Wirtschaftspolitische Maßnahmen auf Faktormärkten
–
Eine ökonometrische Untersuchung anhand von Transmissionseffekten

Thomas Werner

Vollständiger Abdruck der von der Fakultät für Wirtschafts- und Organisationswissenschaften der Universität der Bundeswehr München zur Erlangung des akademischen Grades eines Doktors der Wirtschafts- und Sozialwissenschaften (Dr. rer. pol.) genehmigten Dissertation.

Gutachter:

Univ.-Prof. Dr. Friedrich L. Sell

Univ.-Prof. Dr. Axel Schaffer

Die Dissertation wurde am 13.12.2017 bei der Universität der Bundeswehr München eingereicht und durch die Fakultät für Wirtschafts- und Organisationswissenschaften am 12.04.2018 angenommen. Die mündliche Prüfung fand am 25.04.2018 statt.

Abstract

The areas of economic policy dealing with the allocation of production factors capital and labour have always had a prominent position in empirical economics even long before the latest international financial and economic turmoil. However, the slow pace of economic recovery in some hard-hit South European economies, in spite of a continued low interest rate policy and initiated labour market reforms, has brought the effectiveness of monetary policy and labour market policy to the fore.

Most of the empirical studies in this field address the effect of factor market policy on production indicators, while the present dissertation approaches the issue of effectiveness from a different angle and focusses on price transmission as an assessment of economic policy measures.
By using a microeconomic model, it can be shown that price developments on downstream markets reflect adverse impacts of factor market policy. Accordingly, the impact of monetary policy is evaluated by the transmission of bank's refinancing costs to loan prices, while the labour market policy's impact is evaluated by the transmission of regulated labour costs to product prices.

The effectiveness of monetary policy is assessed on the basis of the conventional and unconventional ECB measures aiming at the restoration of the monetary transmission mechanism. In the bank-dominated European financial system a high interest rate pass-through to loan rates reflects a high effectiveness of monetary policy as it reveals that bank lending and therefore the real economy is stimulated by monetary policy.
The effectiveness of labour market policy is assessed by introducing minimum wages in the German construction sector, which aimed at the protection against foreign competition and retaining employment. In this case, a high pass-through from regulated wages to product prices reflects negative adverse effects because – assuming unchanged demand and ordinary goods – rising prices as a consequence to raised minimum wages indicates reduced output and employment.

The econometric modelling of the interest rate pass-through mechanism suggests a complete decoupling between ECB key interest and loan rates in the hard-hit countries during the peak of European debt crises. The interest rate link could only be re-established after the extensive liquidity provision was additionally flanked by a negative deposit facility rate. Therefore, it can be concluded that the ECB temporarily waived the opportunity of effectively controlling loan markets in favour of supporting struggling banks and sovereign debt markets.
The econometric analysis of the price pass-through mechanism following wage regulations in the German construction sector suggests adverse effects in form of declining production and employment in East Germany. In West Germany, the absence of any significant product price reaction indicates that the implemented minimum wage in West Germany was too low in comparison to the predominantly paid wages and hence had no effect. This asymmetry of effects can be traced back to the leveraging role of the West German construction employers' association in the minimum wage bargaining committee. It appears that West German construction industry successfully protected itself from inner German competition by reducing the East German labour cost advantage.

Kurzzusammenfassung

Die ökonometrische Analyse der Allokation von Kapital und Arbeit hatte im Bereich der theoretischen Wirtschaftspolitik schon lange vor Ausbruch der jüngsten Finanzkrise eine zentrale Bedeutung. Aktuell steht vor allem die Wirksamkeit geld- und arbeitsmarktpolitischer Maßnahmen wieder verstärkt im Fokus der wissenschaftlichen Aufmerksamkeit. Grund hierfür ist der schleppende Erholungsprozess südeuropäischer Volkswirtschaften trotz Niedrigzinspolitik und eingeleiteter Strukturreformen.

Während ein Großteil der relevanten ökonometrischen Studien die Effektivität prozesspolitischer Maßnahmen anhand der Entwicklung von Produktionsindikatoren evaluiert, zielt die vorliegende Dissertation auf deren Beurteilung anhand von Transmissionseffekten ab. Zu diesem Zweck wird mittels mikroökonomisch fundierter Modelle gezeigt, dass die Preis- bzw. Zinsentwicklung auf nachgelagerten Märkten negative Effekte wirtschaftspolitischer Impulse reflektiert.

Die Effektivität von Geldpolitik wird am Beispiel der Wirkung konventioneller und unkonventioneller Maßnahmen der Europäischen Zentralbank auf die monetäre Transmission bewertet, deren erklärtes Ziel die Wiederherstellung des geldpolitischen Einflusses auf die realwirtschaftliche Entwicklung war. Im bankendominierten europäischen Finanzsystem spiegelt die Weiterleitung gesunkener Notenbankzinsen an die nationalen Kreditmärkte eine hohe wirtschaftspolitische Wirksamkeit wieder.
Die Effektivität von Arbeitsmarktpolitik wird am Beispiel der Wirkung des Mindestlohns im deutschen Bauhauptgewerbe bewertet, welcher auf den Schutz der inländischen Industrie vor ausländischer Konkurrenz und drohendem Beschäftigungsverlust abzielte. Die Weiterleitung gestiegener Faktorpreise reflektiert in diesem Fall eine geringe wirtschaftspolitische Wirksamkeit, da gestiegene Güterpreise ein Unterangebot indizieren, welches – unter der Annahme normaler Güter und unveränderter Güternachfrage – nur mit sinkender Produktion und Beschäftigung einhergehen kann.

Die Ergebnisse der ökonometrischen Modellierung des Zinstransmissionsmechanismus zeigen für die Hochphase der europäischen Schuldenkrise in einigen Mitgliedsstaaten eine vollständige Entkopplung der Kreditzinsen von den kurzfristigen Notenbankzinsen. Erst nachdem die liquiditätszuführenden Maßnahmen durch negative Einlagesätze flankiert wurden, konnte die Weiterleitung geldpolitischer Impulse auf sämtliche Kreditmärkte im Währungsraum wieder hergestellt werden. Es liegt dementsprechend der Schluss nahe, dass die EZB ihr Ziel der Wiederherstellung realwirtschaftlicher Steuerung zu Gunsten der Stützung angeschlagener Geschäftsbanken und Mitgliedsstaaten zumindest zeitweise aufgab.
In Bezug auf die Einführung des branchenspezifischen deutschen Mindestlohns kann gezeigt werden, dass dieser positiv auf die Güterpreise des ostdeutschen Bauhauptgewerbes wirkte, während kein statistisch signifikanter Kausaleffekt für Westdeutschland beobachtet werden kann. Dies lässt darauf schließen, dass der Mindestlohn lediglich in Ostdeutschland bindend war und dort zu negativen Effekten in Form von Produktions- und Beschäftigungsrückgang führte. Die asymmetrische Wirkung des Mindestlohns weist darauf hin, dass die westdeutschen Arbeitgeberverbände ihre dominante Stellung in den Tarifrunden nutzten, um sich durch den Abbau ostdeutscher Arbeitskostenvorteile nicht nur von ausländischer, sondern auch von innerdeutscher Konkurrenz abzuschotten.

Inhaltsverzeichnis

ABBILDUNGSVERZEICHNIS II

TABELLENVERZEICHNIS III

ABKÜRZUNGSVERZEICHNIS IV

1 VORBEMERKUNG 1

2 ÖKONOMETRISCHE EVALUATION DER EFFEKTE GELDPOLITISCHER MAßNAHMEN AUF DIE EUROPÄISCHEN KREDITMÄRKTE 5

2.1 EINLEITUNG 5

2.2 GELDPOLITISCHE TRANSMISSIONSKANÄLE 9

2.3 GELDPOLITISCHE INSTRUMENTE UND MAßNAHMEN DER EZB IM ZEITRAUM ZWISCHEN 2004 UND 2017 15

2.3.1 Nicht-Krisenphase oder restriktive Zinspolitik (2004-2007) 15

2.3.2 Globale Finanzmarktkrise oder Beruhigung des Interbankenmarkts (2007-2009) 24

2.3.3 Staatsschuldenkrise oder Rekapitalisierung der Geschäftsbanken (2010-2014) 32

2.3.4 Deflationsgefahr oder Stimulation der Kreditschöpfung (2014-2017) 42

2.4 THEORETISCHE HERLEITUNG DER ZINSBILDUNG AUF KREDITMÄRKTEN 51

2.5 ÖKONOMETRISCHE METHODIK UND ERGEBNISSE 55

2.6 ZUSAMMENFASSUNG 73

3 ÖKONOMETRISCHE EVALUATION DES MINDESTLOHNS IM DEUTSCHEN BAUHAUPTGEWERBE 79

3.1 EINLEITUNG 79

3.2 LITERATURÜBERBLICK 82

3.3 INSTITUTIONELLE UND ÖKONOMISCHE RAHMENBEDINGUNGEN DER MINDESTLOHNEINFÜHRUNG 86

3.4 THEORETISCHE HERLEITUNG DER PRODUKTIONS- UND BESCHÄFTIGUNGSEFFEKTE VON LOHNUNTERGRENZEN UND DEREN WIRKUNG AUF DIE GÜTERPREISE 93

3.5 DATENBASIS UND DESKRIPTIVE STATISTIK 102

3.6 ÖKONOMETRISCHE METHODIK UND ERGEBNISSE 104

3.7 ROBUSTHEITSANALYSE PLACEBO-TEST 116

3.8 ZUSAMMENFASSUNG 118

4 SCHLUSSBEMERKUNG 119

5 LITERATURVERZEICHNIS 122

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1: Spreads zwischen Kreditzinsen und Hauptrefinanzierungssatz 8
Abbildung 2: Leit- und Interbankenzinsen 16
Abbildung 3: Inflations- und Kerninflationsrate 17
Abbildung 4: Hauptrefinanzierungssatz, EURIBOR und nationale Kreditzinsen 20
Abbildung 5: Aktienindizes, normalisiert 21
Abbildung 6: Hauptrefinanzierungssatz, Staatsanleihe- und Pfandbriefzinsen (CB) 22
Abbildung 7: Geldpolitische Transmission - Konventionelle Maßnahmen 23
Abbildung 8: EURIBOR-OIS-Spread 25
Abbildung 9: Geldmengenentwicklung M0 vs. M3, normalisiert 27
Abbildung 10: Pfandbriefzinsen seit August 2007 28
Abbildung 11: Offenmarktgeschäfte und Ständige Fazilitäten in Mrd. Euro 29
Abbildung 12: Tägliches Handelsvolumen Übernachtkredite in Mrd. Euro 30
Abbildung 13: Zinsen auf 10-jährige Staatsanleihen 32
Abbildung 14: CDS-Prämien für 10-jährige Staats- und Geschäftsbankenanleihen 34
Abbildung 15: Forderungen des Geschäftsbankensektors in Mrd. Euro 37
Abbildung 16: Inflationsswaps 38
Abbildung 17: Durchschnittlicher Kreditzinsspread in Basispunkten 39
Abbildung 18: Struktur des Asset Purchase Programme in Mrd. Euro 44
Abbildung 19: Geldpolitische Transmission - Unkonventionelle Maßnahmen 50
Abbildung 20: Zins- und Aktienindexentwicklung 56
Abbildung 21: Residuenplots 58
Abbildung 22: Differenzierte Zeitreihen 60
Abbildung 23: Zinsen und Aktienindizes während der Finanzmarktkrise, normalisiert 67
Abbildung 24: Kredit- und Staatsanleihezinsen während der Staatsschuldenkrise 70
Abbildung 25: Umsatz und Arbeitnehmerentgelte in Mrd. Euro im deutschen Baugewerbe 87
Abbildung 26: Bruttowertschöpfung des deutschen Baugewerbes pro Kopf in Euro 88
Abbildung 27: Mindestlohneffekte bei vollkommenen Wettbewerb 96
Abbildung 28: Effekte des aggregierten Angebots auf dem Gesamtmarkt 97
Abbildung 29: Mindestlohneffekte bei unternehmerischer Marktmacht 99
Abbildung 30: Grafische Veranschaulichung des Difference-in-Differences-Schätzers 105

Abbildung 31: Preisentwicklung in Ost- und Westdeutschland 106
Abbildung 32: Dichtefunktion und kumulative Dichtefunktion 108
Abbildung 33: Realisierungsfunktion des stereotypen logistischen Modells 111

Tabellenverzeichnis

Tabelle 1: Ergebnisse der Stationaritätstests 59
Tabelle 2: F-Statistik des Bounds-Tests 62
Tabelle 3: Schätzergebnisse Pooled-Mean-Group-Modell - Kreditzins 65
Tabelle 4: Schätzergebnisse Fehlerkorrekturmodel - Interbankenzins 66
Tabelle 5: Mindestlöhne des Bauhauptgewerbes in Ost- und Westdeutschland in Euro 90
Tabelle 6: Deskriptive Statistik - Preis und endogene Variablen 103
Tabelle 7: Schätzergebnisse Stereotype-Logit-Modell - 1997 112
Tabelle 8: Durchschnittliche marginale Effekte - 1997 113
Tabelle 9: Schätzergebnisse Stereotype-Logit-Modell - Erweiterte Treatmentperiode 115
Tabelle 10: Durchschnittliche marginale Effekte - Erweiterte Treatmentperiode 116
Tabelle 11: Placebo Tests - Treatmenteffekte 117

Abkürzungsverzeichnis

ABS ..... Asset Backed Securities
ABSPP ..... Asset Backed Securities Purchase Programme
ADL ..... Autoregressive Distributed Lag
ALEED..... Administrative Linked Employer Employee Daten
AME ..... Average Marginal Effect
APP ..... Asset Purchase Programme
BDA ..... Bundesvereinigung der Deutschen Arbeitgeberverbände
CBPP ..... Covered Bond Purchase Programme
CSPP ..... Corporate Sector Purchase Programme
DGB..... Deutscher Gewerkschaftsbund
DID ..... Difference in Differences
EFSF ..... Europäische Finanzstabilisierungsfazilität
EONIA ..... Euro Overnight Index Average
ESM ..... Europäische Stabilitätsmechanismus
EURIBOR ..... Euro Interbank Offered Rate
EZB ..... Europäische Zentralbank
FE ..... Fixed Effect Schätzer
Fed ..... Federal Reserve System
FRFA ..... Fixed Rate Full Allotment
GK ..... Grenzkosten
HRS ..... Hauptrefinanzierungssatz
HVPI ..... Harmonisierter Verbraucherpreisindex
IAB ..... Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung
LTRO ..... Longer Term Refinancing Operations
MEM ..... Marginal Effects at the Means
MG ..... Mean Group
OIS ..... Overnight Index Swap
OLS..... Ordinary Least Squares
OMT..... Outright Monetary Transactions
PMG..... Pooled Mean Group
PSPP..... Public Sector Purchase Programme
QE ..... Quantitative Easing

SLTRO.....Supplementary Long Term Refinancing Operations

SMP..... Securities Markets Programme

SOEP ..... Sozio-oekonomisches Panel

TARGET ..... Trans-European Automated Real-time Gross Settlement Express

TLTRO ..... Targeted Longer Term Refinancing Operations

WGP..... Wertgrenzprodukt

1 Vorbemerkung

In der klassischen ökonomischen Theorie ist wirtschaftliche Prosperität offener Volkswirtschaften primär vom Verhältnis der Faktorproduktivität zu den Faktorpreisen abhängig. Die Kosten der Produktionsfaktoren werden zum einen durch deren originäre relative Knappheit, zum anderen aber durch institutionelle Regulierungen und diskretionäre Maßnahmen der Wirtschaftspolitik determiniert. In der vorliegenden Arbeit soll die Wirkung wirtschaftspolitischer Eingriffe auf die Versorgung der Realwirtschaft mit den Produktionsfaktoren Arbeit und Kapital in der Europäischen Währungsunion untersucht werden. Während der Kapitalmarkt weitgehend liberalisiert ist und die langfristigen Kapitalkosten maßgeblich durch die Geldpolitik der Europäischen Zentralbank (EZB) determiniert werden, sind die Arbeitsmärkte und somit auch die Kosten des Faktors Arbeit trotz der im Rahmen des europäischen Binnenmarktes durchgesetzten Dienstleistungsfreiheit noch sehr viel stärker durch nationalstaatliche Regulierungen geprägt.

Das Hauptinstrument der Geldpolitik sind die Leitzinsen, wobei die Transmission auf die langfristigen Finanzmärkte in der Regel über zwei Stufen erfolgt: In der ersten werden die Kosten des kurzfristigen Liquiditätsausgleichs am Interbankenmarkt durch die Variation der Leitzinsen direkt beeinflusst. In der zweiten werden die geldpolitischen Impulse über die veränderten Kapitalkosten der Geschäftsbanken und durch die Substitution zwischen kurz- und langlaufenden Anlagen an die Anleihe- und Aktien- sowie an die Kreditmärkte weitergereicht. Die Effekte geldpolitischer Maßnahmen werden in der wirtschaftswissenschaftlichen Literatur oftmals anhand ihrer Wirkung auf die realwirtschaftliche Produktion und das Güterpreisniveau (vgl. Gambacorta et al. 2014; Conti et al. 2017) oder auf die langfristigen Anleihe- und Aktienmärkte (vgl. Eser und Schwaab 2016; Fratzscher et al. 2016; Szczerbowicz 2015; Rogers et al. 2014) evaluiert. Allerdings werden die Produktion und das Preisniveau entscheidend von nicht-monetären Einflussfaktoren bestimmt und die Effekte der Geldpolitik können demzufolge nur schwer von fiskal- und ordnungspolitischen Maßnahmen abgegrenzt werden. Auch die Wirkungen auf den organisierten Kapitalmarkt lassen nur sehr bedingt einen Rückschluss auf die Kapitalversorgung der Realwirtschaft in der Eurozone zu, da in diesem im Gegensatz zum US-

amerikanischen Währungsraum die Fremdkapitalversorgung größtenteils über Bankkredite erfolgt.[1] Die Effekte wirtschaftspolitischer Maßnahmen auf die Außenfinanzierung des privaten Sektors und somit auch auf die realwirtschaftliche Entwicklung müssen demnach primär danach beurteilt werden, wie die Geldpolitik der Europäischen Zentralbank über die Refinanzierungskosten der Geschäftsbanken auf die nachgelagerten nationalen Kreditmärkte wirkt. Dementsprechend wird die Wirkung wirtschaftspolitischer Eingriffe am Faktormarkt für Kapital anhand der Transmission von Leitzinsänderungen auf die von den Geschäftsbanken geforderten Kreditzinsen für nicht-finanzielle Unternehmen theoretisch hergeleitet und empirisch geprüft.

Die tiefgreifendsten Eingriffe auf dem Arbeitsmarkt stellen gesetzliche Lohnuntergrenzen dar, weshalb die Effekte wirtschaftspolitischer Eingriffe am Faktormarkt für Arbeit am Beispiel der Implementierung des sektoralen Mindestlohns im deutschen Bauhauptgewerbe untersucht werden. Analog zur Untersuchung des geldpolitischen Transmissionsprozesses müsste auch bei der Evaluierung des Mindestlohns dessen Effekt auf die Kosten des Produktionsfaktors Arbeit überprüft werden. Die Unternehmen können allerdings Lohnuntergrenzen oftmals relativ leicht durch unbezahlte Mehrarbeit umgehen.[2] Folglich kann mit Lohndaten, die entweder administrativ oder durch Unternehmensbefragungen erhoben wurden, nicht zweifelsfrei geklärt werden, ob eine Lohnuntergrenze tatsächlich bindend ist, d.h. über der durch das Wertgrenzprodukt der Arbeit determinierten Marktentlohnung liegt und somit ökonomische Anpassungseffekte nach sich zieht. Darüber hinaus sind die realen Effekte von Lohnuntergrenzen von der Wettbewerbssituation auf dem Arbeitsmarkt abhängig, da bei ausgeglichenen Machtverhältnissen am Arbeitsmarkt immer mit negativen Effekten durch die Kappung der Lohnspreizung zu rechnen ist, während bei hoher unternehmerischer Marktmacht bindende Mindestlöhne zu steigender Beschäftigung und Produktion führen.

Auch bei der Überprüfung des wirtschaftspolitischen Eingriffs am Arbeitsmarkt wird die Transmission vermeintlich höherer Kosten auf die Preise am nachgelagerten Markt, in diesem Fall der Markt für Baudienstleistungen, als Indikator für die Effekte der

[1] In der Eurozone beträgt der Anteil der Bankkredite am Fremdkapital 88,3%, während die Außenfinanzierung in den USA zu 86,4% über Anleihen erfolgt (vgl. Bendel et al. 2016).

[2] Eine Studie des DIW zum flächendeckenden deutschen Mindestlohn auf Grundlage von repräsentativen Haushaltsbefragungen kommt entsprechend zu dem Ergebnis, dass in den Jahren 2015 und 2016 das Bruttoentgelt von rund 2,1 bzw. 1,8 Millionen anspruchsberechtigten Beschäftigten unterhalb der gesetzlichen Lohngrenze von 8,50 Euro pro Stunde lag (Burauel et al. 2017).

Lohnuntergrenze genutzt. Eine Veränderung der Güterpreise indiziert zum einen, ob die implementierte Lohnuntergrenze bindend war, zum anderen lässt die Richtung des Effektes Rückschlüsse darüber zu, ob die Produktion und die Beschäftigung ausgeweitet oder verringert wurden. Steigende Güterpreise infolge von Lohnuntergrenzen sind ceteris paribus mit einem Rückgang des Güterangebots und somit auch der Beschäftigung im entsprechenden Sektor verknüpft,[3] wohingegen sinkende Güterpreise auf ein steigendes Güterangebot infolge steigender Produktion hinweisen.

Ein besonderes Augenmerk wird jeweils auf regionale Disparitäten gelegt, die sich auf den europäischen Finanzmärkten durch die im Zuge der eskalierenden Banken- und Staatsschuldenkrise stark divergierenden Refinanzierungskosten der Geschäftsbanken, und am deutschen Arbeitsmarkt durch die stark abweichenden Lohnkosten nach der Wiedervereinigung äußern. Die unterschiedlichen Kosten weisen in beiden Fällen weniger auf eine Störung am Markt, als vielmehr auf grundlegende strukturelle Unterschiede zwischen den Regionen hin. Die höheren Refinanzierungskosten der Geschäftsbanken in der europäischen Peripherie sind auf höhere Risikoprämien aufgrund des engen Risikoverbunds mit den überschuldeten Nationalstaaten und des substanziellen Anteils an Kreditinstituten mit negativem Substanzwert zurückzuführen. Die unterschiedlichen Arbeitskosten im deutschen Baugewerbe vor Einführung des Mindestlohns spiegeln hingegen ziemlich exakt die damaligen Produktivitätsunterschiede zwischen Ost- und Westdeutschland wider. Die supranationalen geldpolitischen Maßnahmen zielten nahezu ausnahmslos auf die Einebnung dieser Kostenunterschiede ab. Gleiches gilt für die Einführung der Lohnuntergrenze im Bauhauptgewerbe, welche in Relation zum damaligen Marktlohnniveau in Ostdeutschland deutlich höher war und deshalb ebenfalls zu einer Angleichung der Faktorkosten in Ost- und Westdeutschland beitrug.

In beiden Fällen kann bezweifelt werden, dass die von den jeweiligen politischen Entscheidungsträgern artikulierten Ziele mit den tatsächlich intendierten kongruent waren. Angesichts der Eigenverpflichtung der EZB, die Eurozone unter allen Umständen erhalten zu wollen, kann in Frage gestellt werden, ob diese mit der kontinuierlichen Senkung der Leitzinsen und der Flutung der Märkte mit Liquidität primär auf die Verbesserung der Kapitalversorgung des privaten Sektors über die Kreditmärkte abzielte oder ob nicht

[3] Die einzige Ausnahme stellt der Extremfall der vollkommen unelastischen Güternachfrage nach bspw. lebensnotwendigen Medikamenten dar.

vornehmlich die Rekapitalisierung der Krisenbanken und die Konsolidierung der Staatsfinanzen in der europäischen Peripherie angestrebt wurden.

Im Fall des Mindestlohns im Bauhauptgewerbe kann angesichts der Dominanz der westdeutschen Verbände in den korporatistischen Gremien, welche über die konkrete Höhe sektoraler Lohnuntergrenzen bestimmen, in Frage gestellt werden, ob durch den in Relation zum Produktivitätsunterschied deutlich zu hohen ostdeutschen Mindestlohn weniger die prätendierte Angleichung der ost- und westdeutschen Lebensverhältnisse erreicht als vielmehr die ostdeutsche Bauindustrie gezielt geschwächt werden sollte.

Die Preiseffekte der Maßnahmen können jeweils genutzt werden, um zu beurteilen, ob die geringeren Refinanzierungskosten tatsächlich nicht an die Kreditmärkte weitergereicht wurden, weil die bereitgestellte Liquidität als Zentralbankeinlage gehalten und an die Anleihemärkte weitergeleitet wurde bzw. ob die Produktion der ostdeutschen Bauindustrie stärker sank als im Westen, weil der Mindestlohn in Westdeutschland nicht bindend war und die ostdeutsche Bauindustrie die Anpassungslast alleine tragen musste. Die theoretischen Herleitungen der Transmissionseffekte auf die nachgelagerten Märkte erfolgen anhand eines auf dem Cournot-Wettbewerbsmodell basierenden Kreditzins- bzw. Güterpreismodells und die Kausaleffekte der Wirtschaftspolitik werden mit Hilfe ökonometrischer Paneldatenmodelle geschätzt, wobei für die unterschiedlichen Regionen europäisches Zentrum[4] und europäische Peripherie sowie Ost- und Westdeutschland jeweils separate Modelle geschätzt werden.

[4] Zentral- oder Kerneuropa ist nicht geografisch zu verstehen und wird im Folgenden als Synonym für die Nicht-Krisenstaaten Deutschland, Frankreich, Österreich, Belgien, Finnland und die Niederlande verwendet.

2 Ökonometrische Evaluation der Effekte geldpolitischer Maßnahmen auf die europäischen Kreditmärkte

2.1 Einleitung

„Die EZB ist bereit, im Rahmen ihres Mandats alles zu tun, was nötig ist, um den Euro zu retten. Und glauben Sie mir: Es wird genug sein.“ Diese von EZB-Präsident Draghi am 26. Juli 2012 auf einer Investmentkonferenz im Londoner Lancaster House getätigte Aussage steht wie kein anderes Zitat stellvertretend für den von der Europäischen Zentralbank verfolgten Krisen-Kurs. Das vorrangige Ziel der Preisniveaustabilität und das nachrangige Ziel des ausgewogenen gleichgerichteten Wirtschaftswachstums, welche die EZB primär über die Beeinflussung der langfristigen Kreditzinsen anstrebt, traten spätestens mit der Verfestigung der Fragmentierung am europäischen Interbanken- und Staatsanleihemarkt aufgrund regionaler Disparitäten in den Hintergrund. Im ersten Teil der vorliegenden Dissertation soll deshalb überprüft werden, wie sich die Transmission geldpolitischer Impulse im Zuge der Krisen verändert hat und ob ein Trade-off zwischen der Stabilisierung der Krisenbanken und den Krisenstaaten in der europäischen Peripherie und der Kapitalversorgung des privaten Sektors beobachtet werden kann.

Der zentrale geldpolitische Transmissionskanal in der Eurozone ist der sogenannte Zinskanal, bei welchem die Zentralbank über die Festlegung der Leitzinsen die Geldmarktsätze auf dem Interbankenmarkt steuert und somit die kurzfristigen Refinanzierungskosten der Geschäftsbanken beeinflusst. Unter der Bedingung, dass die Geschäftsbanken Kostenänderungen sukzessive auf das Einlage- und Kreditgeschäft weiterreichen und der private Sektor seine Kreditnachfrage entsprechend anpasst, kann die Zentralbank auf die aggregierte Nachfrage und somit auf die gesamtwirtschaftliche Kapazitätsauslastung sowie das gesamtwirtschaftliche Preisniveau einwirken.

Die infolge der amerikanischen Subprimekrise im Sommer 2007 aufkommende globale Finanzkrise führte zu einer Entkopplung der Kosten des kurzfristigen Liquiditätsausgleichs von den Leitzinsen und beeinträchtigte die Transmission geldpolitischer Impulse über den Interbankenmarkt. Durch die Gewährung von zusätzlicher Zentralbankliquidität über die Dauer von bis zu 12 Monaten in Vollzuteilung und durch die nationalstaatliche Rettung

einzelner Geschäftsbanken konnten die Geldmarktsätze deutlich gesenkt und die Symptome dieser ersten Krise relativ schnell gelindert werden.

Die negativen Folgen der aus der Finanzkrise erwachsenen europäischen Schuldenkrise auf die Refinanzierungsbedingungen der Geschäftsbanken erwiesen sich hingegen als deutlich persistenter und die EZB intervenierte im Zeitraum zwischen Januar 2010 und Mai 2014 durch den sterilisierten Ankauf von Anleihen der Krisenstaaten, die Aussetzung der Bonitätsanforderungen an notenbankfähige Sicherheiten, die Bereitstellung von extrem günstigem Zentralbankgeld für die Dauer von bis zu 36 Monaten sowie durch die kontinuierlichen Verengung des Zinskorridors. Ab Sommer 2014 wurde die Liquidität im Geschäftsbankensektor angesichts ernsthafter Deflationsgefahren durch den unsterilisierten Ankauf von Staatsanleihen aller Mitgliedstaaten massiv erhöht und die Laufzeiten der sogenannten Langfristtender auf 48 Monate verlängert. Durch die Senkung der Kosten der Refinanzierungsgeschäfte auf null sowie die Ausweitung des Zinskorridors in den negativen Bereich sollte die Kreditvergabe an den privaten nicht-finanziellen Sektor zusätzlich stimuliert werden. Wenngleich nahezu alle getroffenen Maßnahmen mit ihrer Wirkung auf die Kreditversorgung des privaten Sektors gerechtfertigt wurden (vgl. u.a. Trichet 2010; Draghi 2011, 2013, 2015), lagen die Spreads zwischen dem wichtigsten Leitzins, dem Hauptrefinanzierungssatz (HRS), und den Kreditzinsen in allen Staaten der Eurozone im Juli 2017 immer noch deutlicher höher als vor dem Ausbruch der globalen Finanzmarktkrise (siehe Abbildung 1). In der folgenden Analyse soll deshalb konkret überprüft werden, wie effizient die Kreditzinsen des privaten Sektors in den unterschiedlichen Regionen der Währungsunion durch die Geldpolitik der EZB gesteuert werden konnten. Die Intensität, mit welcher geldpolitische Impulse über die Geschäftsbanken an die nicht-finanziellen Kreditnehmer weitergeleitet wurden, lässt Rückschlüsse darauf zu, inwieweit die EZB zur Rekapitalisierung des Geschäftsbankensektors und zur Konsolidierung der Staatshaushalte die Kontrolle über die Kosten der privaten Außenfinanzierung aufgab. Darüber hinaus soll beurteilt werden, ob die getroffenen Maßnahmen zur Überwindung der regionalen Disparitäten und somit der Fragmentierung des europäischen Finanzmarktes beitrugen.

