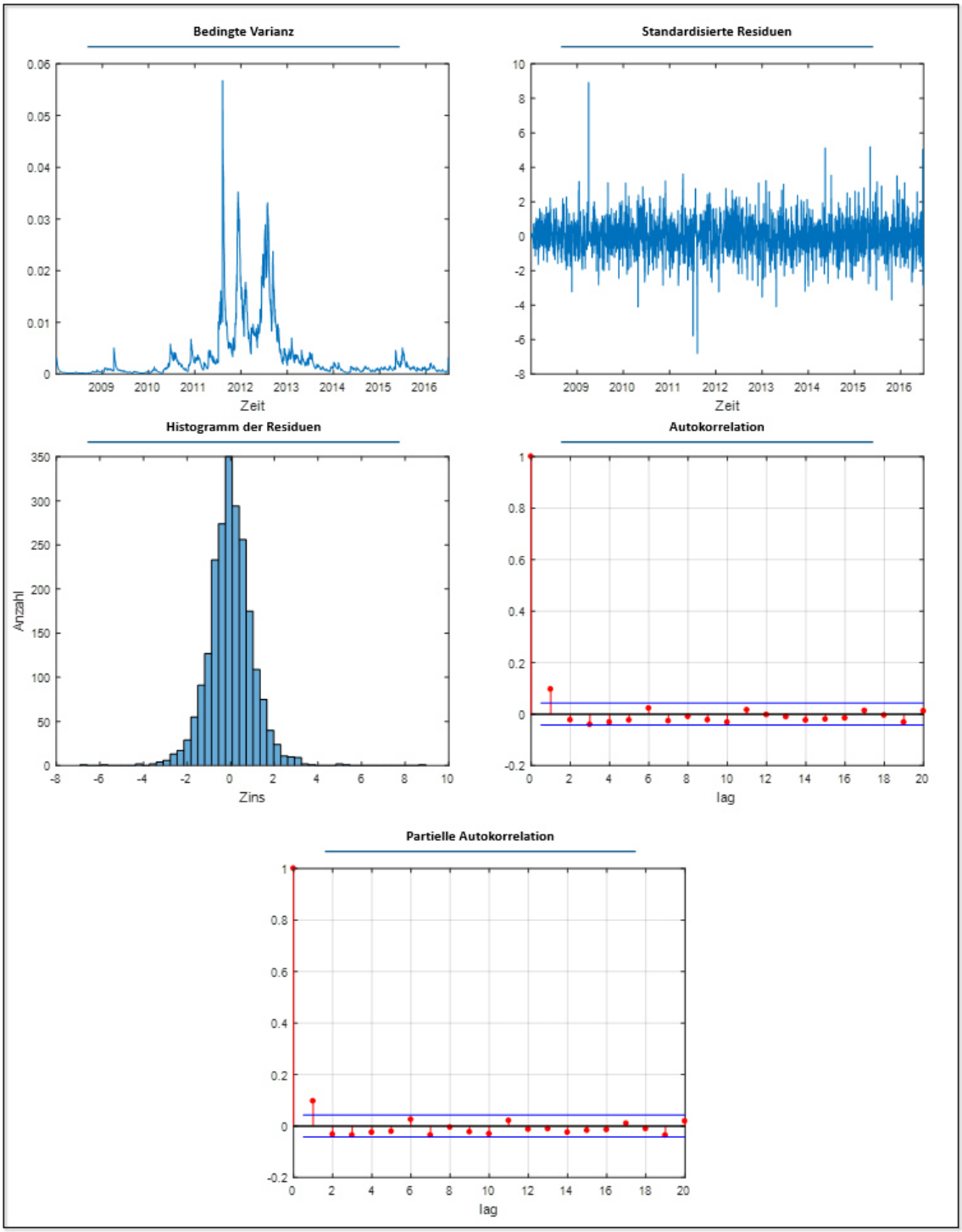

Abbildung 58: Ergebnisse der univariaten GARCH-Modellierung für Spanien

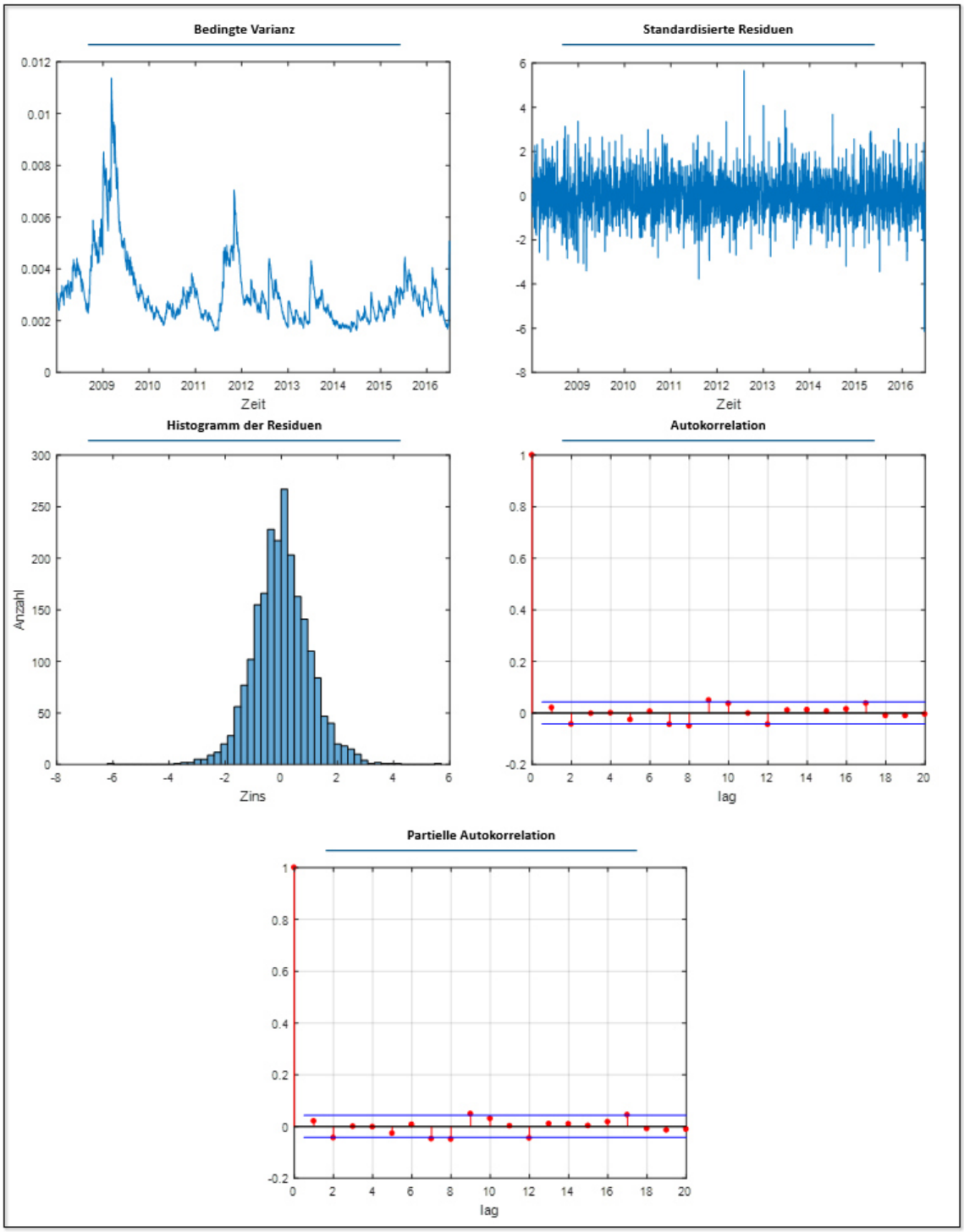

Abbildung 59: Ergebnisse der univariaten GARCH-Modellierung für UK

7.5.6 Ergebnisse der bivariaten DCC-Analyse im Detail

In den folgenden Abbildungen werden nochmals grafisch die bilateralen dynamischen Korrelationsstrukturen zwischen Griechenland und den restlichen Ländern aus dem zugrundeliegenden Datensatz detailliert dargestellt. Die Spezifizierung der einzelnen DCC-Modelle ist in der Tabelle 4.14 im Abschnitt 4.3 wiederzufinden.

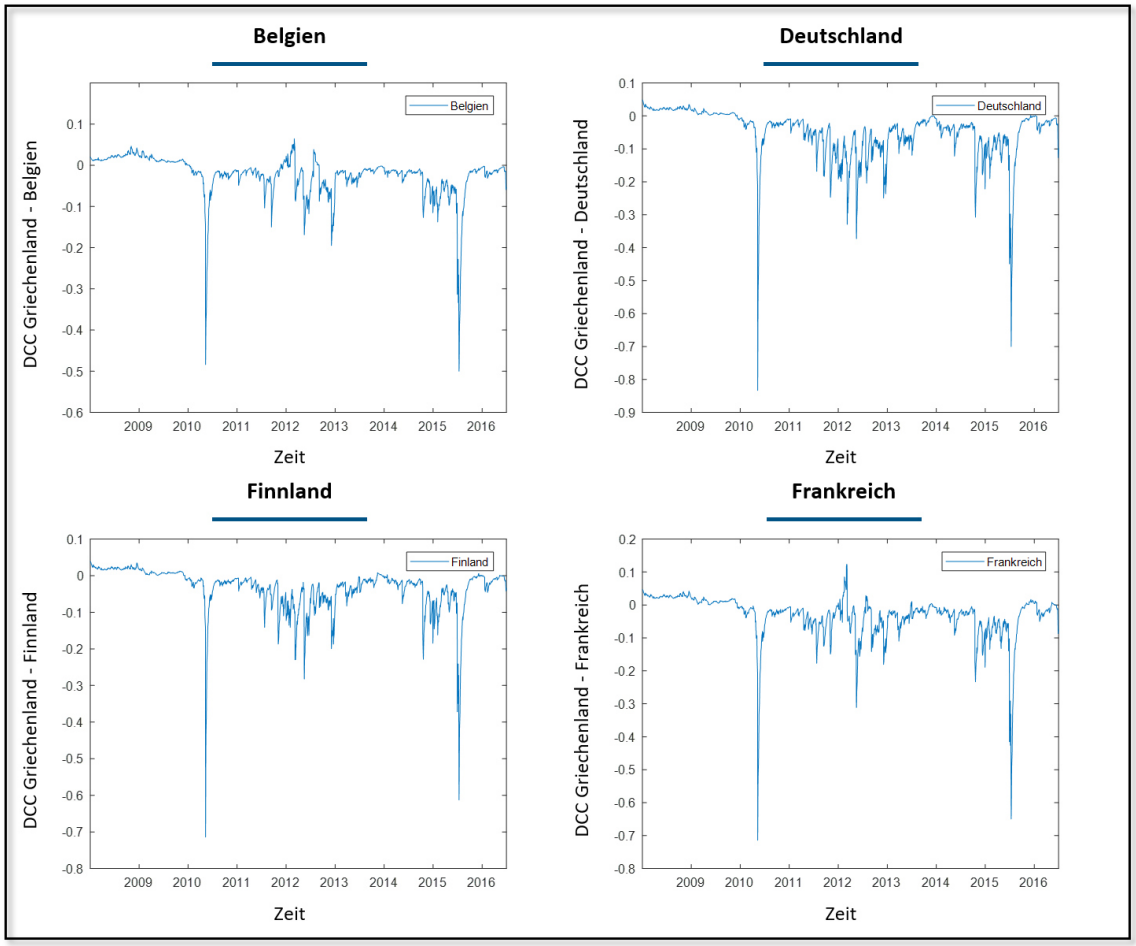

Abbildung 60: Ergebnisse der einzelnen bivariaten DCC-Analysen für die Länder Belgien, Deutschland, Finnland und Frankreich

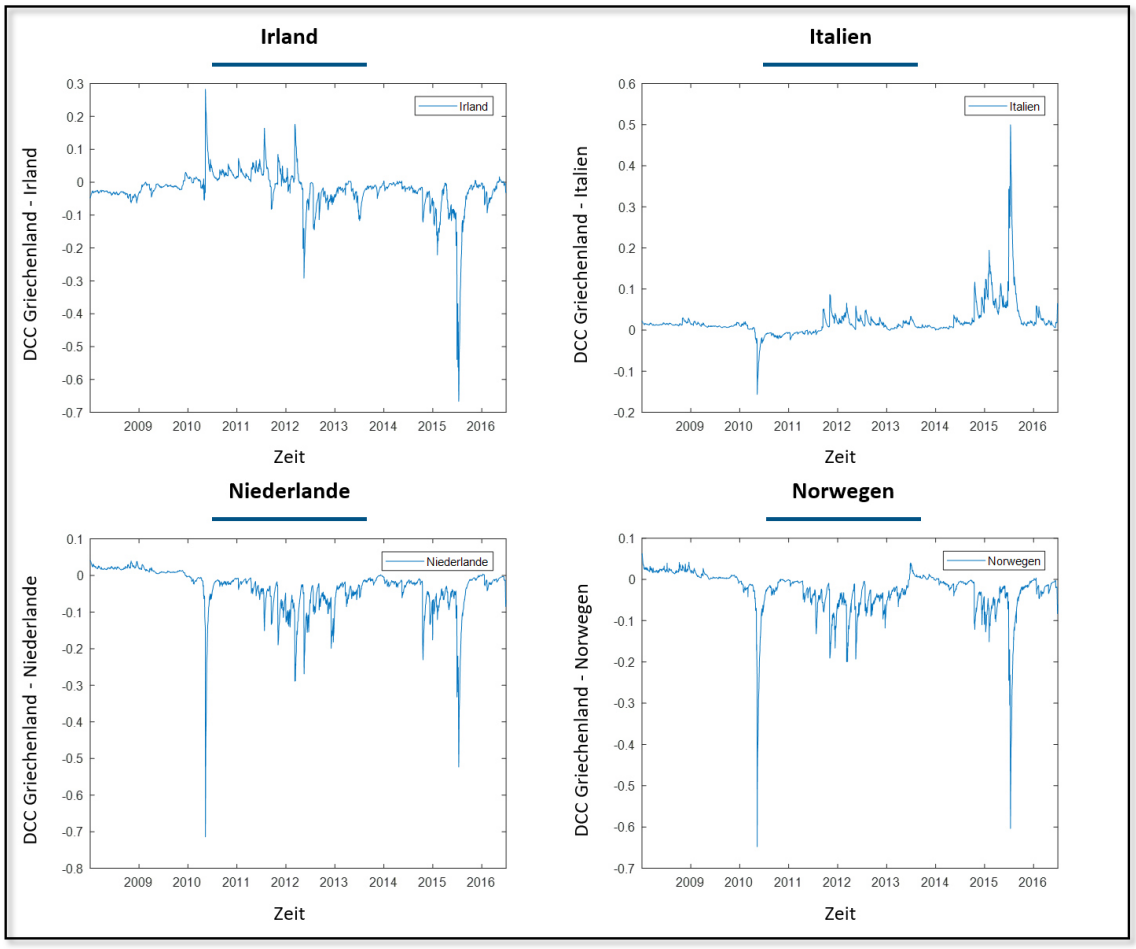

Abbildung 61: Ergebnisse der einzelnen bivariaten DCC-Analysen für die Länder Irland, Italien, die Niederlande und Norwegen

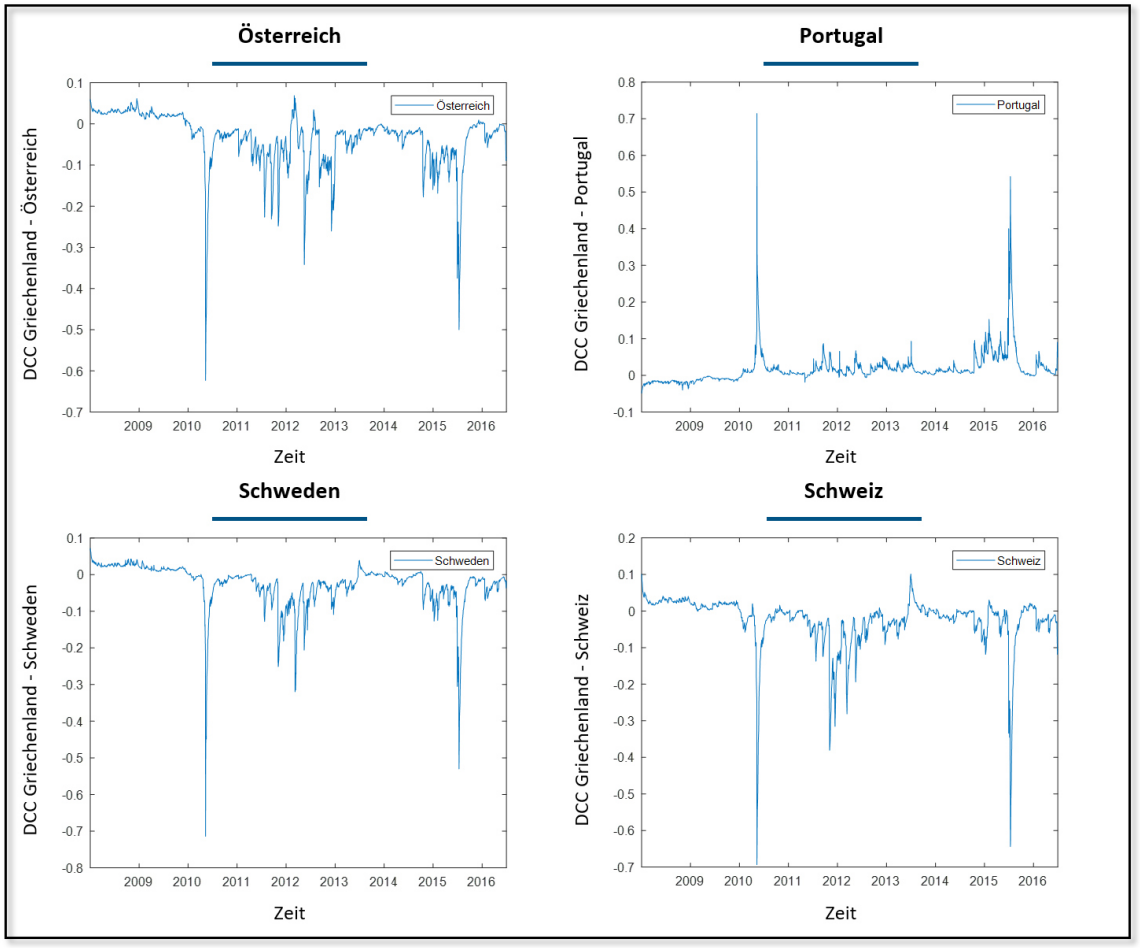

Abbildung 62: Ergebnisse der einzelnen bivariaten DCC-Analysen für die Länder Österreich, Portugal, Schweden und die Schweiz

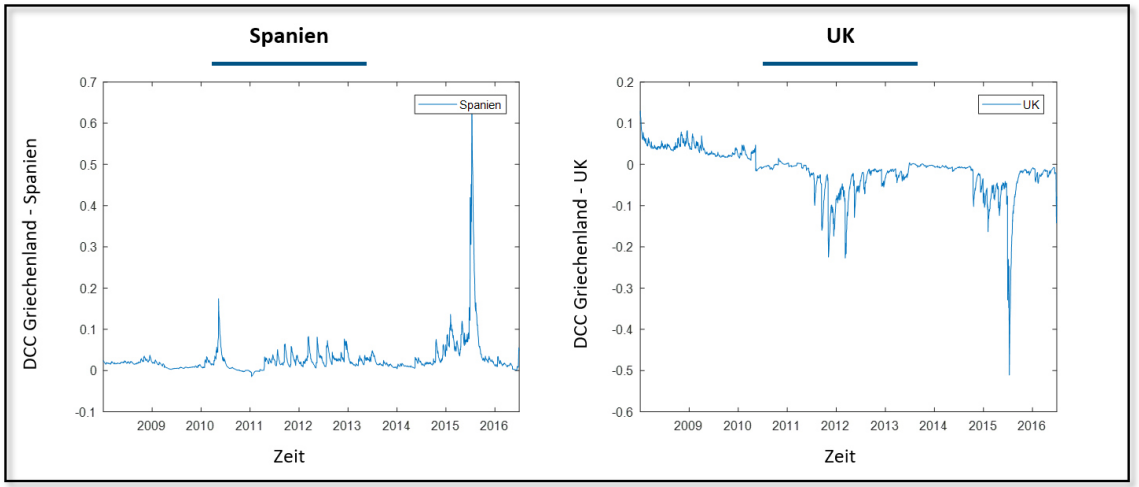

Abbildung 63: Ergebnisse der einzelnen bivariaten DCC-Analysen für die Länder Spanien und UK

7.5.7 Übersicht der politischen Ereignisse in Griechenland mit Bezug zur europäischen Staatsschuldenkrise

Bei der Auswahl der relevanten politischen Ereignisse in Griechenland wird auf den Sachbezug zur europäischen Staatsschuldenkrise abgezielt, dabei wird nur auf die Ereignisse Bezug genommen, die das Kriterium erfüllen, in den drei wichtigsten internationalen englischsprachigen Tageszeitungen gleichzeitig durch einen Artikel thematisiert zu werden. Zu diesen globalen Zeitungen gehören „The New York Times“, die „Washington Post“ jeweils aus den USA und „The Guardian“ aus dem UK. Dabei ergeben sich schließlich insgesamt 45 Datenpunkte.