Um die Geldpolitik der EZB bewerten zu können, wird, neben dem bereits kurz angerissenen Zinskanal, im direkt folgenden Abschnitt das komplementäre theoretische Konzept des Kreditkanals vorgestellt, welches die monetäre Transmission über die Veränderung der Bilanzpositionen der Debitoren und Kreditoren erklärt. Anschließend werden die konkreten

geldpolitischen Instrumente der EZB und die seit August 2007 getroffenen Maßnahmen im direkten Vergleich zum Vorgehen vor der Krise hinsichtlich ihrer Ziele, den veränderten finanzwirtschaftlichen Rahmenbedingungen und den unterstellten Wirkungsmechanismen eingeordnet.

Im anknüpfenden Kapitel wird die ökonometrische Schätzgleichung für die Kreditzinsbildung aus dem mikroökonomisch fundierten Monti-Klein-Modell abgeleitet und die Effekte der kurzfristigen Leitzinsen und Geldmarktsätze auf die Kreditmärkte unter Berücksichtigung der langfristigen Zinsen am Rentenmarkt sowie der Vermögenspreise am Aktienmarkt geschätzt. Das untersuchte Panel umfasst die Nicht-Krisenstaaten Deutschland, Frankreich, Italien, Österreich, Belgien, Finnland und die Niederlande sowie die Krisenstaaten Italien, Spanien, Portugal, Irland sowie Griechenland. Der Beobachtungszeitraum beginnt im Jahr 2004, da für die Anfangsphase der Währungsunion die als abhängige Variable genutzten harmonisierten Kreditzinsen der MFI-Zinsstatistik (Monetary Financial Institution, MFI) noch nicht erhoben wurden, und endet im Juli 2017.

Die Ergebnisse des geschätzten Fehlerkorrekturmodells zeigen, dass die Transmission der Leitzinsen auf die Kreditmärkte im Zeitraum vor Ausbruch der globalen Finanzmarktkrise (Januar 2004 bis Juli 2007) im gesamten Währungsraum nahezu identisch verlief und dass neben dem dominierenden Kapitalkosteneffekt über die Refinanzierungskosten am kurzfristigen Interbankenmarkt durchaus Indizien für eine Übertragung geldpolitischer Impulse über die Entwicklung der langfristigen finanziellen Vermögenswerte im Sinne des Kreditkanals gefunden werden können.

Für die Phase der globalen Finanzkrise (August 2007 bis Dezember 2009) können zwar Effektivitätsverluste der europäischen Zinssteuerung, aber keine grundlegenden Unterschiede bei der Weiterleitung der Leitzinsänderung auf die Kreditzinsen zwischen Zentraleuropa und der europäischen Peripherie identifiziert werden. Es fällt lediglich auf, dass die in den Krisenstaaten ansässigen Geschäftsbanken stärker von der Austrocknung des Interbankenmarktes betroffen waren, wenngleich nicht sie, sondern die zentraleuropäischen Kreditinstitute einen Großteil der Abschreibungen auf US-amerikanische Forderungen vornehmen mussten.

Die Ergebnisse für den Zeitraum der europäischen Staatsschuldenkrise (Januar 2010 bis Mai 2014) indizieren die vollständige Entkopplung der Kreditzinsen in den Krisenstaaten von den kurzfristigen europäischen Interbanken- und Leitzinsen. Dementsprechend liegt der Schluss

nahe, dass die EZB im Zuge der sich vertiefenden Fragmentierung des europäischen Finanzmarktes die geldpolitische Kontrolle über die Kreditmärkte und somit über die realwirtschaftliche Entwicklung in den Krisenstaaten zu Gunsten der Beruhigung der Interbankenmärkte und der Stützung der Staatsanleihemärkte aufgab. Da die geldpolitischen Impulse in den Nicht-Krisenstaaten weiterhin eins zu eins an den privaten Sektor weitergereicht wurden, nahm die EZB zudem die Divergenz der privaten Außenfinanzierungskosten in Kauf.

Für die letzte Subperiode Deflationskrise zwischen Juni 2014 und Juli 2017 können sehr starke positive Effekte der – infolge der Wertpapierankäufe deutlich unter die Nullzinsgrenze gesunkenen – kurzfristigen Geldmarktsätze auf die peripheren Kreditzinsen festgestellt werden. Dies lässt darauf schließen, dass erst durch die riskante Kombination aus negativen Einlagesätzen und der dauerhaften Substitution von langfristigen finanziellen Vermögenswerten durch Zentralbankliquidität die Weiterleitung geldpolitischer Impulse auf die Kreditmärkte im gesamten Währungsraum wiederhergestellt werden konnte.

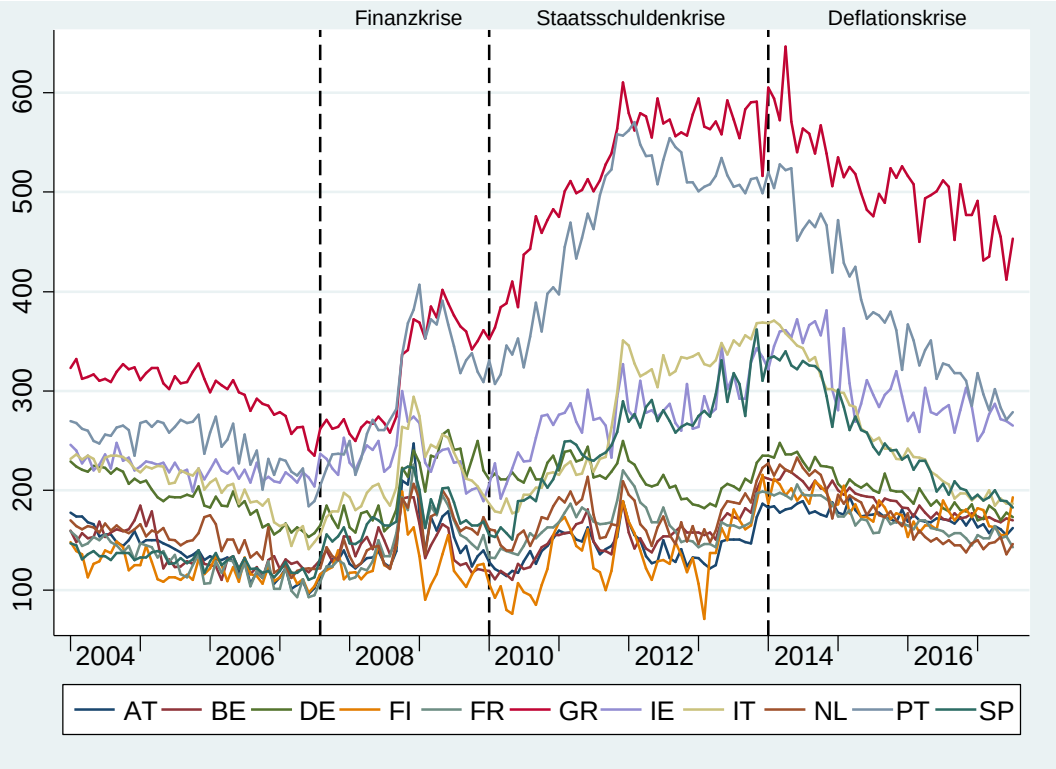

Abbildung 1: Spreads zwischen Kreditzinsen und Hauptrefinanzierungssatz
(Quelle: EZB und Thomson Reuters Datastream; eigene Darstellung)

2.2 Geldpolitische Transmissionskanäle

Der Transmissionsmechanismus geldpolitischer Impulse beschreibt die Beziehungen zwischen den direkt durch die Zentralbank gesteuerten Instrumenten Leitzinsen und Geldmenge, und den gesamtwirtschaftlichen Zielgrößen Produktionsentwicklung, Beschäftigung und Preisniveau. Grundlegend für den Wirkungszusammenhang zwischen Geldpolitik und realwirtschaftlicher Entwicklung ist der negative Einfluss langfristiger Zinsen auf die Investitions- und Konsumgüternachfrage, welcher sowohl durch neokeynesianisch als auch neoklassisch fundierte Makromodelle empirisch bestätigt werden kann (vgl. Christoffel et al. 2008; Fagan et al. 2001). Sinkende Leitzinsen führen demnach zu einem gesamtwirtschaftlichen Nachfrageanstieg und – abhängig von den Nachfrage- und Angebotselastizitäten auf den Faktor- und Gütermärkten – zu Preissteigerungen (Deutsche Bundesbank 2017). Der Kenntnisstand über die zugrundeliegenden Wirkungszusammenhänge zwischen den nominalen Leitzinsen und der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung ist aufgrund von gegenläufig wirkenden Substitutions- und Einkommenseffekten sowie Endogenitäts- und Identifikationsproblemen immer noch verhältnismäßig gering. Daher wird in empirischen Arbeiten mit dem Preisniveau oder realwirtschaftlichen Indikatoren als Zielgröße oftmals der Black Box-Ansatz[5] gewählt (Gambacorta et al. 2014; Görgens et al. 2014; International Monetary Fund 2013; Europäische Zentralbank 2010).[6] In der vorliegenden Arbeit wird die Wirkung der Geldpolitik hingegen anhand der Übertragungsintensität geldpolitischer Impulse auf die nationalen Kreditmärkte beurteilt, was eine präzisere Analyse des Transmissionsmechanismus ermöglicht. Im Folgenden werden deshalb die unterschiedlichen Transmissionskanäle, welche direkt oder indirekt über die Kreditmärkte wirken, vorgestellt, um die im Anschluss erläuterten konkreten geldpolitischen Maßnahmen vor und nach Ausbruch der Krise besser einordnen zu können.[7] Die empirische Analyse ist dann auf die Übertragung geldpolitischer

[5] Das bekannteste Beispiel für den Black Box-Ansatz, bei welchem die ökonomischen Zusammenhänge zwischen den geldpolitischen Maßnahmen und den Endzielen der Geldpolitik ausgeklammert bleiben, ist das Modell von Barro und Gordon (1983).

[6] Für den europäischen Währungsraum ergibt sich das zusätzliche Problem, dass die geldpolitischen Übertragungswege in den Mitgliedsstaaten keineswegs einheitlich, sondern sehr unterschiedlich sind.

[7] Der Effekt über den sogenannten Wechselkurskanal (vgl. Dornbusch 1976; Clements et al. 2001), wird ebenso wie der Effekt der Vermögensänderung auf den privaten Konsum nicht berücksichtigt, weil beide die Wirkung geldpolitischer Impulse nachfrageseitig erklären, die vorliegende Arbeit aber auf den monetären Einfluss auf die Kapitalkosten abzielt.

Impulse über den Kapitalkosteneffekt des Zinskanals fokussiert, wenngleich die Effekte über die langfristigen Anleihezinsen und Aktienpreise ebenfalls berücksichtigt werden.

In der monetären Ökonomik wird dem klassischen **Zinskanal** eine besondere Bedeutung bei der Übertragung geldpolitischer Impulse zugestanden (Görgens et al. 2014; Belke et al. 2013; Spahn 2013; Angeloni et al. 2003; Bondt 2005). Der Zinskanal erklärt den Einfluss von Leitzins- und/oder Geldmengenänderungen auf die gesamtwirtschaftliche Nachfrage über deren Wirkung auf die kurzfristigen nominalen Zinsen am Interbankenmarkt, wobei zwischen den direkten Effekten über die Kapitalkosten und der indirekten Wirkung über Substitutions- und Vermögenseffekte unterschieden wird.

Der *Kapitalkosteneffekt*, welchem in der empirischen Literatur zur geldpolitischen Transmission im europäischen Währungsraum durchweg der entscheidende Einfluss auf die realwirtschaftliche Entwicklung attestiert wird,[8] erklärt den kausalen Zusammenhang damit, dass die durch geldpolitische Impulse induzierten Kostenänderungen am Interbankenmarkt über die Kredit- und die Einlagezinsen an den privaten Sektor weitergegeben werden, wodurch sich die zinselastische Nachfrage nach Investitions- und langlebigen Konsumgütern ändert (zur formal theoretischen Herleitung des Kapitalkosteneffekts siehe Abschnitt 2.4)

Der *Substitutionseffekt* erklärt die Transmission des geldpolitischen Impulses hingegen über den indirekten Einfluss der kurzfristigen Geldmarktsätze auf die langfristigen Zinsen und die Preise an den Vermögensmärkten. Der unterstellte Mechanismus basiert auf der Portfoliotheorie von Markowitz (1952), nach welcher Finanzmarktakteure durch die bestmögliche Kombination von verschiedenen Finanz- und Sachaktiva ein optimales Portfolio anstreben. Durch die Variation der Geldmarktsätze über Leitzins- oder Geldmengenänderungen wird das optimale Verhältnis der Ertragsraten beeinflusst und die Geschäftsbanken sind zur Anpassung ihres Portfolios gezwungen. Bei sinkenden Geldmarktsätzen steigt die Nachfrage der Geschäftsbanken nach relativ höher verzinsten langfristigen Wertpapieren, wodurch deren Kurse steigen und sich die Finanzierungskosten am Anleihemarkt verringern.

[8] So können bspw. die Ergebnisse des Monetary Transmission Network in dem Sinne zusammengefasst werden, dass die Transmission geldpolitischer Impulse in der Eurozone fast ausschließlich durch die Übertragung der sich verändernden kurzfristigen Refinanzierungskosten am Interbankenmarkt auf die Kreditkosten privater Unternehmungen und somit auf die gesamtwirtschaftliche Investitionstätigkeit erfolgt (Angeloni et al. 2003b; van Els et al. 2011). Vgl. auch Bondt 2002, Sørensen und Werner 2006 sowie Belke und Verheyen 2013.

Infolge sinkender Geldmarktzinsen wird zudem die Nachfrage der Geschäftsbanken nach Aktien steigen, da deren Kurse laut dem Dividendenwachstumsmodell nach Gordon (1959) dem abgezinsten Wert zukünftiger Dividendenzahlungen entsprechen und sich die Gegenwartswerte von Aktien und Kapitalmarktzinsen demnach immer gegenläufig verhalten. Die Nichtbanken reagieren auf die sinkenden langfristigen Zinsen ebenfalls mit Umschichtungen in Richtung Aktien, Sachkapital, langlebige Konsumgüter und Immobilien, wodurch sowohl das Preisniveau der genannten Vermögensarten als auch die gesamtwirtschaftliche Nachfrage insgesamt ansteigt (vgl. Görgens et al. 2014, S. 287).

Die *Vermögenseffekte* hängen kausal mit den Substitutionseffekten zusammen und beschreiben die sekundäre Wirkung von Kursänderungen finanzieller und nicht-finanzieller Aktiva auf die Investitions- und Konsumentscheidungen[9] der Nichtbanken, wobei Aktienkursänderungen die stärksten Anreizeffekte attestiert werden. Die theoretische Erklärung für die Wirkung geldpolitischer Maßnahmen auf die Investitionsnachfrage von Aktiengesellschaften liefert Tobin (1969), dessen Q als Marktwert-Substanzwert-Verhältnis definiert wird, welches sich aus der Marktkapitalisierung zuzüglich den Verbindlichkeiten im Verhältnis zum Wiederbeschaffungswert aller physischen Vermögenspositionen zusammensetzt. Wenn sich Tobin's Q aufgrund steigender Aktienkurse erhöht, verringern sich die Finanzierungskosten über Neuemissionen und die Investitionsnachfrage steigt ceteris paribus an, da mit vergleichsweise geringem zusätzlichen Eigenkapital Investitionsgüter erworben werden können (siehe auch Demary und Matthes 2013, S. 9). In der empirischen Literatur wird die Evidenz des Tobin's-Q-Effekts durchaus kontrovers diskutiert. Während bspw. Barro (1989) und Blundell (1992) positive Effekte der Marktkapitalisierung auf die Investitionen identifizieren, führen Erickson und Whited (2000) die beobachteten Effekte auf Messfehler und Ungenauigkeiten in den Daten zurück.[10]

Wenngleich die beschriebenen Substitutions- und Vermögenseffekte direkt nur den Unternehmen zu Gute kommen, die sich über die Anleihe- und Aktienmärkte mit Kapital

[9] Der Effekt der Vermögensänderung auf den privaten Konsum kann u.a. durch Modiglianis (1966) Lebenszyklushypothese oder Friedmans (1957) permanente Einkommenshypothese begründet werden. Hiernach streben die privaten Haushalte eine Glättung ihres Konsums an, sodass sinkende Zinsen bzw. steigende Aktien-, Anleihe- und Immobilienpreise zu einem steigenden diskontierten Vermögen führen und somit auch die Konsumnachfrage erhöhen. Vermögenseffekte auf die Konsumnachfrage sind allerdings äußerst umstritten, was u.a. daran liegt, dass sinkende Zinsen bei Ersparnis bildenden Haushalten zu gegenläufigen Effekten führen, da durch sinkende Zinsen zwar einerseits der Konsum angeregt, andererseits aber auch das Einkommen aus Zinserträgen reduziert wird (vgl. Campbell und Mankiw 1989).

[10] Für einen Überblick zur Debatte um Tobin's-Q siehe Hubbard (1997).

versorgen können, zeigen Arce et al. (2017), dass die Verbesserung der Finanzierungsbedingungen auf den organisierten Kapitalmärkten zu Substitutionseffekten auf den Kreditmärkten führt, da die von Großunternehmen nicht mehr in Anspruch genommenen Kredite kleineren und mittleren Unternehmen zufließen.

Neben dem traditionellen Zinskanal gilt der **Kreditkanal** als zweites zentrales theoretisches Konzept, um die Transmission geldpolitischer Impulse auf die Realwirtschaft zu erklären (vgl. Europäische Zentralbank 2010; Nilsen 2002).[11] Im Vergleich zum Zinskanal werden die auf den Refinanzierungsmärkten der Geschäftsbanken und auf dem Kreditmarkt auftretenden Informationsasymmetrien zwischen Debitoren und Kreditoren berücksichtigt.[12]

Als Teilkonzept des Kreditkanals erklärt der *Bankkreditkanal*, wie sich Veränderungen der Passivseite der Geschäftsbankenbilanz auf die Kreditvergabe auswirken. Bis Ende der 1990er Jahre lautete die Hypothese, dass der Spareinlagenrückgang infolge geldpolitisch induzierter Zinssenkungen vor allem kleinere Kreditinstitute mit vergleichsweise geringen Liquiditätspuffern zu Abwärtskorrekturen ihrer Bankaktiva zwänge. Da diese als langjährige Hausbanken oftmals engere Beziehungen zu ihren Kunden pflegen und deshalb Informationsasymmetrieprobleme auf den Kreditmärkten besser lösen als große Geschäftsbanken, wurde davon ausgegangen, dass die Effekte über den Bankkreditkanal vor allem die Außenfinanzierungskosten kleiner und mittlerer Unternehmen sowie privater Haushalte beeinflussen (Kishan und Opiela 2000; Gambacorta und Marqués Ibáñez 2011).

Durch weitreichende Finanzinnovationen in den 1990er Jahren, wie Kreditverbriefungen und Kreditausfallswaps,[13] sowie durch den stärkeren Rückgriff der Geschäftsbanken auf traditionelle Finanzierungsformen, wie Anleihen und gedeckte Schuldverschreibungen, verloren Spareinlagen als passivseitige Beschränkung von Bankkrediten und somit der Bankkreditkanal in seiner ursprünglichen Konzeption an Bedeutung (Europäische

[11] Die erläuterten Bankkredit- und Bilanzkanäle können noch durch die in der Literatur nur eine untergeordnete Rolle spielenden Eigenkapitalkanal (siehe Altunbaş et al. 2004) und den Risikoübernahmekanal (siehe Maddaloni und Peydró 2011) ergänzt werden, auf welche hier allerdings nicht ausführlicher eingegangen wird.

[12] Zur Erklärung der Informationsasymmetrieprobleme am Kreditmarkt werden i.d.R. die Konzepte der Adversen Selektion und des Moral Hazards herangezogen. Das Problem der Adversen Selektion ergibt sich dadurch, dass es bei steigenden Kreditzinsen zu Fehlallokationen kommt, da sich die guten Risiken mit niedrigen Renditen vom Markt zurückziehen, während die Kreditnachfrager mit den höheren Renditen aber auch mit den größeren Ausfallrisiken am Markt bleiben. Das Problem des Moral Hazards ergibt sich dadurch, dass die Kreditnehmer nur unzureichend kontrolliert werden und somit Ausfallrisiken auf die Geschäftsbanken abwälzen können. Zur genaueren Betrachtung von Informationsasymmetrien und deren Folgen siehe im Allgemeinen Akerlof (1970) und im Speziellen in Bezug auf Finanzmärkte Stiglitz und Weiss (1981).

[13] Durch Kreditverbriefung können Kreditforderungen handelbar gemacht werden, durch Kreditausfallswaps können Risiken aus der Bankbilanz ausgegliedert werden.

Zentralbank 2010). Die verstärkte Refinanzierung über die Rentenmärkte erhöhte allerdings den Einfluss der herrschenden Finanzmarktbedingungen auf die Kreditvergabe. Dementsprechend kehrte sich der bis dahin dämpfende Einfluss der Finanzinnovationen seit Ausbruch der amerikanischen Subprimekrise ins Gegenteil, da die Verwerfungen an den Finanzmärkten die langfristige Refinanzierung der Geschäftsbanken stark erschwerte und somit auch die Kreditvergabe der Geschäftsbanken einschränkte (siehe Abschnitt 2.3.2 und 2.3.3 sowie Hempell und Kok Sørensen 2010).

Der *Bankbilanzkanal* beleuchtet die Effekte der Aktivseite der Geschäftsbankenbilanzen auf die Kreditvergabe. Bei steigenden Wertpapierkursen aufgrund expansiver Geldpolitik verbessern sich die Vermögenswerte der Geschäftsbanken und das Eigenkapital kann durch Gewinnthesaurierung erhöht werden. Dies wirkt sich positiv auf die Kreditvergabe aus, da zum einen der Zugang zum Geld- und Kapitalmarkt erleichtert wird, und zum anderen steigenden Eigenkapitalanforderungen infolge erhöhter Kreditvergabe leichter nachgekommen werden kann (vgl. Bernanke und Gertler 1995; Altunbaş et al. 2002; Altunbaş et al. 2009; Deutsche Bundesbank 2013a).

Im Gegensatz zum Bankkredit- und Bankbilanzkanal wird beim *Bilanzkanal* auf die finanzielle Situation der Kreditnehmer statt auf den Einfluss der sich ändernden Bilanzpositionen der Geschäftsbanken abgestellt. Steigende Vermögenspreise sowie sinkende Kreditzinszahlungen führen auch bei den privaten Unternehmungen und den Haushalte zu steigendem Eigenkapital. Hierdurch sinken die Risikoprämien und somit die Kosten der Außenfinanzierung, da sich die Haftungssummen der Kreditnehmer erhöhen und die durch Adverse Selektion sowie Moral Hazard verursachten Informations- und Kontrollkosten der Kreditgeber abnehmen (vgl. Europäische Zentralbank 2010a).[14]

Der **Signalisierungskanal** kann weder dem klassischen Zins- noch dem Kreditkanal zugeordnet werden und beschreibt die Möglichkeiten der Zentralbank, durch ihre Kommunikationsstrategie Einfluss auf die gesamte Zinsstrukturkurve zu nehmen. So kann eine Zentralbank durch die Ankündigung bestimmter Maßnahmen oder die Preisgabe von Informationen (bspw. zur Inflationsentwicklung oder zur zukünftigen geldpolitischen Ausrichtung) die Erwartungen der anderen Marktteilnehmer über die zukünftigen

[14] Im Unterschied zum Vermögenskanal liegt der Fokus beim Bilanzkanal nicht auf der Anreizwirkung steigender Preise auf die Kreditnachfrage, sondern auf dem Effekt, den diese Preisänderungen auf das Kreditangebot der Banken und die geforderten Kreditzinsen haben.

kurzfristigen Leitzinsen und langfristigen Marktzinsen beeinflussen. Andersson et al. (2006) können die Bedeutung des Signalisierungskanals für die Entwicklung am Geld- und Rentenmarkt eindrücklich belegen und zeigen, dass bereits durch die Veröffentlichung von Inflationsberichten oder durch Anspielungen in Reden geldpolitischer Entscheidungsträger sowohl auf das kurze als auch auf das lange Ende der Zinsstrukturkurve Einfluss genommen werden kann.[15] Auch für die Zeit seit Ausbruch der Finanzmarktkrise können Krishnamurthy und Vissing-Jorgensen (2011) mit Hilfe einer Ereignisstudie statistisch signifikante Effekte geldpolitischer Ankündigungen auf die hochliquiden Teile des Finanzmarktes identifizieren (vgl. auch Woodford 2013). Die Signalisierungseffekte auf den Kreditmarkt lassen sich hingegen kaum nachweisen, weil für diesen keine hochfrequenten Daten vorliegen und demnach nicht zwischen Ankündigungen und tatsächlich erfolgten Maßnahmen differenziert werden kann.

[15] Der Effekt auf den langfristigen Marktzins kann bspw. durch die erweiterte Erwartungshypothese erklärt werden, nach welcher der langfristige Kapitalmarktzins dem Durchschnitt der erwarteten kurzfristigen Zinsen zuzüglich einer Laufzeitprämie entspricht. Die reine Erwartungstheorie von Fisher (1930) geht unter der Annahme absoluter Informationseffizienz, fehlender Transaktionskosten und vollkommenen Substituierbarkeit aller Wertpapiere von einer Gleichheit der erwarteten aggregierten kurzfristigen Zinsen und dem langfristigen Zins aus, kann aber die Steigung der Zinsstrukturkurve nicht erklären (siehe hierzu auch Deutsche Bundesbank 2006; Holtemöller 2006, S. 259ff.).

2.3 Geldpolitische Instrumente und Maßnahmen der EZB im Zeitraum zwischen 2004 und 2017

Im folgenden Abschnitt werden zunächst die konventionellen Instrumente der EZB sowie deren Einfluss auf die Finanzmärkte am Beispiel der Nicht-Krisenphase im Zeitraum zwischen Januar 2004 und Juli 2007 dargestellt.[16] Für den Zeitraum seit Beginn der globalen Finanzmarktkrise werden die finanzwirtschaftlichen Rahmenbedingungen sowie die damit verbundeneren Störungen im Transmissionsprozess herausgearbeitet, um die intendierte Wirkung der unkonventionellen Maßnahmen und Instrumente besser beurteilen zu können. Darüber hinaus werden die Effekte der Geldpolitik auf den Geldmarkt und die organisierten Kapitalmärkte mit Hilfe bereits bestehender Forschungsergebnisse und deskriptiver Statistiken eingeschätzt sowie erste Hypothesen zur Weiterleitung geldpolitischer Impulse auf die Kreditmärkte aufgestellt.

2.3.1 Nicht-Krisenphase oder restriktive Zinspolitik (2004-2007)

Der Zeitraum zwischen Anfang 2004 und Sommer 2007 ist durch den weltweiten Anstieg der globalen Nachfrage aufgrund der äußerst dynamischen Entwicklung mehrerer aufstrebender Volkswirtschaften, und besonders in der Anfangsphase durch extrem günstige Finanzierungsbedingungen infolge der durch das Platzen der Dotcom-Blase induzierten Niedrigzinspolitik der großen Notenbanken, bestimmt (vgl. Europäische Zentralbank 2004, 2005, 2006). Nachdem das Federal Reserve System (Fed) bereits im Laufe des Jahres 2004 zur Straffung der Geldpolitik übergegangen war, reagierte die EZB Ende des Jahres 2005 ebenfalls mit Leitzinserhöhungen, da seit Sommer 2005 neben dem starken Anstieg der Rohstoff- und Lebensmittelpreise auch erste Anzeichen für Kapazitätsprobleme aufkamen (Abbildung 2). In den folgenden Monaten zwischen Dezember 2005 und Juli 2007 wurde der als Leitzins fungierende Mindestbietungssatz der Standardtender in insgesamt sieben Anpassungsschritten von 2% auf 4% erhöht.

[16] Der Beobachtungszeitraum beginnt nicht 1999 weil die im empirischen Teil als endogene Variable genutzten harmonisierten Kreditzinsen der MFI-Zinsstatistik für die Frühphase der Währungsunion noch nicht erhoben wurden. Zwar wird die MFI-Zinsstatistik seit Januar 2003 erhoben, da aber die erste Subperiode bis Juli 2007 als Referenzrahmen geldpolitischer Strategien außerhalb von Krisenzeiten dienen soll und die im Zuge der Dotcom-Krise durch Sondermaßnahmen zusätzlich bereitgestellte Liquidität erst im Laufe des Jahres 2003 vollständig zurückgeführt worden war, beginnt der Beobachtungszeitraum erst zwölf Monate später (vgl. Bendel et al. 2016).

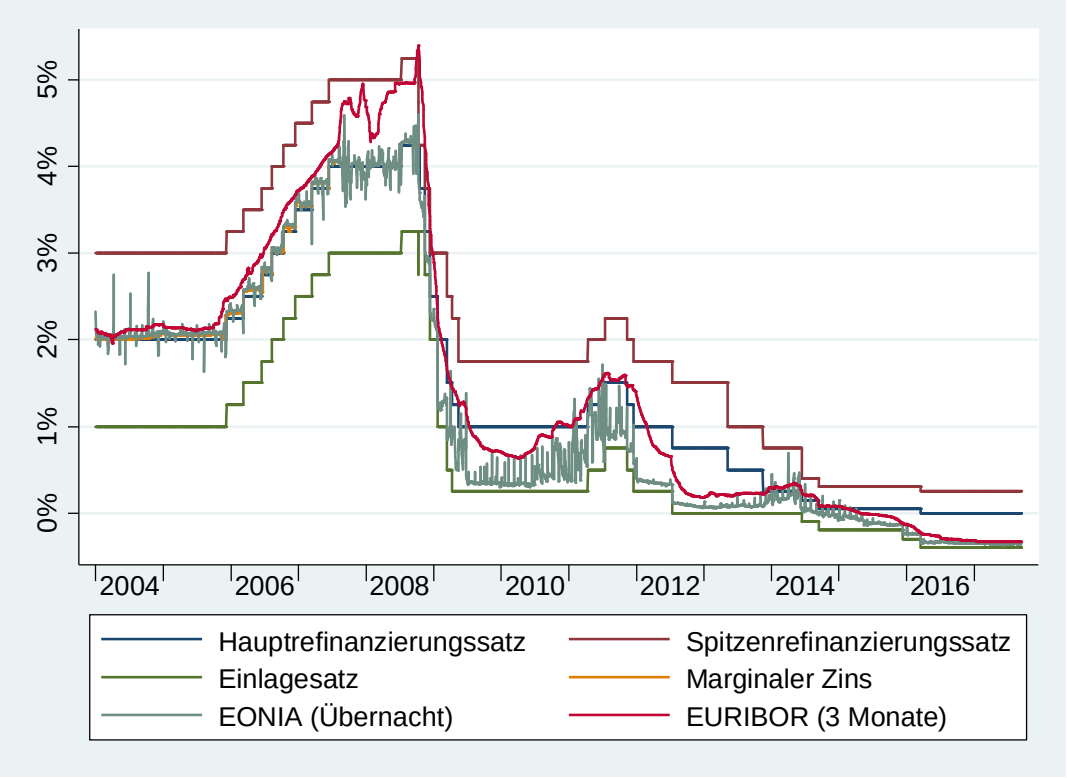

Abbildung 2: Leit- und Interbankenzinsen
(Quelle: EZB und Thomson Reuters Datastream; eigene Darstellung)

Die in Abbildung 3 geplottete Inflationsrate zeigt, dass die prozentuale Veränderung des Harmonisierten Verbraucherpreisindex (HVPI) bis zum Ausbruch der globalen Finanzkrise im August 2007 in einem engen Korridor von etwa 50 Basispunkten um die Zielinflationsrate von 2% gehalten werden konnte.[17]

Die EZB nutzt zur Erreichung des vorrangigen Preisniveaustabilitätsziels, wie jede Zentralbank moderner Prägung, die Zinssteuerung, um die Geldmarktsätze am Interbankenmarkt zu beeinflussen (vgl. Blanchard und Illing 2004; Görgens et al. 2007). Hierbei signalisieren die Zentralbanken durch die Festlegung der Leitzinsen den anvisierten geldpolitischen Kurs und legen das Volumen der liquiditätszuführenden Operationen so fest, dass der relevante Marktzins eng am Leitzins gehalten wird (Disyatat 2009).

[17] Wenngleich die EZB in ihren Begründungen immer wieder auch über die Kapazitätseffekte argumentierte, zeigt die um die Rohstoff- und Lebensmittelpreise bereinigte Kerninflationsrate, dass der Preisdruck in der Eurozone vor allem durch die Entwicklung auf den Rohstoffmärkten getrieben war (vgl. Europäische Zentralbank 2006, 2005).

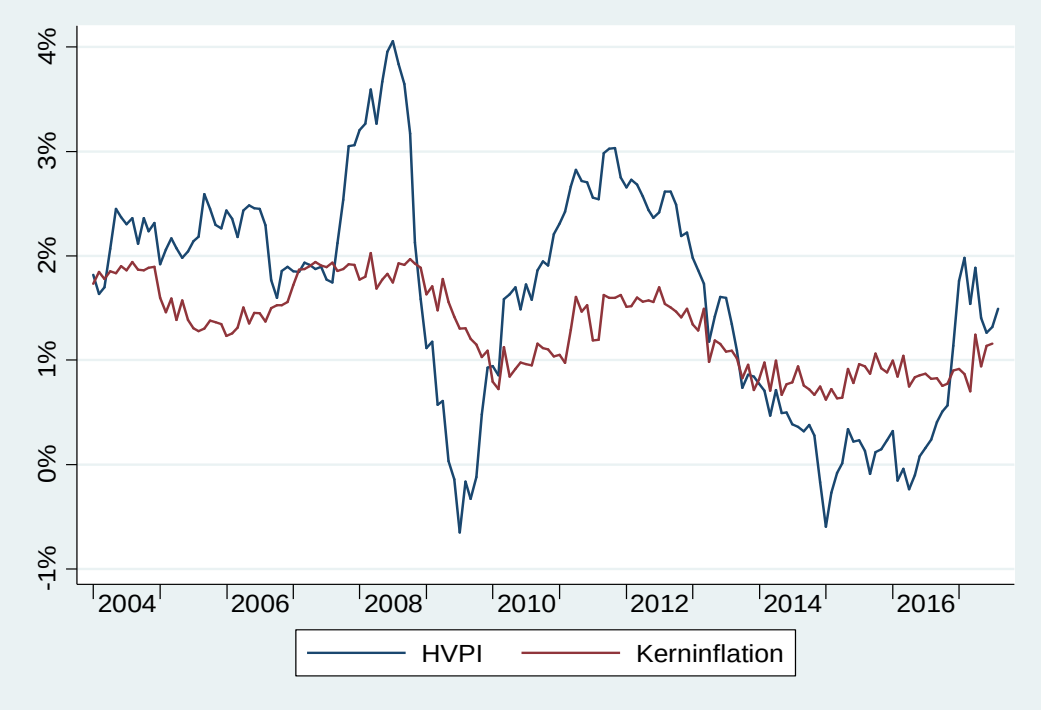

Abbildung 3: Inflations- und Kerninflationsrate
(Quelle: Thomson Reuters Datastream; eigene Darstellung)

Das zentrale geldpolitische Instrument der EZB ist der Hauptrefinanzierungs- bzw. Mindestbietungssatz: Dieser determiniert maßgeblich die Kosten der sogenannten Offenmarktgeschäfte, über die das Geschäftsbankensystem im Wesentlichen mit dem für die Erfüllung der Mindestreserve und für die Versorgung der Privatwirtschaft mit Bargeld benötigen Zentralbankgeld versorgt wird. Die wichtigsten Offenmarktgeschäfte sind die wöchentlich angebotenen Hauptrefinanzierungsgeschäfte[18] und die monatlich angebotenen längerfristigen Refinanzierungsgeschäfte.[19] Offenmarktgeschäfte werden in der Eurozone als Wertpapierpensionsgeschäfte durchgeführt, sodass die Geschäftsbanken für das auf ihrem Zentralbankkonto gutgeschriebene Zentralbankgeld Wertpapiere in gleicher Höhe bei der EZB hinterlegen müssen. Die zugeführte Liquidität wird nach sieben bzw. 28 Tagen dem Markt über Rückkaufvereinbarungen automatisch wieder entzogen und wirkt sich im Gegensatz zu endgültigen An- und Verkäufen nicht direkt auf die Wertpapierkurse am Markt

[18] Bis März 2004 wurden die Hauptrefinanzierungsgeschäfte im zweiwöchigen Rhythmus angeboten.

[19] Zu den Offenmarktgeschäften werden noch Feinsteuerungsoperationen und strukturelle Operationen gezählt. Erstere werden genutzt, um Schwankungen bei der Zentralbankgeldnachfrage auszugleichen. Über Termineinlagen und Devisenswapgeschäfte wird Liquidität abgeschöpft oder zugeführt. Die strukturellen Operationen dienen dazu, bei mangelnder Wirksamkeit der Geldpolitik aufgrund von überschüssiger Zentralbankgeldliquidität diese durch den Verkauf von Schuldverschreibungen längerfristig abzuschöpfen und somit die Nachfrage nach Refinanzierungsgeschäften zu erhöhen.

aus. In der ersten Phase der Währungsunion von Januar 1999 bis Mai 2000 erfolgte die Zuteilung der Liquidität per Mengentender mit Repartierung[20], bereits ab Juni 2000 wurde aber auf das Zinstenderverfahren mit Mindestbietungssatz umgestellt (Deutsche Bundesbank 2017). Hierbei werden das zur Verfügung gestellte Volumen und der als Mindestbietungssatz fungierende Hauptrefinanzierungssatz von der Zentralbank vorab festgelegt. Analog dazu geben die Geschäftsbanken neben dem Betrag an Zentralbankgeld, den sie ersteigern wollen, auch den Zinssatz an, zu welchem sie das Geschäft abschließen möchten (Deutsche Bundesbank 2017). In einer verdeckten Auktion wird anschließend mit Bezug auf die gebotenen Zinssätze von oben nach unten nach dem amerikanischen Verfahren zugeteilt, d.h. die Geschäftsbanken werden in Abhängigkeit ihrer Zahlungsbereitschaft mit der von ihnen geforderten Zentralbankliquidität bedient bis das geplante Zuteilungsvolumen erschöpft ist. Im Gegensatz zum alternativen holländischen Verfahren, bei welchem die Kosten für alle zum Zuge kommenden Geschäftsbanken dem sogenannten marginalen Zinssatz – also dem letzten Zins, zu dem gerade noch Zentralbankgeld zugeteilt wird – entsprechen, zahlen beim amerikanischen Verfahren alle Kreditinstitute den von ihnen gebotenen Zins.[21] Die Zinssätze der sogenannten Ständigen Fazilitäten bilden den (in der Regel) symmetrisch um den Hauptrefinanzierungssatz liegenden Zinskorridor, in welchem sich die Geldmarktsätze des Interbankenmarktes bewegen: Der Einlagesatz als Verzinsung der sogenannten Einlagefazilität stellt die untere Grenze für kurzfristige Interbankenkredite dar, da die Geschäftsbanken ihre überschüssige Liquidität statt bei anderen Geschäftsbanken bei der Zentralbank in der Einlagefazilität über Nacht „parken“ können. Analog dazu dient der Spitzenrefinanzierungssatz als Zins der Spitzenrefinanzierungsfazilität – über welche die Geschäftsbanken ihren kurzfristigen Liquiditätsbedarf statt am Interbankenmarkt bei der Zentralbank decken können – als obere Grenze.

[20] Beim Mengentenderverfahren mit Repartierung gibt die Zentralbank den Zinssatz und das Volumen vor und die Geschäftsbanken machen Gebote in Höhe ihres Liquiditätsbedarfs. Das individuelle Zuteilungsvolumen berechnet sich dann durch den Quotienten von Gesamtangebot und Gesamtnachfrage multipliziert mit der ursprünglich nachgefragten Menge (vgl. Deutsche Bundesbank 2017; Görgens et al. 2014, S. 12). Die Umstellung auf das Zinstenderverfahren kann dadurch erklärt werden, dass die Geschäftsbanken beim Mengentender zum Überbieten neigen und der Liquiditätsbedarf des Geschäftsbankensektors schlecht eingeschätzt werden kann.

[21] Beim holländischen Verfahren zahlen alle zum Zuge kommenden Geschäftsbanken den marginalen Zinssatz zu dem gerade noch Geld ausgegeben wird. Dies hat den Nachteil, dass dem Preismechanismus nicht Rechnung getragen wird und dass die Zahlungsbereitschaft der Geschäftsbanken sehr viel schlechter eingeschätzt werden kann, da es den Anreiz zu sogenannten Mondpreisen bietet.

Der im Zeitraum zwischen Anfang 2004 und Sommer 2007 unmittelbare und hohe Einfluss der EZB auf den Markt für den kurzfristigen Liquiditätsausgleich zeigt sich an der starken Korrelation zwischen dem Hauptrefinanzierungssatz und dem durchschnittlichen Zins auf unbesicherte Übernachtauslagen am Interbankenmarkt EONIA[22]. Hierbei fällt auf, dass der kurzfristige Geldmarktsatz sehr eng um den marginalen Zins schwankt (Abbildung 2), was die Tatsache widerspiegelt, dass die Geldbasis zwar weitgehend endogen durch den Wirtschaftsprozess bestimmt wird, die EZB durch die Variation der Zentralbankgeldmenge aber durchaus auch einen gewissen Einfluss auf den Interbankenmarkt nimmt. In der Phase zunehmender Preisstabilitätsrisiken lag der marginale Zins im Schnitt etwa vier Prozentpunkte über dem Hauptrefinanzierungssatz, d.h. den Geschäftsbanken wurde in der Regel etwas weniger Zentralbankgeld bereitgestellt, als diese zur Abdeckung des Bargeldbedarfs und des Mindestreservesolls benötigten. Als wichtigste Bezugsgröße für Finanzmarktprodukte, wie Futures, Optionen und Swaps, aber vor allem auch für die Festsetzung von Kredit- und Anlagezinsen gelten allerdings nicht die kurzfristigen, sondern die mittelfristigen EURIBOR[23] Geldmarktsätze, sodass diese in der empirischen Literatur üblicherweise zur Approximation der Grenzkosten der Refinanzierung genutzt werden (Bondt 2002; Kleimeier und Sander 2006). Obwohl die längerfristigen Interbankenzinsen zusätzlich von den Erwartungen der Marktteilnehmer über zukünftige Tagesgeldsätze abhängig sind, lässt der nahezu parallele Verlauf des 3-Monats-EURIBOR mit dem Trend des Hauptrefinanzierungssatzes den Schluss zu, dass die EZB auch die mittelfristigen Geldmarktsätze relativ präzise steuerte. Inwiefern das Volumen der über die Offenmarktgeschäfte bereitgestellten Zentralbankliquidität den Geschäftsbanken als Indikator für die zukünftige Entwicklung des marginalen Zinses bzw. für Veränderungen beim Hauptrefinanzierungssatz dient und somit den EURIBOR mitdeterminiert, wird im nächsten Kapitel empirisch überprüft.

[22] Zur Berechnung des EONIA (Euro Overnight Interest Average) werden täglich Daten zum Umfang und der Verzinsung unbesicherter Tagesgeldausleihungen von 57 Geschäftsbanken erhoben. Hieraus wird ein gewichteter Durchschnitt gebildet, wobei die 15 höchsten und tiefsten Werte gestrichen werden (Götte 2010, S. 103).

[23] Das Panel, mit welchem der EURIBOR (Euro Interbank Offered Rate) berechnet wird, umfasst 20 Geschäftsbanken, welche täglich die Angebotssätze für unbesicherte Ausleihen am Interbankenmarkt melden. Nach Eliminierung der 15% höchsten und niedrigsten Werte, wird ein gewichteter Durchschnitt berechnet. Im Gegensatz zum EONIA beruht der EURIBOR nicht auf tatsächlich abgeschlossenen Transaktionen, sondern auf Marktbeobachtungen (vgl. Deutsche Bundesbank 2017).

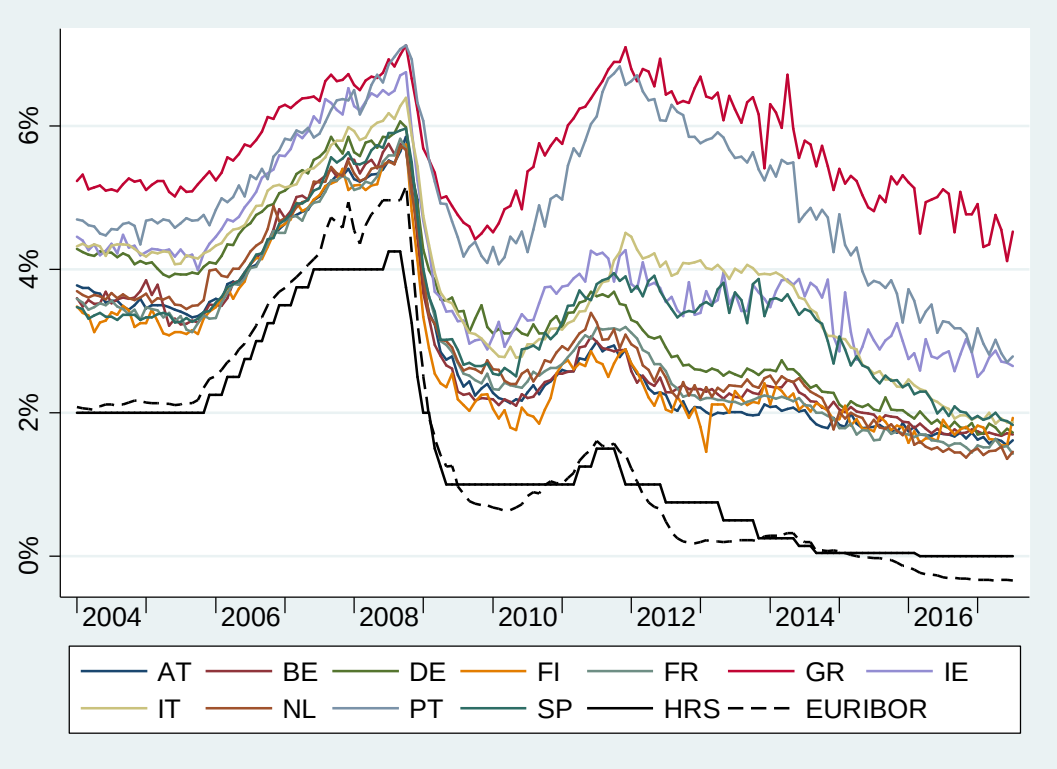

Abbildung 4: Hauptrefinanzierungssatz, EURIBOR und nationale Kreditzinsen
(Quelle: EZB; eigene Darstellung)

Die starke Korrelation zwischen den nationalen Kreditzinsen und dem Hauptrefinanzierungssatz bzw. den Geldmarktsätzen indiziert darüber hinaus eine hohe Effizienz der Zinsweiterleitung auf die Kreditmärkte (Abbildung 4).

Obgleich Andersson (2010) für den entsprechenden Zeitraum statistisch signifikante geldpolitische Effekte auf die organisierten Kapitalmärkte beobachtet (siehe auch Hussain 2010), sind deren Auswirkungen auf die langfristigen Zinsen am Renten- und die Preise am Aktienmarkt anhand deskriptiver Statistik kaum bzw. nicht zu identifizieren. Dies kann darauf zurückgeführt werden, dass geldpolitische Maßnahmen über kurzlaufende Rückkaufvereinbarung keinen direkten Einfluss auf die langfristigen Kurse entwickeln, sondern über Substitutionseffekte am Interbankenmarkt wirken. Außerdem werden die geldpolitisch induzierten Diskonteffekte, insbesondere in Boomphasen durch die erwartete zukünftige Kursentwicklung handelbarer Wertpapiere überkompensiert, was erklärt, warum die Aktienmärkte ihre Kursgewinne bis zum Ausbruch der globalen Finanzmarktkrise im Sommer 2007 fortsetzten (Abbildung 5).

Da Gambacorta und Marqués Ibáñez (2011) negative Bilanzeffekte des Finanzvermögens[24] der Banken und Nicht-Banken auf die Kosten der Außenfinanzierung am Kreditmarkt bestätigen können, liegt die Vermutung nahe, dass die seit Beginn der Leitzinserhöhungen in allen Staaten der Währungsunion beobachtete Verringerung der Spreads zwischen den Kreditzinsen und dem Hauptrefinanzierungssatz (Abbildung 1) u.a. auf die Rally an den europäischen Aktienmärkten zurückgeführt werden kann.

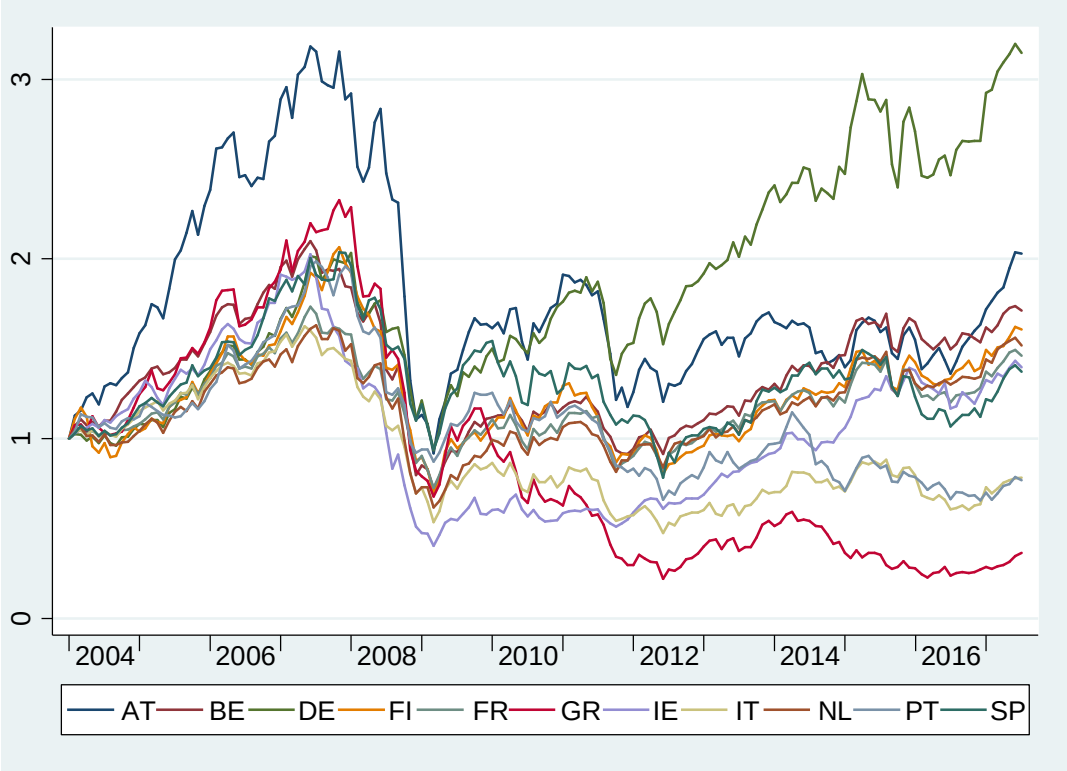

Abbildung 5: Aktienindizes, normalisiert
(Quelle: Thomson Reuters Datastream; eigene Darstellung)

Auch die Entwicklung an den langfristigen Rentenmärkten waren keineswegs so, wie durch die Portfolio-Theorie oder die erweiterte Erwartungshypothese[25] prognostiziert (Abbildung 6), sodass nicht nur mit zinssenkenden Effekten über die Aktivpositionen der Banken und Nicht-Banken, sondern vor allem in den Jahren 2004 und 2005 mit der Weiterleitung niedrigerer Kapitalkosten am Markt für gedeckte Schulverschreibungen zu rechnen ist. Der Pfandbriefmarkt, dessen Volumen im Zeitraum zwischen 2003 und 2007 um 35% auf 2 Trillionen Euro anstieg, entwickelte sich für die Geschäftsbanken der Eurozone neben dem

[24] Sachkapital, wie bspw. Immobilienvermögen, scheint in der Eurozone im Vergleich zu den USA eine untergeordnete Rolle im Transmissionsprozess geldpolitischer Impulse zu spielen (vgl. Gambacorta und Marqués Ibáñez 2011).
[25] Zur Ablehnung der erweiterten Erwartungshypothese siehe bspw. Fama und Bliss (1987) für die USA und Rominger (2013) für Deutschland.

Markt für forderungsbesicherte Wertpapiere (Asset Backed Securities, ABS) zu einer Hauptquelle für die Versorgung mit langfristiger Liquidität (Martín et al. 2014).[26]

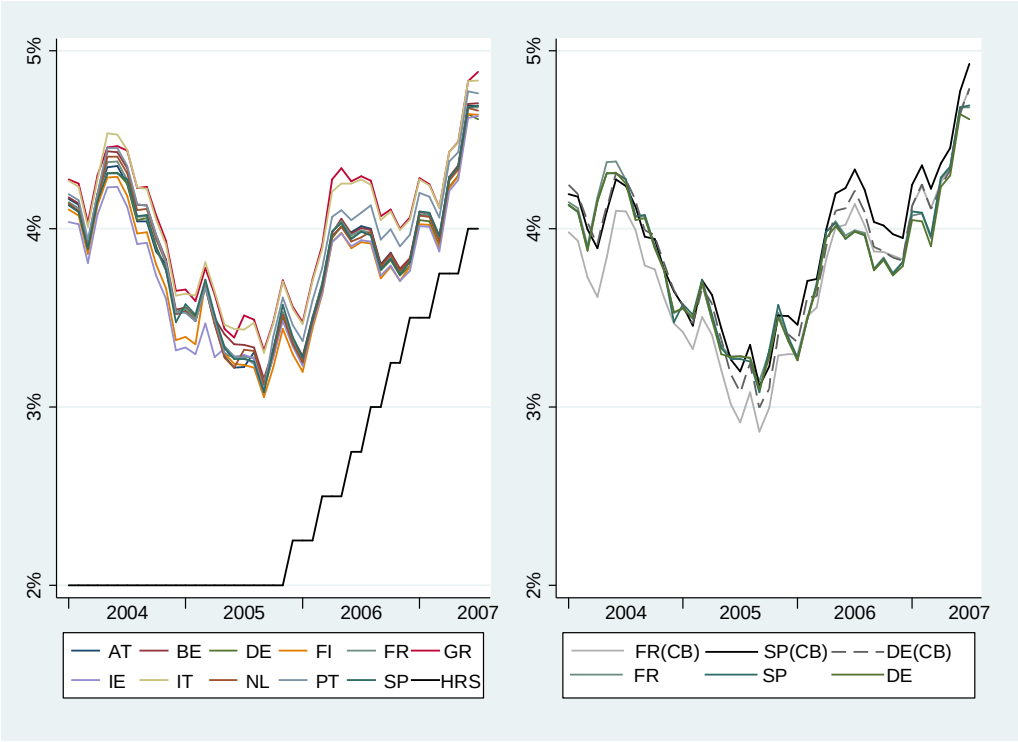

Abbildung 6: Hauptrefinanzierungssatz, Staatsanleihe- und Pfandbriefzinsen (CB) (Quelle: EZB; eigene Darstellung)[27]

In Abbildung 7 sind die für den Transmissionsprozess über den Kreditmarkt relevanten Kanäle als Flussdiagramm veranschaulicht. Hierbei wird deutlich, dass die konventionellen Maßnahmen der EZB allesamt auf den kurzfristigen Interbankenmarkt wirken und die geldpolitischen Impulse von diesem dann auf die langfristigen Renten, Aktien- und Kreditmärkte weitergegeben werden.

[26] Bei gedeckten Schuldverschreibungen (in Deutschland auch Pfandbriefe genannt) handelt es sich um mit Immobilien, Staatsanleihen und/oder Schiffsanteilen besicherte Wertpapiere, welche von Geschäftsbanken zur langfristigen Refinanzierung ausgegeben werden.

[27] Aufgrund der mangelnden Datenverfügbarkeit können nur die durchschnittlichen Zinsen für die von spanischen, französischen und deutschen Geschäftsbanken ausgegebenen Pfandbriefe dargestellt werden.

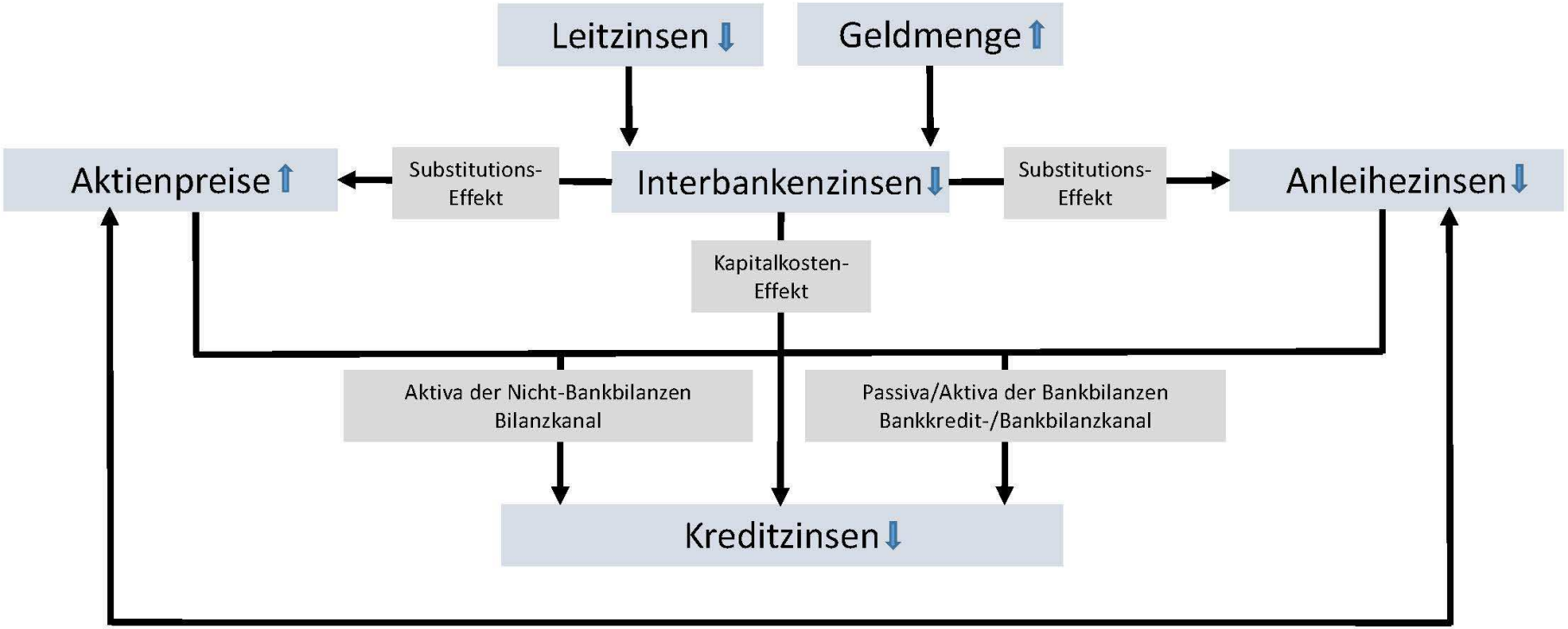

Abbildung 7: Geldpolitische Transmission - Konventionelle Maßnahmen

2.3.2 Globale Finanzmarktkrise oder Beruhigung des Interbankenmarkts (2007-2009)

Die infolge der strafferen US-Geldpolitik gestiegenen Marktzinsen führten bei gleichzeitig stark einbrechenden Immobilienpreisen zu einem drastischen Anstieg der Zahlungsausfälle im extrem aufgeblähten US-Subprimesegment, sodass im Sommer 2007 mehrere US-Hypothekenbanken ihre Gläubiger nicht mehr bedienen konnten.[28] Da die Refinanzierung der US-Hypothekenkredite über weltweit gehandelte forderungsbesicherte Wertpapiere (Asset Backed Securities, ABS) erfolgte, weitete sich die Hypothekenkrise schnell zu einer globalen Finanzkrise aus. Auch die Geschäftsbanken in der Eurozone mussten hohe Abschreibungen auf ABS vornehmen, wobei in erster Linie deutsche und französische Kreditinstitute betroffen waren, weil diese etwa 25% der gesamten US-amerikanischen Hypothekenforderungen vornehmlich in kaum regulierten sogenannten Zweckgesellschaften[29] hielten (Lindner 2013, S. 8). Um die Eigenkapitalanforderungen[30] weiter erfüllen zu können, sahen sich die in Schieflage geratenen Geschäftsbanken gezwungen, ihren Eigenmittelbestand zu Lasten der Aktiva zu erhöhen. Durch den Wertpapierverkauf wurde der Preisverfall an den Kapitalmärkten aber zusätzlich akzeleriert und die Geschäftsbanken mussten ein Vielfaches an Aktiva, insbesondere auch kurzfristig liquidierbare Interbankenkredite abstoßen, um die ursprüngliche Eigenkapitalquote wieder herzustellen. Da zusätzlich die Solvabilität der Geschäftsbanken aufgrund der durch die außerbilanziellen Zweckgesellschaften verursachte Unübersichtlichkeit am Finanzmarkt schwer einzuschätzen war, stiegen die geforderten Risikoprämien am unbesicherten Interbankenmarkt rapide an. Der in Abbildung 8 dargestellte EURIBOR-OIS-Spread[31], welcher als Risikoprämie unbesicherter Interbankenkredite interpretiert werden kann, reflektiert die Genese der europäischen Vertrauens- bzw. Bankenkrise.