Datum	Politische Ereignisse in Griechenland mit Bezug zur Eurokrise
20.10.2009	Die neue griechische Regierung unter Giorgios Papandreou erhöht die Staatsverschuldung drastisch von 6 % auf 12 % des Bruttoinlandsprodukts.
23.04.2010	Griechenland fragt offiziell die Auszahlung der Gelder aus dem Hilfspaket an.
02.05.2010	Griechenland verkündet die 4. Welle der Austeritätsmaßnahmen. EU, EZB und der IMF einigen sich, dass Griechenland durch einen Kredit in Höhe 110 Milliarden Euro mit einer Laufzeit von drei Jahre unterstützt werden soll.
27.05.2011	In einer Abstimmung im griechischen Parlament stimmen die Parlamentarier gegen neue Austeritätsmaßnahmen.
29.06.2011	Das dritte Austeritätspaket wird gegen starke Proteste in Griechenland beschlossen.
02.09.2011	Die Troika unterbricht ihre Arbeit und verlässt Athen.
21.09.2011	Die griechische Regierung und Bevölkerung reagieren mit Wut und Unglauben über den Zwang neuer Austeritätsmaßnahmen, um Griechenland in der Eurozone zu halten.
11.10.2011	Die Troika kehrt in Athen zurück.
01.11.2011	Der griechische Premierminister Papandreou verkündet, das griechische Volk in einem Referendum über die Ergebnisse des letzten verhandelten Hilfspakets für Griechenland abstimmen zu lassen.
03.11.2011	Der griechische Premierminister zieht das geplante Referendum zurück und tritt zurück.
11.11.2011	Der neue Premierminister Lukas Papademos wird vereidigt und tritt sein Amt an.
11.04.2012	Auf Vorschlag des Premierministers, Loukas Papademos, löst der Staatspräsident Griechenlands das Parlament auf und ruft Neuwahlen für den 6. Mai aus.
07.05.2012	In den griechischen Parlamentswahlen im Mai 2012 erreicht keiner der Parteien eine alleinige Mehrheit.
14.05.2012	Der griechische Präsident versucht eine Koalition zu initiieren um eine Regierung zu bilden.
17.05.2012	Eine Übergangsregierung unter dem höchsten Richter des Verwaltungsgerichtshofes, Panagiotis Pikramenos, soll Griechenland bis zu den Neuwahlen am 17. Juni führen.
20.06.2012	Andonis Smaras wird als Premierminister in Griechenland vereidigt, nachdem die Parlamentswahlen am 17. Juni eine Mehrheit für eine Regierungskoalition zwischen der Nea Democratia, PASOK und den demokratischen Linken zuließ.
27.09.2012	Im Jahr 2013 will die Regierung erneut Einsparungen in Rekordhöhe vornehmen. Der Budgetentwurf für das Jahr 2013 sieht Entlastungen von 40 Milliarden Euro vor, teils durch drastische Einsparungen im Rentenbereich, teils durch höhere Steuern. Die Ausgaben steigen dennoch weiter.
29.04.2013	Das griechische Parlament beschließt umfangreiche Reformgesetze, u. a. werden 20.000 Stellen im öffentlichen Dienst gestrichen, die Arbeitszeiten für Lehrer werden erhöht und die Vermögensteuer um 15 % gesenkt.
11.06.2013	Das griechische Parlament beschließt die Schließung des staatlichen Rundfunks (ERT).
21.06.2013	Nach dem Rückzug der demokratischen Linken aus der Regierungskoalition verbleibt der Regierung eine minimale Mehrheit.
24.06.2013	Premierminister Samaras baut sein Kabinett um.
17.07.2013	Das griechische Parlament beschließt umstrittene Reformgesetze, u. a. werden die Gehälter für Bedienstete des öffentlichen Dienstes gekürzt.

Tabelle 7.9: Übersicht der politischen Ereignisse in Griechenland mit Bezug zur europäischen Staatsschuldenkrise im Zeitraum 2009 bis 2014. Die abgebildeten Ereignisse zeigen Ereignisse, die im globalen Maßstab in den drei bedeutendsten englischsprachigen Tageszeitungen gleichzeitig durch einen Artikel thematisiert werden.

Datum	Politische Ereignisse in Griechenland mit Bezug zur Eurokrise
28.03.2014	Das griechische Parlament stimmt für ein weiteres Gesetzespaket, um die nächste Hilfszahlung aus dem Rettungspaket zu erhalten.
09.05.2014	Das griechische Parlament stimmt dem neunten Austeritätspaket zu.
26.05.2014	Syriza gewinnt die Wahlen zum Europäischen Parlament in Griechenland.
09.06.2014	Das Regierungskabinett wird umgestaltet und ein neuer Finanzminister übernimmt die Verhandlungen mit den Gläubigern.
11.10.2014	Der amtierende Ministerpräsident Antonis Samaras stellt im griechischen Parlament die Vertrauensfrage zur Legitimation der Fortführung bisher angestoßener Restrukturierungsmaßnahmen und gewinnt knapp.
08.12.2014	Das Parlament beginnt mit den Wahlen für einen neuen Präsidenten und kann sich auf keinen Kandidaten einigen.
29.12.2014	Die Wahl eines neuen Staatspräsidenten in Griechenland scheitert im 3. Wahlgang und die Regierung ist gezwungen, neue Wahlen für den 25. Januar auszurufen.
26.01.2015	Die Parlamentswahlen in Griechenland gewinnt überraschend die sozialistische Partei SYRIZA unter Alexis Tsipras und koaliert mit der rechtspopulistischen Partei ANEL.
29.06.2015	Premierminister Tsipras lässt im Parlament über ein Referendum zu den letzten Verhandlungsergebnissen mit den internationalen Kreditgebern abstimmen. Das Parlament stimmt zu und ein Referendum wird für den 5. Juli ausgeschrieben.
06.07.2015	Das Volk stimmt im Referendum mit 61 % der Stimmen gegen die ausgehandelten Sparmaßnahmen. Tsipras nimmt dieses Referendum nicht an und Finanzminister Varoufakis tritt daraufhin von seinem Amt zurück.
10.07.2015	Das griechische Parlament stimmt über die Verhandlungsergebnisse ab und nimmt diese an.
16.07.2015	Das griechische Parlament stimmt für das erste Teilpaket der Sparmaßnahmen im Vorgang zum dritten Rettungspaket. Dies enthält u. a. Rentenkürzungen und höhere Steuern. Begleitet wird die Abstimmung von gewalttätigen Demonstrationen in Athen.
17.07.2015	Das griechische Regierungskabinett wird umgebaut. Der linke Flügel der Regierungspartei verlässt nach Streitigkeiten über das neue Rettungspaket die Regierung. Das deutsche Parlament stimmt für die Verhandlungen zu einem dritten Rettungspaket für Griechenland.
23.07.2015	Das griechische Parlament stimmt für das zweite Teilpaket der Sparmaßnahmen im Vorgang zum dritten Rettungspaket.
27.07.2015	Ein Interview mit dem früheren Finanzminister Janis Varoufakis wird veröffentlicht, in dem er von einem geheimen „Plan B“ für die Lösung des Schuldenproblems in Griechenland spricht.
14.08.2015	Das griechische Parlament stimmt knapp für die Maßnahmen um das dritte Rettungspaket herum zu.
20.08.2015	Alexis Tsipras kündigt seinen Rücktritt an und ruft Neuwahlen für den 20. September aus.
27.08.2015	Die Präsidentin des Verfassungsgerichts, Vassiliki Thanou, übernimmt die Regierungsgeschäfte bis zu den Neuwahlen im September.
21.09.2015	Der bisherigen Regierungspartei SYRIZA gelingt es, die Mehrheit der Parlamentssitze bei den vorgezogenen Neuwahlen zu gewinnen und führt die Regierungskoalition mit ANEL weiter.
19.11.2015	Das griechische Parlament stimmt erneut über weitere Austaritätsmaßnahmen ab. Trotz zweier abtrünniger Abgeordneter der Regierungskoalition wird das Gesetz angenommen.
04.02.2015	Generalstreik der Arbeitnehmer und landwirtschaftlichen Betriebe in Griechenland.
10.05.2015	Ein neues Sparpaket in Höhe von 5,4 Mrd. Euro wird im griechischen Parlament beschlossen.
20.05.2016	Im Rahmen des letzten Sparpakets wird ein neues Steuerpaket im griechischen Parlament beschlossen.

Tabelle 7.10: Übersicht der politischen Ereignisse in Griechenland mit Bezug zur europäischen Staatsschuldenkrise im Zeitraum 2014 bis 2017. Die abgebildeten Ereignisse zeigen Ereignisse, die im globalen Maßstab in den drei bedeutendsten englischsprachigen Tageszeitungen gleichzeitig durch einen Artikel thematisiert werden.

7.5.8 Ratingveränderungen der europäischen Krisenländer

In den folgenden vier Grafiken werden die Ratingveränderungen der europäischen Krisenländer Irland, Italien, Portugal und Spanien visualisiert. Die Darstellungen geben, analog zur Abbildung 22, die Veränderung des Ratings der einzelnen Länder im Beobachtungszeitraum wider. Zu Grunde liegen alle Entscheidungen der drei großen Ratingagenturen Fitch, Moody´s und Standart & Poor´s auf Basis der Ratingnomenklatur aus Tabelle 7.44.[384] Das Rating der europäischen Peripherie wird im Abschnitt 4.4.3.1 genutzt, um die Robustheit der Erkenntnisse aus der Ansteckungsanalyse festzustellen.

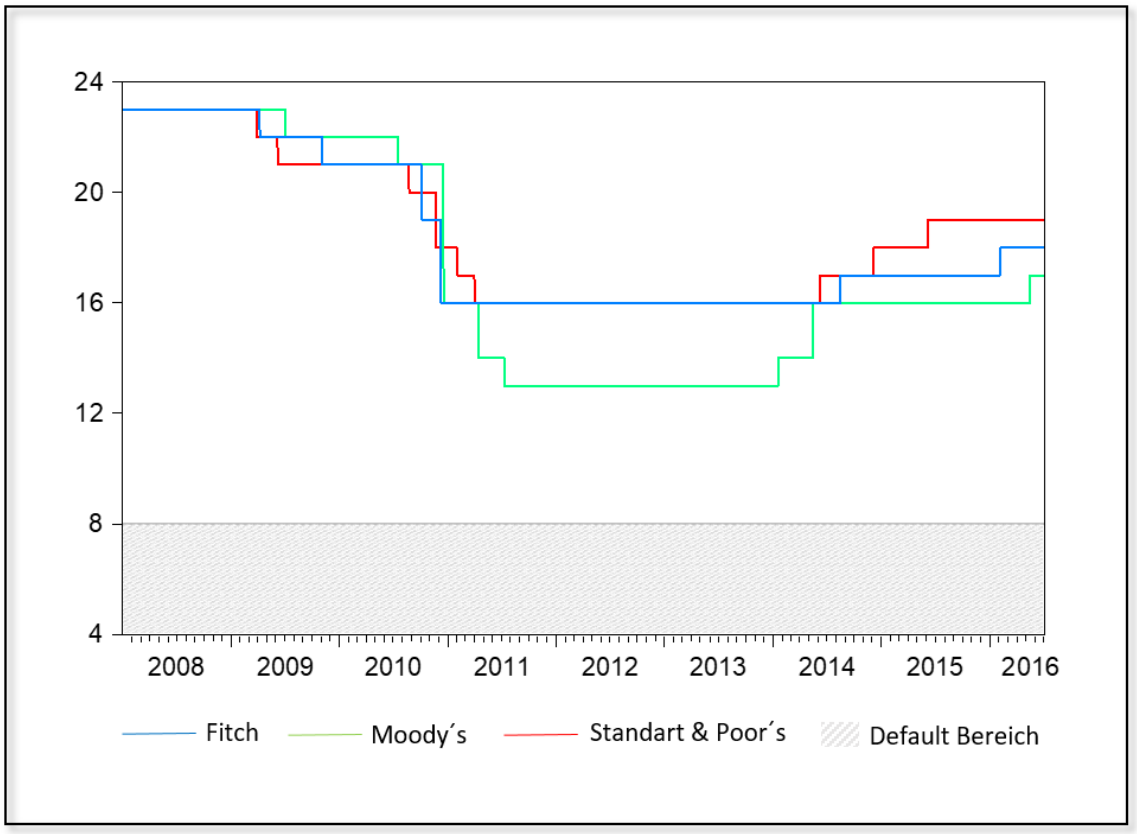

Abbildung 64: Ratingveränderungen Irlands im Zeitverlauf
Quelle: Fitch, Moody´s, Standart & Poor´s, eigene Darstellung

[384] Siehe hierzu S. 454.

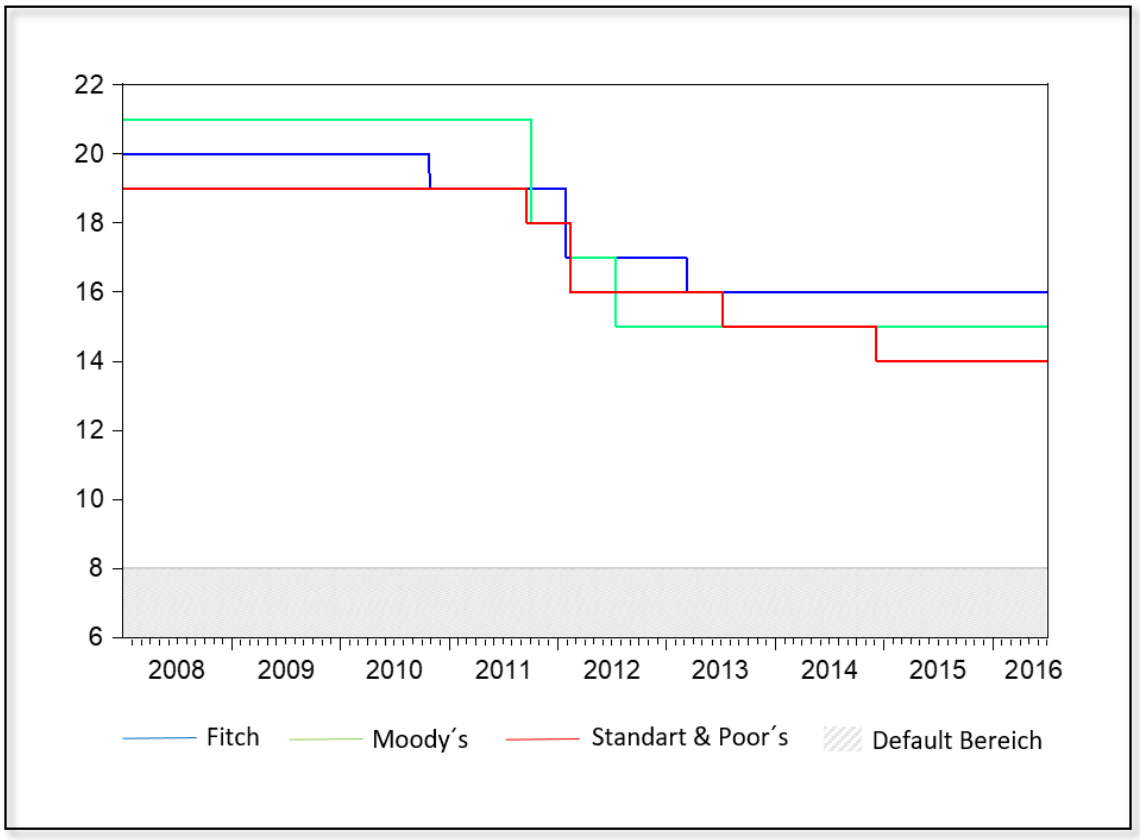

Abbildung 65: Ratingveränderungen Italiens im Zeitverlauf

Quelle: Fitch, Moody´s, Standart & Poor´s, eigene Darstellung

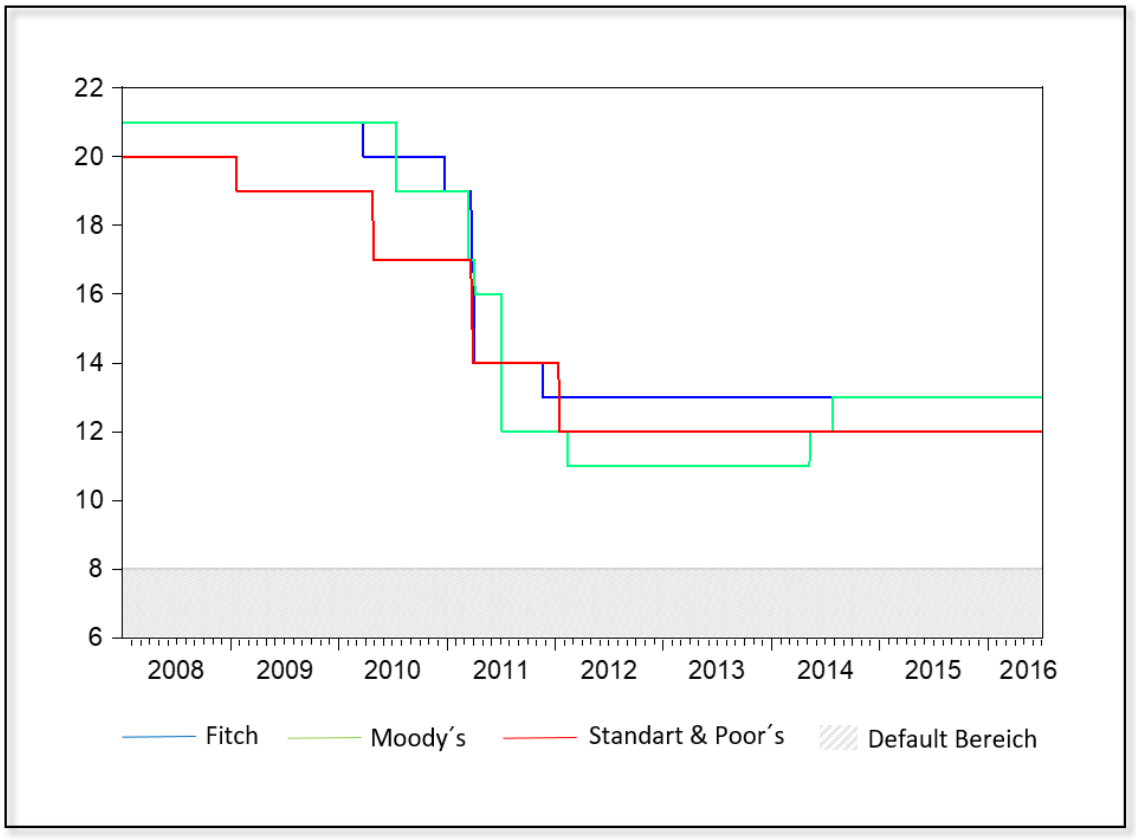

Abbildung 66: Ratingveränderungen Portugals im Zeitverlauf

Quelle: Fitch, Moody´s, Standart & Poor´s, eigene Darstellung

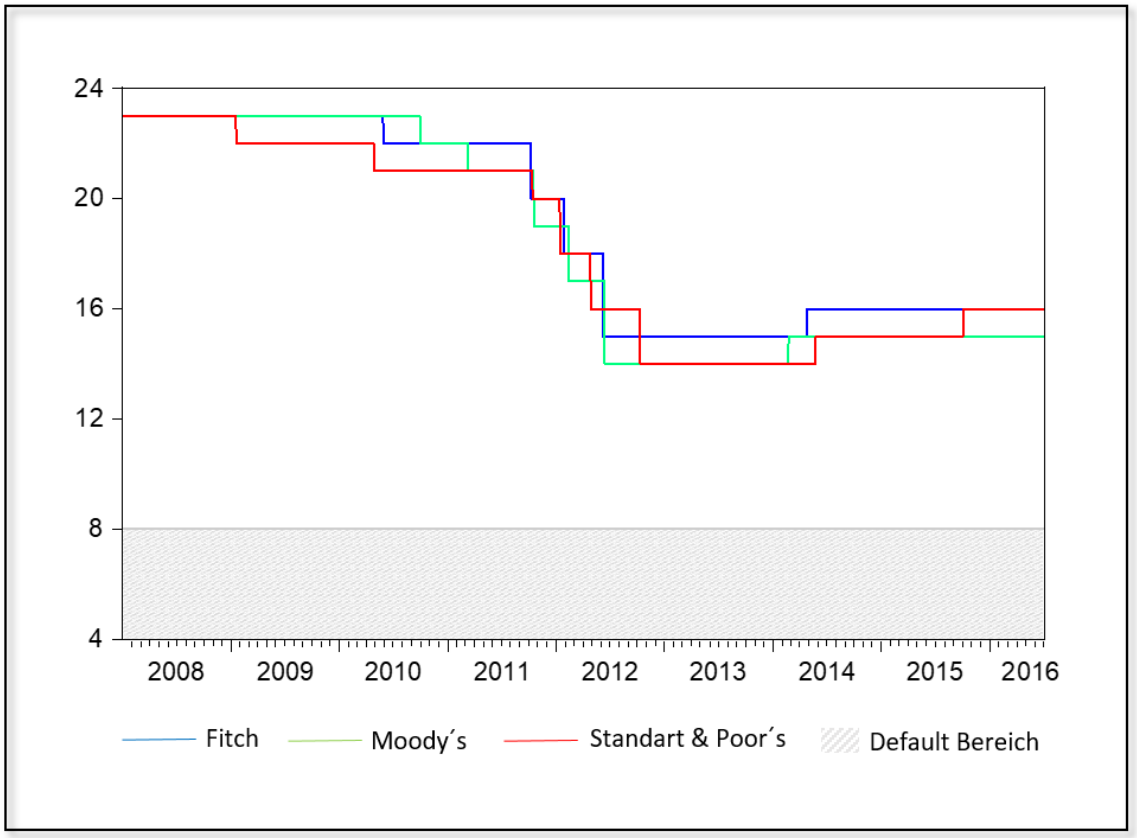

Abbildung 67: Ratingveränderungen Spaniens im Zeitverlauf

Quelle: Fitch, Moody´s, Standart & Poor´s, eigene Darstellung

7.6 Ergebnisse der Regressionsanalysen im Detail

7.6.1 Ergebnisse der Regressionsanalyse zur Bestätigung von Ansteckung im Mai 2010 und Juni 2015

Auf den folgenden Seiten sind die Ergebnisse der Dummy-Regressionsanalyse bilateralen dynamischen Korrelationen zwischen Griechenland und den restlichen Ländern aus dem zugrundeliegenden Datensatz zu finden. Diese Ergebnisse entstammen der Analyse in Eviews und finden sich komprimiert auf Seite 275 in der Tabelle 4.21 im Abschnitt 4.4.2.

„DUM_2010" bezeichnet dabei die ermittelte Ansteckungsphase im Mai 2010 und „DUM_2015" jene im Juni 2015. „C" bezeichnet die Konstante, und ein zusätzlicher autoregressiver Prozess „AR" wird modelliert, um die Autokorrelation der zugrundeliegenden Daten abzubilden.

Dependent Variable: BE_DCC
Method: Least Squares
Date: 10/25/17 Time: 14:42
Sample (adjusted): 1/04/2008 6/30/2016
Included observations: 2214 after adjustments
Convergence achieved after 7 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.049685	0.016162	-3.074131	0.0021
DUM_2010	-0.040181	0.021113	-1.933150	0.0472
DUM_2015	-0.368580	0.021213	-17.37522	0.0000
AR(1)	0.961083	0.005917	162.4273	0.0000
R-squared	0.949554	Mean dependent var		-0.051802
Adjusted R-squared	0.949486	S.D. dependent var		0.131610
S.E. of regression	0.029580	Akaike info criterion		-4.201640
Sum squared resid	1.933681	Schwarz criterion		-4.191338
Log likelihood	4655.216	Hannan-Quinn criter.		-4.197877
F-statistic	13866.52	Durbin-Watson stat		2.018741
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.96			

Tabelle 7.11: Dummy-Regression zur Bestätigung von Ansteckung im Mai 2010 und Juni 2015 zwischen den 10-jährigen Referenzanleihen Griechenlands und Belgiens

Dependent Variable: GER_DCC
Method: Least Squares
Date: 10/25/17 Time: 15:08
Sample (adjusted): 1/04/2008 6/30/2016
Included observations: 2214 after adjustments
Convergence achieved after 7 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.078642	0.018537	-4.242326	0.0000
DUM_2010	-0.039866	0.022208	-1.995093	0.0428
DUM_2015	-0.342374	0.022277	-15.36874	0.0000
AR(1)	0.964296	0.005614	171.7535	0.0000

R-squared	0.949011	Mean dependent var	-0.079453
Adjusted R-squared	0.948942	S.D. dependent var	0.137725
S.E. of regression	0.031120	Akaike info criterion	-4.100114
Sum squared resid	2.140312	Schwarz criterion	-4.089811
Log likelihood	4542.826	Hannan-Quinn criter.	-4.096350
F-statistic	13711.02	Durbin-Watson stat	1.961823
Prob(F-statistic)	0.000000		
Inverted AR Roots	.96		

Tabelle 7.12: Dummy-Regression zur Bestätigung von Ansteckung im Mai 2010 und Juni 2015 zwischen den 10-jährigen Referenzanleihen Griechenlands und Deutschlands

Dependent Variable: FIN_DCC
Method: Least Squares
Date: 10/25/17 Time: 15:13
Sample (adjusted): 1/04/2008 6/30/2016
Included observations: 2214 after adjustments
Convergence achieved after 8 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.064084	0.013776	-4.651821	0.0000
DUM_2010	-0.063551	0.032903	-1.991436	0.0436
DUM_2015	-0.449959	0.033173	-13.56412	0.0000
AR(1)	0.928336	0.007964	116.5603	0.0000

R-squared	0.904278	Mean dependent var	-0.068615
Adjusted R-squared	0.904148	S.D. dependent var	0.149892
S.E. of regression	0.046406	Akaike info criterion	-3.300953
Sum squared resid	4.759358	Schwarz criterion	-3.290650
Log likelihood	3658.155	Hannan-Quinn criter.	-3.297189
F-statistic	6959.257	Durbin-Watson stat	2.033337
Prob(F-statistic)	0.000000		
Inverted AR Roots	.93		

Tabelle 7.13: Dummy-Regression zur Bestätigung von Ansteckung im Mai 2010 und Juni 2015 zwischen den 10-jährigen Referenzanleihen Griechenlands und Finnlands

Dependent Variable: FRA_DCC
Method: Least Squares
Date: 10/25/17 Time: 15:17
Sample (adjusted): 1/04/2008 6/30/2016
Included observations: 2214 after adjustments
Convergence achieved after 8 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.051530	0.014341	-3.593220	0.0003
DUM_2010	-0.045196	0.021831	-2.070222	0.0385
DUM_2015	-0.324341	0.021924	-14.79367	0.0000
AR(1)	0.954641	0.006336	150.6630	0.0000

R-squared	0.937571	Mean dependent var	-0.053485
Adjusted R-squared	0.937486	S.D. dependent var	0.122335
S.E. of regression	0.030587	Akaike info criterion	-4.134677
Sum squared resid	2.067600	Schwarz criterion	-4.124375
Log likelihood	4581.088	Hannan-Quinn criter.	-4.130914
F-statistic	11063.39	Durbin-Watson stat	1.980921
Prob(F-statistic)	0.000000		
Inverted AR Roots	.95		

Tabelle 7.14: Dummy-Regression zur Bestätigung von Ansteckung im Mai 2010 und Juni 2015 zwischen den 10-jährigen Referenzanleihen Griechenlands und Frankreichs

Dependent Variable: IRL_DCC
Method: Least Squares
Date: 10/25/17 Time: 15:21
Sample (adjusted): 1/04/2008 6/30/2016
Included observations: 2214 after adjustments
Convergence achieved after 6 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.033542	0.012003	-2.794502	0.0052
DUM_2010	0.084580	0.014721	1.944543	0.0467
DUM_2015	-0.300028	0.014805	-20.26490	0.0000
AR(1)	0.963446	0.005715	168.5723	0.0000

R-squared	0.953460	Mean dependent var	-0.037084
Adjusted R-squared	0.953397	S.D. dependent var	0.095610
S.E. of regression	0.020640	Akaike info criterion	-4.921359
Sum squared resid	0.941488	Schwarz criterion	-4.911056
Log likelihood	5451.944	Hannan-Quinn criter.	-4.917595
F-statistic	15092.10	Durbin-Watson stat	2.066694
Prob(F-statistic)	0.000000		
Inverted AR Roots	.96		

Tabelle 7.15: Dummy-Regression zur Bestätigung von Ansteckung im Mai 2010 und Juni 2015 zwischen den 10-jährigen Referenzanleihen Griechenlands und Irlands

Dependent Variable: ITA_DCC
Method: Least Squares
Date: 10/25/17 Time: 15:33
Sample (adjusted): 1/04/2008 6/30/2016
Included observations: 2214 after adjustments
Convergence achieved after 7 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.047636	0.013794	3.453481	0.0006
DUM_2010	-0.037490	0.018396	-2.038018	0.0417
DUM_2015	0.378138	0.018500	20.43981	0.0000
AR(1)	0.960269	0.006007	159.8469	0.0000

R-squared	0.951413	Mean dependent var	0.049785
Adjusted R-squared	0.951347	S.D. dependent var	0.116860
S.E. of regression	0.025776	Akaike info criterion	-4.476922
Sum squared resid	1.468356	Schwarz criterion	-4.466619
Log likelihood	4959.953	Hannan-Quinn criter.	-4.473159
F-statistic	14425.25	Durbin-Watson stat	2.024878
Prob(F-statistic)	0.000000		
Inverted AR Roots	.96		

Tabelle 7.16: Dummy-Regression zur Bestätigung von Ansteckung im Mai 2010 und Juni 2015 zwischen den 10-jährigen Referenzanleihen Griechenlands und Italiens

Dependent Variable: NL_DCC
Method: Least Squares
Date: 10/25/17 Time: 15:30
Sample (adjusted): 1/04/2008 6/30/2016
Included observations: 2214 after adjustments
Convergence achieved after 7 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.063476	0.016348	-3.882818	0.0001
DUM_2010	-0.034941	0.020992	-1.664463	0.0962
DUM_2015	-0.304909	0.021065	-14.47499	0.0000
AR(1)	0.961724	0.005808	165.5973	0.0000

R-squared	0.944242	Mean dependent var	-0.064255
Adjusted R-squared	0.944166	S.D. dependent var	0.124516
S.E. of regression	0.029422	Akaike info criterion	-4.212337
Sum squared resid	1.913107	Schwarz criterion	-4.202035
Log likelihood	4667.057	Hannan-Quinn criter.	-4.208574
F-statistic	12475.10	Durbin-Watson stat	1.962900
Prob(F-statistic)	0.000000		
Inverted AR Roots	.96		

Tabelle 7.17: Dummy-Regression zur Bestätigung von Ansteckung im Mai 2010 und Juni 2015 zwischen den 10-jährigen Referenzanleihen Griechenlands und den Niederlanden

Dependent Variable: NOR_DCC
Method: Least Squares
Date: 10/25/17 Time: 15:34
Sample (adjusted): 1/04/2008 6/30/2016
Included observations: 2214 after adjustments
Convergence achieved after 7 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.026026	0.006222	-4.182863	0.0000
DUM_2010	-0.014027	0.010491	-1.337101	0.1813
DUM_2015	-0.105202	0.010535	-9.985876	0.0000
AR(1)	0.949694	0.006641	143.0069	0.0000

R-squared	0.922359	Mean dependent var	-0.026350
Adjusted R-squared	0.922254	S.D. dependent var	0.052788
S.E. of regression	0.014719	Akaike info criterion	-5.597571
Sum squared resid	0.478784	Schwarz criterion	-5.587268
Log likelihood	6200.511	Hannan-Quinn criter.	-5.593807
F-statistic	8751.475	Durbin-Watson stat	2.196319
Prob(F-statistic)	0.000000		
Inverted AR Roots	.95		

Tabelle 7.18: Dummy-Regression zur Bestätigung von Ansteckung im Mai 2010 und Juni 2015 zwischen den 10-jährigen Referenzanleihen Griechenlands und Norwegens

Dependent Variable: AUT_DCC
Method: Least Squares
Date: 10/25/17 Time: 15:37
Sample (adjusted): 1/04/2008 6/30/2016
Included observations: 2214 after adjustments
Convergence achieved after 7 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.057225	0.014967	-3.823307	0.0001
DUM_2010	-0.033291	0.020603	-1.655839	0.0963
DUM_2015	-0.336033	0.020699	-16.23417	0.0000
AR(1)	0.958956	0.006046	158.6012	0.0000

R-squared	0.941833	Mean dependent var	-0.058251
Adjusted R-squared	0.941754	S.D. dependent var	0.119672
S.E. of regression	0.028882	Akaike info criterion	-4.249402
Sum squared resid	1.843495	Schwarz criterion	-4.239100
Log likelihood	4708.088	Hannan-Quinn criter.	-4.245639
F-statistic	11927.99	Durbin-Watson stat	1.965375
Prob(F-statistic)	0.000000		
Inverted AR Roots	.96		

Tabelle 7.19: Dummy-Regression zur Bestätigung von Ansteckung im Mai 2010 und Juni 2015 zwischen den 10-jährigen Referenzanleihen Griechenlands und Österreichs

Dependent Variable: POR_DCC
Method: Least Squares
Date: 10/25/17 Time: 15:41
Sample (adjusted): 1/04/2008 6/30/2016
Included observations: 2214 after adjustments
Convergence achieved after 8 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.047953	0.008719	5.500057	0.0000
DUM_2010	0.087839	0.029961	2.931772	0.0034
DUM_2015	0.481836	0.030574	15.75977	0.0000
AR(1)	0.894318	0.009675	92.43987	0.0000

R-squared	0.881976	Mean dependent var	0.053243
Adjusted R-squared	0.881816	S.D. dependent var	0.125851
S.E. of regression	0.043265	Akaike info criterion	-3.441143
Sum squared resid	4.136802	Schwarz criterion	-3.430840
Log likelihood	3813.345	Hannan-Quinn criter.	-3.437379
F-statistic	5505.020	Durbin-Watson stat	2.481742
Prob(F-statistic)	0.000000		
Inverted AR Roots	.89		

Tabelle 7.20: Dummy-Regression zur Bestätigung von Ansteckung im Mai 2010 und Juni 2015 zwischen den 10-jährigen Referenzanleihen Griechenlands und Portugals

Dependent Variable: SWE_DCC
Method: Least Squares
Date: 10/25/17 Time: 15:45
Sample (adjusted): 1/04/2008 6/30/2016
Included observations: 2214 after adjustments
Convergence achieved after 7 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.033077	0.008981	-3.683213	0.0002
DUM_2010	-0.014795	0.014141	-1.046257	0.2956
DUM_2015	-0.146045	0.014203	-10.28274	0.0000
AR(1)	0.953011	0.006387	149.2211	0.0000