[28] Für eine umfassende Chronik zur Subprime-Krise siehe Bundesanstalt für Finanzdienstleistungsaufsicht (2007).

[29] Durch Zweckgesellschaften, welche zum sogenannten Schattenbankensystem gezählt werden, können bestimmte Vermögensgegenstände oder Refinanzierungen und somit deren Risiken aus der eigentlichen Bilanz ausgelagert werden. In Krisen gelten diese als besonders insolvenzgefährdet, da sie deutlich weniger Eigenkapital vorhalten müssen und vor allem kurzfristige Forderungen halten, was eine Refinanzierung in sehr kurzen Abständen erforderlich macht (vgl. Lindner 2013).

[30] Die seit 2007 geltenden Basel-II-Eigenkapitalvorschriften verschärften den prozyklischen Prozess zusätzlich, da sich das zu unterlegende Eigenkapital am laufend zu aktualisierenden Risiko der jeweiligen Kredite bemisst (vgl. Moosa 2010).

[31] Der Overnight-Index-Swap (OIS) ist ein Derivat bei welchem ein fixer Zins gegen einen variablen getauscht wird. Wie bei allen Swapgeschäften wird kein Kapital an den Vertragspartner abgetreten, wodurch das Ausfallrisiko vernachlässigt werden kann und keine Risikoprämie anfällt.

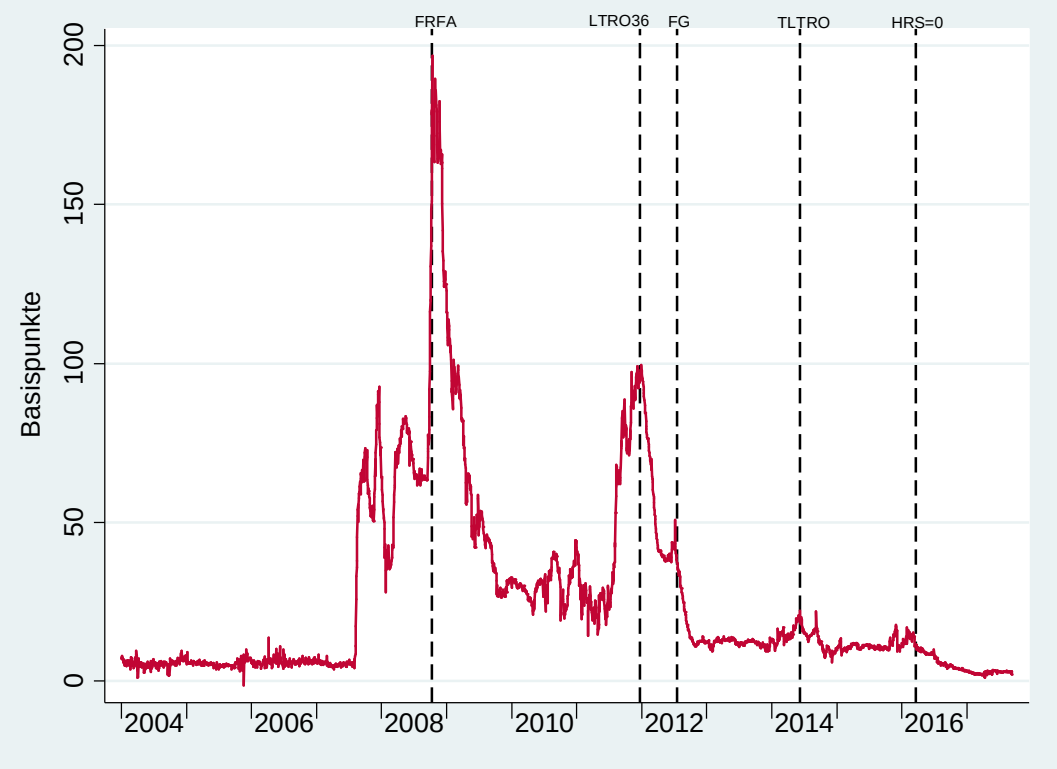

Abbildung 8: EURIBOR-OIS-Spread
(Quelle: Thomson Reuters Datastream; eigene Darstellung)[32]

Angesichts der exponentiell ansteigenden Kosten des kurzfristigen Liquiditätsausgleichs und der aufziehenden globalen Rezession rückte die Bekämpfung der Inflationsrisiken in den Hintergrund (vgl. Illing und Watzka 2010; Europäische Zentralbank 2007) und die EZB reagierte im August 2007 und März 2008 mit der Bereitstellung zusätzlicher längerfristiger Refinanzierungsgeschäfte (Supplementary Long Term Refinancing Operations, SLTRO).

Die auf die Rekapitalisierung der Geschäftsbanken und die Beruhigung des Interbankenmarktes abzielenden zusätzlichen Offenmarktgeschäfte hatten eine Laufzeit von drei bzw. sechs Monaten und wurden in einem Volumen von insgesamt etwa 95 Mrd. Euro nachgefragt.[33] Um den Einfluss der stark schwankenden Liquiditätsnachfrage auf den Leitzins zu verhindern, wurde das Zentralbankgeld im Gegensatz zu den regulären Offenmarktgeschäften nicht über das Zinstender-, sondern über das Mengentenderverfahren mit Repartierung zugeteilt.[34] Das Fed und die Bank of England

[32] FG steht für das Forward Guidance Draghis durch die Whatever it takes-Rede.
[33] Ergänzend wurden liquiditätszuführende Feinsteuerungsoperationen durchgeführt. So wurden etwa im Zusammenhang mit einer US-amerikanischen Sonderrefinanzierungsfazilität Liquidität in US-Dollar bereitgestellt, um den Refinanzierungsdruck an den Offshore-Märkten zu lindern (vgl. Europäische Zentralbank 2007; Disyatat 2009).
[34] Zum Mengentenderverfahren siehe Fußnote 20.

führten ebenfalls liquiditätszuführende Maßnahmen durch, flankierten diese aber zusätzlich durch Leitzinssenkungen. Die sehr viel stärker preisniveauorientierte EZB verwehrte sich der Strategie der doppelten Expansion und hob angesichts der auf 4% gestiegenen Inflationsraten im Juli 2008 den gesamten Zinskorridor sogar um 25 Prozentpunkte an.

Im Zuge der Insolvenz der amerikanischen Investmentbank Lehman Brothers im September 2008 gipfelte die europäische Vertrauenskrise in historisch hohen Risikoaufschlägen und der fast vollständigen Austrocknung des Interbankenmarktes. Auf diese für viele Geschäftsbanken existenzbedrohende Verschärfung der kurzfristigen Refinanzierungsbedingungen reagierte die EZB im Oktober 2008 mit der Senkung des Hauptrefinanzierungssatzes um 50 Basispunkte auf 3,75% (Abbildung 2) und der Substitution des Zinstenderverfahrens für alle Hauptrefinanzierungs- und längerfristigen Refinanzierungsgeschäfte durch das Mengentenderverfahren mit Vollzuteilung (Fixed Rate Full Allotment, FRFA). Dementsprechend wurde den Geschäftsbanken – sofern diese über ausreichend Sicherheiten verfügten – jeder gewünschte Betrag zu Kosten des Hauptrefinanzierungssatzes zur Verfügung gestellt. Um sowohl die Rolle des Lender-of-last-resort wahrnehmen, als auch Einfluss auf die Risikostruktur am Kapitalmarkt ausüben zu können, entschied sich die EZB zusätzlich zur qualitativen Lockerung und senkte die Bonitätsanforderungen an die notenbankfähigen Sicherheiten von A- auf BBB- und akzeptierte illiquid gewordene verbriefte Wertpapiere (vgl. Illing und Watzka 2010). Ebenfalls im Oktober 2008 wurde der seit Beginn der Währungsunion auf 200 Basispunkte fixierte Zinskorridor auf 100 Basispunkte halbiert.[35] Durch die Erhöhung des Einlagesatzes und die Verringerung des Spitzenrefinanzierungssatzes sollte offiziell die Varianz der Zinssätze auf dem Interbankenmarkt reduziert werden, inoffiziell wurde aber vor allem die Rekapitalisierung des Geschäftsbankensektors über das Eurosystem angestrebt.
Die in Abbildung 9 erkennbare Abweichung der Geldbasis vom langfristigen gemeinsamen Expansionspfad mit dem Geldmengenaggregat M3 verdeutlicht die Abkehr der EZB von der Strategie des weitgehend endogenen Geldangebots, da ab Oktober 2008 deutlich mehr Zentralbankliquidität bereitgestellt wurde, als zur Deckung des Mindestreservesolls und der Bargeldversorgung nötig war.

[35] Lediglich im Zeitraum zwischen dem 4. und 21. Januar 1999 war der Zinskorridor kleiner 200 Basispunkte, um den Marktteilnehmern den Übergang zum neuen System zu erleichtern.

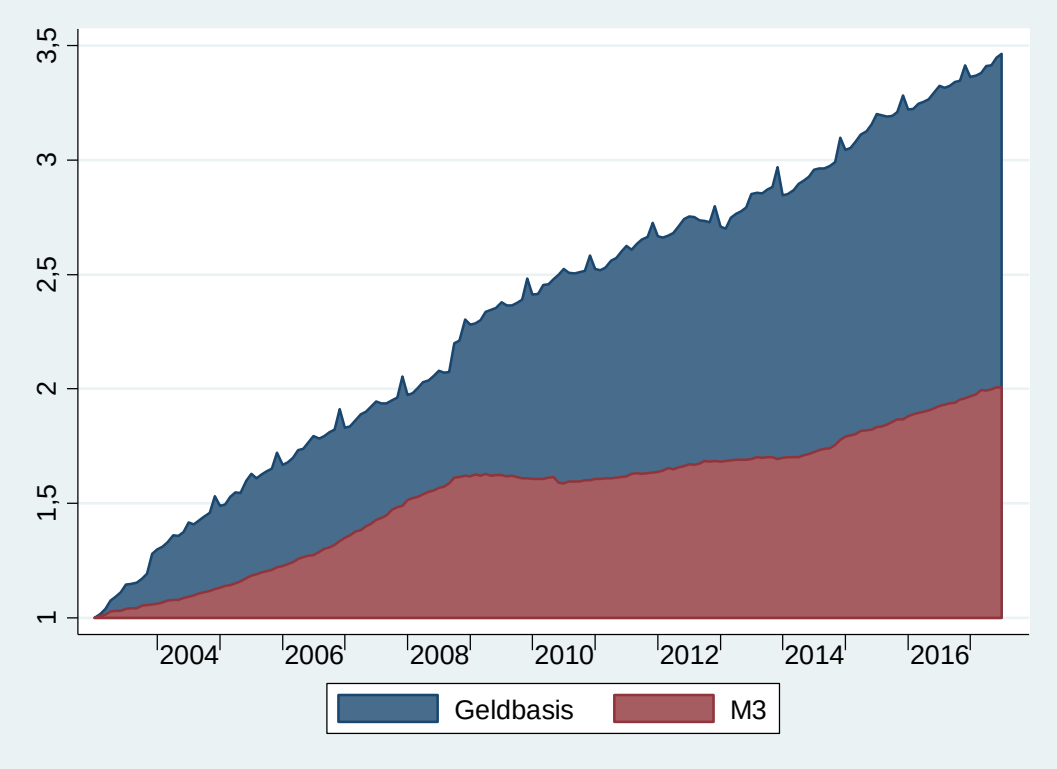

Abbildung 9: Geldmengenentwicklung M0 vs. M3, normalisiert
(Quelle: Bundesbank; eigene Darstellung)

Zusätzlich zur Geldmengenexpansion folgte die EZB in den kommenden Monaten nun auch dem internationalen Zinstrend und reduzierte bis zum Mai 2009 den Hauptrefinanzierungssatz und somit die Kosten der Liquiditätsversorgung über die Offenmarktgeschäfte sukzessive auf 1% (siehe Abbildung 2).

Durch die Insolvenz von Lehman Brothers verschlechterten sich aber nicht nur die Refinanzierungsbedingungen am unbesicherten Interbanken-, sondern auch am besicherten Rentenmarkt. Nachdem der wichtige Markt für forderungsbesicherte Wertpapiere bereits im Sommer 2007 nahezu vollständig ausgetrocknet war, geriet ab September 2008 auch der eigentlich gegenüber Finanzmarktturbulenzen resilientere Markt für gedeckte Schuldverschreibungen unter starken Druck.[36] In der Folge fielen die Emissionen auf dem nach dem Staatsanleihemarkt größten und aktivsten Segment des EURO-Rentenmarkts (vgl. Trichet 2009, S. 13) auf ihren historischen Tiefstwert und die Zinsen stiegen deutlich an (siehe Abbildung 10 und vgl. Martín et al. 2014, S. 73).

[36] Die höhere Widerstandsfähigkeit des Pfandbriefmarkts gegenüber Schocks kann darauf zurückgeführt werden, dass die Geschäftsbanken bei Pfandbriefen mit ihrem eigenen Kapital haften, während bei den ABS nur der Wert der Forderungen als Sicherheit dient.

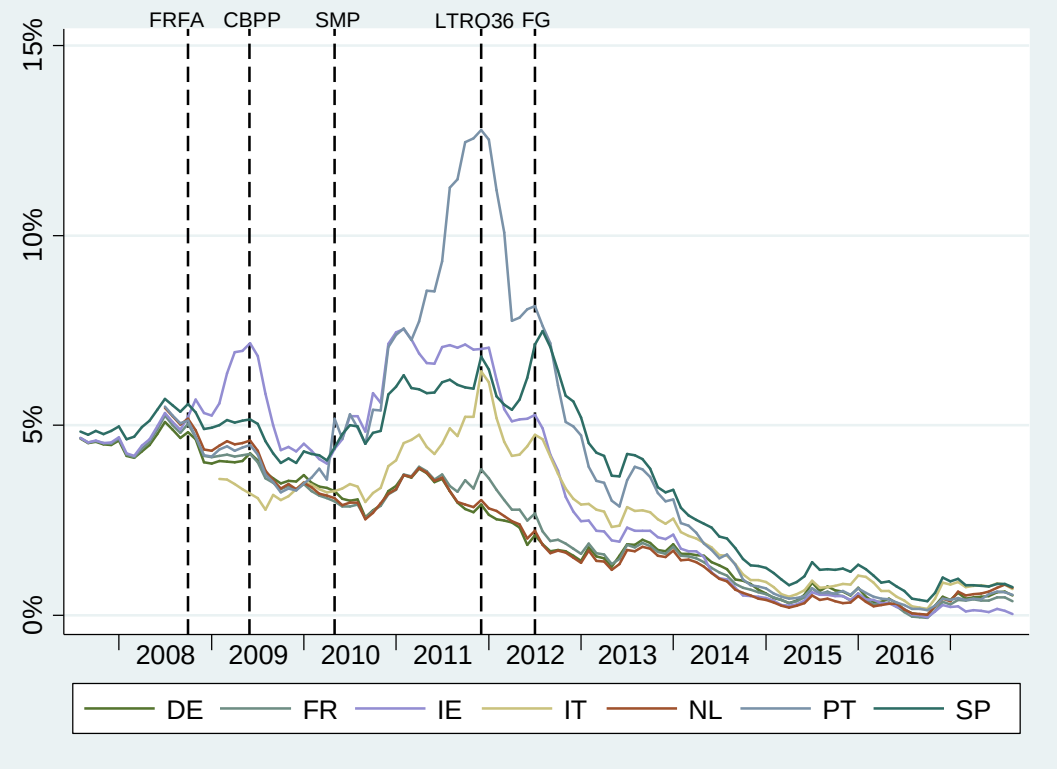

Abbildung 10: Pfandbriefzinsen seit August 2007
(Quelle: Thomson Reuters Datastream; eigene Darstellung)[37]

Die EZB intervenierte im Mai 2009 mit dem Ankauf gedeckter Schuldverschreibungen (Covered Bond Purchase Programme, CBPP) in Höhe von 60 Mrd. Euro und mit der Ankündigung zusätzlicher 12-monatiger Refinanzierungsgeschäfte (Longer-Term Refinancing Operations, LTRO).[38] Die Entwicklung des Volumens der Offenmarktgeschäfte in Abbildung 11 verdeutlicht die immense Nachfrage nach der ab Juni 2009 bereitgestellten extrem langfristigen Zentralbankliquidität, da das Volumen der längerfristigen Refinanzierungsgeschäfte in den folgenden drei Monaten von 400 Mrd. auf knapp 700 Mrd. Euro anstieg.[39]

[37] Aufgrund mangelnder Datenverfügbarkeit fehlen die durchschnittlichen Pfandbriefzinsen für die restlichen vier Länder.
[38] Ebenfalls im Mai 2009 wurde der zwischenzeitlich wieder auf 200 Basispunkte erhöhte Zinskorridor auf 150 Basispunkte gesenkt. Dies war dem Umstand geschuldet, dass die EZB bei einer symmetrischen Anpassung den Einlagesatz auf 0% hätte reduzieren müssen, was aber zu diesem Zeitpunkt unbedingt vermieden werden sollte (vgl. Belke und Verheyen 2013, S. 103).
[39] Allein in der ersten Zuteilungsrunde wurde ein Volumen in Höhe von 442 Mrd. Euro an über 1 000 Geschäftsbanken zugeteilt.

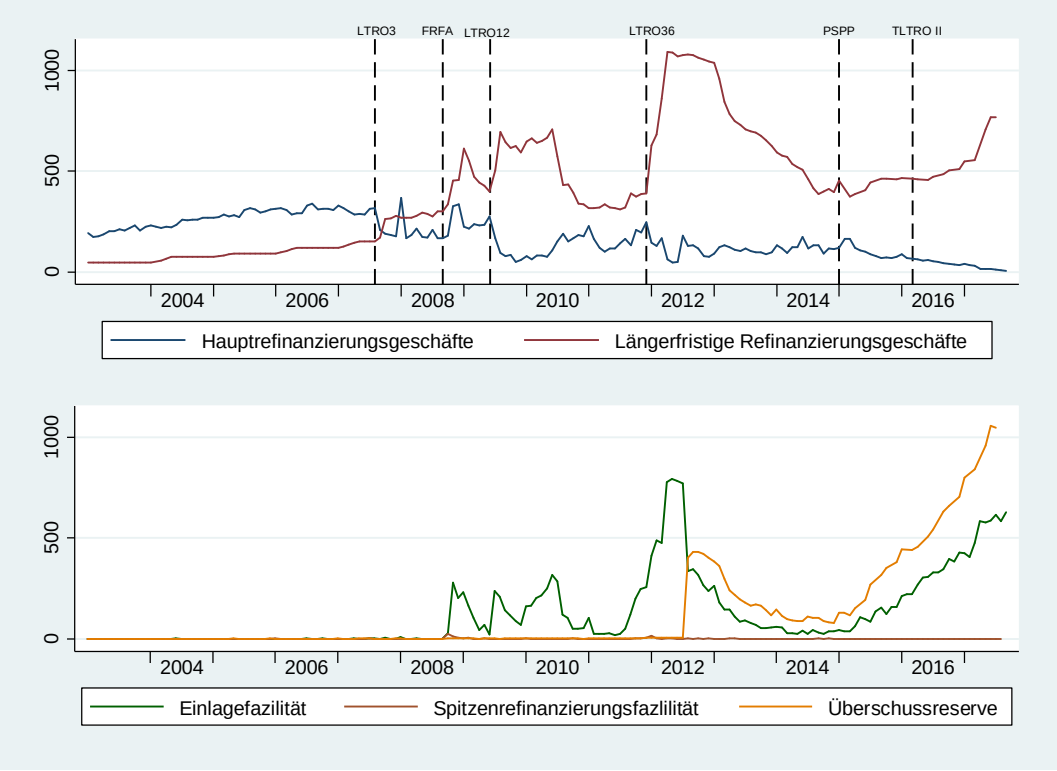

Abbildung 11: Offenmarktgeschäfte und Ständige Fazilitäten in Mrd. Euro
(Quelle: EZB; eigene Darstellung)

Wenngleich das kontrafaktische Konditional nicht bekannt ist und die nationalen Regierungen durch Bankenrettung, Garantien für private Spareinlagen sowie Wertpapierkäufe simultan auf die Rekapitalisierung des Geschäftsbankensektors wirkten (vgl. Illing und Watzka 2010), weisen die ab Oktober 2008 sinkenden Zinsen auf dem Interbanken-, Pfandbrief- und Staatsanleihemarkt (Abbildung 13)[40] auf die erfolgreiche Beruhigung des Geld- und Rentenmarktes durch die Umstellung der Offenmarktgeschäfte auf Vollzuteilung hin. In der wirtschaftswissenschaftlichen Literatur werden die einzelnen Maßnahmen der EZB hinsichtlich ihrer Wirkung auf die Finanzmärkte demnach auch überwiegend wohlwollend beurteilt (vgl. Mishkin 2009; Belke und Verheyen 2013; Illing und Watzka 2010).

Abbassi und Linzert (2012) können zeigen, dass durch den Wechsel zum System der Vollzuteilung die Transmission der geldpolitischen Impulse auf den Interbankenmarkt signifikant verbessert werden konnte. Boeckx et al. (2017) betonen in diesem Zusammenhang die Bedeutung der Erweiterung des Sicherheitenrahmens, welche die hohe Nachfrage nach den zusätzlich bereitgestellten Offenmarktgeschäften erst ermöglicht habe.

[40] Lediglich die Zinsen auf irische und griechische Staatsanleihen folgen nicht dem Leitzinstrend.

Tatsächlich reduzierte sich die durchschnittliche Risikoprämie auf 3-monatige Überlassungen am Interbankenmarkt bis zum Mai 2009 um ca. 66% und die Öffnung der letzten Liquiditätsschleusen im Juni 2009 ließ den EURIBOR deutlich unter den Hauptrefinanzierungssatz und den EONIA endgültig in Richtung des Einlagesatzes sinken. Allerdings zeigt die Entwicklung des Marktvolumens unbesicherter Interbankenkredite in Abbildung 12, dass diese Entwicklung keinesfalls auf die Revitalisierung des Interbankenmarktes als vielmehr auf dessen Überbrückung mit Zentralbankliquidität zurückzuführen ist. Demnach verlor die Kreditvergabe am Interbankenmarkt im Vergleich zur risikolosen Einlage bei der Zentralbank – aufgrund der infolge der hohen Überschussliquidität stark sinkenden Geldmarktsätze – deutlich an Attraktivität, sodass das Volumen der Einlagefazilität ab Juni 2009 wieder exponentiell anstieg, während das Handelsvolumen am unbesicherten Interbankenmarkt selbst im Vergleich zum Krisenjahr 2008 nochmals deutlich zurückging (Belke und Verheyen 2013).

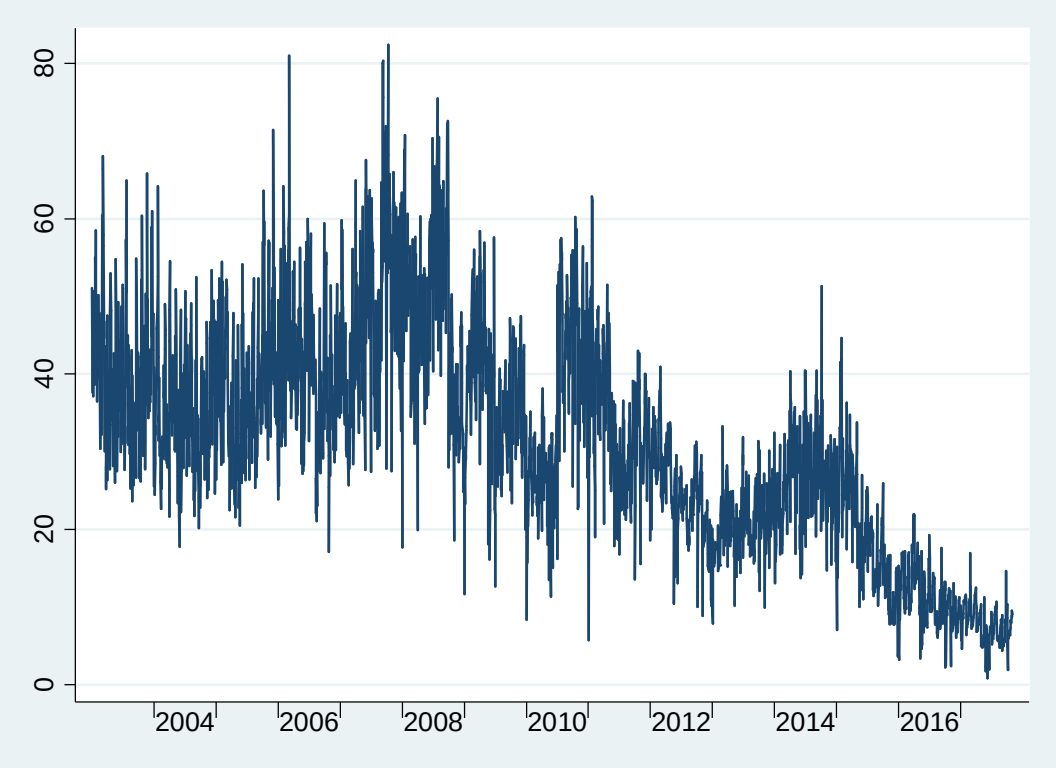

Abbildung 12: Tägliches Handelsvolumen Übernachtkredite in Mrd. Euro
(Quelle: EZB; eigene Darstellung)

In Bezug auf die langfristigen organisierten Kapitalmärkte verifizieren Beirne et al. (2011) den positiven Einfluss des Ankaufs von gedeckten Schuldverschreibungen auf die langfristigen Refinanzierungsbedingungen am europäischen Pfandbriefmarkt, während Boeckx et al. (2017) die positiven Effekte der Zentralbankbilanz verlängernden Maßnahmen

auf die Preise an den Staatsanleihe- und den Aktienmärkten bestätigen können. Belke und Verheyen (2013) weisen auf die allgemein zu beobachtende Verringerung der Zinsspreads zwischen kurz- und langfristigen Anleihen durch die Erweiterung des Laufzeitspektrums der längerfristigen Refinanzierungsgeschäfte hin.

Die Kreditzinsen scheinen in der Phase der globalen Finanzkrise primär den 3-Monats-Geldmarktsätzen zu folgen, weshalb die Abstände zwischen den Kreditzinsen und dem Hauptrefinanzierungssatz vor allem im Zuge der Lehman-Insolvenz drastisch ansteigen. Allerdings scheint die Umstellung auf Vollzuteilung und die Bereitstellung der 12-Monatstender ebenfalls auf die Kreditmärkte durchgeschlagen zu haben, da sich in deren Folge die Spreads (außer in Portugal und Griechenland) wieder deutlich reduzierten.[41] Die Aufschläge blieben aber mitunter sehr deutlich über dem Vorkrisenniveau, weshalb davon ausgegangen werden muss, dass die Verwerfungen infolge der US-Subprimekrise trotz der weitgehenden Substitution des marktmäßigen Liquiditätsausgleichs durch die zusätzlich bereitgestellten Offenmarktgeschäfte langfristig auf die Kreditvergabe der Geschäftsbanken wirkten. Inwiefern dies auch auf negative Bilanzeffekte über die Renten- und Aktienmärkte zurückgeführt werden kann, ist aus der rein deskriptiven Statistik nicht ersichtlich, wird aber in der empirischen Analyse überprüft.

[41] Giannone et al. (2012) können entsprechend auch positive Effekte der expansiven Maßnahmen auf die Kreditvergabe der Geschäftsbanken an den privaten Nicht-Bankensektor identifizieren.

2.3.3 Staatsschuldenkrise oder Rekapitalisierung der Geschäftsbanken (2010-2014)

Die massiven Belastungen der Staatshaushalte durch Bankenrettungen und die realwirtschaftliche Krise nährten Zweifel an der Schuldentragfähigkeit der Euro-Länder, welche entweder besonders stark von der Finanz- und Bankenkrise betroffen waren oder bereits im Vorfeld der Krise eine hohe Schuldenlast angehäuft hatten. Griechenland hatte bereits 2007 eine Schuldenlast von 103% des nationalen BIP angehäuft, welche in den zwei Jahren der Finanzkrise nochmals um etwa 24 Prozentpunkte anstieg. Der irische Staat war hingegen vor Beginn der Krise lediglich mit 24% des BIP verschuldet, die ausstehenden Forderungen aus Krediten, Derivaten und Hypothekendarlehen des kaum regulierten irischen Geschäftsbankensektors überstiegen im Jahr 2009 das nationale BIP allerdings um das Vierfache.[42] Folglich ist der ab Ende 2008 deutlich ansteigende Verlauf der Zinsen auf 10-jähige irische und griechische Staatsanleihen wenig überraschend (Abbildung 13).

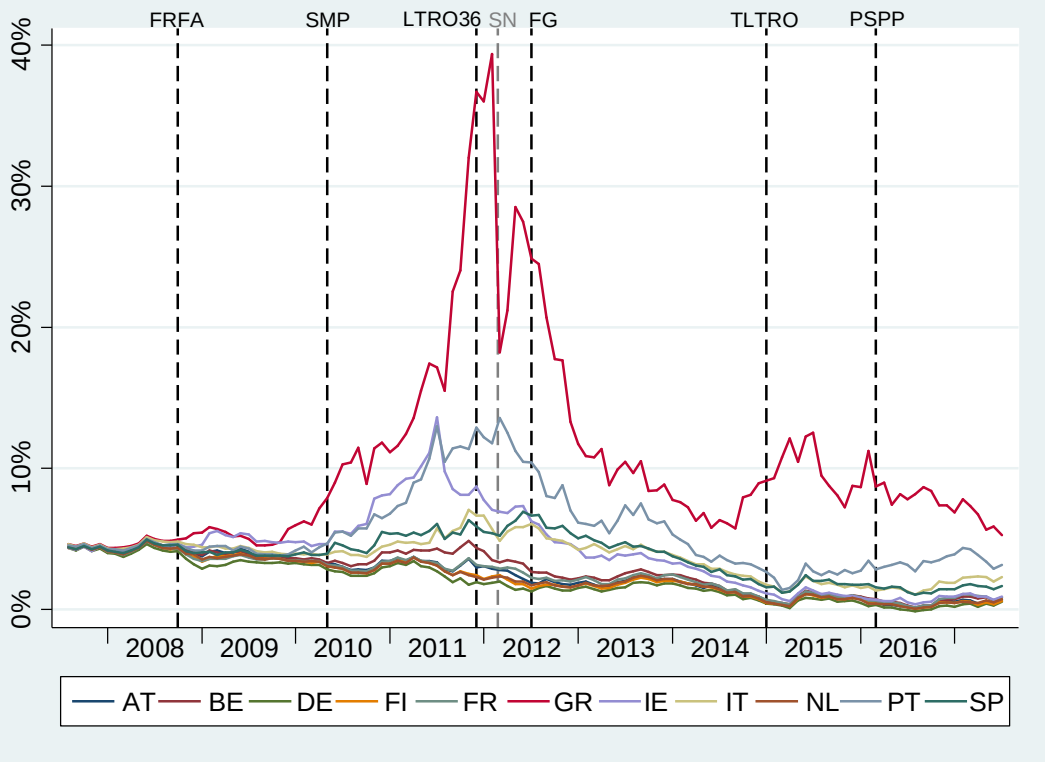

Abbildung 13: Zinsen auf 10-jährige Staatsanleihen[43]
(Quelle: Thomson Reuters Datastream; eigene Darstellung)

[42] Während in Griechenland die Staatsverschuldung den griechischen Geschäftsbankensektor an den Rand des Zusammenbruchs führte, war in Irland die Rettung der Geschäftsbanken, für welche 64 Mrd. Euro aufgewendet werden mussten (40% des BIP Irlands), für den Beinahe-Staatsbankrott verantwortlich (Pockrandt und Radde 2012, S. 3).

[43] SN (Schuldenschnitt) markiert den erfolgreichen Abschluss der Verhandlungen über einen Schuldenschnitt am 9. März 2012, FG (Forward Guidance) die Whatever it takes-Rede am 26. Juli 2012.

Bis zum Mai 2010 zielten die Maßnahmen der Europäischen Zentralbank aber trotz der latent schwelenden Staatsschuldenkrise durch die Überbrückung des Interbankenmarktes und Stabilisierung des Pfandbriefmarktes gleichgerichtet auf die Wiederherstellung der Liquiditätsversorgung und die Rekapitalisierung der Geschäftsbanken in der gesamten Eurozone ab. Nach dem Ersuch des griechischen Ministerpräsidenten Giorgos A. Papandreou um ein IWF-Hilfspaket und der Bekanntmachung, dass die bereits 2009 verstaatlichte größte irische Geschäftsbank Anglo Irish Bank im abgelaufenen Geschäftsjahr Abschreibungen in Höhe von 12,7 Mrd. Euro vornehmen musste, stiegen im März 2010 die geforderten Zinsen auf irische und griechische Staatsanleihen drastisch an und die Krise weitete sich auf das sowohl öffentlich als auch privat hochverschuldete Portugal aus. In der Folge erhöhten sich die Risikoaufschläge für Ausleihen an die in den Krisenstaaten ansässigen Geschäftsbanken rapide und erschwerten deren Refinanzierung am Interbanken- und Rentenmarkt (Abbildung 10). Für die starke Interdependenz zwischen dem Kreditausfallrisiko der Krisenstaaten und den Geschäftsbanken, welche sich in der starken Korrelation der Prämien für Kreditausfallversicherungen (Credit Default Swaps, CDS) widerspiegelt (Abbildung 14)[44], ist die Rolle der Geschäftsbanken als Hauptkapitalgeber und gleichzeitig Empfänger von staatlichen Rettungsgeldern verantwortlich. Zudem nutzen die Geschäftsbanken in erster Linie heimische Staatsanleihen als Sicherheiten bei den Offenmarktgeschäften und zur Besicherung kurzfristiger Kredite. Fällt das Kreditrating von Staatsanleihen, wird ein Abschlag, ein sogenannter Haircut fällig und die Refinanzierungsbedingungen verschlechtern sich (vgl. Pockrandt und Radde 2012).[45] Mayordomo et al. (2014) sowie Beirne et al. (2011) können die systemischen Risiken durch den intensiven Risikoverbund zwischen Staat und Finanzsystem dadurch zeigen, dass die Fragmentierung des Interbanken- bzw. des Pfandbriefmarktes auf das staatliche Schulden-BIP-Verhältnis zurückgeführt werden kann. Darüber hinaus stellen Beirne et al. (2011) fest, dass das im Jahr 2009 gestartete erste Pfandbriefprogramm zwar auf dem Pfandbriefmarkt zinssenkend wirkte, aufgrund seines geringen Volumens von gerade einmal 60 Mrd. Euro die starke Divergenz zwischen Zinsen

[44] Um die Unterschiede zwischen den Krisen- und Nicht-Krisenstaaten zu illustrieren, wurden neben den Prämien für Kreditausfallswaps spanischer Geschäftsbanken und des spanischen Staates auch die für deutsche Geschäftsbanken und den deutschen Staat geplottet.

[45] In der Eurozone betrug der Haircut auf notenbankfähige Sicherheiten mit einem Rating schlechter als BBB seit Oktober 2008 5%.

auf Anleihen der Geschäftsbanken aus den Krisen- und den Nicht-Krisenstaaten aber nicht verhindern konnte (vgl. auch Abbildung 10).[46]

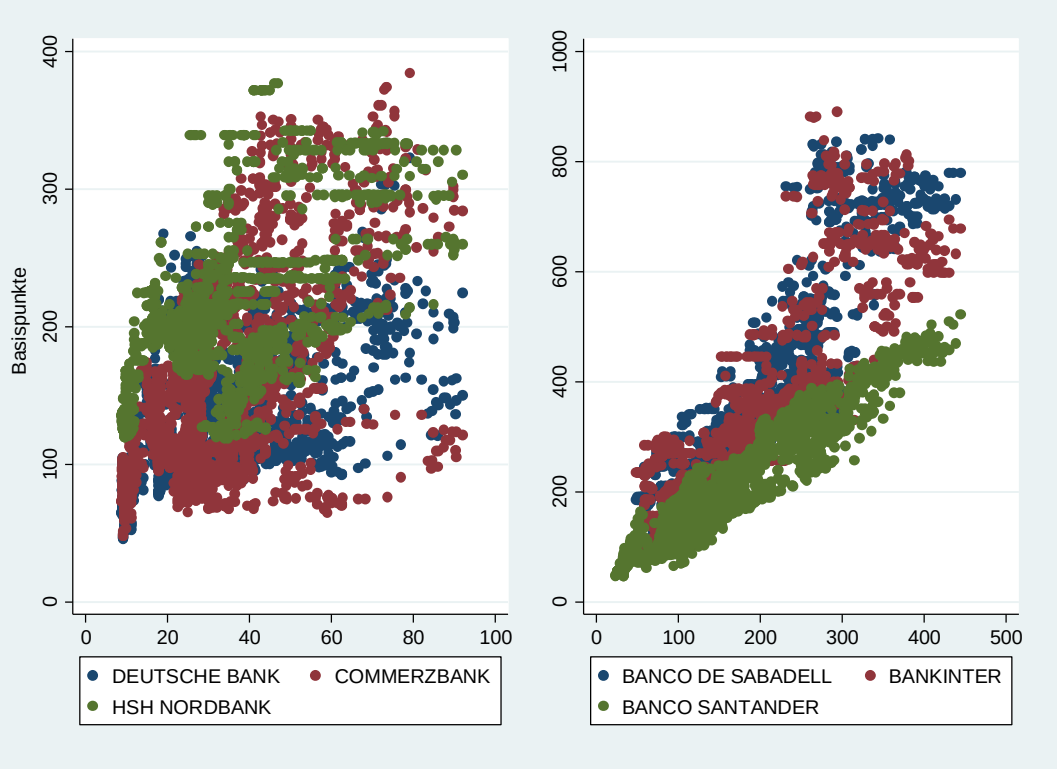

Abbildung 14: CDS-Prämien für 10-jährige Staats- und Geschäftsbankenanleihen (Quelle: Thomson Reuters Datastream; eigene Darstellung)

Im März 2010 kündigte die EZB angesichts der dramatischen Entwicklungen in Irland und Griechenland an, die Vollzuteilung für die Offenmarktgeschäfte mindestens bis Ende des Jahres 2010 fortzusetzen und im April 2010 wurde zusätzlich die Aussetzung der Mindestbonitätsanforderungen für griechische Staatsanleihen beschlossen.[47] Ebenfalls im April 2010 einigten sich die Mitglieder der Eurozone auf das erste Rettungsprogramm für Griechenland, welches auf drei Jahre angelegt war und ein Gesamtvolumen von 110 Mrd. Euro aufwies. Dessen ungeachtet stiegen die Zinsen auf griechische und portugiesische Staatsanleihen nochmals an, sodass die EZB im Mai 2010 mit dem Programm für die Wertpapiermärkte (Securities Markets Programme, SMP) direkt am sekundären

[46] Mit 60 Mrd. Euro entsprach das CBPP gerade einmal 2,5% des damaligen Marktvolumens (vgl. Trichet 2009).
[47] Durch die Aussetzung der Mindestbonitätsanforderungen für griechische Staatsanleihen im Mai 2010 und für irische und portugiesische im März bzw. Juli 2011, sollte die Teilnahme der Geschäftsbanken der Krisenstaaten an den liquiditätszuführenden Operationen gewährleistet werden. Für einen guten Überblick über die qualitativen Lockerungen der Sicherheitsanforderungen während der Staatsschuldenkrise siehe Demary und Matthes (2013, S. 31)

Staatsanleihemarkt intervenierte.[48] Das SMP zielte durch den sterilisierten Ankauf von griechischen, irischen und portugiesischen Anleihen explizit auf die Wiederherstellung der geldpolitischen Transmissionsmechanismen durch die Verbesserung der Refinanzierungsbedingungen der dort ansässigen Geschäftsbanken ab (Deutsche Bundesbank 2017; Europäische Zentralbank 2010b).[49] Krishnamurthy et al. (2014) sowie Szczerbowicz (2015)[50] identifizieren zwar starke statistisch signifikante Effekte des SMP auf die Staatsanleihezinsen der Krisenstaaten, Abbildung 13 verdeutlicht allerdings, dass die Effekte – des im Vergleich zu den zeitgleich angekündigten 2003-Monats- und 6-Monatstendern relativ kleinen Programmes (das Gesamtvolumen der Ankäufe betrug maximal 210 Mrd. Euro) – nur sehr kurzlebig waren und die Zins-Divergenz auf dem Anleihemarkt nicht verhindert und somit auch die Fragmentierung des Pfandbrief- und des Interbankenmarktes nicht gestoppt werden konnte (Gros et al. 2012). Trotzdem wich die EZB im April 2011 erstmals seit September 2008 von ihrem Pfad der geldpolitischen Expansion ab und hob, mit Hinweis auf drohende Inflationsrisiken und die Gefahr von Finanzblasen, den Hauptrefinanzierungssatz von 1% auf 1,25% und im Juli nochmals um 25 Basispunkte auf 1,5% an. Die in der Folge steigenden Zinsen auf italienische und spanische Anleihen können allerdings weniger auf die Leitzinserhöhungen als vielmehr auf die, von der deutschen Regierung gegen den Widerstand der EZB durchgesetzte, Beteiligung des Privatsektors am griechischen Schuldenschnitt zurückgeführt werden. Aufgrund der rückwirkend geltenden Umschuldungsklausel wurden die Staatsanleihen aus Italien und Spanien nicht mehr als sichere Anlageklasse betrachtet und das SMP musste im August 2011 auf Anleihen dieser Staaten ausgedehnt werden (vgl. Ruckriegel 2012).

Im November 2011 wurde ein zweites Pfandbriefprogramm (CBPP II) mit einem Volumen von 40 Mrd. Euro gestartet und der Leitzins wieder auf 1,25% gesenkt.[51] Nichtsdestotrotz stiegen die Risikoprämien am Interbanken- und Pfandbriefmarkt weiter an, sodass die EZB im Dezember 2011 mit der von Mario Draghi als „Dicke Bertha“ bezeichnete Bereitstellung

[48] Im Juni 2010 wurde die Europäische Finanzstabilisierungsfazilität (EFSF) ins Leben gerufen, welche bilaterale Kreditausfallbürgschaften für die Staaten Griechenland, Irland und Portugal in einer Höhe von maximal 440 Mrd. Euro vorsah. Am 1. Juli 2012 wurde die provisorische EFSF vollständig durch den dauerhaften – mit einem Stammkapital von 700 Mrd. Euro ausgestatteten – Europäischen Stabilitätsmechanismus (ESM) ersetzt.

[49] Die Kreditversorgung des privaten Sektors sollte durch das SMP nicht verbessert werden, weshalb die zusätzlich geschaffene Liquidität über zinsattraktive Termineinlagen (sogenannte sterilisierende Feinsteuerungsoperationen) vollständig kompensiert wurde (siehe hierzu Huß 2015, S. 81).

[50] Szczerbowicz schätzt den kurzfristigen Zinseffekt des SMP für 10-jährige griechische, irische und portugiesische Anleihen auf immerhin 485, 121 und 202 Basispunkte.

[51] Bis zum Ende des CBPP II im Oktober 2012 wurden lediglich Pfandbriefe in Höhe von 16,4 Mrd. Euro aufgekauft (vgl. Deutsche Bundesbank 2017).

von zusätzlichen längerfristigen Refinanzierungsgeschäften mit 36-monatiger Laufzeit reagierte. Zeitgleich wurde der Hauptrefinanzierungssatz auf 1% gesenkt, wodurch die Kosten der Offenmarktgeschäfte für manche Geschäftsbanken aus den Krisenstaaten bis zu 300 Basispunkte unter den Refinanzierungskosten an den Märkten lagen. Ein Großteil der im Dezember 2011 und Februar 2012 erstmalig bereitgestellten Liquidität wurde demnach von den in den Krisenstaaten ansässigen Kreditinstituten nachgefragt. Insgesamt wurde in den ersten beiden Zuteilungsrunden Zentralbankgeld im Volumen von 1,02 Billionen Euro an 1 323 Geschäftsbanken zugeteilt.[52] Da durch die Halbierung des Mindestreservesolls von 2% auf 1% nochmals Zentralbankguthaben in Höhe von ca. 104 Mrd. Euro frei wurde, stieg die von den Geschäftsbanken gehaltene Überschussliquidität in den kommenden sechs Monaten von ca. 250 auf 800 Mrd. Euro an.[53] Infolgedessen brach die Nachfrage nach passivseitiger Refinanzierung ein und die Zinsen am europäischen Geld- und Pfandbriefmarkt unterschritten ab Mai 2012 das jeweilige Vorkrisenniveau. Einen Hauptteil der nicht als Zentralbankgeld gehaltenen Liquidität investierten die Geschäftsbanken der Krisenstaaten in inländische Staatsanleihen, was durch den 50%-Anstieg des durchschnittlich von Geschäftsbanken gehaltenen Staatsanleihevolumens im Zeitraum der kommenden 12 Monate reflektiert wird (Abbildung 15, vgl. auch International Monetary Fund 2012). Entsprechend ist bereits ab Januar 2012 ein sinkender Zinstrend auf dem Staatsanleihemarkt erkennbar (vgl. auch Pattipeilohy et al. 2013; Boeckx et al. 2017), welcher sich nach der Senkung des Einlagesatzes auf 0% und Draghis Whatever it takes-Rede[54] im Juli 2012 sowie der Ankündigung des SMP-Nachfolgeprogrammes für vorbehaltlose geldpolitische Geschäfte (*Outright Monetary Transactions*, OMT) im August 2012 verfestigte.[55]

[52] Laut Reuters fragten allein italienische Geschäftsbanken 20% des Gesamtvolumens der ersten Zuteilung im Dezember 2011 nach (vgl. Larry Elliot 2012).

[53] Die Aufhebung der Verzinsung auf die Übernachteinlage bei der Zentralbank führte zur schlagartigen Reduzierung der Einlagefazilität von 772 Mrd. im Juli auf 337 Mrd. Euro im August. Allerdings stieg das Volumen der ebenfalls nicht verzinsten Überschussreserve auf den Zentralbankkonten der Geschäftsbanken um genau diesen Differenzbetrag an, da die Geschäftsbanken am Ende der Handelstage vom Transfer der Liquidität in die Einlagefazilität absahen (vgl. Abbildung 11).

[54] Szczerbowicz (2015) schätzt die Effekte der Whatever it takes-Rede auf 56 Basispunkte für griechische und spanische sowie 48 Basispunkte für italienische Staatsanleihen.

[55] Mit dem OMT verpflichtete sich die EZB, notfalls Staatsanleihen in unbegrenzter Höhe aufzukaufen, um den Markterwartungen von möglichen Austritten aus dem Währungsraum entgegenzuwirken und somit die geldpolitischen Transmissionsmechanismen wiederherzustellen (vgl. Europäische Zentralbank 2012).

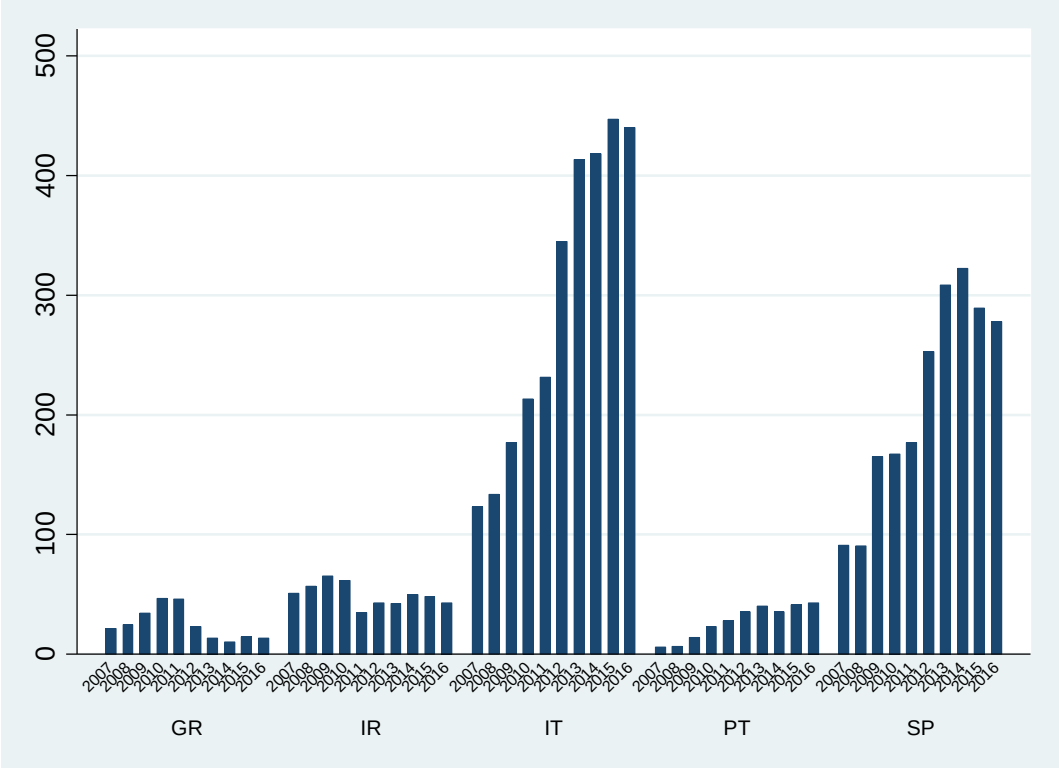

Abbildung 15: Forderungen des Geschäftsbankensektors in Mrd. Euro
(Quelle: EZB; eigene Darstellung)

Ab September 2012 kann dann eine Verkürzung der Zentralbankbilanz um etwa 10% im Monat feststellt werden, da die Geschäftsbanken von der vorzeitigen Rückzahlung der 36-Monatstender Gebrauch machten. Die Kombination aus Forward-Guidance und extrem expansiver Geldmengen- und Zinspolitik scheint die Ängste über den Zerfall der Währungsunion und der damit verbundenen Kreditausfälle sowie plötzlicher Einlageabzüge erfolgreich zerstreut zu haben, sodass der Liquiditätsbedarf der Geschäftsbanken rapide abnahm (vgl. El-Shagi 2012). Obwohl die Verkürzung der Zentralbankbilanz vor allem den Rückgang der Finanzierungsunsicherheit widerspiegelte und die langfristigen Inflationserwartungen nahe 2% lagen (Abbildung 16), verengte die EZB im Mai 2013 den Zinskorridor durch Absenkung des Hauptrefinanzierungs- und Spitzenrefinanzierungssatzes auf 0,50% bzw. 1% und zielte damit konkret auf die Reduzierung der Anreize zur Kapitalrückführung ab (Europäische Zentralbank 2013; Deutsche Bundesbank 2013b). Im November wurde mit Hinweis auf die weiterhin schwache Kreditentwicklung und des überraschend starken Rückgangs des Harmonisierten Verbraucherpreisindex im Vormonat die abermalige Senkung des Haupt- und Spitzenrefinanzierungssatzes auf 0,25% bzw. auf 0,75% beschlossen. Da der Einlagesatz erneut nicht verändert wurde, induzierte die

Zinsentscheidung einen asymmetrisch um den Hauptrefinanzierungssatz liegenden Zinskorridor. Hierdurch konnte die Attraktivität der Einlagefazilität zwar erhöht und die Intensität der Bilanzverkürzung verringert werden, die Inanspruchnahme der geldpolitischen Refinanzierungsgeschäfte war aber mit ca. -3% monatlich weiterhin rückläufig. Durch die sinkende Überschussliquidität wurde das Überschussangebot am Interbankenmarkt kontinuierlich reduziert und der EURIBOR stieg ab Anfang 2014 wieder über den Hauptrefinanzierungssatz. Folglich nahm die Attraktivität unbesicherter Auslagen am Interbankenmarkt zu und das Handelsvolumen stieg erstmals seit Beginn der Staatsschuldenkrise wieder deutlich an.[56]

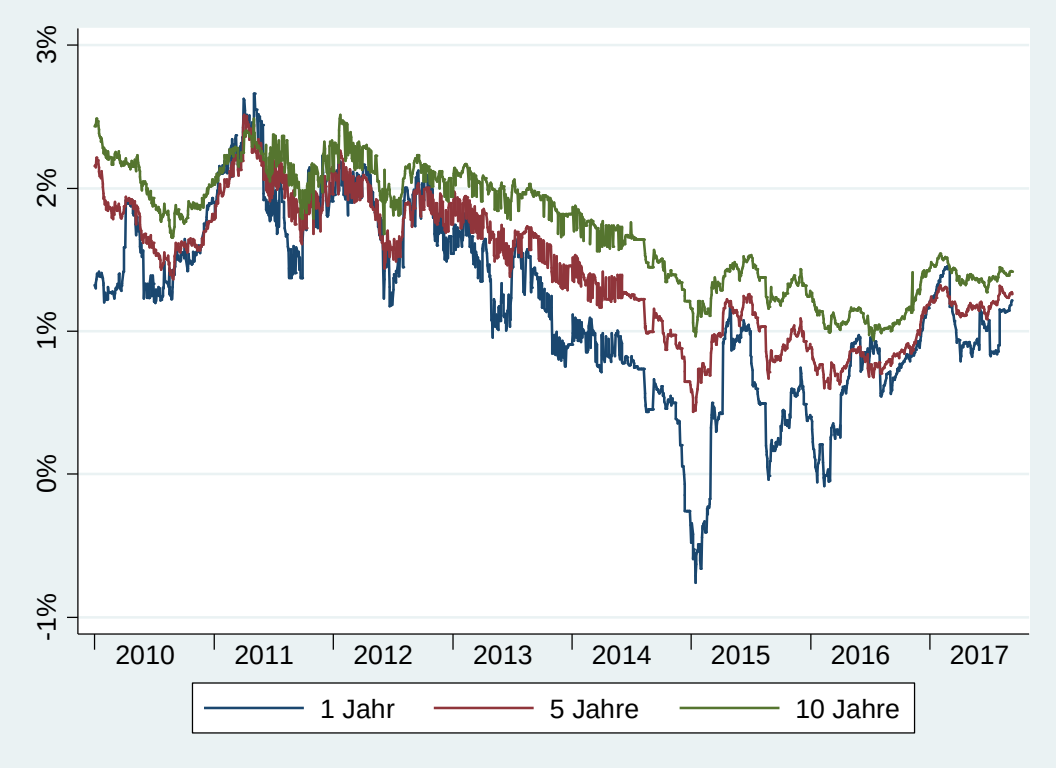

Abbildung 16: Inflationsswaps
(Quelle: Thomson Reuters Datastream; eigene Darstellung)

Ab Anfang 2014 indiziert dann auch die Zinsentwicklung am Staatsanleihemarkt die Überwindung der sich gegenseitig verstärkenden Schulden- und Bankenkrise, da die Zinsen auf Staatsanleihen aus den Krisenstaaten unterhalb des Niveaus von 2006 lagen (die einzige Ausnahme stellen die langfristigen Zinsen auf griechische Anleihen dar). Allerdings sollte hierbei nicht unerwähnt bleiben, dass durch die langfristige Versorgung mit Zentralbankliquidität die Symptome der Staatsschuldenkrise zwar erfolgreich behandelt

[56] Möglicherweise trug die seit 2012 von Draghi immer wieder thematisierte Möglichkeit negativer Einlagezinsen ebenfalls zur Belebung des Interbankenmarktes bei.

werden konnten, das systemische Risiko – welches aus dem intensiven Risikoverbund zwischen Finanzsystem und Staat resultiert – durch geldpolitische und makroprudenzielle Maßnahmen aber weiter erhöht wurde, weil die Bestände heimischer Staatsanleihen in den Geschäftsbankenbilanzen deutlich anstiegen (Abbildung 15).