R-squared	0.925426	Mean dependent var	-0.033505
Adjusted R-squared	0.925325	S.D. dependent var	0.072615
S.E. of regression	0.019843	Akaike info criterion	-5.000092
Sum squared resid	0.870205	Schwarz criterion	-4.989789
Log likelihood	5539.102	Hannan-Quinn criter.	-4.996329
F-statistic	9141.698	Durbin-Watson stat	2.192494
Prob(F-statistic)	0.000000		
Inverted AR Roots	.95		

Tabelle 7.21: Dummy-Regression zur Bestätigung von Ansteckung im Mai 2010 und Juni 2015 zwischen den 10-jährigen Referenzanleihen Griechenlands und Schwedens

Dependent Variable: SUI_DCC
Method: Least Squares
Date: 10/25/17 Time: 15:47
Sample (adjusted): 1/04/2008 6/30/2016
Included observations: 2214 after adjustments
Convergence achieved after 7 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.022247	0.007929	-2.805845	0.0051
DUM_2010	-0.011174	0.008653	-1.291392	0.1967
DUM_2015	-0.088799	0.008668	-10.24466	0.0000
AR(1)	0.967438	0.005289	182.9302	0.0000

R-squared	0.946457	Mean dependent var	-0.021071
Adjusted R-squared	0.946384	S.D. dependent var	0.052392
S.E. of regression	0.012131	Akaike info criterion	-5.984227
Sum squared resid	0.325250	Schwarz criterion	-5.973925
Log likelihood	6628.540	Hannan-Quinn criter.	-5.980464
F-statistic	13021.77	Durbin-Watson stat	1.863880
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.97

Tabelle 7.22: Dummy-Regression zur Bestätigung von Ansteckung im Mai 2010 und Juni 2015 zwischen den 10-jährigen Referenzanleihen Griechenlands und der Schweiz

Dependent Variable: SPA_DCC
Method: Least Squares
Date: 10/25/17 Time: 15:49
Sample (adjusted): 1/04/2008 6/30/2016
Included observations: 2214 after adjustments
Convergence achieved after 7 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.051261	0.010722	4.781135	0.0000
DUM_2010	0.016886	0.015527	1.687524	0.0903
DUM_2015	0.353934	0.015675	22.57946	0.0000
AR(1)	0.956814	0.006241	153.3008	0.0000

R-squared	0.955275	Mean dependent var	0.054624
Adjusted R-squared	0.955214	S.D. dependent var	0.102911
S.E. of regression	0.021779	Akaike info criterion	-4.813973
Sum squared resid	1.048219	Schwarz criterion	-4.803670
Log likelihood	5333.068	Hannan-Quinn criter.	-4.810210
F-statistic	15734.43	Durbin-Watson stat	2.134614
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.96

Tabelle 7.23: Dummy-Regression zur Bestätigung von Ansteckung im Mai 2010 und Juni 2015 zwischen den 10-jährigen Referenzanleihen Griechenlands und Spaniens

Dependent Variable: UK_DCC
Method: Least Squares
Date: 10/25/17 Time: 15:54
Sample (adjusted): 1/04/2008 6/30/2016
Included observations: 2214 after adjustments
Convergence achieved after 5 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.017902	0.007749	-2.310347	0.0210
DUM_2010	-0.001219	0.008747	-0.139314	0.8892
DUM_2015	-0.143364	0.008772	-16.34278	0.0000
AR(1)	0.966293	0.005377	179.7072	0.0000

R-squared	0.951193	Mean dependent var	-0.016488
Adjusted R-squared	0.951127	S.D. dependent var	0.055473
S.E. of regression	0.012264	Akaike info criterion	-5.962561
Sum squared resid	0.332374	Schwarz criterion	-5.952258
Log likelihood	6604.555	Hannan-Quinn criter.	-5.958798
F-statistic	14356.79	Durbin-Watson stat	2.160601
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.97

Tabelle 7.24: Dummy-Regression zur Bestätigung von Ansteckung im Mai 2010 und Juni 2015 zwischen den 10-jährigen Referenzanleihen Griechenlands und UK

7.6.2 Ergebnisse der Regressionsanalyse zur Analyse von Ratingänderungen und Ereignissen in Griechenland

In den folgenden Tabellen finden sich die Ergebnisse der Regressionsanalyse mit Dummys für politische Ereignisse in Griechenland und der griechischen Ratingabwertungen anhand bilateraler dynamischer Korrelationen zwischen Griechenland und den restlichen Ländern aus dem zugrundeliegenden Datensatz. Die Ergebnisse entstammen der Analyse in Eviews und geben detailliert die Erkenntnisse von Seite 287 im Abschnitt 4.4.3 aus der Tabelle 4.22 wider.

„DUMGRI“ bezeichnet dabei die politischen Ereignisse im Zeitverlauf von Januar 2008 bis Juli 2016. „RAGRI_MINUS“ bezeichnet die Abwertungen der griechischen Kreditwürdigkeit im selben Zeitraum, wobei die einzelnen Ratingentscheidungen aller drei großen Ratingagenturen berücksichtigt werden. Beide Dummys werden mit einer Lead- und Lagbeziehung modelliert, die vier Beobachtungen voraus und vier Beobachtungen zurück abbildet.

Dependent Variable: BE_DCC
Method: Least Squares
Date: 10/25/17 Time: 16:57
Sample (adjusted): 1/10/2008 6/23/2016
Included observations: 2205 after adjustments
Convergence achieved after 8 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.051561	0.023790	-2.167326	0.0303
DUMGRI(4)	-0.014033	0.005887	-2.383573	0.0172
DUMGRI(3)	-0.000572	0.006384	-0.089680	0.9285
DUMGRI(2)	0.013403	0.006621	2.024300	0.0431
DUMGRI(1)	0.013075	0.006674	1.959083	0.0502
DUMGRI	-0.020836	0.006623	-3.146281	0.0017
DUMGRI(-1)	-0.004810	0.006388	-0.752979	0.4515
DUMGRI(-2)	-0.006077	0.005892	-1.031426	0.3025
DUMGRI(-3)	-0.002798	0.005074	-0.551467	0.5814
DUMGRI(-4)	-0.001360	0.003814	-0.356607	0.7214
RAGRI_MINUS(4)	0.012384	0.008259	1.499532	0.1339
RAGRI_MINUS(3)	0.008420	0.008984	0.937234	0.3487
RAGRI_MINUS(2)	-0.010412	0.009341	-1.114670	0.2651
RAGRI_MINUS(1)	-0.020764	0.009431	-2.201778	0.0278
RAGRI_MINUS	-0.025174	0.009338	-2.696002	0.0071
RAGRI_MINUS(-1)	-0.018005	0.008976	-2.005972	0.0450
RAGRI_MINUS(-2)	-0.005874	0.008250	-0.712040	0.4765
RAGRI_MINUS(-3)	-0.003261	0.007094	-0.459651	0.6458
RAGRI_MINUS(-4)	-0.001721	0.005249	-0.327768	0.7431
AR(1)	0.972828	0.004961	196.0968	0.0000

R-squared	0.947714	Mean dependent var	-0.051735
Adjusted R-squared	0.947162	S.D. dependent var	0.131712
S.E. of regression	0.030276	Akaike info criterion	-4.146107
Sum squared resid	1.999165	Schwarz criterion	-4.084083
Log likelihood	4595.084	Hannan-Quinn criter.	-4.123446
F-statistic	1718.768	Durbin-Watson stat	2.020574
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.97

Tabelle 7.25: Ergebnis der Regressionsanalyse mit Dummys für politische Ereignisse in Griechenland und der griechischen Ratingabwertungen anhand dynamischer Korrelationen zwischen Griechenland und Belgien

Dependent Variable: GER_DCC
Method: Least Squares
Date: 10/25/17 Time: 17:23
Sample (adjusted): 1/10/2008 6/23/2016
Included observations: 2205 after adjustments
Convergence achieved after 8 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.079501	0.024412	-3.256638	0.0011
DUMGRI(4)	-0.006343	0.006128	-1.035022	0.3008
DUMGRI(3)	0.001932	0.006645	0.290770	0.7713
DUMGRI(2)	0.013972	0.006892	2.027297	0.0428
DUMGRI(1)	0.010314	0.006947	1.484658	0.1378
DUMGRI	-0.027804	0.006893	-4.033759	0.0001
DUMGRI(-1)	-0.011173	0.006648	-1.680565	0.0930
DUMGRI(-2)	-0.010065	0.006132	-1.641374	0.1009
DUMGRI(-3)	-0.008232	0.005280	-1.559062	0.1191
DUMGRI(-4)	-0.002622	0.003968	-0.660694	0.5089
RAGRI_MINUS(4)	0.014598	0.008590	1.699432	0.0894
RAGRI_MINUS(3)	0.004914	0.009344	0.525935	0.5990
RAGRI_MINUS(2)	-0.018538	0.009715	-1.908286	0.0565
RAGRI_MINUS(1)	-0.027296	0.009808	-2.782990	0.0054
RAGRI_MINUS	-0.030809	0.009712	-3.172287	0.0015
RAGRI_MINUS(-1)	-0.021755	0.009336	-2.330362	0.0199
RAGRI_MINUS(-2)	-0.009075	0.008581	-1.057521	0.2904
RAGRI_MINUS(-3)	-0.011096	0.007380	-1.503596	0.1328
RAGRI_MINUS(-4)	-0.004431	0.005461	-0.811392	0.4172
AR(1)	0.972446	0.004977	195.3895	0.0000

R-squared	0.948264	Mean dependent var	-0.079610
Adjusted R-squared	0.947718	S.D. dependent var	0.137748
S.E. of regression	0.031496	Akaike info criterion	-4.067065
Sum squared resid	2.163596	Schwarz criterion	-4.005041
Log likelihood	4507.940	Hannan-Quinn criter.	-4.044404
F-statistic	1738.055	Durbin-Watson stat	1.967639
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.97

Tabelle 7.26: Ergebnis der Regressionsanalyse mit Dummys für politische Ereignisse in Griechenland und der griechischen Ratingabwertungen anhand dynamischer Korrelationen zwischen Griechenland und Deutschland

Dependent Variable: FIN_DCC
Method: Least Squares
Date: 10/25/17 Time: 17:22
Sample (adjusted): 1/10/2008 6/23/2016
Included observations: 2205 after adjustments
Convergence achieved after 10 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.067077	0.019350	-3.466448	0.0005
DUMGRI(4)	-0.006887	0.009112	-0.755833	0.4498
DUMGRI(3)	0.005285	0.009856	0.536211	0.5919
DUMGRI(2)	0.019837	0.010208	1.943376	0.0521
DUMGRI(1)	0.015908	0.010286	1.546631	0.1221
DUMGRI	-0.038470	0.010211	-3.767442	0.0002
DUMGRI(-1)	-0.011202	0.009863	-1.135778	0.2562
DUMGRI(-2)	-0.016078	0.009122	-1.762594	0.0781
DUMGRI(-3)	-0.015984	0.007884	-2.027415	0.0427
DUMGRI(-4)	-0.001727	0.005953	-0.290190	0.7717
RAGRI_MINUS(4)	0.011718	0.012778	0.917006	0.3592
RAGRI_MINUS(3)	0.004034	0.013865	0.290978	0.7711
RAGRI_MINUS(2)	-0.023469	0.014398	-1.629972	0.1033
RAGRI_MINUS(1)	-0.034603	0.014531	-2.381293	0.0173
RAGRI_MINUS	-0.040136	0.014392	-2.788782	0.0053
RAGRI_MINUS(-1)	-0.028576	0.013851	-2.063026	0.0392
RAGRI_MINUS(-2)	-0.013040	0.012761	-1.021868	0.3070
RAGRI_MINUS(-3)	-0.011152	0.011014	-1.012573	0.3114
RAGRI_MINUS(-4)	-0.003528	0.008191	-0.430743	0.6667
AR(1)	0.947904	0.006811	139.1801	0.0000

R-squared	0.903237	Mean dependent var	-0.068885
Adjusted R-squared	0.902216	S.D. dependent var	0.150008
S.E. of regression	0.046908	Akaike info criterion	-3.270427
Sum squared resid	4.799011	Schwarz criterion	-3.208403
Log likelihood	3629.646	Hannan-Quinn criter.	-3.247765
F-statistic	885.1553	Durbin-Watson stat	2.041767
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.95

Tabelle 7.27: Ergebnis der Regressionsanalyse mit Dummys für politische Ereignisse in Griechenland und der griechischen Ratingabwertungen anhand dynamischer Korrelationen zwischen Griechenland und Finnland

Dependent Variable: FRA_DCC
Method: Least Squares
Date: 10/25/17 Time: 17:24
Sample (adjusted): 1/10/2008 6/23/2016
Included observations: 2205 after adjustments
Convergence achieved after 8 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.053591	0.019759	-2.712255	0.0067
DUMGRI(4)	-0.007617	0.006027	-1.263781	0.2064
DUMGRI(3)	0.001839	0.006532	0.281478	0.7784
DUMGRI(2)	0.013510	0.006773	1.994568	0.0462
DUMGRI(1)	0.012716	0.006827	1.862613	0.0627
DUMGRI	-0.024312	0.006775	-3.588544	0.0003
DUMGRI(-1)	-0.006120	0.006536	-0.936272	0.3492
DUMGRI(-2)	-0.009008	0.006032	-1.493477	0.1355
DUMGRI(-3)	-0.009145	0.005198	-1.759347	0.0787
DUMGRI(-4)	-0.001165	0.003910	-0.297962	0.7658
RAGRI_MINUS(4)	0.011450	0.008449	1.355285	0.1755
RAGRI_MINUS(3)	0.006413	0.009186	0.698096	0.4852
RAGRI_MINUS(2)	-0.011816	0.009548	-1.237565	0.2160
RAGRI_MINUS(1)	-0.021669	0.009639	-2.248011	0.0247
RAGRI_MINUS	-0.024888	0.009545	-2.607503	0.0092
RAGRI_MINUS(-1)	-0.018387	0.009177	-2.003563	0.0452
RAGRI_MINUS(-2)	-0.008548	0.008440	-1.012801	0.3113
RAGRI_MINUS(-3)	-0.005752	0.007263	-0.791896	0.4285
RAGRI_MINUS(-4)	-0.001650	0.005381	-0.306730	0.7591
AR(1)	0.966484	0.005481	176.3486	0.0000

R-squared	0.936602	Mean dependent var	-0.053638
Adjusted R-squared	0.935933	S.D. dependent var	0.122369
S.E. of regression	0.030973	Akaike info criterion	-4.100554
Sum squared resid	2.092340	Schwarz criterion	-4.038530
Log likelihood	4544.861	Hannan-Quinn criter.	-4.077892
F-statistic	1400.902	Durbin-Watson stat	1.974558
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.97

Tabelle 7.28: Ergebnis der Regressionsanalyse mit Dummys für politische Ereignisse in Griechenland und der griechischen Ratingabwertungen anhand dynamischer Korrelationen zwischen Griechenland und Frankreich

Dependent Variable: IRLPre201_DCC
Method: Least Squares
Date: 10/26/17 Time: 18:12
Sample (adjusted): 1/10/2008 7/24/2012
Included observations: 1183 after adjustments
Convergence achieved after 7 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.002295	0.014055	-0.163273	0.8703
DUMGRI(4)	-0.011351	0.004565	-2.486745	0.0130
DUMGRI(3)	-0.018571	0.004866	-3.816872	0.0001
DUMGRI(2)	-0.017985	0.005057	-3.556518	0.0004
DUMGRI(1)	-0.021129	0.005129	-4.119942	0.0000
DUMGRI	-0.016671	0.005070	-3.288245	0.0010
DUMGRI(-1)	-0.020523	0.004883	-4.202496	0.0000
DUMGRI(-2)	-0.009035	0.004592	-1.967529	0.0494
DUMGRI(-3)	0.007339	0.003997	1.835859	0.0666
DUMGRI(-4)	-0.000233	0.003058	-0.076144	0.9393
RAGRI_MINUS(4)	0.001683	0.005989	0.281079	0.7787
RAGRI_MINUS(3)	0.001226	0.006597	0.185886	0.8526
RAGRI_MINUS(2)	0.006738	0.006887	0.978352	0.3281
RAGRI_MINUS(1)	0.010279	0.006956	2.477610	0.0198
RAGRI_MINUS	0.006696	0.006872	0.974476	0.3300
RAGRI_MINUS(-1)	0.005593	0.006576	0.850504	0.3952
RAGRI_MINUS(-2)	0.003538	0.005959	0.593798	0.5528
RAGRI_MINUS(-3)	0.005908	0.004988	1.184369	0.2365
RAGRI_MINUS(-4)	0.004516	0.003547	1.273453	0.2031
AR(1)	0.964307	0.008074	119.4393	0.0000

R-squared	0.924521	Mean dependent var	-0.002613
Adjusted R-squared	0.923023	S.D. dependent var	0.061839
S.E. of regression	0.017157	Akaike info criterion	-5.272719
Sum squared resid	0.341174	Schwarz criterion	-5.169744
Log likelihood	3142.813	Hannan-Quinn criter.	-5.233902
F-statistic	617.2270	Durbin-Watson stat	1.924528
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.96

Tabelle 7.29: Ergebnis der Regressionsanalyse mit Dummys für politische Ereignisse in Griechenland und der griechischen Ratingabwertungen anhand dynamischer Korrelationen zwischen Griechenland und Irland bis 2012

Dependent Variable: IRLPost2012_DCC
Method: Least Squares
Date: 10/26/17 Time: 18:19
Sample (adjusted): 8/09/2012 6/23/2016
Included observations: 1011 after adjustments
Convergence achieved after 9 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.065271	0.027221	-2.397805	0.0167
DUMGRI(4)	-0.027948	0.007155	-3.906133	0.0001
DUMGRI(3)	-0.018580	0.007901	-2.351538	0.0189
DUMGRI(2)	-0.008923	0.008170	-1.092102	0.2751
DUMGRI(1)	-0.009102	0.008181	-1.112609	0.2661
DUMGRI	-0.037918	0.008167	-4.642865	0.0000
DUMGRI(-1)	-0.025153	0.007884	-3.190248	0.0015
DUMGRI(-2)	-0.019301	0.007127	-2.708184	0.0069
DUMGRI(-3)	-0.009000	0.006101	-1.475230	0.1405
DUMGRI(-4)	-0.006169	0.004523	-1.363796	0.1729
RAGRI_MINUS(4)	0.025841	0.011158	2.315862	0.0208
RAGRI_MINUS(3)	0.031962	0.011902	2.685350	0.0074
RAGRI_MINUS(2)	-0.012682	0.012340	-1.027721	0.3043
RAGRI_MINUS(1)	-0.029765	0.012462	-2.388493	0.0171
RAGRI_MINUS	-0.055776	0.012327	-4.524543	0.0000
RAGRI_MINUS(-1)	-0.029482	0.011918	-2.473749	0.0135
RAGRI_MINUS(-2)	0.004410	0.011202	0.393673	0.6939
RAGRI_MINUS(-3)	-0.000573	0.010291	-0.055696	0.9556
RAGRI_MINUS(-4)	-0.007348	0.008386	-0.876297	0.3811
AR(1)	0.971429	0.007603	127.7740	0.0000