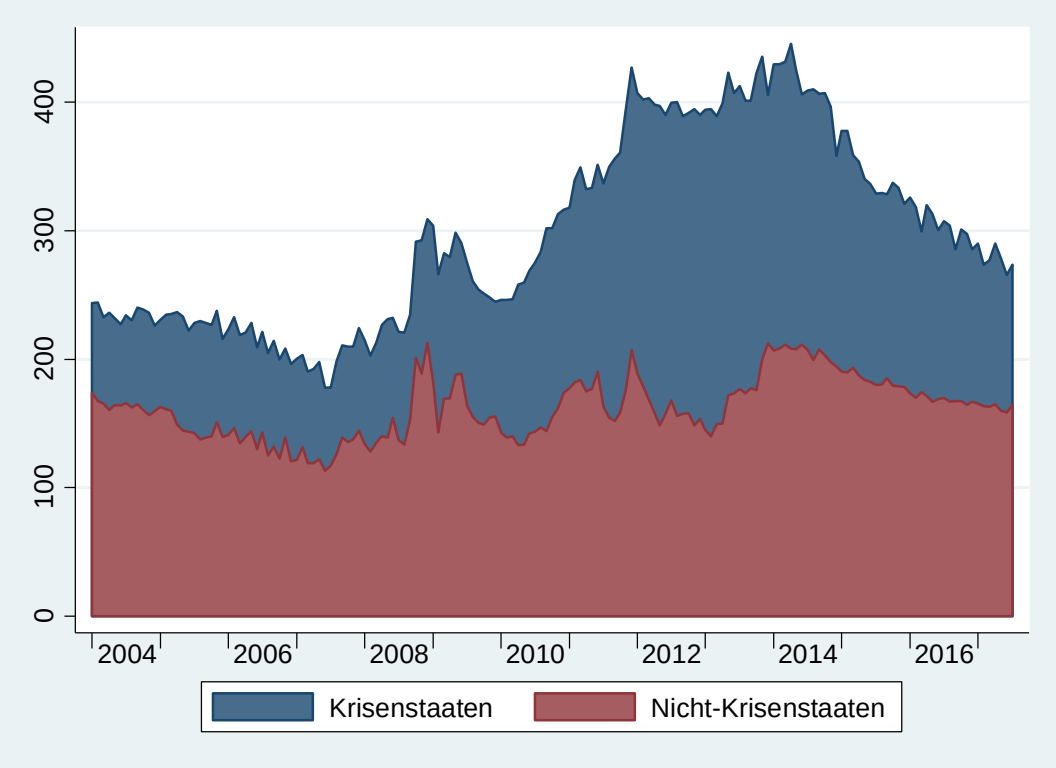

Abbildung 17: Durchschnittlicher Kreditzinsspread in Basispunkten
(Quelle: EZB; eigene Darstellung)

Im Folgenden sollen nun noch die Entwicklungen an den nationalen Kreditmärkten im Zeitraum der Staatsschuldenkrise deskriptiv aufgezeigt und eine Verknüpfung zu den Turbulenzen am Geld- und Rentenmarkt hergestellt werden. Abbildung 17 macht deutlich, dass die Divergenz zwischen den Kreditzinsen der Krisen- und Nicht-Krisenstaaten bereits ab 2009 mit der Divergenz der Zinsen auf den Anleihemärkten beginnt und sich in den Jahren 2010 und 2011 kontinuierlich verstärkt. Dies nährt die Vermutung, dass die Geschäftsbanken in den Krisenstaaten das Kreditgeschäft stark einschränken mussten, um die Bewertungsverluste durch sinkende Kurse an den organisierten Kapitalmärkten auszugleichen (vgl. Demary und Matthes 2013).[57] Ebenso sollten Effekte über den Zins- und Bankkreditkanal eine Rolle gespielt haben, da sich die Kosten der Refinanzierung aufgrund

[57] Der Bankbilanzeffekt wurde zusätzlich noch dadurch verstärkt, dass Staatsanleihen in der Eurozone von der Eigenkapitalunterlegungspflicht ausgenommen sind und diese aufgrund des nahezu vollständig ausgetrockneten Marktes nicht mehr liquidierbar waren.

steigender Risikoprämien am Interbanken- und Pfandbriefmarkt und steigender Leitzinsen im April und Juli 2011 stark erhöhten. Die Kreditzinsen in den Nicht-Krisenstaaten scheinen sowohl den Erhöhungen als auch den ab Dezember 2011 erfolgten Leitzinssenkungen zu folgen, während für die Krisenstaaten keine unmittelbare Transmission der geldpolitischen Impulse auf die Kreditmärkte ausgemacht werden kann. Auch die ab Anfang 2012 fallenden Kreditzinsen in Griechenland und Portugal können anhand der deskriptiven Statistik eher auf die Entwicklung der langfristigen Zinsen am Anleihemarkt als auf die sinkenden Geldmarktsätze zurückgeführt werden. Der durchschnittliche Spread zwischen dem Hauptrefinanzierungssatz und den Kreditzinsen in den Krisenstaaten nimmt im Laufe der Staatsschuldenkrise kontinuierlich zu und erreicht im Mai 2014 mit ca. 400 Basispunkten seinen Maximalwert. Auch in den Nicht-Krisenstaaten wächst der Abstand zu den Kosten der Haupt- und längerfristigen Refinanzierungsgeschäfte ab Mai 2013 nochmals an, liegt aber im Mai 2014 mit ca. 200 Basispunkten nur etwa 80 Basispunkte über dem Vorkrisenniveau.[58] Letztlich weist die deskriptive Analyse der Finanzmärkte auf grundlegende Probleme bei der Transmission geldpolitischer Impulse auf die Kreditmärkte der Krisenstaaten hin, welche durch die zielgerichteten Maßnahmen der EZB weder gelöst noch verringert werden konnten.

Eine Hypothese für das Ausbleiben der Weiterleitung der stark gesunkenen kurzfristigen Refinanzierungskosten an die langfristigen Kreditmärkte in den Jahren 2012 und 2013 ist, dass durch die Verengung des Abstands zwischen Hauptrefinanzierungssatz und Einlagesatz von 75 auf 25 Basispunkte die Opportunitätskosten der Kreditvergabe an den nicht-finanziellen Sektor entscheidend erhöht wurden. Da die Anreize zur Geldhortung zusätzlich auch die Revitalisierung des Interbankenhandels bremsten, blieb die Finanzierungsunsicherheit für die Geschäftsbanken der europäischen Peripherie weiterhin hoch und die Transmission geldpolitischer Impulse über den Interbankenmarkt blieb aus. Der EURIBOR, welcher primär durch die Entwicklungen auf dem deutschen und französischen Interbankenmarkt getrieben ist, bildet die regionale Disparität zwar nicht ab, doch können Garcia de Andoain et al. (2016) mit Hilfe der europäischen TARGET-2-Salden die Zinsen auf unbesicherte Interbankenkredite auf nationaler Ebene approximieren und stellen fest, dass

[58] Ein ähnliches Bild ergibt sich beim Blick auf das Kreditvolumen: Während die Entwicklung der durchschnittlichen Kreditvergabe an den privaten Sektor in den Nicht-Krisenstaaten bereits ab dem Jahr 2011 wieder positiv war, lag die prozentuale Veränderung in den Krisenstaaten bis Mitte des Jahres 2014 durchschnittlich im mittleren einstelligen negativen Bereich.

die Verlängerung der Zentralbankbilanz im Zeitraum zwischen Juni 2011 und Juni 2014 einen statistisch signifikanten Effekt auf die kurzfristigen Refinanzierungskosten in Deutschland hatte, die Kreditinstitute in den Krisenstaaten, mit Ausnahme italienischer Geschäftsbanken, davon aber nicht profitieren konnten.[59]

Als weiterer Grund für die auf hohem Niveau stagnierenden Kreditzinsen kommt der Umstand in Frage, dass die zusätzlich bereitgestellte Liquidität primär auf die Kapitalmärkte statt auf die Kreditmärkte floss. Auch wenn durch die 36-Monatstender offiziell die Stimulation des Kreditangebots erreicht werden sollte (vgl. Draghi 2011), zielte die EZB vor allem auch auf die Reduzierung der Staatsanleihezinsen und somit der Finanzierungskosten der Krisenstaaten ab. Die sehr günstigen Offenmarktgeschäfte setzten in Kombination mit der bevorzugten Behandlung der Staatsanleihen bei den Eigenkapitalanforderungen[60] und den notenbankfähigen Sicherheiten sehr hohe Anreize für Carry-trades in Richtung öffentlicher Wertpapiere (Acharya und Steffen 2015). Die zusätzliche langfristige Zentralbankliquidität in heimische Staatsanleihen statt in private Kredite zu investieren, war vor allem für die unterkapitalisierten Geschäftsbanken der Krisenstaaten attraktiv, da hierdurch nicht nur die eigene Bilanz gestärkt werden konnte, sondern die alternative Verwendung in Form von Krediten hohe Risiken aufgrund der hohen privaten Verschuldung und der schlechten wirtschaftlichen Entwicklung barg.[61] Acharya et al. (2014) identifizieren daher vor allem in den Krisenstaaten deutliche Crowding-out-Effekte des vermehrten Staatsanleihekaufs auf die Kreditmärkte.[62]

---

[59] Die Ergebnisse von Frutos et al. (2016), welche ebenfalls durch den Rückgriff auf die TARGET-2-Salden erzielt wurden, weisen in eine ähnliche Richtung und offenbaren, dass die unbesicherten Kredite der Geschäftsbanken des europäischen Zentrums an die Geschäftsbanken der Peripherie ab Mitte 2011 komplett einbrachen und sich die Fragmentierung des Interbankenmarktes erst langsam gegen Ende des Jahres 2013 reduzierte.

[60] Die Höhe des vorzuhaltenden Eigenkapitals richtet sich grundsätzlich nach der Risikogewichtung eines Kredits. Die Staatsanleihen der EU-Staaten erhalten allerdings eine Risikogewichtung von 0% und bedürfen demnach keiner Eigenkapitalunterlegung, wodurch Forderungen an die EU-Staaten aus der Risikoperspektive systematisch privilegiert werden (Pockrandt und Radde 2012, S. 8). Zudem sind Staatsanleihen von der Regulierung ausgenommen, dass Forderungen gegenüber einer einzigen Gegenpartei maximal auf ein Viertel der anerkennungspflichtigen Eigenmittel begrenzt sind.

[61] Holton et al. (2013) können den negativen Einfluss der Vermögenspositionen für die Eurozone mit Hilfe eines Mikrodatensatzes zeigen. Demnach wirkt sich eine hohe Verschuldung des privaten Sektors über den Bankbilanz- und Bilanzkanal negativ auf das Kreditangebot bzw. positiv auf die Kreditzinsen aus.

[62] Als zusätzliche Erklärungsmöglichkeit bietet sich die von Illing und Watzka (2010) ins Spiel gebrachteLiquiditätsfalle an. Nach diesem theoretischen Konzept wird die zusätzliche Liquidität nicht in Form von Krediten oder durch den Kauf von Wertpapieren an andere Marktteilnehmer weitergegeben, sondern gehortet, um bei steigenden Zinsen Wertverlusten vorzubeugen, sodass Geldpolitik in der Liquiditätsfalle wirkungslos ist. Allerdings spricht die starke Nachfrage nach langfristigen Staatsanleihen eindeutig gegen das Vorhandensein einer Liquiditätsfalle.

2.3.4 Deflationsgefahr oder Stimulation der Kreditschöpfung (2014-2017)

Nachdem die akuten Symptome der Staatsschuldenkrise durch die Kombination von expansiven zins- und geldmengenpolitischen Maßnahmen spätestens im Frühjahr 2014 insoweit gelindert waren, dass sich Krisenstaaten zu deutlich besseren Konditionen finanzieren konnten als vor der Krise,[63] widmete sich die EZB ab Juni 2014 wieder verstärkt ihrem eigentlichen Hauptziel: der Preisniveaustabilität. Dem seit Ende 2011 andauernden Abwärtstrend der Inflationsraten, welche im Mai 2015 auf 0,5% abgesunken waren (siehe Abbildung 3)[64], wurde mit einem ganzen Bündel unkonventioneller Maßnahmen begegnet. Mit dem am 5. Juni 2014 angekündigten Paket kann ein eindeutiger Kurswechsel der EZB identifiziert werden, denn die Strategie der europäischen Geldpolitik, welche seit Beginn der Krise vor allem der Verbesserung der Refinanzierungsbedingungen des Geschäftsbanken-sektors am Geld- und Rentenmarkt und der Stärkung des Eigenkapitals galt, zielte nun sehr viel stärker auf die Aktivierung der Kreditvergabe der Kreditinstitute an den nicht-finanziellen Sektor ab. Zwar wurde durch die Aussetzung der Sterilisation des Wertpapierprogramms SMP und durch das zweckgebundene Langfristtenderprogramm mit 48-monatiger Laufzeit (Targeted Longer-Term Refinancing Operations, TLTRO) in gewohnter Weise auf die nachfrageseitige Ausweitung der Zentralbankbilanz gesetzt, doch sollte durch die Absenkung des Zinskorridors in den negativen Bereich (-0,10%; 0,15%; 0,40%) und die Kopplung der Inanspruchnahme der TLTRO an das Kreditvolumen der Geschäftsbanken die Verwendung der bereitgestellten Liquidität sehr viel stärker gesteuert werden. Im September 2014 wurden zusätzlich neue Ankaufprogramme für gedeckte Schuldverschreibungen (CBPP III) und forderungsbesicherte Wertpapiere (Asset-Backed Securities Purchase Programme, ABSPP) aufgesetzt, durch welche die Beschränkung des Kreditgeschäfts aufgrund schlechter Refinanzierungsbedingungen an den Pfandbriefmärkten und notleidender Forderungen verringert werden sollte.[65] Außerdem wurden pünktlich zur

[63] Einzig die Zinsen auf griechische Staatsanleihen lagen noch etwa 100 Basispunkte über dem Niveau von Mitte 2007.

[64] Die Entwicklung der Kerninflation legt nahe, dass neben der schwachen wirtschaftlichen Entwicklung vor allem der Negativtrend beim Ölpreis die Entwicklung des HVPI getrieben hat.

[65] Bis Juli 2017 wurden Pfandbriefe und ABS mit einem Volumen von mehr als 225,04 bzw. 24,62 Mrd. Euro aufgekauft (vgl. Abbildung 18).

ersten Zuteilungsrunde der 48-Monatstender[66] die Leitzinsen nochmals um 10 Basispunkte reduziert.

Das Volumen der im September und Dezember erstmalig zugeteilten zweckgebundenen Langfristtender betrug trotzdem nur vergleichsweise geringe 210 Mrd. Euro und die Verkürzung der Zentralbankbilanz setzte sich, nicht zuletzt auch wegen der erneuten Senkung des Einlagesatzes auf -0,30%, bis zum Ende des Jahres 2014 fort. Zum Jahreswechsel verschlechterten sich die Inflationsindikatoren abermals und die durch Inflationsswaps approximierten langfristigen Inflationserwartungen lagen erstmals seit Gründung der Währungsunion im negativen Bereich (Abbildung 16). Da am 29. Januar und 26. Februar 2015 zudem die 36-Monatstender mit dem ursprünglichen Volumen von 1,02 Billionen Euro fällig wurden, reagierte die EZB am 22. Januar 2015 auf die ernsthafte Deflationsgefahr mit der Ankündigung des Programms zum Ankauf von Wertpapieren des öffentlichen Sektors (Public Sector Purchase Programme, PSPP).[67] Durch den als quantitative Lockerung (oftmals engl. quantitative easing, QE) bezeichneten endgültigen Tausch von Zentralbankgeld gegen finanzielle Vermögenswerte wurde die Senkung des allgemeinen Zinsniveaus durch die angebotsseitige Erhöhung der Liquidität im Geschäftsbankensektor intendiert. Das den Verkäufern zugeführte Zentralbankgeld sollte „für den Erwerb anderer Vermögenswerte und zur Kreditvergabe an die Realwirtschaft verwendet werden und zur Lockerung der finanziellen Bedingungen beitragen“ (Europäische Zentralbank 2015, S. 1) und somit drohende Zweitrundeneffekte auf die Lohn- und Preissetzung verhindern. Die im Sommer des Vorjahres beschlossenen Einzelprogramme CBPP III und ABSPP wurden mit dem neuen Ankaufprogramm zum erweiterten Programm zum Ankauf von Vermögenswerten (Asset Purchase Programme, APP) zusammengefasst und das monatliche Zielvolumen auf insgesamt 60 Mrd. Euro festgelegt.

[66] Die Geschäfte wurden bis Juni 2016 einmal im Quartal angeboten und der Zinssatz entsprach dem Hauptrefinanzierungszinssatz zuzüglich eines Aufschlags von 10 Basispunkten. Die Geschäftsbanken konnten bis zu 7% ihres ausstehenden Kreditvolumens an nicht-finanzielle Unternehmungen und Haushalte aufnehmen.

[67] Angekauft werden von den Zentralstaaten, den europäischen Institutionen und den Emittenten mit Förderauftrag emittierte Anleihen, wobei in Deutschland die Kreditanstalt für Wiederaufbau (KfW), die Landwirtschaftliche Rentenbank, die NRW-Bank und die Landeskreditbank Baden-Württemberg als Emittenten mit Förderauftrag gelistet sind. Der Erwerb selbst erfolgt durch die nationalen Zentralbanken nach einem festen Aufteilungsschlüssel. Dieser orientiert sich am Anteil der jeweiligen Zentralbank am EZB-Gesamtkapitalbestand, sodass mit etwa 26,6% deutsche Anleihen am stärksten nachgefragt werden. Für Einzelheiten zum PSPP siehe Europäische Zentralbank (2015b).

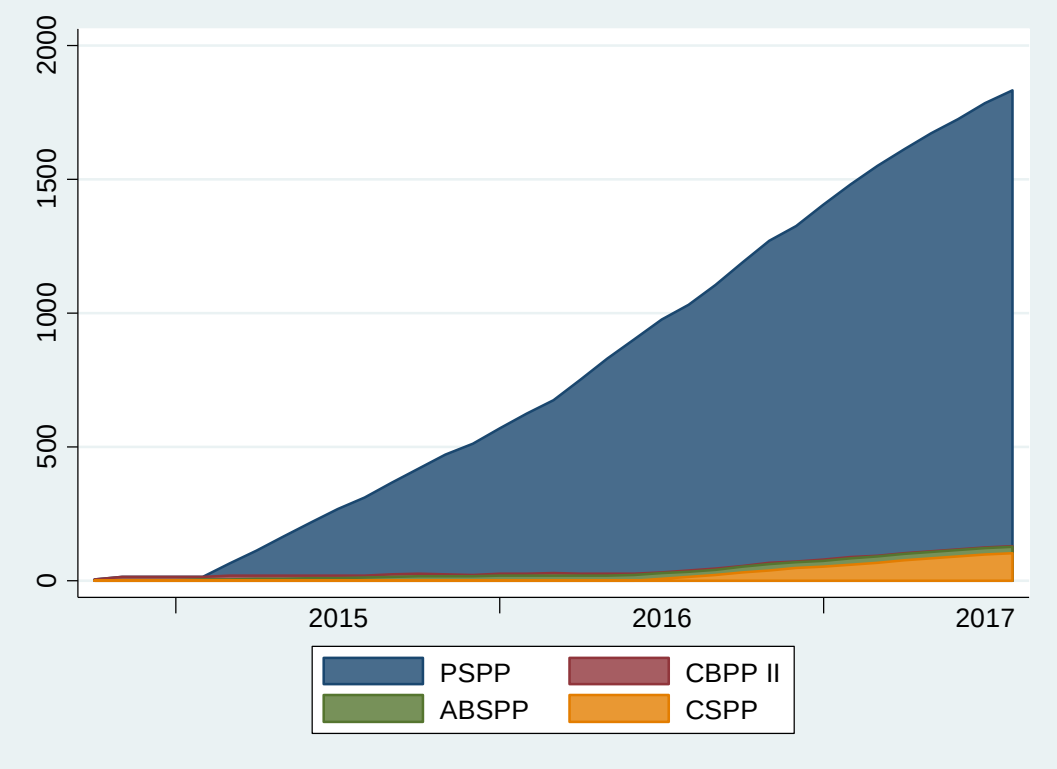

Abbildung 18: Struktur des Asset Purchase Programme in Mrd. Euro
(Quelle: Thomson Reuters Datastream; eigene Darstellung)

Im März 2016 wurde die Nullzinsgrenze mit der Absenkung des Hauptrefinanzierungssatzes von 0,05% auf 0% endgültig erreicht und auch die Kosten der Zentralbankeinlage wurden nochmals um 10 Basispunkte auf -0,40% erhöht. Zeitgleich wurden die zweckgebundenen längerfristigen Refinanzierungsgeschäfte (TLTRO II) mit einem potentiellen Volumen von 1,5 Billionen Euro neu aufgelegt und so konzipiert, dass der zu zahlende Festzins schon durch eine geringe Ausweitung der Kreditvergabe an den privaten Sektor auf Höhe des Einlagesatzes gesenkt werden konnte (vgl. Sachverständigenrat 2016; Gros et al. 2016).[68] In den über die kommenden 12 Monate verteilten vier Zuteilungsrunden wurde dementsprechend Liquidität im Volumen von insgesamt knapp 750 Mrd. Euro nachgefragt.
Ebenfalls im März 2016 wurde das Gesamtvolumen des Ankaufprogramms auf 80 Mrd. Euro monatlich erhöht und auf in Euro denominierte Unternehmensanleihen des nicht-finanziellen Sektors (Corporate Sector Purchase Programme, CSPP) ausgeweitet. Die

[68] Insgesamt wurden bis März 2017 vier gezielte längerfristige Refinanzierungsgeschäfte mit einer Laufzeit von 48 Monaten angeboten. Die Geschäftsbanken konnten bis zu 30% ihres ausstehenden Kreditvolumens an nicht-finanzielle Unternehmen und Haushalte abzüglich noch ausstehender Volumina aus TLTRO I aufnehmen, wobei der individuell zu zahlende Zins zwischen Einlage- und Hauptrefinanzierungssatz variiert und von der Netto-Kreditvergabe der jeweiligen Bank im Zeitraum zwischen dem 01.02.2016 und dem 31.01.2018 abhängig ist (vgl. Deutsche Bundesbank 2017).

beschlossenen Sicherheitsanforderungen des CSPP waren mit Investment-Grade relativ gering und im Gegensatz zu den öffentlichen Anleihen können die Unternehmensanleihen nicht nur am Sekundär-, sondern auch am Primärmarkt und im Rahmen von Privatplatzierungen ohne öffentliche Auktion gekauft werden (vgl. Europäische Zentralbank 2016b). Insgesamt wurden bis zum Juli 2017 im Rahmen des APP Wertpapiere im Umfang von 1,83 Billionen Euro in die Zentralbankbilanz übernommen, wobei etwa 90% des Volumens auf öffentliche Vermögenswerte entfällt (Abbildung 18). Wenngleich die Auswirkung der Wertpapierankäufe auf die Ertragslage der Geschäftsbanken a priori unbestimmt und vor allem von der Bedeutung der Einlagefinanzierung und des Kreditgeschäfts abhängig ist,[69] unterstreicht die Kombination von Wertpapierankaufprogrammen und negativen Einlagezinsen die bereits im Sommer 2014 begonnene Abkehr der EZB von der seit 2007 verfolgten passiven Rekapitalisierungsstrategie hin zu einer Strategie der aktiven Kreditausweitung. Der Ankauf von Wertpapieren stellt aber insofern „keinen Paradigmenwechsel“ (Illing 2015, S. 127) in der zielorientierten europäischen Geldpolitik dar, als dass er als logische Reaktion auf die Grenzen der klassischen Zinssteuerung an der Nullzinsgrenze interpretiert werden muss.[70] Die Bereitstellung der TLTRO zu negativen Zinsen muss ebenfalls im Kontext zu den ansonsten ausgereizten Möglichkeiten einer nachfragegetriebenen Expansion der Zentralbankbilanz unter dem Einfluss drohender Deflationsgefahren gesehen werden. Auch hier stand nicht die Liquiditätsversorgung der Geschäftsbanken, sondern die „Stimulierung der Kreditschöpfung“ (Europäische Zentralbank 2016a, S. 107) im Vordergrund, da die EZB auf die Substitution ungebundener längerfristiger Refinanzierungsgeschäfte durch die günstigeren zweckgebundenen TLTRO hoffte.

Die divergente Entwicklung der Geldmarktsätze und des Volumens des APP lässt den Schluss zu, dass durch die quantitative Lockerung sowohl der Zins auf unbesicherte Übernachtkredite als auch auf 3-Monats-Ausleihen am Interbankenmarkt in Richtung des negativen Einlagesatzes gedrückt wurde (vgl. Abbildung 2 und Abbildung 18).[71] Da zudem die

[69] Die Geschäftsbanken, die klassisches Einlagen- und Kreditgeschäft betreiben, sollten tendenziell negativ betroffen sein, während Geschäftsbanken mit einem stärkeren Schwerpunkt im Investmentgeschäft profitieren sollten (Deutsche Bundesbank 2013a, S. 45; vgl. auch Busch und Memmel 2015).

[70] Zur allgemeinen Problematik wirksamer Geldpolitik an der Nullzinsgrenze siehe Friedman (2000).

[71] Inwiefern die ab Mitte 2016 wieder kräftig ansteigenden längerfristigen Refinanzierungsgeschäfte ebenfalls zur Konvergenz der Geldmarktsätze gegen die untere Grenze des Zinskorridors beitrugen, wird im folgenden Unterkapital explizit überprüft.

Kreditzinsen in den Krisen- und Nicht-Krisenstaaten (Abbildung 4) parallel zu den Geldmarktsätzen sanken, scheint durch die Kombination aus quantitativer Lockerung und negativem Einlagesatz die klassische Transmission geldpolitischer Impulse auf die Kreditmärkte über die Interbankenmärkte wiederhergestellt worden zu sein (vgl. auch Draghi 2016).[72] Allerdings zeigt die Entwicklung des gehandelten Volumens am Interbankenmarkt, dass die Bereitschaft für kurzfristige unbesicherte Auslagen nach Unterschreitung der Nulllinie im April 2015 drastisch sank und der EURIBOR demnach (insbesondere für die Geschäftsbanken der Krisenstaaten) weniger als repräsentativer Referenzwert für die Kosten des Liquiditätsausgleichs, als vielmehr als Maß für die durch die Wertpapierankäufe aktiv erzeugte Überschussliquidität und den damit verknüpften Druck, die zusätzlich frei gewordenen Mittel einer nicht negativ verzinsten Verwendung zuzuführen, interpretiert werden muss.

In der theoretischen und empirischen Literatur zur quantitativen Lockerung werden vor allem die stimulierenden Effekte über die langfristigen Zinsen betont, sodass neben den direkten Effekten über den Geldmarkt die Entwicklungen an den langfristigen Rentenmärkten berücksichtigt werden müssen (vgl. bspw. Krishnamurthy und Vissing-Jorgensen 2011). Laut Bernanke und Reinhart (2004) führt der Ankauf von Wertpapieren aufgrund der imperfekten Substitution zwischen Anleihen und Zentralbankgeld zu einer steigenden Nachfrage nach anderen finanziellen Vermögenswerten, wodurch die Zinsstrukturkurve insgesamt gesenkt wird und die langfristigen Refinanzierungsbedingungen der Geschäftsbanken verbessert werden können (vgl. hierzu auch Deutsche Bundesbank 2013a). Die Zinsen an den europäischen Rentenmärkten waren aber bereits infolge der 36-Monatstender deutlich unter das Vorkrisenniveau gefallen, weshalb die Effekte auf das lange Ende der Zinsstrukturkurve zumindest im Vergleich zu den während der Finanzmarktkrise

[72] Auch der Anstieg der weit gefassten Geldmenge M3 (Abbildung 9) weist auf die Weiterleitung geldpolitischer Impulse an die Kreditmärkte hin. Allerdings kann die Ausweitung von M3 teilweise auf den Ankauf von Wertpapieren des Nicht-Geschäftsbankensektors zurückgeführt werden, da die Nicht-Banken kein Konto bei der Zentralbank unterhalten und das Zentralbankgeld deshalb der Sichteinlage einer Geschäftsbank zugeschrieben wird. Zu den Effekten des APP auf die Geldmengenaggregate siehe Europäische Zentralbank (2015b, S. 57-58).

durchgeführten US-amerikanischen und britischen QE-Programmen gering sein sollten.[73] Die EZB zielte im Gegensatz zum Fed und der Bank of England aber auch nicht auf die Zinsen bestimmter langfristiger Anleihen am Rentenmarkt (ABS und Staatsanleihen) ab, sondern auf die Erhöhung der Vermögenspreise über möglichst viele Anlageklassen hinweg, um einen breiten Einfluss auf die Bilanzen der europäischen Banken und Nicht-Banken zu nehmen und somit die Außenfinanzierungsbedingungen für private Unternehmen und Haushalte am Kreditmarkt zu verbessern. Altavilla et al. (2015) können mit Hilfe einer Ereignisstudie entsprechend auch zeigen, dass das Ankaufprogramm der EZB zwar einen geringeren Einfluss auf die Zinsen der angekauften Staatsanleihen hatte, die Spill-Over Effekte auf andere Anlageklassen jedoch deutlich stärker ausfielen.[74] Haitsma et al. (2016) beobachten einen starken positiven Einfluss der Maßnahmen auf den europäischen Aktienindex Euro Stoxx50[75] und auch der Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2016, S. 195) führt die positive Entwicklung an den europäischen Aktienmärkten „zu einem Großteil auf die Geldpolitik der EZB“ zurück. Hinsichtlich der Bilanzeffekte liegt daher die Vermutung nahe, dass die nationalen Kreditzinsen ab Januar 2015 stärker durch die Entwicklungen am Aktienmarkt als am Rentenmarkt getrieben waren.

Neben den Bilanzeffekten über die steigenden Eigenkapitalrenditen der Kreditgeber respektive die Kreditsicherheiten der Kreditnehmer ist auch mit positiven Substitutionseffekten zu rechnen. In der Literatur wird insbesondere dem CSPP, trotz dessen

[73] Die empirische QE-Forschung zu Wertpapierankäufen in den USA und Großbritannien identifiziert starke Effekte über die langfristigen Rentenmärkte (vgl. hierzu auch D'Amico und King 2013; Meaning und Zhu 2011). Krishnamurthy und Vissing-Jorgensen (2011) können allerdings zeigen, dass der Einfluss der quantitativen Lockerung auf die Zinsstrukturkurve der angekauften Vermögenswerte maßgeblich vom Zustand des Kapital- und Geldmarktes abhängig ist und die geschätzten Effekte umso größer sind, je höher die Unsicherheit an diesen Märkten ist.

[74] Die theoretische Erklärung für den „breiteren“ Wirkungsgrad quantitativer Maßnahmen in Nicht-Krisenzeiten ist, dass zwischen zwei Arten von Investoren differenziert werden muss. Pensionsfonds oder Lebensversicherungen sind klassischerweise Preferred-Habitat-Investoren und bevorzugen aufgrund institutioneller und regulatorischer Faktoren bestimmte Anlageklassen mit bestimmten Laufzeiten, während für Arbitrageure ausschließlich pekuniäre Faktoren entscheidend sind und diese dementsprechend über Marktsegmente und Laufzeiten hinweg optimale Portfolios anstreben (vgl. Modigliani und Sutch 1966). Während Finanzmarktkrisen sind die Märkte aber stark segmentiert. Demnach sind vor allem Preferred-Habitat-Investoren bereit, bei steigenden Preisen und sinkenden Zinsen Wertpapiere an die Zentralbanken abzutreten, wodurch die Effekte innerhalb derselben Anlageklasse dann besonders stark ausgeprägt sind.

[75] Haitsma et al. (2016) interpretieren die starken positiven Effekte auf Aktientitel aus Sektoren, welche stark von Kreditfinanzierung abhängig sind, im Vergleich zu den schwachen Effekten auf Titel aus Sektoren mit hoher Zinselastizität der Güternachfrage (bspw. nach langlebigen Gebrauchsgütern wie Automobile) als Hinweis auf die Transmission geldpolitischer Impulse über den Zinskanal (vgl. hierzu Peersman und Smets 2005). Allerdings differenzieren die Autoren weder zwischen Aktien aus Krisen- und Nicht-Krisenstaaten noch zwischen unterschiedlichen Phasen der Krise, sodass keinesfalls ausgeschlossen werden kann, dass die identifizierten Effekte statt auf die Kreditabhängigkeit auf unberücksichtigte zeitvariable und zeitkonstante Faktoren zurückgeführt werden können.

relativ geringen Volumens, ein statistisch signifikanter Einfluss auf die Risikoprämien am Renten- und Aktienmarkt zugeschrieben (Abidi et al. 2017). Hiervon profitieren zwar nur die Unternehmen direkt, welche sich am organisierten Kapitalmarkt finanzieren können,[76] doch können Arce et al. (2017) zeigen, dass die von den Großunternehmen nicht mehr in Anspruch genommenen Kredite den kleineren und mittleren Unternehmen ohne Kapitalmarktzugang zuflossen.

In Abbildung 19 werden die Wirkungszusammenhänge zwischen der europäischen Geldpolitik und den Kreditmärkten seit Beginn der globalen Finanzmarktkrise im Sommer 2007 dargestellt, wobei die durch die Krisenmaßnahmen neu hinzugekommenen Wirkungskanäle farblich abgesetzt sind. Das Flussdiagramm verdeutlicht, dass die unkonventionellen, im Gegensatz zu den konventionellen Maßnahmen, direkt auf die Zinsen und Preise an den europäischen Finanzmärkten wirkten. Sowohl die Änderungen bei den Offenmarktgeschäften (Vollzuteilung bei allen Refinanzierungsgeschäften und die Laufzeitverlängerung auf bis zu 48 Monate) als auch der dauerhafte Ankauf von Wertpapieren (CBPP, ABSPP, CSPP und PSPP) führten zur Überbrückung des Interbankenmarktes. Um die Veränderungen in der geldpolitischen Effizienz im Zeitraum zwischen Januar 2004 und Juli 2017 empirisch zu analysieren, wird im nächsten Kapitel zunächst ein mikroökonomisch fundiertes Markup-Modell zum Zusammenhang zwischen den kurzfristigen Geldmarktzinsen und den langfristigen Kreditzinsen hergeleitet. Auf dessen Basis wird anschließend ein Paneldatenmodell entwickelt, mit welchem neben den Effekten über die Refinanzierungskosten am Interbankenmarkt auch die direkte Wirkung des kurzfristigen Leitzinses sowie der langfristigen Anleihezinsen und Aktienpreise auf die Außenfinanzierungskosten an den Kreditmärkte geschätzt werden kann. Des Weiteren wird ein Zeitreihenmodell mit dem EURIBOR als endogene Variable gerechnet, um den Einfluss der Leitzinsen und der über die Refinanzierungsgeschäfte und Wertpapierkäufe bereitstellten Geldmenge auf die Kosten des Liquiditätsausgleichs zu schätzen und somit die

[76] Die Neuemissionen von Unternehmensanleihen stiegen in der Folge der CSPP Ankündigung überproportional an (vgl. Europäische Zentralbank 2016a; Sachverständigenrat 2016).

Wirksamkeit der geldpolitischen Maßnahmen über beide Stufe des geldpolitischen Transmissionsprozesses beurteilen zu können.[77]

[77] Die Effekte über den Signalisierungskanal können in der nachfolgenden Analyse nicht beurteilt werden, wenngleich diesem möglicherweise auch eine wichtige Rolle bei der Transmission des quantitativen geldpolitischen Impulses attestiert werden kann. Denn durch das immer wieder wiederholte Bekenntnis der EZB, dass die Wertpapierankäufe „in jedem Fall so lange erfolgen, bis der EZB-Rat eine nachhaltige Korrektur der Inflationsentwicklung erkennt, die im Einklang steht mit seinem Ziel, mittelfristig Inflationsraten von unter, aber nahe 2% zu erreichen“ (vgl. bspw. Europäische Zentralbank 2015a; Europäische Zentralbank 2017) konnte erfolgreich signalisiert werden, dass die europäische Geldpolitik über längere Zeit expansiv bleibt, wodurch die langfristigen Zinserwartungen der Geschäftsbanken deutlich gesenkt werden konnten. Dies ist vor allem unter der Annahme einer Liquiditätsfalle von enormer Wichtigkeit, da bei dieser davon ausgegangen wird, dass das zusätzlich bereitgestellte Zentralbankgeld nur unter der Bedingung der vertrauenswürdigen Verpflichtung der Zentralbank das Zinsniveau langfristig niedrig zu halten, gegen Kredite oder Wertpapiere substituiert wird.

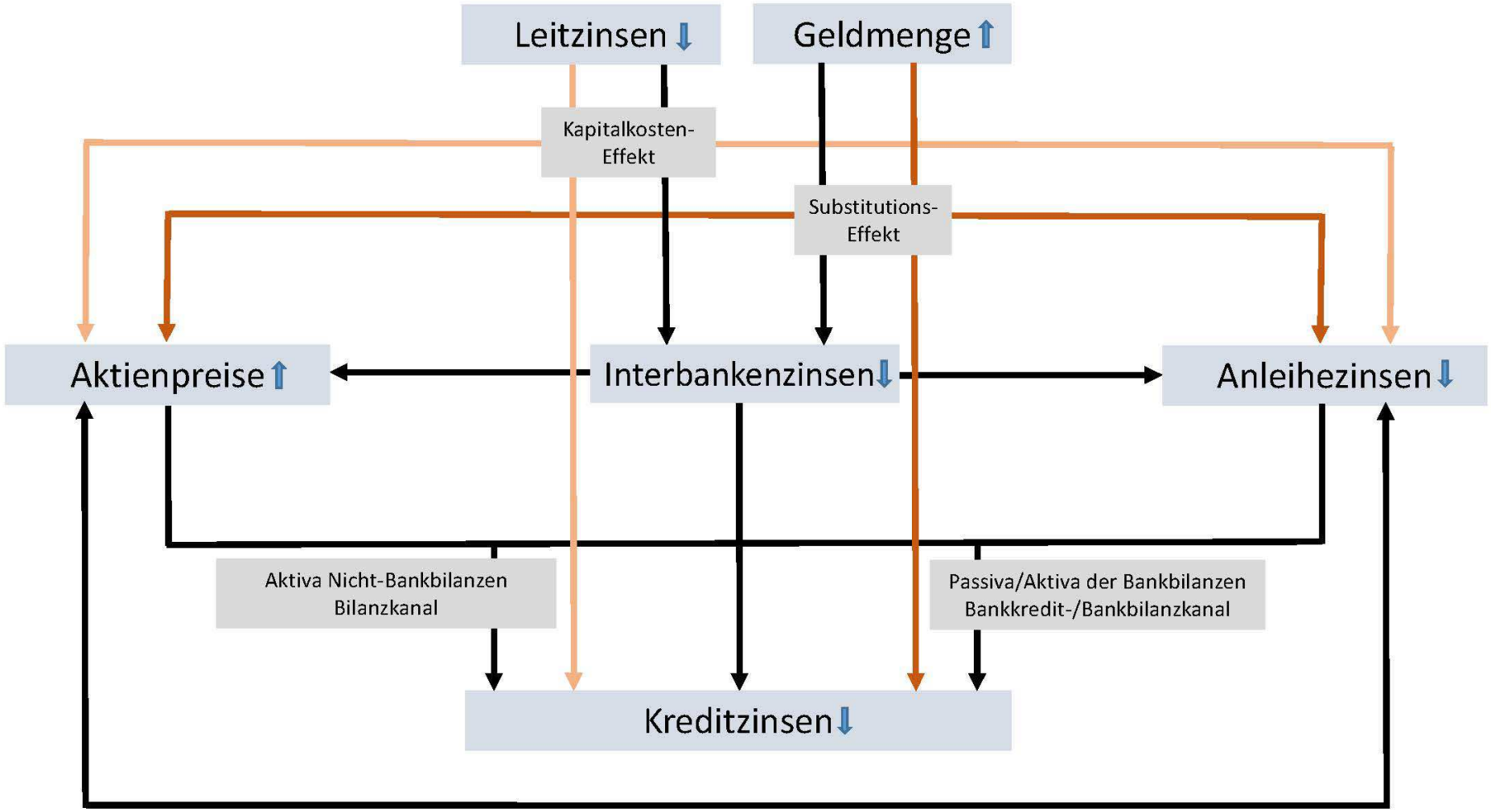

Abbildung 19: Geldpolitische Transmission - Unkonventionelle Maßnahmen

2.4 Theoretische Herleitung der Zinsbildung auf Kreditmärkten

In der theoretischen und empirischen Literatur zur geldpolitischen Transmission in der Eurozone herrscht Konsens darüber, dass die EZB vornehmlich über den Zinskanal Einfluss auf die Kapitalkosten der Geschäftsbanken nimmt und somit auf die realwirtschaftliche Entwicklung in der Eurozone wirkt. Im folgenden Abschnitt wird deshalb die Zinsweiterleitung der Geschäftsbanken anhand eines einfachen mikroökonomischen Modells unter verschiedenen Wettbewerbsbedingungen theoretisch dargestellt. Bei der Zinsbildung am Kreditmarkt kann Aufschlagpreisbildung unterstellt werden, sodass der Kreditzins maßgeblich durch die Refinanzierungskosten zuzüglich eines, von der Wettbewerbssituation der Geschäftsbank und den Kostenstrukturen abhängigen, Markups determiniert wird. Folglich können die Kreditzinsen zumindest in Nicht-Krisenzeiten durch eine langfristige gleichgewichtige Beziehung zu den Geldmarktsätzen dargestellt werden.

Im unterstellten Modellrahmen besteht das Geschäftsmodell der Geschäftsbanken ausschließlich in der Transformation von Kundeneinlagen in Kredite. Die Geschäftsbank kann die Einlagen E der Kunden somit entweder für die Kreditvergabe K nutzen, auf ihrem Zentralbankkonto als Guthaben B halten, oder auf dem Geldmarkt M anbieten:[78]

$$E = K + B + M \tag{1}$$

Aus Gründen der Vereinfachung wird im Folgenden davon ausgegangen, dass die Einlagen bei der Zentralbank nicht verzinst sind.[79] Das Guthaben bei der Zentralbank ist daher immer auf das durch den Mindestreservesatz α determinierte Mindestreservesoll beschränkt:

$$B = \alpha E \tag{2}$$

Analog dazu beträgt das Angebot auf dem Geldmarkt immer:

$$M = (1 - \alpha)E - K \tag{3}$$

Die Kosten der Geschäftsbank C werden in linearer Abhängigkeit vom Einlage- und Kreditvolumen dargestellt:

$$C(K, E) = \gamma_K K + \gamma_E E \tag{4}$$

[78] Die theoretische Herleitung des stilisierten Zinsmodells beruht auf Freixas und Rochet (2008 S. 78ff.).

[79] Zwar werden sowohl die Einlage- als auch die Überschussreserve bei der EZB mit dem Einlagesatz verzinst, doch die Annahme, dass die bei der Zentralbank gehaltenen Zentralbankguthaben auf das gesetzlich vorgeschriebene Minimum reduziert werden, ist angesichts des immer unter der Verzinsung für Überlassungen am Interbankenmarkt liegenden Einlagesatzes angemessen. Vor Ausbruch der Staatsschuldenkrise wurde sowohl die Einlage- als auch die Spitzenrefinanzierungsfazilität so gut wie nicht genutzt (vgl. Abbildung 11).

Unter der Bedingung des vollständigen Wettbewerbs sind die Geschäftsbanken Preisnehmer auf dem Einlage-, Kredit und Interbankenmarkt. Damit sind die Zinssätze auf Einlagen ie und Kredite ik sowie die Geldmarksätze im exogen gegeben und die Gewinnfunktion lässt sich unter Berücksichtigung der anfallenden Kosten C durch

$$\pi(K, E, M) = ik \cdot K + im \cdot M - ie \cdot E - C(K, E) \tag{5}$$

darstellen. Durch das Einsetzen von (3) in (5) entfällt die Interbankenmarkt-Endogenität und die Gleichung kann zu

$$\pi(K, E) = (ik - im)K + (im(1 - \alpha) - ie)E - C(K, E) \tag{6}$$

umgeformt werden. Die Bedingungen erster Ordnung ergeben sich dann zu:

$$\begin{aligned} {}^{\partial \pi}/_{\partial K} &= (ik - im) - {}^{\partial C(K,E)}/_{\partial K} = 0 \\ {}^{\partial \pi}/_{\partial E} &= (im(1 - \alpha) - ie) - {}^{\partial C(K,E)}/_{\partial E} = 0 \end{aligned} \tag{7}$$

Die Zinsmarge zwischen dem Kreditzins und dem Interbankenzins muss demnach im Gewinnoptimum den marginalen Kosten der Kreditvergabe entsprechen, beziehungsweise

$$ik = im + \gamma_K, \tag{8}$$

während der optimale Einlagesatz zusätzlich noch durch die Höhe des Mindestreservesatzes determiniert wird:

$$ie = im(1 - \alpha) - \gamma_E \tag{9}$$

Da die Annahme des vollkommenen Wettbewerbs für den Geschäftsbankensektor angesichts hoher Markteintrittsbeschränkungen durch bankenregulatorische Anforderungen, den hohen Kapitalbedarf und bestehende Informationsasymmetrien nicht aufrecht zu erhalten ist, wird auf das modifizierte Monti-Klein-Modell zurückgegriffen, mit welchem alle Markformen von Monopol bis Polypol abgedeckt werden können. Im ursprünglichen – auf die Arbeiten von Monti (1971) und Klein (1971) zurückgehenden – Modell wird von einer gewinnmaximierenden Monopol-Geschäftsbank ausgegangen. Deren Gewinnfunktion unterscheidet sich von Gleichung (6) lediglich durch den Einfluss des nachgefragten Einlage- und angebotenen Kreditvolumens auf die jeweiligen Zinssätze:

$$\pi(K, E) = (ik(K) - im)K + (im(1 - \alpha) - ie(E))E - C(K, E) \tag{10}$$

Die Bedingungen erster Ordnung lauten dann:

$$\begin{aligned} {}^{\partial \pi}/_{\partial K} &= \left({}^{\partial ik}/_{\partial K} \cdot K + ik - im\right) - {}^{\partial C(K,E)}/_{\partial K} = 0 \\ {}^{\partial \pi}/_{\partial E} &= (im(1-\alpha) - \left({}^{\partial ie}/_{\partial E} \cdot E + ie\right) - {}^{\partial C(K,E)}/_{\partial E} = 0 \end{aligned} \tag{11}$$

Der gewinnoptimale Kreditzinssatz ergibt sich aus folgender Gleichung:

$$ik = im - ik\left({}^{\partial ik}/_{\partial K} \cdot \frac{K}{ik}\right) + \gamma_K \tag{12}$$

Es zeigt sich, dass der Preisaufschlag auf den Kreditzins umso höher angesetzt wird, je größer die Marktmacht der Monopolbank ist, d.h. je geringer die Zinselastizität der Kreditnachfrage ist (desto steiler die Kredit-Nachfragefunktion ist):

$$ik = im - ik\left(\frac{1}{\eta_{K,ik}}\right) + \gamma_K, \tag{13}$$

da

$$\eta_{K,ik} = {}^{\partial K}/_{\partial ik} \cdot ik/K < 0. \tag{14}$$

Analog gilt für die Einlagezinsen, dass der Preisabschlag umso größer ist und die angebotenen Sparzinsen umso niedriger sind, je geringer die Zinselastizität des Einlageangebots ist

$$\begin{aligned} ie &= im(1-\alpha) - ie\left(\frac{1}{\eta_{E,ie}}\right) - \gamma_E \\ \eta_{E,ie} &= {}^{\partial E}/_{\partial ie} \cdot ie/E > 0. \end{aligned} \tag{15}$$

Bei unendlich zinselastischer Kreditnachfrage ($\eta_{K,ik} \to -\infty$) bzw. unendlich zinselastischem Einlageangebot ($\eta_{E,ie} \to +\infty$) und somit flachen Nachfrage-/Angebotskurven verfügt die Monopolbank hingegen über keinerlei Preissetzungsmacht und die Zinsen entsprechen denen bei vollkommenem Wettbewerb. Wenngleich der klassische Monopolfall eine theoretische Kuriosität darstellt, kann das Monti-Klein-Modell sehr einfach zu einem realitätsnäheren Cournot-Oligopol-Modell erweitert werden (Cournot 1838). Unter der Annahme des imperfekten Cournot-Wettbewerbs wird ein homogenes Gut angeboten und die N Marktteilnehmer kennen sowohl die Nachfragefunktion auf dem Markt als auch die Kostenfunktion der Konkurrenz. Die Geschäftsbank n maximiert ihren Gewinn (π_n) unter

Berücksichtigung der Wirkung des gesamten Kredit- und Einlagevolumens auf die jeweiligen Marktzinsen (ik, ie) durch

$$\max_{(K_n,E_n)} \pi = \left\{ \left(ik\left(K_n + \sum_{m\neq n} K_m^*\right) - im \right) K_n + \left(im(1-\alpha) - ie\left(E_n + \sum_{m\neq n} E_m^*\right)\right) E_n - (\gamma_K K_n + \gamma_E E_n) \right\}. \tag{16}$$

Im vereinfachten symmetrischen Modell, d.h. unter der Bedingung identischer Kostenfunktionen, ergibt sich ein eindeutiges Cournot-Nash-Gleichgewicht, bei welchem alle Geschäftsbanken das gleiche Kreditvolumen anbieten bzw. die gleichen Einlagenmengen nachfragen (vgl. Pindyck und Rubinfeld 2003):

$$K_n^* = \sum_{k=1}^{N} K_k/N \quad \text{und} \quad E_n^* = \sum_{k=1}^{N} E_k\,/N \tag{17}$$

Nach Einsetzen der gleichgewichtigen Mengen in die Gewinnfunktion und Ableitung nach den Variablen K und E erhält man folgende Bedingungen erster Ordnung:

$$\begin{aligned} {\partial\pi}/_{\partial K} &= \left({\partial ik(L^*)}/_{\partial K} \cdot \frac{K^*}{N} + ik(L^*) \right) - im - \gamma_K = 0 \\ {\partial\pi}/_{\partial E} &= im(1-\alpha) - \left({\partial ie(E^*)}/_{\partial E} \cdot \frac{E^*}{N} + ie \right) - \gamma_E = 0 \end{aligned} \tag{18}$$

Durch Umformung ergibt sich der optimale Kredit- und Einlagezinsen durch:

$$\begin{aligned} ik^* &= im - \frac{ik}{N}\left(\frac{1}{\eta_{K,ik}}\right) + \gamma_K. \\ ie^* &= im(1-\alpha) - \frac{ie}{N}\left(\frac{1}{\eta_{E,ie}}\right) - \gamma_E \end{aligned} \tag{19}$$

Es zeigt sich, dass die Zinshöhe neben der Preissetzungsmacht der Geschäftsbanken $(\eta_{K,ik}, \eta_{E,ie})$ auch von der Anzahl der Mitbewerber abhängig ist. Folglich wird der bereits besprochene Monopol-Fall abgedeckt, wenn nur eine einzige Geschäftsbank am Markt tätig ist $(N = 1)$, während es sich um den Fall des vollkommenen Wettbewerbs handelt, wenn die Anzahl der Marktteilnehmer gegen unendlich strebt $(N \to \infty)$.

2.5 Ökonometrische Methodik und Ergebnisse

Der Zusammenhang zwischen dem Kreditzins und dem Referenzzinssatz am Interbankenmarkt kann demnach durch die allgemeine Regressionsgleichung

$$ik_t = \beta_0 + \beta_1 im_t + \epsilon_t \tag{20}$$

dargestellt werden,[80] wobei gilt, dass

$$\beta_0 = -\frac{ik}{N}\left(\frac{1}{\eta_{K,ik}}\right) + \gamma_K. \tag{21}$$

Dementsprechend können die von Geschäftsbanken geforderten Kreditzinsen durch die Refinanzierungskosten am Interbankenmarkt zuzüglich eines über die Zeit relativ konstanten Preisaufschlags erklärt werden, welcher durch die Grenzkosten der Kreditvergabe γ_K , durch die Zahl der Mitbewerber im Geschäftsbankensektor N und durch die Zinselastizität der Kreditnachfrage $\eta_{K,ik}$ determiniert wird.

Die im Rahmen der MFI-Zinsstatistik[81] einheitlich erhobenen nationalen Durchschnittszinssätze auf Kredite an private nicht-finanzielle Unternehmen werden als abhängige Variable ik genutzt. Als Referenzzinssatz im wird in der Regel der Geldmarktsatz EURIBOR auf unbesicherte dreimonatige Überlassungen am Interbankenmarkt gewählt, da dieser, wie auch der EONIA sehr stark mit dem Hauptrefinanzierungssatz korreliert ist, die marginalen Kosten der kurzfristigen Refinanzierung aber besser widerspiegelt (vgl. Bondt 2002). Allerdings haben sich die Geldmarktsätze während der Finanz- und Staatsschuldenkrise mitunter stark von den Leitzinsen entkoppelt und die Offenmarktgeschäfte haben seit Beginn der Vollzuteilung den Interbankenmarkt zumindest zeitweise als Hauptquelle des Liquiditätsausgleichs abgelöst. Daher wird im Folgenden neben dem 3-Monats-Geldmarktsatz auch der Hauptrefinanzierungssatz i als Kostenfaktor der Refinanzierung über das Eurosystem berücksichtigt. Die Effekte über den Bankkreditkanal, also die Wirkung der längerfristigen Refinanzierungskosten am Rentenmarkt, werden bis zum Ausbruch der globalen Finanzkrise über die Staatsanleihezinsen ib modelliert, da diese im Zeitraum zwischen Januar 2004 und Juli 2007 nahezu parallel mit den nationalen Pfandbriefzinsen verliefen (siehe Abbildung 6). Seit Beginn der Schuldenkrise weichen die Entwicklungen auf den Staatsanleihe- und Pfandbriefmärkten hingegen stark voneinander ab, sodass die Staatsanleihezinsen für den Zeitraum zwischen Januar 2010 und Juli 2017 nur

[80] Hierbei ist t wie üblich der Zeitindex und ϵ der Fehlerterm.

[81] Die MFI-Zinsdaten werden von einem repräsentativen, aus rund 2000 Kreditinstituten bestehenden Berichtskreis im gesamten Euro-Währungsgebiet erhoben (vgl. Europäische Zentralbank 2003).

mehr für die Identifizierung von Bilanzeffekten über die Rentenmärkte genutzt werden können. Die Bilanzeffekte über den Aktienmarkt werden über die Aufnahme der nationalen logarithmierten Aktienindizes[82] p berücksichtigt. Die erweiterte Regressionsgleichung für die beiden Panel aus Nicht-Krisenstaaten und Krisenstaaten stellt sich demgemäß wie folgt dar:

$$ik_{it} = \beta_0 + \beta_1 im_t + \beta_2 i_t + \beta_3 ib_{it} + \beta_4 p_{it} + \epsilon_{it} \qquad (22)$$

Da die Anpassungen der Kreditzinsen für die Geschäftsbanken immer mit Kosten verbunden sind, werden die Kreditzinsen immer erst dann an sich ändernde Referenzzinssätze und/oder finanzielle Vermögenspreise angepasst, wenn die kumulierten Kosten des Ungleichgewichts größer sind als die Anpassungskosten.[83] Demnach ist davon auszugehen, dass neben der Finanzmarktentwicklung der laufenden Periode auch die Entwicklungen in den vorangegangenen Perioden einen Einfluss auf die Kreditzinsen haben (Abbildung 20).

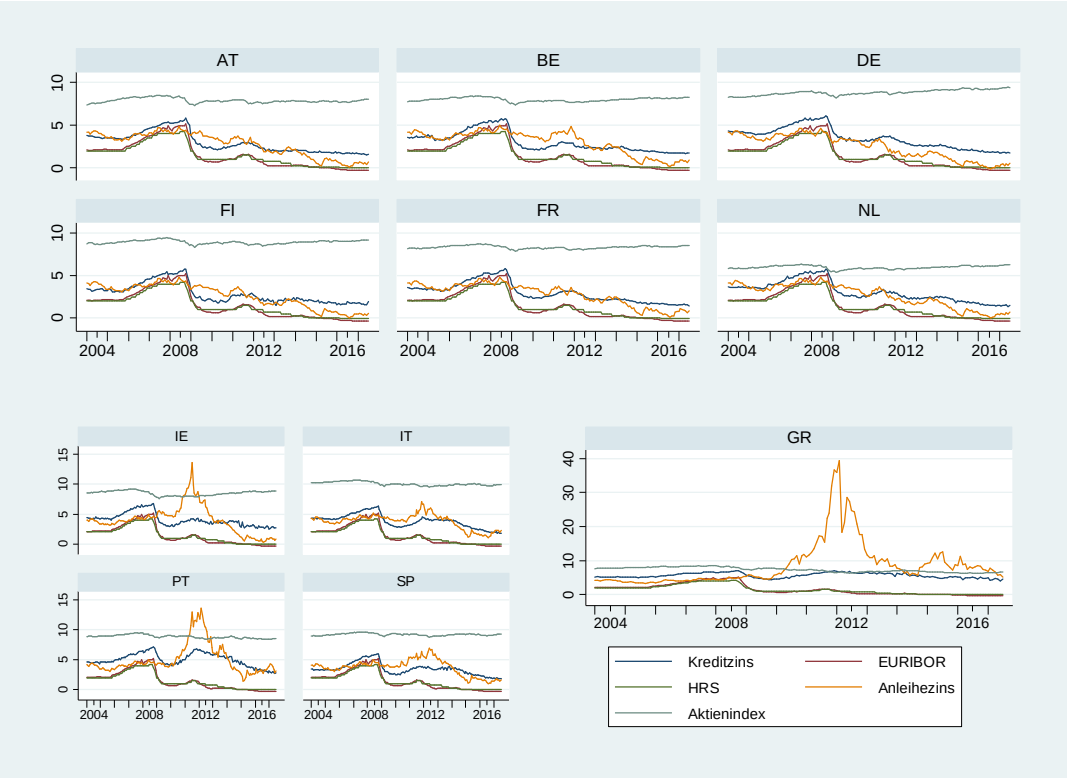

Abbildung 20: Zins- und Aktienindexentwicklung

[82] Durch das Logarithmieren können die Zeitreihen in stochastische Prozesse mit linearem Trend überführt werden, welcher später durch die Bildung der Differenz einfach beseitigt werden kann.

[83] So reduziert sich bei steigenden Geldmarktsätzen die Zinsmarge, während bei steigenden Vermögenspreisen die Kontrollkosten sinken und sich die Refinanzierungsbedingungen am Geld- und Kapitalmarkt verbessern.

Diese als Autokorrelation bezeichnete Annahmeverletzung des klassischen linearen Regressionsmodells bedeutet, dass der Fehlerterm seriell korreliert ist

$$cov(\epsilon_{it}, \epsilon_{it-1}) \neq 0, \tag{23}$$

wodurch die Schätzer zwar erwartungstreu und konsistent, aber nicht mehr effizient sind und die Standardfehler entsprechend nach unten bzw. das Bestimmtheitsmaß nach oben verzerrt sind. Die formale Überprüfung auf Autokorrelation erfolgt mithilfe des Wooldridge-Tests (2002) für Paneldaten. Hierzu wird die Panel-Regressionsgleichung in ersten Differenzen geschätzt:[84]

$$ik_{it} - ik_{it-1} = \beta_0 + \boldsymbol{\beta}(\boldsymbol{X}_{it} - \boldsymbol{X}_{it-1}) + \epsilon_{it} - \epsilon_{it-1} \tag{24}$$

Anschließend wird geprüft, ob die Korrelation zwischen dem geschätzten Fehlerterm und dessen um eine Periode verzögerten Vorläufer -0,5 entspricht, da nur dann keine Autokorrelation vorliegt (vgl. auch Drukker 2003):

$$\Delta\hat{\epsilon}_{it} = \rho_i \Delta\hat{\epsilon}_{it-1} \tag{25}$$

$$H_0\colon\ \rho_i = -0{,}5\ \forall\ i \tag{26}$$

Das Resultat des F-Tests beträgt f_4=23,907 für die Nicht-Krisenstaaten und f_4=6,616 für die Krisenstaaten, woraus folgt, dass die Null-Hypothesen der Nicht-Autokorrelation jeweils mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von kleiner als 10% abgelehnt werden müssen. Zur visuellen Analyse werden die geschätzten Residuen der Regressionsgleichung (22) für die Nicht-Krisen- und Krisenstaaten gegen ihre um eine Periode verzögerten Werte und über die Zeit geplottet (Abbildung 21). Die Steigung von eins und die geringe Varianz der Punktewolke sowie die Entwicklung der Residuen über die Zeit weisen nicht nur auf Korrelation, sondern auch auf die Nicht-Stationarität der Zeitreihen hin. Bei Nicht-Stationarität liegen stochastische Trends vor, d.h. einmalige Schocks haben eine persistente Wirkung, sodass weder die Erwartungswerte noch die Varianzen und die Kovarianzen über die Zeit stabil sind und somit nicht nur die Standardfehler der linearen Regressionsschätzungen, sondern auch die Koeffizienten selbst verzerrt sind.

[84] Die exogenen Variablen und deren Koeffizienten werden aus Gründen der Übersichtlichkeit als Vektoren $\boldsymbol{\beta X_{it}}$ dargestellt.