R-squared	0.952381	Mean dependent var	-0.075841
Adjusted R-squared	0.951271	S.D. dependent var	0.111627
S.E. of regression	0.024641	Akaike info criterion	-4.545331
Sum squared resid	0.599301	Schwarz criterion	-4.428567
Log likelihood	2321.665	Hannan-Quinn criter.	-4.500976
F-statistic	858.2577	Durbin-Watson stat	2.209796
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.97

Tabelle 7.30: Ergebnis der Regressionsanalyse mit Dummys für politische Ereignisse in Griechenland und der griechischen Ratingabwertungen anhand dynamischer Korrelationen zwischen Griechenland und Irland nach 2012

Dependent Variable: ITA_DCC
Method: Least Squares
Date: 10/25/17 Time: 17:28
Sample (adjusted): 1/10/2008 6/23/2016
Included observations: 2205 after adjustments
Convergence achieved after 6 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.042490	0.019800	2.145902	0.0320
DUMGRI(4)	0.018188	0.005279	3.445694	0.0006
DUMGRI(3)	0.018483	0.005724	3.229210	0.0013
DUMGRI(2)	0.014253	0.005937	2.400877	0.0164
DUMGRI(1)	0.018997	0.005984	3.174412	0.0015
DUMGRI	0.038937	0.005938	6.557299	0.0000
DUMGRI(-1)	0.033254	0.005727	5.806351	0.0000
DUMGRI(-2)	0.019350	0.005283	3.662982	0.0003
DUMGRI(-3)	0.003191	0.004549	0.701560	0.4830
DUMGRI(-4)	0.008606	0.003419	2.517013	0.0119
RAGRI_MINUS(4)	-0.002642	0.007394	-0.357353	0.7209
RAGRI_MINUS(3)	7.99E-05	0.008042	0.009937	0.9921
RAGRI_MINUS(2)	0.013309	0.008360	1.591897	0.1116
RAGRI_MINUS(1)	0.021969	0.008440	2.602899	0.0093
RAGRI_MINUS	0.032164	0.008357	3.848696	0.0001
RAGRI_MINUS(-1)	0.022386	0.008034	2.786350	0.0054
RAGRI_MINUS(-2)	0.008303	0.007386	1.124201	0.2611
RAGRI_MINUS(-3)	0.004834	0.006353	0.760796	0.4469
RAGRI_MINUS(-4)	0.001904	0.004704	0.404763	0.6857
AR(1)	0.970750	0.005156	188.2627	0.0000

R-squared	0.946801	Mean dependent var	0.049537
Adjusted R-squared	0.946240	S.D. dependent var	0.116946
S.E. of regression	0.027116	Akaike info criterion	-4.366595
Sum squared resid	1.603585	Schwarz criterion	-4.304571
Log likelihood	4838.171	Hannan-Quinn criter.	-4.343934
F-statistic	1687.641	Durbin-Watson stat	2.072586
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.97

Tabelle 7.31: Ergebnis der Regressionsanalyse mit Dummys für politische Ereignisse in Griechenland und der griechischen Ratingabwertungen anhand dynamischer Korrelationen zwischen Griechenland und Italien

Dependent Variable: NL_DCC
Method: Least Squares
Date: 10/25/17 Time: 17:30
Sample (adjusted): 1/10/2008 6/23/2016
Included observations: 2205 after adjustments
Convergence achieved after 9 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.064722	0.021288	-3.040255	0.0024
DUMGRI(4)	-0.004278	0.005772	-0.741134	0.4587
DUMGRI(3)	0.003221	0.006257	0.514813	0.6067
DUMGRI(2)	0.014163	0.006490	2.182388	0.0292
DUMGRI(1)	0.011810	0.006541	1.805459	0.0711
DUMGRI	-0.024125	0.006491	-3.716857	0.0002
DUMGRI(-1)	-0.008182	0.006261	-1.306835	0.1914
DUMGRI(-2)	-0.008415	0.005775	-1.457002	0.1453
DUMGRI(-3)	-0.008253	0.004974	-1.659283	0.0972
DUMGRI(-4)	-0.001505	0.003740	-0.402379	0.6874
RAGRI_MINUS(4)	0.012605	0.008090	1.558082	0.1194
RAGRI_MINUS(3)	0.004989	0.008799	0.567051	0.5707
RAGRI_MINUS(2)	-0.017270	0.009147	-1.888004	0.0592
RAGRI_MINUS(1)	-0.024953	0.009235	-2.702062	0.0069
RAGRI_MINUS	-0.027771	0.009144	-3.036984	0.0024
RAGRI_MINUS(-1)	-0.018932	0.008791	-2.153625	0.0314
RAGRI_MINUS(-2)	-0.008142	0.008082	-1.007500	0.3138
RAGRI_MINUS(-3)	-0.009850	0.006952	-1.416966	0.1566
RAGRI_MINUS(-4)	-0.003562	0.005146	-0.692148	0.4889
AR(1)	0.970244	0.005166	187.8127	0.0000

R-squared	0.943852	Mean dependent var	-0.064418
Adjusted R-squared	0.943260	S.D. dependent var	0.124501
S.E. of regression	0.029656	Akaike info criterion	-4.187459
Sum squared resid	1.918182	Schwarz criterion	-4.125435
Log likelihood	4640.674	Hannan-Quinn criter.	-4.164797
F-statistic	1594.047	Durbin-Watson stat	1.963339
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.97

Tabelle 7.32: Ergebnis der Regressionsanalyse mit Dummys für politische Ereignisse in Griechenland und der griechischen Ratingabwertungen anhand dynamischer Korrelationen zwischen Griechenland und den Niederlanden

Dependent Variable: NOR_DCC
Method: Least Squares
Date: 10/25/17 Time: 17:32
Sample (adjusted): 1/10/2008 6/23/2016
Included observations: 2205 after adjustments
Convergence achieved after 10 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.026759	0.007844	-3.411258	0.0007
DUMGRI(4)	-0.002043	0.002838	-0.719890	0.4717
DUMGRI(3)	0.001600	0.003074	0.520664	0.6027
DUMGRI(2)	0.005889	0.003186	1.848278	0.0647
DUMGRI(1)	0.004056	0.003211	1.263043	0.2067
DUMGRI	-0.011298	0.003187	-3.545170	0.0004
DUMGRI(-1)	-0.002241	0.003076	-0.728633	0.4663
DUMGRI(-2)	-0.004284	0.002840	-1.508459	0.1316
DUMGRI(-3)	-0.005097	0.002449	-2.081217	0.0375
DUMGRI(-4)	0.000276	0.001844	0.149588	0.8811
RAGRI_MINUS(4)	0.006912	0.003977	1.738223	0.0823
RAGRI_MINUS(3)	0.001717	0.004321	0.397277	0.6912
RAGRI_MINUS(2)	-0.005989	0.004490	-1.333798	0.1824
RAGRI_MINUS(1)	-0.007737	0.004533	-1.706935	0.0880
RAGRI_MINUS	-0.007377	0.004489	-1.643403	0.1004
RAGRI_MINUS(-1)	-0.003879	0.004317	-0.898549	0.3690
RAGRI_MINUS(-2)	-8.54E-05	0.003972	-0.021511	0.9828
RAGRI_MINUS(-3)	-0.002833	0.003422	-0.828001	0.4078
RAGRI_MINUS(-4)	-0.002356	0.002538	-0.928206	0.3534
AR(1)	0.960202	0.005961	161.0847	0.0000

R-squared	0.924448	Mean dependent var	-0.026426
Adjusted R-squared	0.923652	S.D. dependent var	0.052766
S.E. of regression	0.014580	Akaike info criterion	-5.607527
Sum squared resid	0.463620	Schwarz criterion	-5.545502
Log likelihood	6206.298	Hannan-Quinn criter.	-5.584865
F-statistic	1160.288	Durbin-Watson stat	2.194878
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.96

Tabelle 7.33: Ergebnis der Regressionsanalyse mit Dummys für politische Ereignisse in Griechenland und der griechischen Ratingabwertungen anhand dynamischer Korrelationen zwischen Griechenland und Norwegen

Dependent Variable: AUT_DCC
Method: Least Squares
Date: 10/25/17 Time: 17:33
Sample (adjusted): 1/10/2008 6/23/2016
Included observations: 2205 after adjustments
Convergence achieved after 8 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.056930	0.019618	-2.902015	0.0037
DUMGRI(4)	-0.007779	0.005713	-1.361601	0.1735
DUMGRI(3)	0.000112	0.006193	0.018135	0.9855
DUMGRI(2)	0.009575	0.006422	1.490923	0.1361
DUMGRI(1)	0.011303	0.006473	1.746262	0.0809
DUMGRI	-0.024986	0.006423	-3.889881	0.0001
DUMGRI(-1)	-0.011144	0.006197	-1.798379	0.0723
DUMGRI(-2)	-0.010914	0.005718	-1.908803	0.0564
DUMGRI(-3)	-0.008891	0.004926	-1.804973	0.0712
DUMGRI(-4)	-0.002708	0.003705	-0.730861	0.4649
RAGRI_MINUS(4)	0.007432	0.008007	0.928187	0.3534
RAGRI_MINUS(3)	-0.001636	0.008706	-0.187864	0.8510
RAGRI_MINUS(2)	-0.019934	0.009049	-2.202794	0.0277
RAGRI_MINUS(1)	-0.030003	0.009136	-3.283986	0.0010
RAGRI_MINUS	-0.031745	0.009047	-3.508972	0.0005
RAGRI_MINUS(-1)	-0.023657	0.008698	-2.719856	0.0066
RAGRI_MINUS(-2)	-0.011304	0.007998	-1.413241	0.1577
RAGRI_MINUS(-3)	-0.005653	0.006883	-0.821394	0.4115
RAGRI_MINUS(-4)	-0.001955	0.005098	-0.383502	0.7014
AR(1)	0.968010	0.005356	180.7262	0.0000

R-squared	0.940374	Mean dependent var	-0.058264
Adjusted R-squared	0.939746	S.D. dependent var	0.119618
S.E. of regression	0.029362	Akaike info criterion	-4.207378
Sum squared resid	1.880352	Schwarz criterion	-4.145354
Log likelihood	4662.634	Hannan-Quinn criter.	-4.184716
F-statistic	1495.534	Durbin-Watson stat	1.969428
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.97

Tabelle 7.34: Ergebnis der Regressionsanalyse mit Dummys für politische Ereignisse in Griechenland und der griechischen Ratingabwertungen anhand dynamischer Korrelationen zwischen Griechenland und Österreich

Dependent Variable: POR_DCC
Method: Least Squares
Date: 10/25/17 Time: 17:34
Sample (adjusted): 1/10/2008 6/23/2016
Included observations: 2205 after adjustments
Convergence achieved after 10 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.051851	0.014372	3.607885	0.0003
DUMGRI(4)	0.016259	0.008512	1.910032	0.0563
DUMGRI(3)	0.001913	0.009189	0.208156	0.8351
DUMGRI(2)	-0.008990	0.009506	-0.945655	0.3444
DUMGRI(1)	-0.006828	0.009576	-0.713024	0.4759
DUMGRI	0.039881	0.009510	4.193751	0.0000
DUMGRI(-1)	0.004850	0.009194	0.527478	0.5979
DUMGRI(-2)	0.020487	0.008520	2.404622	0.0163
DUMGRI(-3)	0.010345	0.007384	1.400892	0.1614
DUMGRI(-4)	-0.001825	0.005594	-0.326217	0.7443
RAGRI_MINUS(4)	-0.018190	0.011920	-1.525993	0.1272
RAGRI_MINUS(3)	-0.014252	0.012908	-1.104135	0.2697
RAGRI_MINUS(2)	0.010511	0.013391	0.784885	0.4326
RAGRI_MINUS(1)	0.017805	0.013511	2.317870	0.0197
RAGRI_MINUS	0.023354	0.013384	2.744889	0.0091
RAGRI_MINUS(-1)	0.012881	0.012895	0.998949	0.3179
RAGRI_MINUS(-2)	0.001622	0.011903	0.136288	0.8916
RAGRI_MINUS(-3)	0.001587	0.010303	0.154067	0.8776
RAGRI_MINUS(-4)	-0.001376	0.007694	-0.178836	0.8581
AR(1)	0.933959	0.007647	122.1408	0.0000

R-squared	0.879251	Mean dependent var	0.053382
Adjusted R-squared	0.877977	S.D. dependent var	0.125786
S.E. of regression	0.043939	Akaike info criterion	-3.401202
Sum squared resid	4.210724	Schwarz criterion	-3.339178
Log likelihood	3773.826	Hannan-Quinn criter.	-3.378541
F-statistic	690.4887	Durbin-Watson stat	2.520579
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.93

Tabelle 7.35: Ergebnis der Regressionsanalyse mit Dummys für politische Ereignisse in Griechenland und der griechischen Ratingabwertungen anhand dynamischer Korrelationen zwischen Griechenland und Portugal

Dependent Variable: SWE_DCC
Method: Least Squares
Date: 10/25/17 Time: 17:35
Sample (adjusted): 1/10/2008 6/23/2016
Included observations: 2205 after adjustments
Convergence achieved after 9 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.034382	0.011032	-3.116720	0.0019
DUMGRI(4)	0.001147	0.003819	0.300275	0.7640
DUMGRI(3)	0.003221	0.004137	0.778555	0.4363
DUMGRI(2)	0.009149	0.004289	2.133389	0.0330
DUMGRI(1)	0.008295	0.004322	1.919116	0.0551
DUMGRI	-0.014126	0.004290	-3.293001	0.0010
DUMGRI(-1)	-0.001041	0.004139	-0.251571	0.8014
DUMGRI(-2)	-0.003404	0.003822	-0.890661	0.3732
DUMGRI(-3)	-0.007053	0.003295	-2.140506	0.0324
DUMGRI(-4)	-0.000887	0.002481	-0.357687	0.7206
RAGRI_MINUS(4)	0.007896	0.005354	1.474897	0.1404
RAGRI_MINUS(3)	0.002882	0.005819	0.495250	0.6205
RAGRI_MINUS(2)	-0.013333	0.006047	-2.204907	0.0276
RAGRI_MINUS(1)	-0.014424	0.006104	-2.362893	0.0182
RAGRI_MINUS	-0.015919	0.006045	-2.633510	0.0085
RAGRI_MINUS(-1)	-0.009410	0.005813	-1.618782	0.1056
RAGRI_MINUS(-2)	-0.003885	0.005348	-0.726483	0.4676
RAGRI_MINUS(-3)	-0.009606	0.004605	-2.086233	0.0371
RAGRI_MINUS(-4)	-0.003522	0.003414	-1.031748	0.3023
AR(1)	0.961939	0.005822	165.2237	0.0000

R-squared	0.927666	Mean dependent var	-0.033702
Adjusted R-squared	0.926904	S.D. dependent var	0.072568
S.E. of regression	0.019620	Akaike info criterion	-5.013733
Sum squared resid	0.839545	Schwarz criterion	-4.951708
Log likelihood	5551.640	Hannan-Quinn criter.	-4.991071
F-statistic	1216.130	Durbin-Watson stat	2.179177
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.96

Tabelle 7.36: Ergebnis der Regressionsanalyse mit Dummys für politische Ereignisse in Griechenland und der griechischen Ratingabwertungen anhand dynamischer Korrelationen zwischen Griechenland und Schweden

Dependent Variable: SUI_DCC
Method: Least Squares
Date: 10/25/17 Time: 17:36
Sample (adjusted): 1/10/2008 6/23/2016
Included observations: 2205 after adjustments
Convergence achieved after 9 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.022569	0.009415	-2.397059	0.0166
DUMGRI(4)	0.000485	0.002335	0.207570	0.8356
DUMGRI(3)	0.002886	0.002532	1.139723	0.2545
DUMGRI(2)	0.007251	0.002627	2.760483	0.0058
DUMGRI(1)	0.006241	0.002648	2.357446	0.0185
DUMGRI	-0.007832	0.002627	-2.981596	0.0029
DUMGRI(-1)	-0.000943	0.002533	-0.372261	0.7097
DUMGRI(-2)	-0.002144	0.002336	-0.918000	0.3587
DUMGRI(-3)	-0.004118	0.002010	-2.048419	0.0406
DUMGRI(-4)	-0.000416	0.001510	-0.275161	0.7832
RAGRI_MINUS(4)	0.006165	0.003268	1.886424	0.0594
RAGRI_MINUS(3)	0.003173	0.003555	0.892469	0.3722
RAGRI_MINUS(2)	-0.005863	0.003696	-1.586254	0.1128
RAGRI_MINUS(1)	-0.007918	0.003732	-2.121567	0.0340
RAGRI_MINUS	-0.008011	0.003695	-2.167878	0.0303
RAGRI_MINUS(-1)	-0.004304	0.003552	-1.211553	0.2258
RAGRI_MINUS(-2)	-0.001850	0.003265	-0.566555	0.5711
RAGRI_MINUS(-3)	-0.004871	0.002808	-1.734755	0.0829
RAGRI_MINUS(-4)	-0.001681	0.002078	-0.809266	0.4185
AR(1)	0.972823	0.004924	197.5847	0.0000

R-squared	0.948015	Mean dependent var	-0.021161
Adjusted R-squared	0.947467	S.D. dependent var	0.052283
S.E. of regression	0.011983	Akaike info criterion	-5.999786
Sum squared resid	0.313189	Schwarz criterion	-5.937762
Log likelihood	6638.764	Hannan-Quinn criter.	-5.977124
F-statistic	1729.274	Durbin-Watson stat	1.842096
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.97

Tabelle 7.37: Ergebnis der Regressionsanalyse mit Dummys für politische Ereignisse in Griechenland und der griechischen Ratingabwertungen anhand dynamischer Korrelationen zwischen Griechenland und der Schweiz

Dependent Variable: SPA_DCC
Method: Least Squares
Date: 10/25/17 Time: 17:37
Sample (adjusted): 1/10/2008 6/23/2016
Included observations: 2205 after adjustments
Convergence achieved after 8 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.050831	0.018447	2.755460	0.0059
DUMGRI(4)	0.016053	0.004457	3.601720	0.0003
DUMGRI(3)	0.010584	0.004833	2.189865	0.0286
DUMGRI(2)	0.001704	0.005013	0.339996	0.7339
DUMGRI(1)	0.006023	0.005053	1.191907	0.2334
DUMGRI	0.029461	0.005014	5.875467	0.0000
DUMGRI(-1)	0.016161	0.004836	3.341715	0.0008
DUMGRI(-2)	0.009565	0.004461	2.144455	0.0321
DUMGRI(-3)	0.000933	0.003841	0.242880	0.8081
DUMGRI(-4)	0.003456	0.002887	1.197302	0.2313
RAGRI_MINUS(4)	-0.012375	0.006254	-1.978624	0.0480
RAGRI_MINUS(3)	-0.011506	0.006804	-1.691064	0.0910
RAGRI_MINUS(2)	0.006167	0.007075	0.871677	0.3835
RAGRI_MINUS(1)	0.016011	0.007143	2.241574	0.0251
RAGRI_MINUS	0.023676	0.007072	3.347822	0.0008
RAGRI_MINUS(-1)	0.015278	0.006797	2.247581	0.0247
RAGRI_MINUS(-2)	0.002478	0.006247	0.396624	0.6917
RAGRI_MINUS(-3)	0.001411	0.005371	0.262642	0.7929
RAGRI_MINUS(-4)	-0.000464	0.003974	-0.116655	0.9071
AR(1)	0.973475	0.004918	197.9468	0.0000

R-squared	0.951075	Mean dependent var	0.054563
Adjusted R-squared	0.950559	S.D. dependent var	0.103083
S.E. of regression	0.022921	Akaike info criterion	-4.702727
Sum squared resid	1.145808	Schwarz criterion	-4.640702
Log likelihood	5208.756	Hannan-Quinn criter.	-4.680065
F-statistic	1843.378	Durbin-Watson stat	2.144197
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.97

Tabelle 7.38: Ergebnis der Regressionsanalyse mit Dummys für politische Ereignisse in Griechenland und der griechischen Ratingabwertungen anhand dynamischer Korrelationen zwischen Griechenland und Spanien

Dependent Variable: UK_DCC
Method: Least Squares
Date: 10/25/17 Time: 17:38
Sample (adjusted): 1/10/2008 6/23/2016
Included observations: 2205 after adjustments
Convergence achieved after 8 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.016708	0.009804	-1.704220	0.0885
DUMGRI(4)	-0.005152	0.002335	-2.206126	0.0275
DUMGRI(3)	-0.004002	0.002532	-1.580328	0.1142
DUMGRI(2)	0.000639	0.002626	0.243301	0.8078
DUMGRI(1)	-0.000354	0.002647	-0.133759	0.8936
DUMGRI	-0.013222	0.002627	-5.033153	0.0000
DUMGRI(-1)	-0.007950	0.002534	-3.137902	0.0017
DUMGRI(-2)	-0.004502	0.002337	-1.926581	0.0542
DUMGRI(-3)	-0.002913	0.002012	-1.447859	0.1478
DUMGRI(-4)	-0.002975	0.001512	-1.967603	0.0492
RAGRI_MINUS(4)	0.004843	0.003275	1.478561	0.1394
RAGRI_MINUS(3)	0.001451	0.003563	0.407254	0.6839
RAGRI_MINUS(2)	-0.009096	0.003705	-2.455301	0.0142
RAGRI_MINUS(1)	-0.012093	0.003740	-3.232971	0.0012
RAGRI_MINUS	-0.014641	0.003704	-3.953135	0.0001
RAGRI_MINUS(-1)	-0.007274	0.003560	-2.043433	0.0411
RAGRI_MINUS(-2)	-0.002874	0.003272	-0.878344	0.3799
RAGRI_MINUS(-3)	-0.003918	0.002813	-1.392623	0.1639
RAGRI_MINUS(-4)	-0.002187	0.002081	-1.050503	0.2936
AR(1)	0.973837	0.004787	203.4462	0.0000

R-squared	0.953049	Mean dependent var	-0.016514
Adjusted R-squared	0.952554	S.D. dependent var	0.055133
S.E. of regression	0.012009	Akaike info criterion	-5.995471
Sum squared resid	0.314543	Schwarz criterion	-5.933446
Log likelihood	6634.006	Hannan-Quinn criter.	-5.972809
F-statistic	1924.863	Durbin-Watson stat	2.153647
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.97

Tabelle 7.39: Ergebnis der Regressionsanalyse mit Dummys für politische Ereignisse in Griechenland und der griechischen Ratingabwertungen anhand dynamischer Korrelationen zwischen Griechenland und UK

7.6.3 Ergebnisse der Regressionsanalyse zur Robustheit der Erkenntnisse von Auswirkung irischer Ratingänderungen

In den folgenden Tabellen finden sich die Ergebnisse der Regressionsanalyse mit Dummys für Ratingabwertungen aus Irland, Italien, Portugal und Spanien anhand bilateraler dynamischer Korrelationen zwischen Griechenland und den zugehörigen Ländern aus der europäischen Peripherie. Die Ergebnisse entstammen der Analyse in Eviews und geben detailliert die Erkenntnisse aus dem Abschnitt 4.4.3.1 von Seite 291 wider.

„X_MINUS“, mit $X = RAIRL$ für Irland bis $X = RASPA$ für Spanien, bezeichnet die Abwertungen der jeweiligen landesspezifischen Kreditwürdigkeit im Zeitraum von Januar 2009 bis Juli 2016, wobei die einzelnen Ratingentscheidungen aller drei großen Ratingagenturen berücksichtigt werden. Die Ratingdummys werden mit einer Lead- und Lagbeziehung modelliert, die vier Beobachtungen voraus und vier Beobachtungen zurück abbildet.

Dependent Variable: IRL1_DCC
Method: Least Squares
Date: 04/12/18 Time: 18:28
Sample (adjusted): 1/09/2008 6/24/2016
Included observations: 2207 after adjustments
Convergence achieved after 5 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.001073	0.006541	-0.163961	0.8698
RAIRL_MINUS(-4)	-0.001459	0.003389	-0.430601	0.6668
RAIRL_MINUS(-3)	-0.001253	0.004532	-0.276561	0.7821
RAIRL_MINUS(-2)	-0.000937	0.005219	-0.179456	0.8576
RAIRL_MINUS(-1)	-0.000588	0.005624	-0.104502	0.9168
RAIRL_MINUS	-0.002452	0.005737	-0.427305	0.6692
RAIRL_MINUS(1)	-0.002647	0.005624	-0.470744	0.6379
RAIRL_MINUS(2)	-0.001206	0.005219	-0.231157	0.8172
RAIRL_MINUS(3)	-0.003298	0.004532	-0.727573	0.4670
RAIRL_MINUS(4)	0.000321	0.003389	0.094765	0.9245
AR(1)	0.956097	0.006220	153.7209	0.0000

R-squared	0.914864	Mean dependent var	-0.001839
Adjusted R-squared	0.914476	S.D. dependent var	0.046102
S.E. of regression	0.013482	Akaike info criterion	-5.769903
Sum squared resid	0.399173	Schwarz criterion	-5.741497
Log likelihood	6378.088	Hannan-Quinn criter.	-5.759525
F-statistic	2359.791	Durbin-Watson stat	1.958924
Prob(F-statistic)	0.000000		0.000000

Inverted AR Roots	.96

Tabelle 7.40: Ergebnis der Regressionsanalyse mit Dummys für irische Ratingabwertungen anhand dynamischer Korrelationen zwischen Griechenland und Irland

Dependent Variable: ITA_DCC
Method: Least Squares
Date: 04/12/18 Time: 18:46
Sample (adjusted): 1/09/2008 6/24/2016
Included observations: 2207 after adjustments
Convergence achieved after 4 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.049473	0.020584	2.403476	0.0163
RAITA_MINUS(-4)	0.005428	0.009049	0.599875	0.5487
RAITA_MINUS(-3)	0.010774	0.012098	0.890556	0.3733
RAITA_MINUS(-2)	-0.007230	0.013916	-0.519525	0.6034
RAITA_MINUS(-1)	-0.000806	0.014574	-0.055319	0.9559
RAITA_MINUS	-0.000675	0.014794	-0.045606	0.9636
RAITA_MINUS(1)	0.001397	0.014574	0.095884	0.9236
RAITA_MINUS(2)	0.003529	0.013916	0.253615	0.7998
RAITA_MINUS(3)	0.009067	0.012098	0.749439	0.4537
RAITA_MINUS(4)	-0.002606	0.009049	-0.288015	0.7734
AR(1)	0.971071	0.005096	190.5667	0.0000
R-squared	0.943003	Mean dependent var		0.049533
Adjusted R-squared	0.942743	S.D. dependent var		0.116893
S.E. of regression	0.027971	Akaike info criterion		-4.310346
Sum squared resid	1.718063	Schwarz criterion		-4.281940
Log likelihood	4767.467	Hannan-Quinn criter.		-4.299968
F-statistic	3633.225	Durbin-Watson stat		2.028804
Prob(F-statistic)	0.000000			0.000000
Inverted AR Roots	.97			

Tabelle 7.41: Ergebnis der Regressionsanalyse mit Dummys für italienische Ratingabwertungen anhand dynamischer Korrelationen zwischen Griechenland und Italien

Dependent Variable: POR_DCC
Method: Least Squares
Date: 04/12/18 Time: 18:47
Sample (adjusted): 1/09/2008 6/24/2016
Included observations: 2207 after adjustments
Convergence achieved after 4 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.054225	0.014315	3.787919	0.0002
RAPOR_MINUS(-4)	0.000508	0.012617	0.040257	0.9679
RAPOR_MINUS(-3)	0.003263	0.017066	0.191177	0.8484
RAPOR_MINUS(-2)	0.014759	0.019881	0.742376	0.4579
RAPOR_MINUS(-1)	0.002903	0.021106	0.137523	0.8906
RAPOR_MINUS	-0.001142	0.021708	-0.052627	0.9580
RAPOR_MINUS(1)	-0.004447	0.021106	-0.210702	0.8331
RAPOR_MINUS(2)	-0.001945	0.019881	-0.097814	0.9221
RAPOR_MINUS(3)	0.001223	0.017066	0.071648	0.9429
RAPOR_MINUS(4)	0.001407	0.012617	0.111530	0.9112
AR(1)	0.932297	0.007693	121.1872	0.0000

R-squared	0.869906	Mean dependent var	0.053302
Adjusted R-squared	0.869314	S.D. dependent var	0.125778
S.E. of regression	0.045470	Akaike info criterion	-3.338571
Sum squared resid	4.540207	Schwarz criterion	-3.310165
Log likelihood	3695.114	Hannan-Quinn criter.	-3.328193
F-statistic	1468.410	Durbin-Watson stat	2.528720
Prob(F-statistic)	0.000000		0.000000

Inverted AR Roots	.93

Tabelle 7.42: Ergebnis der Regressionsanalyse mit Dummys für portugiesische Ratingabwertungen anhand dynamischer Korrelationen zwischen Griechenland und Portugal

Dependent Variable: SPA_DCC
Method: Least Squares
Date: 04/12/18 Time: 18:48
Sample (adjusted): 1/09/2008 6/24/2016
Included observations: 2207 after adjustments
Convergence achieved after 4 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.054111	0.018608	2.907896	0.0037
RASPA_MINUS(-4)	-0.000598	0.006604	-0.090624	0.9278
RASPA_MINUS(-3)	-0.002941	0.008966	-0.328060	0.7429
RASPA_MINUS(-2)	-0.003166	0.010482	-0.302035	0.7627
RASPA_MINUS(-1)	-0.002550	0.011231	-0.227078	0.8204
RASPA_MINUS	-0.000653	0.011345	-0.057602	0.9541
RASPA_MINUS(1)	0.002929	0.011231	0.260792	0.7943
RASPA_MINUS(2)	0.001913	0.010482	0.182492	0.8552
RASPA_MINUS(3)	0.002866	0.008966	0.319609	0.7493
RASPA_MINUS(4)	0.000494	0.006604	0.074767	0.9404
AR(1)	0.972430	0.004979	195.2872	0.0000
R-squared	0.945560	Mean dependent var		0.054535
Adjusted R-squared	0.945312	S.D. dependent var		0.103041
S.E. of regression	0.024097	Akaike info criterion		-4.608518
Sum squared resid	1.275101	Schwarz criterion		-4.580112
Log likelihood	5096.500	Hannan-Quinn criter.		-4.598140
F-statistic	3814.173	Durbin-Watson stat		2.114853
Prob(F-statistic)	0.000000			0.000000
Inverted AR Roots	.97			

Tabelle 7.43: Ergebnis der Regressionsanalyse mit Dummys für spanische Ratingabwertungen anhand dynamischer Korrelationen zwischen Griechenland und Spanien

7.7 Ratingnomenklatur

Skala	Standart & Poor´s	Fitch	Moody´s	Beschreibung	
23	AAA	AAA	Aaa	Prime	Schuldner höchster Bonität, Ausfallrisiko auch längerfristig so gut wie vernachlässigbar
22	AA+	AA+	Aa1	High grade	Sichere Anlage, Ausfallrisiko so gut wie vernachlässigbar, längerfristig aber etwas schwerer einzuschätzen
21	AA	AA	Aa2		
20	AA-	AA-	Aa3		
19	A+	A+	A1	Upper Medium grade	Sichere Anlage, sofern keine unvorhergesehenen Ereignisse die Gesamtwirtschaft oder die Branche beeinträchtigen
18	A	A	A2		
17	A-	A-	A3		
16	BBB+	BBB+	Baa1	Lower Medium grade	Durchschnittlich gute Anlage. Bei Verschlechterung der Gesamtwirtschaft ist aber mit Problemen zu rechnen
15	BBB	BBB	Baa2		
14	BBB-	BBB-	Baa3		
13	BB+	BB+	Ba1	Non-investment / speculative grade	Spekulative Anlage. Bei Verschlechterung der Lage ist mit Ausfällen zu rechnen
12	BB	BB	Ba2		
11	BB-	BB-	Ba3		
10	B+	B+	B1	Highly speculative grade	Hochspekulative Anlage. Bei Verschlechterung der Lage sind Ausfälle wahrscheinlich
9	B	B	B2		
8	B-	B-	B3		
7	CCC+	CCC	Caa1	Substantial risk	Nur bei günstiger Entwicklung sind keine Ausfälle zu erwarten
6	CCC	CC	Caa2		
5	CCC-		Caa3		
4	CC	C	Ca		
3	C				
2	SD	RD	C	Default	Zahlungsausfall
1	D	D			

Tabelle 7.44: Übersicht der Ratingnomenklatur und der Gruppierung in Investmentklassen

Quelle Fitch, Moody´s, Standart & Poor´s, eigene Darstellung

7.8 Übersicht des EU-Warenhandels

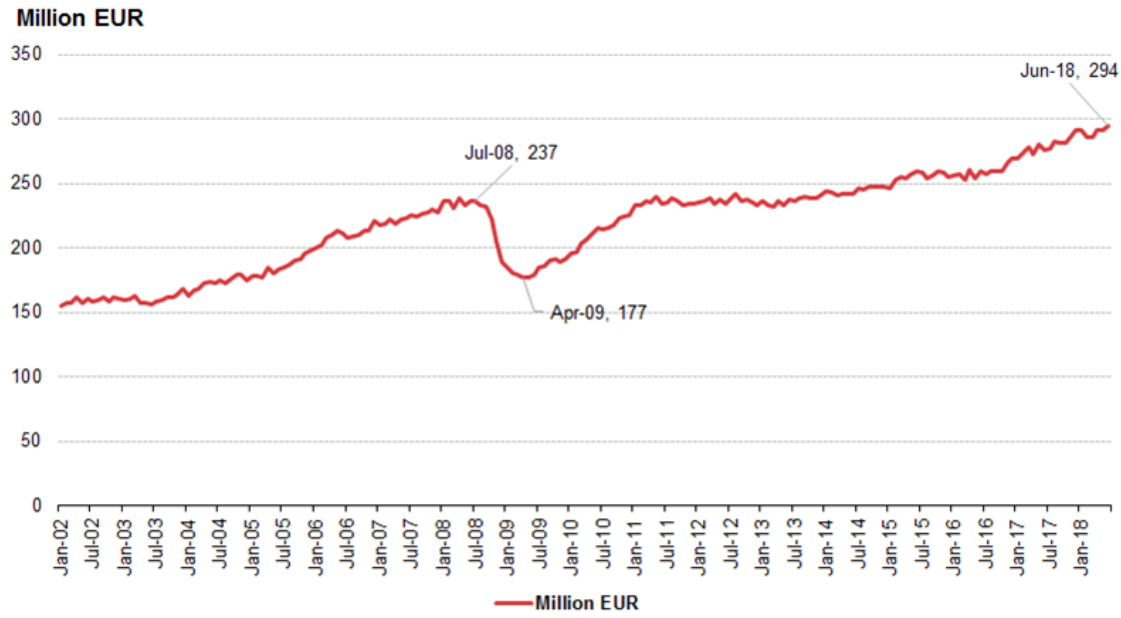

Abbildung 68: Entwicklung des Warenhandels innerhalb der EU zwischen Januar 2002 und Juli 2018

Quelle: Eurostat

Literaturverzeichnis

Akaike, H. (1981): Likelihood of a model and information criteria, in: *Journal of Econometrics*, Volume 16(1), S. 3-14.

Akgiray, V. (1989): Conditional Heteroscedasticity in Times Series of Stock Returns: Evidence and Forecasts, in: *Journal of Business*, Volume 62, S. 55-80.

Allen, F., Gale, D. (2000): Financial Contagion, in: *Journal of Political Economy*, Volume 108(1), S. 1-33.

Antonakakis, N. (2012): Exchange return co-movements and volatility spillovers before and after the introduction of euro, in: *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Volume 22(5), S. 1091-1109.

Arghyrou, M. G., Kontonikas, A. (2012): The EMU sovereign-debt crisis: fundamentals, expectations and contagion, in: *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Volume 22, S. 658-677.

Baba, Y., Engle, R. F., Kraft, D., Kroner, F., Kenneth, F. (1991): *Multivariate simultaneous generalized ARCH, Department of Economics*, University of California, San Diego, unpublished manuscript.

Baig, T., Goldfajn, I. (1999): Financial market contagion in the Asian crisis, in: *IMF Staff Papers*, Volume 46 (2), S. 1-61.

Baillie, R., Bollerslev, T. (1989): The Message in Daily Exchange Rates: A Conditional-Variance Tale, in: *Journal of Business & Economic Statistics*, Volume 7(3), S. 297-305.

Baltas, N. C. (2013): The Greek financial crisis and the outlook of the Greek economy, in: *The Journal of Economic Asymmetries*, Volume 10(1), S. 32-37.

Bansak, K., Bechtel, M., Hainmueller, J., Margailt, Y. (2016): The Ideological Basis of the Grexit Debate, in: *Stanford University Graduate School of Business Research Paper*, Volume 16(9), S. 1-69.

Basu, R. (1998): Contagion Crises: The Investor´s Logic, in: *Working Paper University of California Los Angeles*, S. 1-28.

Basu, R. (2002): Financial Contagion and Investor Learning: An Empirical Investigation, in: *IMF Working Paper*, Nr. 02/218, S. 1-37.

Bauwens, L., Laurent, S., Rombouts, J. V. K. (2006): Multivariate GARCH models: a survey, in: *Journal of Applied Econometrics*, Volume 21, S. 79-109.

Beirne, J., Gieck, J. (2014): Interdependence and contagion in global asset markets, in: *Review of International Economics*, Volume 22(4), S. 639-659.

Bera, A. K., Jarque, C. M., (1980): Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals, in: *Economics Letters*, Volume 6(3), S. 255-259.

Bera, A. K., Higgins, M. L. (1993): ARCH Models: Properties, Estimation and Testing, in: *Journal of Economic Surveys,* Volume 7, S. 305-366.

Berndt, E. R., Hall, B. H., Hall, R. E., Hausman, J. A. (1997): Estimation and inference in nonlinear statistical models, in: *Annals of Economic and Social Measurement*, Volume 3, S. 653-665.

Bhanot, K., Burns, N., Hunter, D., Williams, M. (2014): News spillovers from Greek debt crisis: impact on the Eurozone financial sector, in: *Journal of Banking and Finance*, Volume 38, S. 51-63.

Billingsley, P. (1995): *Probability and measure*, in: John Wiley&Sons New York, 1. Auflage.

Billio, M., Caporin, M. (2010): Market linkages, variance spillovers, and correlation stability: empirical evidence of financial contagion, in: *Computational Statistics and Data Analysis*, Volume 1, S. 2443-2458.

Bletzinger, T., von Thadden, L. (2018): Designing QE in a Fiscally Sound Monetary Union, in: *ECB Working Paper*, Volume 2156, S. 1-69.

Bollerslev, T. (1986): Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity, in: *Journal of Econometrics*, Volume 31, S. 307-327.

Bollerslev, T. (1987): A Conditionally Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return, in: The Review of Economics and Statistics, Volume 69(3), S. 542-547.

Bollerslev, T. (1990): Modelling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model, in: *Review of Economics and Statistics*, Volume 72, S. 498-505.

Bollerslev, T. Chou, R. Y., Kroner, K. F. (1992): ARCH modeling in finance: a review of the theory and empirical evidence, in: *Journal of Econometrics*, Volume 52, S. 5-59.

Bollerslev, T., Engle, R. F., Nelson, D. B. (1994): *ARCH models*, in: R. F. Engle and D. L. McFadden (eds.), Handbook of Econometrics IV, Elsevier Science Amsterdam, S. 2961-3038.

Bollerslev, T., Engle, R. F., Wooldridge, J. M. (1988): A Capital Asset Pricing Model with Time-Varying Covariances, in*: Journal of Political Economy*, Volume 96, S. 116-131.

Bollerslev, T., Wooldridge, J. M. (1992): Quasi-maximum likelihood estimation and inference in dynamic models with time varying covariances, in: *Econometric Reviews*, Volume 11, S. 143-179.

Bolos, B.-V. (2012): Financial contagion research through epidemiological means, Romania case study, in: *Procedia Economics and Finance*, Volume 3(2012), S. 902-907.

Bowman, R. G. (1983): Understanding and conducting event studies, in: *Journal of Business Finance & Accounting*, Volume 10(4), S. 561-584.

Box, G. E., Jenkins, G. M. (1970): *Times Series Analysis: Forecasting and Control*, in: Holden-Day San Francisco, 2. Auflage.

Boyer, B., Gibson, M., Loretan, M. (1997): Pitfalls in tests for changes in correlations, in: *International Finance Discussion Papers*, Nr. 597, S. 1-23.

Brooks, Chris, Burke, Simon P. (1998): Forecasting exchange rate volatility using conditional variance models selected by information criteria, in: *Economics Letters*, Volume 61, S. 273-278.

Brown, M., Trautmann, S., Vlahu, R. (2012): Understanding Bank-Run Conatgion, *ECB Working Papers Series*, Nr. 1711, S. 1-29.

Cai, J. (1994): A Markov Model of Switching-Regime ARCH, in: *Journal of Business and Economic Statistic*, Volume 12, S. 309-316.

Calvo, G., Mendoza, E. (2000): Rational Contagion and the Globalization of Security Markets, in: *Journal of International Economics*, Volume 51, S. 79-113.

Calvo, S. Reinhart, C. (1996): *Capital flows to Latin America: is there evidence of contagion effects?* In: G. Calvo, M. Goldstein, E. Hochreiter (eds.), Private capital flows to emerging markets after the Mexican crisis, 1. Auflage, S. 151-171.

Cao, C. Q., Tsay, R. S. (1992): Nonlinear time series analysis of stock volatilities, in: *Journal of Applied Econometrics*, Volume 7, S. 165-185.

Caramazza, F., Ricci, L., Salgado, R. (2000): Trade and Financial Contagion in Currency Crises, in: *IMF Working Papers*, Nr. 00/55, S. 1-47.

Cerny, B. A., Kaiser, H. F. (1977): A Study Of A Measure Of Sampling Adequacy For Factor-Analytic Correlation Matrices, in: *Multivariate Behavioral Research*, Volume 12, S. 43-47.

Cerra, V., Saxena, S. C. (2002): Contagion, monsoons, and domestic turmoil in Indonesia´s currency crisis, in: *Review of International Economics*, Volume 10, S. 36-44.

Chari, V., Kehoe, P. (1999): Herds of Hot Money, in: *Working Paper Federal Reserve Bank of Minneapolis Research Department*, S. 1-24.

Chiang, T. C., Jeon, B. N., Li, H. (2007): Dynamic correlation analysis of financial contagion: Evidence from Asian markets, in: *Journal of International Money and Finance*, Volume 26(7), S. 1206-1228.

Christiansen, C. (2000): Macroeconomic Announcement Effects on the Covariance Structure of Government Bond Returns, in: *Journal of Empirical Finance*, Volume 7, S. 479-507.

Christiansen, C. (2014): Integration of European Bond Markets, in: *Journal of Banking and Finance*, Volume 42, S. 191-198.

Chuffart, T. (2015): Selection Criteria in Regime Switching Conditional Volatility Models, in: *Econometrics*, Volume 3, S. 289-316.

Claessens, S., Forbes, K. (2001): *International financial contagion: an overview*, in: Stijn Claessens and Kristin Forbes, eds. International Financial Contagion. Kluwer Academic Publishers Dordrecht, 1. Auflage, S. 3-17.

Claeys, P., Vasicek, B. (2012): Measuring sovereign bond spillover in Europe and the impact of rating news, in: *Working Paper Series 7, Czech National Bank*, S. 1-60.

Claeys, P., Vasicek, B. (2014): Measuring bilateral spillover and testing contagion on sovereign bond markets in Europe, in: *Journal of Banking & Finance*, Volume 46(c), S. 151-165.

Corrado, C. J. (2011): Event studies: A methodology review, in: *Accounting & Finance*, Volume 51(1), S. 207-234.

Corsetti, G., Pericoli, M., Sbracia, M. (2005): Some contagion, some interdependence: more pitfalls in tests of financial contagion, in: *Journal of International Money and Finance*, Volume 24, S. 1177-1199.

Corsetti, G., Pericoli, M., Sbracia, M. (2010): *Correlation Analysis of Financial Contagion*, in: Financial Contagion: The Viral Threat to the Wealth of Nations: Wiley & Sons New York, 1. Auflage.

Corsetti, G., Pesenti, P., Roubini, N., Tille, C. (1999): Competitive devaluations: a Welfare-Based Approach, in: NBER Working Paper, Nr. 6889, S. 1-36.

Dajcman, S. (2013a): Co-Exceedances in Eurozone Sovereign Bond Markets: Was There a Contagion during the Global Financial Crisis and the Eurozone Debt Crisis?, in: *Acta Polytechnica Hungarica*, Volume 10(3), S. 135-152.

Dajcman, S. (2013b): Asymmetric Correlation of Sovereign Bond Yield Dynamics in the Eurozone, in: *Panoeconomicus*, Volume 60(6), S. 775-789.

Dellas, H., Tevlas, G. S. (2012): The road to Ithaca: the gold standard, the Euro and the origins of the Greek sovereign debt crisis, in: *Working Paper Bank of Greece*, Nr. 149, S. 1-40.

De Santis, R. A. (2012): The Euro area sovereign debt crisis: Safe haven, credit rating agencies and the spread of the fever from Greece, Ireland and Portugal, in: *ECB Working Paper*, Nr. 1419, S. 1-61.

Deutscher Bundestag (2011): Stenografischer Bericht der 135. Sitzung, 26.10.2011, Plenarprotokoll 17/135, online abrufbar: *http://dipbt.bundestag.de/dip21/btp/17/17135.pdf* (27.10.2011).

Diamond, D., Dybwig, P. (1983): Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity, in: *The Journal of Political Economy*, Volume 91(3), S. 401-419.

Dias, J. (2012): Sovereign debt crisis in the European Union: A minimum spanning tree approach, in: *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, Volume 391(5), S. 2046-2055.

Dickey, D. A., Fuller, W. A. (1979): Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, in: *Journal of the American Statistical Association*, Volume 74, S. 427-431.

Dickey, D. A., Fuller, W. A. (1981): Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, in: *Econometrica*, Volume 49(4), S. 1057-1072.

Diebold, F. X., Nerlove, M. (1989): The dynamics of exchange rate volatility: a multivariate latent factor ARCH model, in: *Journal of Applied econometrics*, Volume 4(1), S. 1-21.

Ding, Z, Granger, C. W. J. (1996): Modeling volatility persistence of speculative returns: a new approach, in: *Journal of Econometrics*, Volume 73, S. 185-215.

Ding, Z, Granger, C. W. J., Engle, R. F. (1993): A long memory property of stock market returns and a new model, in*: Journal of Empirical Finance*, Volume 1, S. 83-106.

Dornbusch, R., Park, Y. C., Claessens, S. (2000): Contagion: How It Spreads and How It Can Be Stopped, in: *World Bank Research Observer*, Volume 15(2), S. 177-97.

Draghi, M. (2012): *Rede von Mario Draghi, als Präsident der EZB, gegeben anläßlich der Global Investment Conference*, London, 26. Juli 2012.

Drazen, A. (1999): Political Contagion in Currency Crisis, in: *NBER Working Paper*, Nr. 7211, S. 1-31.

Dungey, M., Fry, R., Gonzalez-Hermosillo, B., Martin, V. L. (2005): Empirical Modeling of Contagion: A Review of Methodologies, in: *Quantitative Finance*, Volume 5(1), S. 9-24.

Dungey, M., Fry, R., Gonzalez-Hermosillo, B., Martin, V. L. (2006): Contagion in international bond markets during the Russian and the LTCM crises, in: *Journal of Financial Stability*, Volume 2(1), S. 1-27.

Dungey, M., Fry, R., Gonzalez-Hermosillo, B., Martin, V. L. (2007): Contagion in global equity markets in 1998: The effects of the Russian and LTCM crises, in: *The North American Journal of Economics and Finance*, Volume 18(2), S. 155-174.

Dungey, M., Milunovich, G., Thorp, S. (2010): Unobservable shocks as carriers of contagion, in: *Journal of Banking & Finance,* Volume 34(5), S. 1008-1021.

Edwards, S. (2000): Contagion, in: *World Economy*, Volume 23(7), S. 873-900.

Edwards, S., Susmel, R. (2001): Volatility Dependence and Contagion in Emerging Equity Markets, in: *NBER Working Paper*, Nr. 8506, S. 1-43.

Ehrmann, M., Fratzscher, M., Güürkaynak, R. S., Swanson, E. T. (2011): Convergence and anchoring of yield curves in the euro area, in: *Review of Economics and Statistics*, Volume 93(1), S. 350-364.

Eichengreen, B., Rose, A. K., Wyplosz, C. (1995): Exchange Market Mayhem: The Antecedents and Aftermath of Speculative Attacks, in: *Economic Policy*, Volume 21, S. 249-312.

Eichengreen, B., Rose, A. K., Wyplosz, C. (1996): Contagious Currency Crises, in: *Scandinavian Journal of Economics*, Volume 98(4), S. 463-484.

Elliott, M., Golub, B., Jackson, M. (2014): Financial Networks and Contagion, in: *American Economic Review*, Volume 104(10), S. 3115-3153.

Emerson, J. (2007): Cointegration analysis and the choice of lag length, in: *Applied Economics Letters*, Volume 49, S. 1057-1072.

Engle, R. F. (1982): Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation, in: *Econometrica*, Volume 50, S. 987-1007.

Engle, R. F. (2002a): Dynamic conditional correlation: a simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroscedasticity models, in: *Journal of Business and Economic Statistics*, Volume 20, S. 229-350.

Engle, R. F. (2002b): New Frontiers for ARCH Models, in: *Journal of Applied Econometrics*, Volume 17, S. 425-446.

Engle, R. F., Bollerslev, T. (1986): Modelling the persistence of Conditional Variances, in: *Econometric Reviews*, Volume 5, S. 1-50.

Engle, R. F., Gonzalez-Rivera, G. (1991): Semiparametric ARCH models, in: *Journal of Business & Economic Statistic*, Volume 9, S. 345-360.

Engle, R. F., Kroner, K. F. (1995): Multivariate Simultaneous Generalized ARCH, in: *Econometric Theory*, Volume 11, S. 122-150.

Engle, R. F., Lilien, D. M., Robins, R. P. (1987): Estimating Time Varying Risk Premia in the term Structure: the ARCH-M Model, in: *Econometrica*, Volume 55, S. 391-407.

Engle, R. F., Merzich, J. (1996): GARCH for Groups, in: *RISK*, Volume 9, S. 36-40.

Engle, R. F., Ng, V. K. (1993): Measuring and Testing the Impact of News on Volatility, in: *Journal of Finance*, Volume 48, S. 1749-1778.

Engle, R. F., Ng, V. K., Rothschild, M. (1990): Asset Pricing with a Factor ARCH Covariance Structure: Empirical Estimates for Treasury Bills, in: *Journal of Econometrics*, Volume 45, S. 213-238.

Engle, R. F., Sheppard, K. (2001): Theoretical and Empirical Properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH, in: *NBER Working Paper*, Nr. w8554, S. 1-44.

Engle, R. F., Susmel, R. (1993): Common Volatility in International Equity Markets, in: *Journal of Business & Economic Statistics*, Volume 11, S. 167-176.

Favero, C. A., Giavazzi, F. (2002): Is the international propagation of financial shocks non-linear?: Evidence from the ERM, in: *Journal of International Economics*, Volume 57(1), S. 231-246.

Favero, C. A., Pagano, M., von Thadden, E. L. (2010): How Does Liquidity Affect Government Bond Yields?, in*: Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Volume 45(01), S. 107-134.

Fischer, K. (2012): Ist schon wieder Schicksalswoche? in: *Wirtschaftswoche*, Volume 37, S. 42-43.

Fisher, R. A. (1922): On the mathematical foundations of theoretical statistics, in: *Philos. Trans. Roy. Soc. London*, Ser. A 222, S. 309-368.

Fisher, R. A., Tippett, L. H. C. (1928): Limiting forms of the frequency distribution of the largest or smallest member of a sample, in: *Mathematical Proceedings of the Cambridge Philosophical Society*, Volume 24, S. 180-190.

Forbes, K. (2012): The "Big C": identifying and mitigating contagion. The Changing Policy Landscape, in: *Jackson Hole Symposium hosted by the Federal Reserve Bank of Kansas City*, S. 23-87.

Forbes, K., Rigobon, R. (2001): Contagion in Latin America: Definitions, Measurement, and Policy Implications, in: *Economia*, Volume 1(2), S. 1-46.

Forbes, K., Rigobon, R. (2002): No contagion, only interdependence: measuring stock markets comovements, in: *Journal of Finance*, Volume 57, S. 2223-2261.

Francq, C., Zakoian, J.-M. (2010): *GARCH Models: Structure, Statistical Inference and Financial Applications*, in: GARCH Models, John Wiley & Sons New York, 1. Auflage.

Fratzscher, M. (2002): On Currency Crises and Contagion, in: *Institute for International Economics Working Paper*, Nr. 00-9, S. 1-42.

Fricke, J. (2006): *Value-at-Risk Ansätze zur Abschätzung von Marktrisiken*, in: GWV Fachverlag Wiesbaden, 1. Auflage.

Garcia, J., Gimeno, R. (2014): Flight-to-Liquidity Flows in the Euro Area Sovereign Debt Crisis, in: *BDE Working Paper*, Nr. 1429, S. 1-35.

Gerlach, S., Smets, (1995): Contagious Speculative Attacks, in: *European Journal of Political Economy*, Volume 11, S. 45-63.

Gilmore, C., Lucey, B., Boscia, M. (2010): Comovements in government bond markets: A minimum spanning tree analysis, in: *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, Volume 389(21), S. 4875-4886.

Glick, R., Rose, A. K. (1999): Contagion and trade: why are currency crises regional?, in: *Journal of International Money and Finance*, Volume 18, S. 603-617.

Glosten, L. R., Jagannathan, R., Runkle, D. E. (1993): On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks, in: *Journal of Finance*, Volume 48, S. 1779-1801.

Goldfeld, S. M., Quandt, R. E. (1973): A Markov model for switching regressions, in: *Journal of Econometrics*, Volume 1, S. 3-15.

Goldstein, M., Kaminsky, G. L., Reinhart, C. M. (2000): Assessing Financial Vulnerability: An Early Warning System for Emerging Markets, in: *Peterson Institute for International Economics*, S. 1-56.

Gourieroux, C. (1997): *ARCH Models and Financial Applications*, in: Springer Berlin, 1. Auflage.

Grammatikos, T. Vermeulen, R. (2012): Transmission of the financial and sovereign debt crises to the EMU: stock prices, CDS spreads and exchange rates, in: *Journal of International Money and Finance*, Volume 31, S. 517-533.

Gray, S. (1996): Modeling the Conditional Distribution of Interest Rates as a Regime-Switching Process, in: *Journal of Financial Economics*, Volume 42, S. 27-62.

Hamao, Y., Masulis, R. W., Ng, V. K. (1990): Correlations in price changes and volatility across international stock markets, in: *Review of Financial Studies*, Volume 3, S. 281-307.

Hamilton, J. D. (1989): A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle, in: *Econometrica*, Volume (57), S. 357-384.

Hamilton, J. D. (1999): Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime, in: *Journal of Econometrics*, Volume 45, S. 39-70.

Hamilton, J. D. (1994): *Time Series Analysis*, in: Princeton University Press Princeton, 1. Auflage.

Hamilton, J. D., Susmel, R. (1994): Autoregressive conditional heteroskedasticity and changes in regime, in: *Journal of Econometrics*, Volume 64(1-2), S. 307-333.

Heinemann, F., Klüh, U., Watzka, S. (2017): *Monetary Policy, Financial Crisis, and the Macroeconomy*, in: Springer Berlin, 1. Auflage.

Hentschel, L. F. (1995): All in the family: nesting linear and nonlinear GARCH models, in: *Journal of Financial Economics*, Volume 39, S. 139-164.

Hild, A. (2016): *Die Staatsschuldenkrise in der Europäischen Währungsunion, Instrumente der Krisenpävention und des Krisemanagement*, in: Nomos, Baden Baden, 1. Auflage.

Hodson, D. (2013): The Eurozone in 2012: "Whatever It Takes to Preserve the Euro"?, in: *Journal of Common Market Studies*, Volume 51, S. 183-200.

Hong, Y. (2001): A Test for Volatility Spillover with Application to Exchange Rates, in: *Journal of Econometrics*, Volume 103(1), S. 183-224.

Hopkin, J. (2012): A Slow Fuse: Italy and the EU Debt Crisis, in: *The International Spectator: Italian Journal of International Affairs*, Volume 47(4), S. 35-48.

Hossein, A., Nossman, M. (2011): Risk contagion among international stock markets, in: *Journal of International Money and Finance*, Volume 30, S. 22-38.

Hughes, B. D. (1995): *Random Walks and Random Evironments, Volume 1: Random Walks*, in: Oxford University Press Oxford, 1. Auflage.

Hunter, D. M., Simon, D. P. (2004): Benefits of international bond diversification, in: *Journal of Fixed Income*, Volume 13, S. 57-72.

Hunter, W. C., Kaufmann, G. C., Krueger, T. H. (1999): *The Asian Financial Crisis: Origins, Implications, and Solutions*, in: Springer New York, 1. Auflage.

Inoue, T., Masuda, A., Oshige, H. (2013): The Contagion of the Greek Fiscal Crisis and Structural Changes in the Euro Sovereign Bond Markets, in: *Public Policy Review*, Volume 9(1), S. 171-202.

International Monetary Fund (2016): The growing importance of financial Spillovers from emerging market Economies, in: *Global Financial Stability Report*, April 2016, S. 57-85.

Juncker, J. (2011): *Interview mit Eurogruppen-Chef Jean-Claude Juncker am 12.07.2011*.

Jeanne, O., Masson, P. (2000): Currency Crises, Sunspots and Markov-Switching Regimes, in: *Journal of International Economics*, Volume 26, S. 89-94.

Jensen, J. L. W. V. (1906): Sur les fonctions convexes et les inégalités entre les valeurs moyennes, in: *Acta Math*, Vol. 30, S. 175-193.

Johansen, S. (1988): Statistical analysis of cointegration vectors, in: *Journal of Economic Dynamics and Control*, Volume 12(2-3), S. 231-254.

Johansen, S. (1991): Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, in: *Econometrica*, Volume 59(6), S. 1551-1580.

Johansen, S. (1995): *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, in: Oxford University Press Oxford, 1. Auflage.

Johansen, S., Juselius, K. (1990): Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration--With Applications to the Demand for Money, in: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Volume 52(2), S. 169-210.

Kaiser, H. F., Rice, J. (1974): Little Jiffy, Mark Iv., in: *Educational and Psychological Measurement*, Volume 34(1), S. 111-117.

Kalbaska, A., Gatkowski, M. (2012): Eurozone sovereign contagion: evidence from the CDS market (2005-2010), in: *Journal of Economic Behavior and Organization*, Volume 83, S. 657-673.

Kaminsky, G., Reinhart, C. (2000): On Crises, Contagion and Confusion, in: *Journal of international Economics*, Volume 51(1), S. 145-168.

Kaminsky, G., Reinhart, C. (2002): Financial Markets in Times of Stress, in: *Journal of Development Economics*, Volume 69(2), S. 451-470.

Kaminsky, G., Reinhart, C. (2008): The Center and the Periphery: The Globalization of Financial Turmoil, in: *Flows, Crisis, and Stabilization: Essays in Honor of Guillermo A. Calvo*, S. 171-216.

Kaminsky, G., Lizondo, S., Reinhart, C. (1998): Leading Indicators of Currency Crises, in: *IMF Staff Papers*, Volume 45(1), S. 1-48.

Kaminsky, G., Reinhart, C., Vegh, C. (2003): The Unholy Trinity of Financial Contagion, in: *Journal of Economic Perspectives*, Volume 17(4), S. 51-74.

Kim, C. J., Nelson, C. R. (1999): *State-Space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches ith Applications*, in: MIT Press, Cambridge, 1. Auflage.

King, M., Wadhwani, S. (1990): Transmission of volatility between stock markets, in: *Review of Financial Studies*, Volume 3, S. 5-33.

King, M., Sentana, E., Wadhwani, S. (1994): Volatility and Links between national Stock Markets, in: Econometrica, Volume 62, S. 901-933.

Klaassen, F. (2002): Improving GARCH Volatility Forecasts, in: *Empirical Ecnomics*, Volume 27, S. 363-394.

Kocaarslan, B., Soytas, U., Sari, R., Ugurlu, E. (2018): The Changing Role of Financial Stress, Oil Price, and Gold Price in Financial Contagion among US and BRIC Markets, in: *International Review of Finance*, Volume 04/2018, S. 1-34.

Kokot, A., Smeets, H. D. (2013): Financial contagion during the European sovereign-debt crisis, in: *Working Paper*, S. 1-30.

Kroner, K. F., Ng, F., Viktor, K. (1998): Modelling asymmetric comovements of asset returns, in: *Review of Financial Studies*, Volume 11, S. 817-844.

Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P., Shin, Y. (1992): Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that

economic time series have a unit root?, in: *Journal of Econometrics*, Volume 54(1-3), S. 159-178.

Laha, R. G., Rohatgi, V. K. (1979): *Probability theory*, in: John Wiley & Sons New York, 1. Auflage.

Lamoureux, C. G., Lastrapes, W. D. (1990): Persistence in variance, structural change, and the GARCH model, in*: Journal of Business and Economic Statistics*, Volume 8(2), S. 225-234.

Lancaster, P. (1996): Error analysis for the Newton-Raphson method, in: *Numerische Mathematik*, Volume 9, S. 55-68.

Lee, Sang-Won, Hansen, Bruce E. (1994): Asymptotic theory for the GARCH(1,1) quasimaximum likelihood estimator, in: *Econometric Theory*, Volume 10, S. 29-52.

Lin, W. L., Engle, R. F., Ito, T. (1994): Do bulls and bears move across borders? International transmission of stock returns and volatility, in: *Review of Financial Studies*, Volume 7, S. 507-538.

Longin, F., Solnik, B. (1995): Is the Correlation in International Equity Returns Constant: 1960-1990, in: *Journal of International Money and Finance*, Volume 14(1), S. 3-26.

Longin, F., Solnik B. (2001): Extreme correlations in international Equity Markets, in: *Journal of Finance*, Volume 56, S. 649-676.

Loretan, M., English, W. (2000): Evaluating 'Correlation Breakdwons' During Periods of Market Volatility, in: *Board of Governos of the Federal Reserve System International Finance Discussion Paper*, Nr. 658, S. 214-231.

Lueb, U. (2008): Absicherung mit Unsicherheiten, in: *https://www.deutschland-funk.de/umstrittene-einlagengarantie-absicherung-mit-unsicherheiten.769.de.html?dram:article_id=429805*, Abgerufen am 12.10.2011.

Lumsdaine, R. L. (1995): Finite-sample properties of the maximum likelihood estimator in GARCH(1,1) and IGARCH(1,1) models: a Monte Carlo investigation, in: *Journal of Business & Economic Statistics*, Volume 13, S. 1-10.

Lumsdaine, R. L. (1996): Consistency and asymptotic normality of the quasi-maximum likelihood estimator in IGARCH(1,1) and covariance stationary GARCH(1,1) models, in: *Econometrica*, Volume 64, S. 575-596.

Lütkepohl, Helmut (2007): General-to-specific or specific-to-general modelling? An opinion on current econometric terminology, in: *Journal of Econometrics*, Volume 136, S. 319-324.

MacKinlay, C. A (1997): Event studies in economics and finance, in: *Journal of economic literature*, Volume 35(1), S. 13-39.

MacKinnon, J. (1990): Critical Values for Cointegration Tests, in: *Queen's Economics Department Working Paper*, Nr. 1227, S. 1-19.

MacKinnon, J., Haug, A., Michelis, L. (1999): Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration, in: *Journal of Applied Econometrics*, Volume 14(5), S. 563-577.

Malmsten, H., Teräsvita, T. (2010): Stylized Facts of Financial Time Series and Three Popular Models of Volatility, in: *European Journal of Pure and Applied Mathematics*, Volume 2010, S. 417-443.

Mandelbrot, B. (1963a): New methods in statistical economics, in: *Journal of Political Economy*, Volume 71, S. 421-440.

Mandelbrot, B. (1963b): The variation of certain speculative prices, in: *Journal of Business*, Volume 36, S. 394-419.

Markov, A. A. (1971): *Extension of the limit theorems of probability theory to a sum of variables connected in a chain*, in: Anhang B von: R. Howard, Dynamic Probabilities Systems, Volume 1: Markov chains, John Wiley & Sons New York, 1. Auflage.

Martin, I. (2013): The Lucas Orchard, in: *Econometrica*, Volume, 81(1), S. 55-111.

Masson, P. (1998): Contagion: monsoonal effects, spillovers, and jumps between multiple equilibria, in*: IMF Working Paper*, Nr. 142, S. 1-32.

Masson, P. (1999): Multiple equilibria, conatgion and the emerging market crisis, in: *IMF Working Paper*, Nr. 164, S. 1-25.

Metiu, N. (2012): Sovereign risk contagion in the Eurozone, in: *Economics Letters*, Volume 117, S. 35-38.

Michler, A. F., Smeets, H. D. (2011): *Die Finanzkrise: Ursachen, Wirkungen und Maßnahmen*, in: Michler, A. F. und H.-D. Smeets (2011), Hg., Die aktuelle Finanzkrise. Bestandsaufnahme und Lehren für die Zukunft, Stuttgart, 1. Auflage, S. 3 - 32.

Milhoj, A. (1985): The moment structure of ARCH models, in: *Scandinavian Journal of Statistics*, Volume 12, S. 281-292.

Mink, M., de Haan, J. (2013): Contagion during the Greek sovereign debt crisis, in: *Journal of International Money and Finance*, Volume 34, S. 102-113.

Missio, S., Watzka, S. (2011): Financial contagion and the European debt crisis, in: CESifo Working Paper Series, Nr. 3554, S. 1-34.

Möhring, W, Schlütz, D. (2013): *Handbuch standardisierte Erhebungsverfahren in der Kommunikationswissenschaft*, Springer Berlin, 1. Auflage.

Mollah, S., Shahiduzzaman, Q., Zafirov (2016): Equity market contagion during global financial and Eurozonecrises: Evidence from a dynamic correlation analysis, in: *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money,* Volume 41(2016), S. 151-167.

Muno, M. (2011): Portugal bittet jetzt doch um EU-Milliarden, in: *https://www.dw.com/de/portugal-bittet-jetzt-doch-um-eu-milliarden/a-14973143*, Abgerufen am 06.04.2011.

Mussler, W., Stabenow, M. (2010): EU hilft erst, wenn es anders nicht geht, in: *https://www.faz.net/aktuell/wirtschaft/wirtschaftspolitik/griechenland-eu-hilft-erst-wenn-es-anders-nicht-geht-1936525.html,* Abgerufen am 11.02.2010.

Nelson, D. B. (1990): Stationarity and Persistence in the GARCH (1,1) Model, in: *Economic Theory*, Volume 6(3), S. 318-334.

Nelson, D. B. (1991): Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach, in: *Econometrica*, Volume 59, S. 347-370.

Nelson, D. B., Cao, C. Q. (1992): Inequality constraints in the univariate GARCH model, in: *Journal of Business & Economic Statistics*, Volume 10, S. 229-235.

Nelson, R. M., Belkin, P., Mix, D. E. (2010): Greece´s debt crisis. Overview, policy response, and implications, in: *Congressional Research Service*, Nr. 7-5700, S. 1-24.

Neudecker, H., Magnus, J. R. (1988): *Matrix differential calculus with applications in statistics and econometrics*, John Wiley & Sons, 1. Auflage, New York.

Newey, W. K., West, K. D. (1987): A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix, in: *Econometrica*, Volume 55(3), S. 703-708.

Ng, A. (2000): Volatility spillover effects from Japan and the US to the Pacific-Basin, in: *Journal of International Money and Finance*, Volume 19, S. 207-233.

Ng, S., Perron, P. (2001): Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power, in: *Econometrica*, Volume 69(1), S. 1519-1554.

Osterwald-Lenum, M. (1992): A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics, in: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Volume 54(3), S. 461-472.

Pagan, Adrian R. (1996): The econometrics of financial markets, in: *Journal of Empirical Finance*, Volume 3, S. 15-102.

Pavlova, A., Rigobon, R. (2007): Asset Prices and Exchange Rates, in: *Review of Financial Studies*, Volume 20, S. 1139-1181.

Pearson, K. (1901): On lines and planes of closest fit to a system of points in space, in: The London, Edinburgh, and Dublin Philosophical Magazine and Journal of Science. Series, Volume 6 (2), S. 559-572.

Peckham, R. (2014): Contagion: epidemiological models and financial crises, in: *Journal of Public Health*, Volume 36(1), S. 13-17.

Pericoli, M., Sbracia, M. (2003): A primer on financial contagion, in: *Journal of Economic Surveys*, Volume 17, S. 571-608.

Pindyck, Robert S., Rubinfeld, Daniel L. (1998): *Econometric Models and Economics Forecasts*, McGraw-Hill Columbus, 4. Auflage.

Podlich, N., Wedow, M. (2011): Credit Contagion between Financial Systems, in: *Bundesbank Series 2 Discussion Paper*, Nr. 2011/15, S. 1-60.

Reuters Institute Digital News Report 2017, S. 1-136.

Rigobon, R. (2002a): *International financial contagion: theory and evidence in evolution*, in: The Research Foundation of the Association for Investment Management and Research Virginia, 1. Auflage.

Rigobon, R. (2002b): Contagion: how to measure it?, in: *NBER Working Paper*, Nr. 8118, S. 1-80.

Rigobon, R. (2003): Identification through heteroscedasticity, in: *Review of Economics and Statistics*, Volume 85, S. 777-792.

Rigobon, R. (2016): Contagion, Spillover and Interdependence, in: *ECB Working Paper*, Nr. 1975, S. 1-23.

Rinne, H., Specht, K. (2002): *Zeitreihen: Statistische Modellierung, Schätzung und Prognose*, in: Vahlen München, 1. Auflage.

Rodriguez, J. (2007): Measuring financial contagion: A Copula approach, in: *Journal of Empirical Finance*, Volume 14(3), S. 401-423.

Sandoval, L., Beltran, E., Ulziikhutag, S., Zorigt, T. (2011): The European Sovereign Debt Crisis: Responses to the Financial Crisis, in: *New Voices in Public Policy*, Volume 5 (2), S. 1-25.

Schäuble, W. (2012): *Regierungserklärung in Berlin am 19.07.2012*.

Schlittgen, R., Streitberg, B. (2001): *Zeitreihenanalyse*, in: Oldenbourg München, 9. Auflage.

Schmid, F., Trede, M. (2006): *Finanzmarktstatistik*, in: Springer-Verlag Berlin Heidelberg, 1. Auflage.

Schwarz, G. (1978): Estimating the dimension of a model, in: *Annals of Statistics*, Volume 6(2), S. 461-464.

Sheng, H-C., Tu, A. H. (2000): A study of cointegration and variance decomposition among national equity indices before and during the period of the Asian financial crisis, in: *Journal of Multinational Financial Management*, Volume 10(3-4), S. 345-365.

Shephard, Neil (1996): *Statistical aspects of ARCH and stochastic volatility*, in: O. E. Barndor-Nielsen, D. R. Cox and D. V. Hinkley (eds.), Statistical Models in Econometrics, Finance and other Fields, Chapman & Hall London, 1. Auflage, S. 1-67.

Shin, H. S., Adrian, T. (2010): Liquidity and Leverage, in: *Journal of Financial Intermediation*, Volume 19(3), S. 418-437.

Sims, C. A. (1980): Macroeconomics and reality, in: *Econometrica*, Volume 48(1), S. 1-48.

Smeets, H. D. (1990): Does Germany Dominate the EMS?, in: *Journal of Common Market Studies*, Volume 29(1), S. 37-52.

Smeets, H. D. (2012): Zum Stand der Staatsschuldenkrise in Europa, in: *Ordnungspolitische Perspektiven*, Volume 30, S. 1-53.

Smirnov, N. V. (1944): Approximate distribution laws for random variables, constructed from empirical data, in: *Uspekhi Mat. Nauk*, Volume 10, S. 179-206.

Smolik, F., Vacha, L. (2015): Time-scale analysis of sovereign bond market comovement in the EU, in: *FinMaP-Working Paper*, Nr. 44, S. 1-25.

Student (1908): The Probable Error of a Mean. in: *Biometrika*. Volume 6, S. 1-2.

Summers, L. H. (2000): International financial crisis: causes, prevention, and cures, in: *American Economic Review*, Volume 90, S. 1-16.

Tabachnick, B. G., Fidell, L. S. (2013): *Using Multivariate Statistic*, in: Pearson Boston, 6. Auflage.

Timini, J. (2017): China's Economic Imbalances and the Role of the Financial Sector, in: Banco de Espana Article, Volume 22 (17), S. 1-10.

Uhlenbeck, G. E., Ornstein, L. S. (1930): On the theory of Brownian Motion, in: *Physical Review*, Volume 36, S. 823-841.

Ulrich, A. (2012): Frankreich wechselt die Richtung, in: *https://www.tagesschau.de/ausland/frankreichwahl116.html*, Abgerufen am 07.05.2012.

van Rijckeghem, C., Weder, B. (2001): Sources of contagion: is it finance or trade?, in: *Journal of International Economics*, Volume 54, S. 293-308.

Verheugen, G. (2015): *Interview im Deutschlandfunk am 12.07.2015*.

Wälti, S. (2003): Testing for Contagion in International Financial Markets: Which Way to Go?, in: *IHEID Working Papers*, Nr. 04-2003, S. 1-37.

Weiss, A. (1986): Asymptotic theory for ARCH models: estimation and testing, in: *Econometric Theory*, Volume 2, S. 107-31.

Winker, P. (2002): *Vektor Autoregressive Modelle*, in: Finanzmarktökonometrie, Hg. Michael Schröder, Schäfer-Poeschel Stuttgart, 1. Auflage.

Winston, W. L. (2004): *Operations Research, Applications and Algorithms*, in: Thomson Toronto, 4. Auflage.

Yu, I. W., Fung, L., Tam, C. S. (2007): Assessing Bond Market Integration in Asia, in: *HKMA Working Paper*, Nr. 2007-10, S. 1-35.

Yu, I. W., Fung, L., Tam, C. S. (2010): Assessing Financial Market Integration in Asia-Equity Markets, in: *Journal if Banking & Finance*, Volume 34(12), S. 2874-2885.

Eidesstattliche Erklärung

Ich, Herr Dipl.-Kfm. Andreas Marcell Kokot, versichere an Eides statt, dass die vorliegende Dissertation von mir selbständig und ohne unzulässige fremde Hilfe unter Beachtung der *Grundsätze zur Sicherung guter wissenschaftlicher Praxis an der Heinrich-Heine-Universität Düsseldorf* erstellt worden ist.

Düsseldorf, 1. September 2020