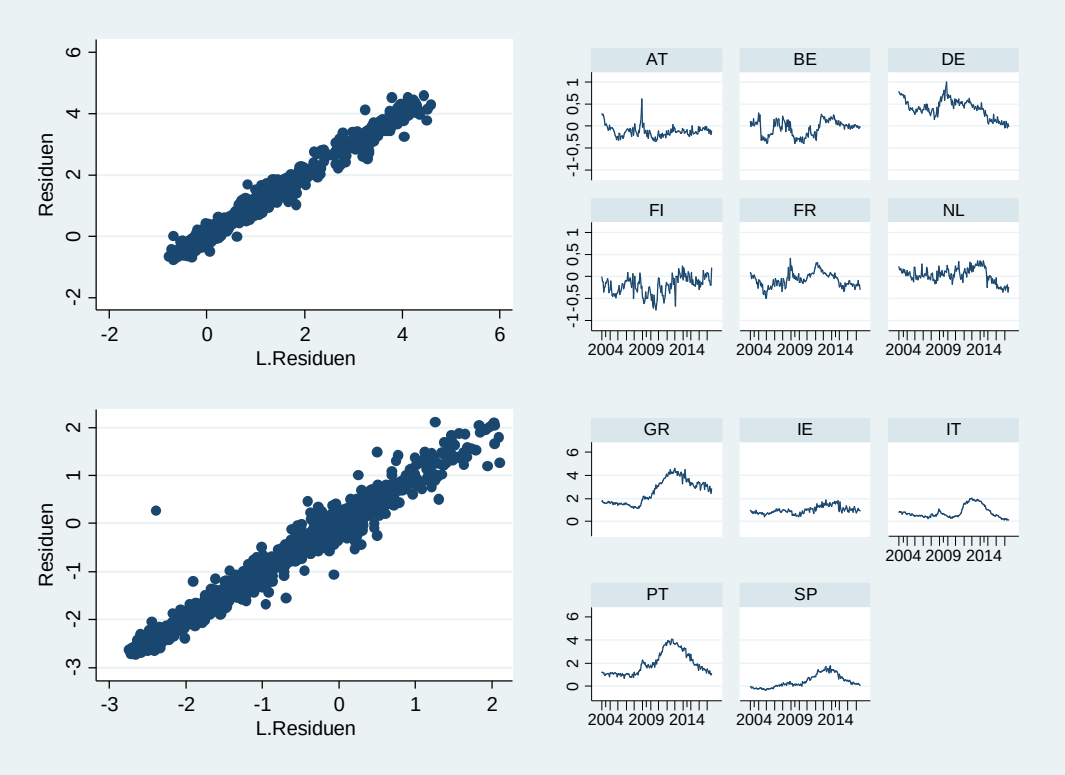

Abbildung 21: Residuenplots

Um diese schwerwiegende Annahmeverletzung im weiteren Vorgehen berücksichtigen zu können, werden die gemeinsamen europäischen Zeitreihen des Hauptrefinanzierungssatzes und des EURIBOR mit Hilfe des Augmented-Dickey-Fuller-Tests formal auf Stationarität überprüft, während für die nationalen Zeitreihen Kredit- und Staatsanleihezins sowie für den logarithmierten Aktienindex der Dickey-Fuller-Test nach Im, Pesaran und Shin (2003) genutzt wird, mit welchem die Erwartungstreue speziell für Paneldaten geprüft werden kann. Bei Dickey-Fuller-Stationaritätstests wird davon ausgegangen, dass die zu testende Variable y einem autoregressiven Prozess erster Ordnung (AR(1)-Prozess) folgt:

$$y_t = \beta_0 + \rho y_{t-1} + \epsilon_t \tag{27}$$

Wenn Nicht-Stationarität vorliegt und die Zeitreihen somit einem stochastischen Prozess mit Einheitswurzel (Random-Walk mit Drift, da $\beta_0 \neq 0$) folgen, muss $\rho = 1$ gelten. Um die Autokorrelation zu beseitigen, wird auf beiden Seiten y_{t-1} subtrahiert

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \epsilon_t \tag{28}$$

und mit $\beta_1 = -(1-\rho)$ lautet die Nullhypothese der Nicht-Stationarität:

$$H_0\colon \beta_1 = 0 \tag{29}$$

Der Im-Pesaran-Shin-Paneltest stellt sich analog zum Zeitreihentest wie folgt dar:

$$\Delta y_{it} = \beta_0 + \beta_{1i} y_{it-1} + z'_{it}\gamma_i + \epsilon_{it} \tag{30}$$

$$H_0\colon\ \beta_{1i} = 0\ \forall\ i \tag{31}$$

Im Vergleich zu anderen Panel-Stationaritätstests, wie bspw. dem Levin-Lin-Chu-Test, erlaubt der Im-Pesaran-Shin-Test die Aufnahme des länderspezifischen Durchschnitts und Trends $z'_{it}\gamma_i$ sowie die Berücksichtigung des länderspezifischen Koeffizienten β_{1i}.

In Tabelle 1 sind die Ergebnisse der Dickey-Fuller-Tests für alle Variablen und die einzelnen Subperioden Nicht-Krisenphase (Phase 0), globale Finanzmarktkrise (Phase 1), Staatsschuldenkrise (Phase 2) und Deflationskrise (Phase 3) aufgeführt. Es wird deutlich, dass für die meisten, aber nicht für alle Zeitreihen die Nullhypothese der Nicht-Stationarität nicht abgelehnt werden kann.

Tabelle 1: Ergebnisse der Stationaritätstests

	Kreditzins		Aktienpreis		Anleihezins		HRS	EURIBOR
	Kern	GIIPS	Kern	GIIPS	Kern	GIIPS	Kern	GIIPS
Gesamt	-2,386	-1,366	-2,654*	-1,634	-2,741	-2,923	-2,702	-1,551
	(0,219)	(0,985)	(0,058)	(0,927)	(0,038)	(0,016)	(0,235)	(0,810)
Phase 0	-2,768**	-1,3030	-1,785	1,923	-3,409***	-2,379	-0,972	-2,389
	(0,024)	(0,998)	(0,814)	(0,673)	(0,000)	(0,291)	(0,947)	(0,385)
Phase 1	-2,108	-2,187	-2,007	-2,146	-2,254	-2,263	-2,125	-2,645
	(0,396)	(0,333)	(0,503)	(0,370)	(0,409)	(0,407)	(0,531)	(0,259)
Phase 2	-2,834**	-1,499	-2,240	-2,212	-1,992	-2,245	-1,963	-2,645
	(0,015)	(0,949)	(0,342)	(0,384)	(0,715)	(0,426)	(0,621)	(0,259)
Phase 3	-2,617*	-2,222	-1,738	-1,704	-2,694	-2,001	-6,578***	-2,209
	(0,058)	(0,336)	(0,815)	(0,817)	(0,069)	(0,682)	(0,000)	(0,4847)

MacKinnon p-Wert in Klammern, *Signifikanzniveau bei 10%, ** Signifikanzniveau bei 5% und ***Signifikanzniveau bei 1%
Zur Festlegung der Ordnung des Dickey-Fuller-Tests wurde das Schwarz-Bayes-Kriterium genutzt.

Abbildung 22 verdeutlicht, dass es sich bei allen nicht-stationären Zeitreihen um integrierte Prozesse vom Grad 1 handelt, weshalb diese durch einfache Differenzenbildung in stationäre stochastische Prozesse überführt werden können (siehe und vgl. Wooldridge 2010, S. 320). Lineare Schätzmodelle sind allerdings auch mit den Zeitreihen in ersten Differenzen fehlspezifiziert und führen zu verzerrten Koeffizienten, wenn zwischen den Variablen eine stabile Langfristbeziehung besteht und diese demnach kointegriert sind. Die theoretische Herleitung der Zinsbildung legt den stabilen langfristigen Zusammenhang zwischen den endogenen und exogenen Variablen nahe, was bedeutet, dass die Kreditzinsen der Geschäftsbanken nicht nur kurzfristig von den Referenzzinssätzen abhängig sind, sondern auch auf Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht reagieren.

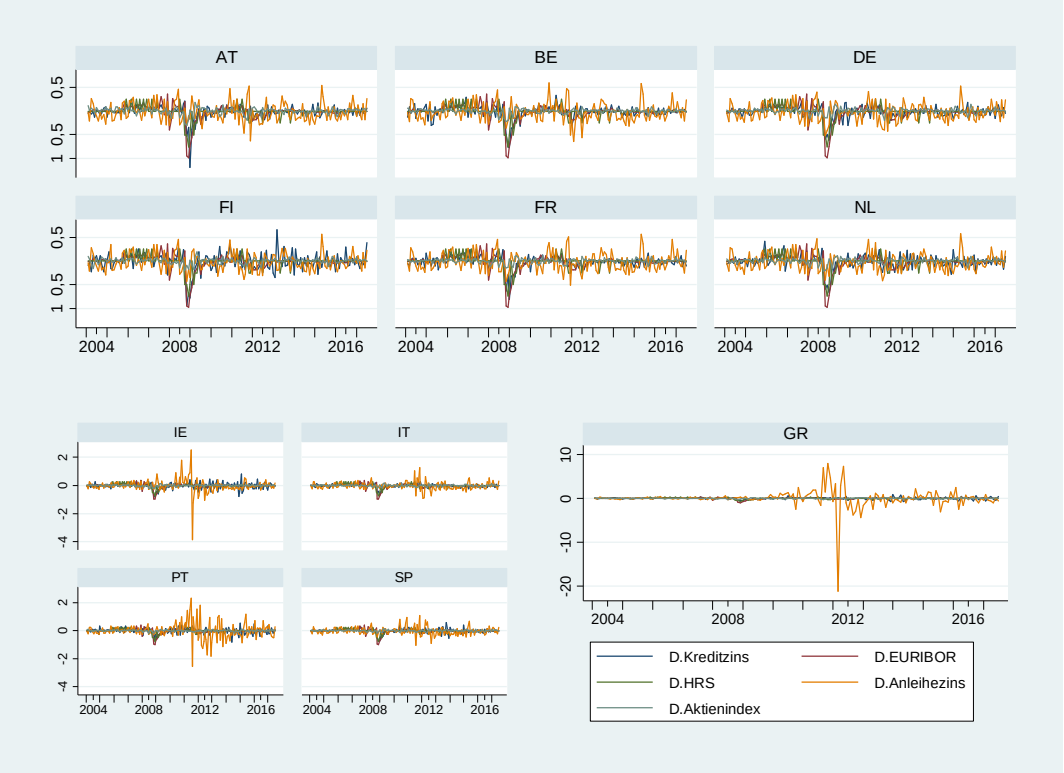

Abbildung 22: Differenzierte Zeitreihen

In der Literatur wird bei kointegrierten Zeitreihen in der Regel das OLS-Fehlerkorrektur-Modell nach Engle und Granger (1987) geschätzt (vgl. Bondt 2002; Bondt et al. 2005), welches aber voraussetzt, dass alle Zeitreihen dieselbe Integrationsordnung größer null aufweisen. Nachdem diese Bedingung nicht für alle Zeitreihen eindeutig bestätigt werden kann, wird das zu einem Fehlerkorrekturmodell parametrisierte ADL-Modell (autoregressive distributed lag) von Pesaran und Shin (1998) geschätzt, da dieses die gemeinsame Schätzung stationärer und nicht-stationärer kointegrierter Zeitreihen ermöglicht (vgl. Belke et al. 2013). Das zugrundeliegende ADL-Modell berücksichtigt die Autokorrelation des Fehlerterms, indem die verzögerte endogene Variable und die verzögerten exogenen Variablen auf der rechten Seite der Regressionsgleichung aufgenommen werden:

$$ik_{it} = \mu_i + \lambda ik_{it-1} + \beta_{10i} im_t + \beta_{11i} im_{t-1} + \beta_{20i} i_t + \beta_{21i} i_{t-1} + \beta_{30i} ib_{it} + \beta_{31i} ib_{it-1} + \beta_{40i} p_{it} + \beta_{41i} p_{it-1} + \epsilon_{it} \quad (32)$$

Nach Subtraktion von ik_{it-1} auf beiden Seiten sowie Subtraktion und Addition von $\beta_{10i} im_{it-1}$, $\beta_{20i} i_{it-1}$ und $\beta_{30i} p_{it-1}$ kann die Gleichung zu

$$
\begin{aligned}
ik_{it} - ik_{it-1} = {} & \mu_i + \lambda ik_{it-1} - ik_{it-1} + \beta_{10i} im_t - \beta_{10i} im_{t-1} + \beta_{11i} im_{t-1} \\
& + \beta_{10i} im_{t-1} + \beta_{20i} i_t - \beta_{20i} i_{t-1} + \beta_{21i} i_{t-1} + \beta_{20i} i_{t-1} + \beta_{30i} ib_{it} \\
& - \beta_{30i} ib_{it-1} + \beta_{31i} ib_{it-1} + \beta_{30i} ib_{it-1} + \beta_{40i} p_{it} - \beta_{40i} p_{it-1} \\
& + \beta_{41i} p_{it-1} + \beta_{40i} p_{it-1} + \epsilon_{it} \,,
\end{aligned} \tag{33}
$$

bzw.

$$
\begin{aligned}
\Delta ik_{it} = {} & \mu_i - (1-\lambda) ik_{it-1} + (\beta_{11i} + \beta_{10i}) im_{t-1} + \beta_{10i} \Delta im_t + (\beta_{21i} + \beta_{20i}) i_{t-1} \\
& + \beta_{20i} \Delta i_t + (\beta_{31i} + \beta_{30i}) ib_{it-1} + \beta_{30i} \Delta ib_{it} + (\beta_{41i} + \beta_{40i}) p_{it-1} \\
& + \beta_{40i} \Delta p_{it} + \epsilon_{it}
\end{aligned} \tag{34}
$$

umgeformt werden. Durch Vereinfachung erhält man schließlich

$$
\begin{aligned}
\Delta ik_{it} = {} & \mu_i + \phi_i [ik_{it-1} - \theta_{1i} im_{t-1} - \theta_{2i} i_{t-1} - \theta_{3i} ib_{it-1} - \theta_{4i} p_{it-1}] + \beta_{10i} \Delta im_t \\
& + \beta_{20i} \Delta i_t + \beta_{30i} \Delta ib_{it} + \beta_{40i} \Delta p_{it} + \epsilon_{it}
\end{aligned} \tag{35}
$$

wobei gilt, dass

$$
\begin{gathered}
\phi_i = -(1-\lambda), \\
\theta_{1i} = \frac{\beta_{10i} + \beta_{11i}}{1-\lambda}, \theta_{2i} = \frac{\beta_{20i} + \beta_{21i}}{1-\lambda}, \theta_{3i} = \frac{\beta_{30i} + \beta_{31i}}{1-\lambda}, \theta_{4i} = \frac{\beta_{40i} + \beta_{41i}}{1-\lambda}.
\end{gathered} \tag{36}
$$

Der zweite Summand ist der sogenannte Fehlerkorrekturterm bzw. Ungleichgewichtsfehler und beschreibt, wie weit der Kreditzins von seinem zu den Ausprägungen der exogenen Variablen passenden Gleichgewichtswert entfernt ist, wobei θ_{1i}, θ_{2i}, θ_{3i} und θ_{4i} den langfristigen Einfluss der exogenen Variablen auf den Kreditzins repräsentieren (vgl. Auer 2013, S. 570). Wenn, wie vermutet, eine langfristig stabile Gleichgewichtsbeziehung zwischen den Finanzmarktpreisen besteht, müssen bspw. nach sinkenden Zinsen auf dem Geldmarkt auch die Zinsen auf den nationalen Kreditmärkten solange nachgeben bis das langfristige Gleichgewicht wieder erreicht ist. Demzufolge muss der Parameter ϕ_i, der die Geschwindigkeit der Anpassung widerspiegelt, kleiner als null sein, da nur dann Ungleichgewichte über die Zeit abgebaut werden und der Fehlerkorrekturterm zu seinem langfristigen Gleichgewichtswert, welcher durch den konstanten Preisaufschlag auf die Refinanzierungskosten bestimmt wird, konvergiert. Unter der Bedingung, dass es sich bei allen Zeitreihen um integrierte Prozesse der gleichen Ordnung handelt, kann die Kointegration mit dem Test des Fehlerkorrekturterms auf Stationarität geprüft werden (Engle und Granger 1987). Da die Nicht-Stationarität allerdings nicht für alle Zeitreihen

bestätigt werden kann, wird auf die von Pesaran et al. (2001) entwickelte Bounds-Testing-Prozedur zurückgegriffen. Hierbei wird mit Hilfe der F-Statistik getestet, ob die langfristigen Koeffizienten von null verschieden sind:

$$H_0\colon\ \theta_{1i} = \theta_{2i} = \theta_{3i} = \theta_{4i} = 0 \quad \forall\ i \tag{37}$$

Die Ergebnisse des Bounds-Testing-Kointegrationstests in Tabelle 2 zeigen, dass für den gesamten Beobachtungszeitraum von Januar 2004 bis Juli 2017 die Alternativhypothese eines langfristig konstanten Zinsspreads für alle Staaten außer Österreich, Belgien und Finnland verworfen werden muss. Dies ist angesichts der zeitweisen Entkopplung des Geldmarktsatzes von den tatsächlichen Refinanzierungskosten der Geschäftsbanken und der durch die Krise veränderten Wettbewerbs- und Kostenstrukturen wenig überraschend.

Tabelle 2: F-Statistik des Bounds-Tests

	Gesamt	Phase 0	Phase 1	Phase 2	Phase 3
AT	9,129***	27,17***	20,680***	4,14***	15,813***
	(-4,273)	(-5,867)	-10,046	(-2,713)	(-5,574)
BE	4,604*	7,68**	54,591***	3,564*	24,941***
	(-2,964)	(-3,033)	(-8,382)	(-2,242)	(-6,829)
DE	2,319	13,129***	8,222***	8,353***	11,08***
	(-1,512)	(-3,26)	(-5,829)	(-3,96)	(-3,459)
FI	15,583***	10,967***	5,168***	6,073**	10,021***
	(-5,518)	(-4,186)	(5,168)	(-3,475)	(-4,266)
FR	3,167	10,107***	11,620***	4,807*	5,354***
	(-2,351)	(-3,689)	(-7,207)	(-2,288)	(-3,216)
GR	0,967	14,989***	9,119***	9,027***	10,689***
	(-0,361)	(-5,304)	(-6,317)	(-3,135)	(-4,607)
IE	1,915	20,166***	48,248***	4,941*	10,324***
	(-1,957)	(-4,854)	(-11,376)	(-3,053)	(-4,526)
IT	0,887	12,689***	14,363***	5,006*	9,794***
	(-0,853)	(-4,115)	(-6,782)	(0,539)	(-2,745)
NL	1,927	13,762***	10,229***	4,966*	5,979**
	(-1,948)	(-5,091)	(-6,131)	(-3,015)	(-3,137)
PT	1,769	19,359***	17,578***	3,864	5,598***
	(0,026)	(-6,17)	(-7,448)	(-2,045)	(-1,49)
SP	1,296	31,453***	32,285***	2,106	11,29***
	(-0,005)	(-6,089)	(-10,368)	(-0,596)	(-4,597)

t-Wert in Klammern, *Signifikanzniveau bei 10%, ** Signifikanzniveau bei 5% und ***Signifikanzniveau bei 1%

Wenn der gesamte Zeitraum wieder in die Phase vor Ausbruch der globalen Finanzmarktkrise und die drei Phasen der Krise (Finanzmarktkrise, Staatsschuldenkrise, Deflationskrise) unterteilt wird, kann die Nullhypothese der Nicht-Kointegration nur für die Krisenstaaten Portugal und Spanien jeweils für den Zeitraum der Staatsschuldenkrise nicht zurückgewiesen werden. Demensprechend bestehen innerhalb der einzelnen Subperioden konstante Langfristbeziehungen und das zum Fehlerkorrekturmodell parametrisierte ADL-Panel-Modell eignet sich für die Schätzung des kurz- und langfristigen Einflusses der Referenzzinssätze und der Vermögenspreise.

ADL-Panel-Modelle werden häufig mit Hilfe des Fixed-Effect-Schätzers (FE) oder des Mean-Group-Schätzers (MG) nach Pesaran und Smith (1995) geschätzt. Bei erstgenanntem Ansatz der stark sinkenden langfristigen ϕ, θ, β über alle Länder gepoolt geschätzt, sodass lediglich der Achsenabschnitt μ_i zwischen den Ländern variiert, während beim zweitgenannten sowohl der Achsenabschnitt als auch die Steigungsparameter für jedes Land einzeln geschätzt und anschließend arithmetisch gemittelt werden. Der Pooled-Mean-Group-Schätzer (PMG) von Pesaran et al. (1999) kombiniert die beiden Ansätze, indem einerseits die Achsenabschnitte und die kurzfristigen Koeffizienten für jedes Land einzeln geschätzt werden, andererseits die langfristigen Koeffizienten gepoolt über alle Länder berechnet werden. Die Schätzer des PMG-Modells konvergieren also gegen den zu schätzenden Parameter, wenn die langfristige Elastizität zwischen endogenen und exogenen Variablen für alle Länder gleich ist. Die Validität der Homogenitätsannahme wird mit dem Hausman-Test (1978) überprüft, bei welchem die Koeffizienten des immer konsistenten MG-Modells mit den Koeffizienten des PMG-Modells verglichen werden. Die nicht-linearen MG- und PMG-Modelle werden jeweils mit der Maximum-Likelihood-Methode geschätzt (vgl. Blackburne und Frank 2007; Pesaran et al. 1999). Die χ^2-Werte des Hausman-Tests indizieren (zweitletzte Zeile Tabelle 3), dass die Nullhypothese, wonach die Koeffizienten der beiden Modelle nicht statistisch signifikant voneinander abweichen, für keine der Subperioden verworfen werden kann, weshalb das sparsamer parametrisierte PMG- gegenüber dem MG-Modell präferiert wird.[85] Die Schätzer finden sich in Tabelle 3 und die statistisch signifikant negativen Werte für den Anpassungskoeffizienten ϕ für alle Subperioden mit Ausnahme der Phase 2 in den Krisenstaaten bestätigen die Ergebnisse des Bounds-Tests.

[85] Da sich die kurzfristigen Effekte zwischen den Ländern teilweise sehr stark unterscheiden, ist das PMG-Modell sowohl dem MG-Modell als auch dem FE-Modell vorzuziehen.

Die Ergebnisse für die erste Subperiode von Januar 2004 bis Juli 2007 weisen angesichts der statistisch nicht signifikant von Eins verschiedenen Koeffizienten des EURIBOR (1,020 bzw. 1,066)[86] auf einen langfristigen proportional elastischen Zusammenhang zwischen den Kreditzinsen in der Eurozone und dem 3-Monats-Geldmarktsatz hin. Auch die nationalen Aktienindizes haben in beiden Regionen einen langfristig statistisch signifikanten Effekt auf die Kreditverzinsung. Vor allem in den späteren Krisenstaaten scheinen die Aktienkurse, welche auch nach den Leitzinserhöhungen weiterhin stark anzogen, die (Re)Finanzierungsbedingungen der Banken und Nichtbanken dauerhaft verbessert zu haben. Somit scheint dadurch der im Vergleich zu den Leitzinsen flachere Anstieg der Kreditzinsen erklärt werden zu können (Abbildung 5).[87] In den Staaten des europäischen Zentrums kann zusätzlich ein langfristiger positiver Einfluss der nationalen Staatsanleihezinsen identifiziert werden. Da die Entwicklung der Zinsen auf 10-jährige Staatsanleihen und auf 10-jährige Pfandbriefe in den einzelnen Ländern der Währungsunion bis zum Ausbruch der globalen Finanzmarktkrise nahezu identisch verläuft, können durch die nationalen Staatsanleihezinsen die durchschnittlichen langfristigen Kosten der Refinanzierung approximiert werden.[88] Die statistisch signifikante positive Korrelation kann demnach als Hinweis auf die kreditzinssenkenden Effekte der sich vor allem ab Mitte 2004 stark verbessernden langfristigen Refinanzierungsbedingungen am Pfandbriefmarkt interpretiert werden. Neben den langfristigen Effekten können kurzfristige, statistisch signifikante positive Effekte von Leitzins- und Interbankenzinsänderungen sowie Anleihezinsänderungen auf die Kreditzinsen in den Nicht-Krisenstaaten und positive Wirkungen des Anleihezinses in den Krisenstaaten ausgemacht werden.

[86] Der χ^2-Wert des Hypothesentests $\theta_1 = 1$ beträgt für beiden Regionen 0,00. Die Nullhypothese kann demnach nicht verworfen werden.

[87] Aktienindizes dienen allerdings auch zur Prognose der zukünftigen ökonomischen Entwicklung, sodass Effekte über den Erwartungskanal ebenfalls ursächlich für diesen Zusammenhang sein können.

[88] Die durchschnittliche Abweichung des Pfandbriefzinses vom Anleihezins beträgt bspw. in Deutschland und Spanien gerade einmal 0,031 bzw. 0,058 und die Hypothese der Gleichheit kann nur mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10% abgelehnt werden.

Tabelle 3: Schätzergebnisse Pooled-Mean-Group-Modell - Kreditzins

	Phase 0		Phase 1		Phase 2		Phase 3	
Kreditzins	KERN	GIIPS	KERN	GIIPS	KERN	GIIPS	KERN	GIIPS
ϕ	-0,234***	-0,385**	-0,533***	-0,357***	-0,311***	-0,194	-0,640***	-0,475***
	(0,0623)	(0,173)	(0,154)	(0,101)	(0,0615)	(0,121)	(0,103)	(0,0884)
Langfristige Effekte								
HRS	-0,178	0,00372	0,174**	-0,171	-0,178**	0,127	0,133	0,726
	(0,327)	(0,282)	(0,0879)	(0,133)	(0,0792)	(0,316)	(0,273)	(1,137)
EURIBOR	1,020***	1,066***	0,572***	0,947***	0,811***	0,250	0,855***	2,344***
	(0,327)	(0,310)	(0,0703)	(0,105)	(0,0546)	(0,187)	(0,0536)	(0,304)
Anleihezins	0,147***	-0,0359	-0,0490	-0,282***	-0,00846	0,118***	0,0120	-0,0741***
	(0,0409)	(0,0424)	(0,0626)	(0,0793)	(0,0291)	(0,0332)	(0,0202)	(0,0242)
Aktienindex	-0,341***	-0,680***	0,136*	-0,155	-0,466***	1,569***	-0,168**	-0,515**
	(0,125)	(0,205)	(0,0795)	(0,126)	(0,132)	(0,437)	(0,0786)	(0,217)
Kurzfristige Effekte								
HRS	0,152**	0,0582	0,148	0,148***	-0,0789	-0,172	-0,160	3,452*
	(0,0760)	(0,173)	(0,0978)	(0,0403)	(0,0731)	(0,195)	(0,783)	(2,020)
EURIBOR	0,274**	0,175	0,422***	0,503***	0,687***	0,269	0,210	-2,150
	(0,112)	(0,145)	(0,0296)	(0,0916)	(0,0756)	(0,218)	(0,506)	(1,354)
Anleihezins	0,0614**	0,0794***	-0,0186	-0,117**	0,0747*	0,0182	0,0121	0,0248
	(0,0287)	(0,0259)	(0,0225)	(0,0548)	(0,0435)	(0,0167)	(0,0245)	(0,0782)
Aktienindex	-0,0451	-0,186	-0,0353	-0,0187	-0,101	0,141	0,00749	-0,684**
	(0,146)	(0,131)	(0,137)	(0,120)	(0,140)	(0,160)	(0,118)	(0,287)
Zinskorridor			-0,249***	-0,155**	0,0182	0,267	-0,00518	-2,135*
			(0,0570)	(0,0755)	(0,0446)	(0,319)	(0,338)	(1,110)
Konstante	0,762***	3,072**	0,603***	1,813***	1,822***	-1,904	2,122***	3,962***
	(0,195)	(1,378)	(0,216)	(0,488)	(0,384)	(1,228)	(0,385)	(0,898)
Hausman-χ^2	2,53	1,21	0,99	0,63	1,28	4,10	0,43	5,43
Beobachtungen	972	210	174	145	318	265	228	190

Standardfehler in Klammern, *Signifikanzniveau bei 10%, ** Signifikanzniveau bei 5% und ***Signifikanzniveau bei 1%

Um den in der Literatur unterstellten starken Einfluss der Geldpolitik auf die Kreditzinsen über die Steuerung der Interbankenzinsen zu verifizieren, wird zusätzlich ein Fehlerkorrektur-Zeitreihenmodell mit dem EURIBOR als endogene Variable und dem Hauptrefinanzierungssatz sowie der über Offenmarktgeschäfte und Wertpapierankäufe bereitgestellten Liquidität als exogene Variablen geschätzt. Die Resultate in Tabelle 4 zeigen, dass die Leitzinsänderungen langfristig ebenfalls eins zu eins auf den Interbankenmarkt überwälzt wurden, während die Geldbasis zumindest in der Nicht-Krisenphase keinen Einfluss auf den 3-Monats-Geldmarktsatz hatte.[89]

Angesichts des doppelt proportional elastischen Zusammenhangs zwischen Hauptrefinanzierungssatz und Interbankenzins sowie Interbankenzins und Kreditzinsen können die Ergebnisse des Monetary Transmission Networks (vgl. Angeloni et al. 2003b) bestätigt werden. Hiernach nahm die EZB vor Ausbruch der Finanzmarktkrise vor allem über den Kapitalkosteneffekt des Zinskanals langfristigen Einfluss auf die Kosten der privaten Außenfinanzierung.

Tabelle 4: Schätzergebnisse Fehlerkorrekturmodel - Interbankenzins

EURIBOR	Phase 0	Phase 1	Phase 2	Phase 3	Phase 3
ϕ	-0,1642**	-0,5804***	-0,2268***	0,1620*	0,1875*
	(0,0696)	(0,0993)	(0,0398)	(0,0916)	(0,1021)
HRS	1,0926***	1,1797***	1,0813***	4,0772***	3.5828**
	(0,1684)	(-0,0019)	(0,0554)	(1,0820)	(1,6274)
Liquidität	0,0024	-0,0019***	-0,0011***	-0,0001**	0,00001
	(0,00268)	(0,00061)	(0,00012)	(0,00005)	(0,0004)
APP					-0,0002*
					(0,00009)
Konstante	-0,0871	0,5261	0,1444	0,0043	0,0155
	(0,1191)	(0,2184)	(0,0293)	(0,0184)	(0,0407)
Beobachtungen	51	29	53	26	26
R^2	0,604	0,874	0,742	0,470	0,473

Standardfehler in Klammern, *Signifikanzniveau bei 10%, ** Signifikanzniveau bei 5% und ***Signifikanzniveau bei 1%

Für die zweite Subperiode der globalen Finanzkrise von August 2007 bis Dezember 2009 verifiziert der statistisch signifikante langfristige Liquiditätskoeffizient der EURIBOR-Schätzung in Höhe von -0,0019 die Vermutung, dass der Interbankenzins während der Vertrauenskrise nicht mehr nur vom Hauptrefinanzierungssatz abhängig war, sondern

[89] Dass das PMG-Modell die Varianz der Kreditzinsen auf die Entwicklung des EURIBOR statt auf die Leitzinsänderungen zurückführt, ist vor allem damit zu erklären, dass die kontinuierlichen Leitzinserhöhungen ab Dezember 2005 in beiden Regionen nur bedingt an die Kreditnehmer weitergegeben wurden, während bereits kleinere Zinsänderungen auf dem Interbankenmarkt in der Phase ohne Leitzinsänderungen von Januar 2004 bis November 2005 unmittelbar auf die Kreditmärkte übertragen wurden (Abbildung 5).

dass durch die Bereitstellung zusätzlicher Offenmarktgeschäfte der Interbankenmarkt überbrückt und die Geldmarktsätze gesenkt werden konnten.

Auch die Transmission geldpolitischer Impulse auf die Kreditmärkte scheint sich im Zuge der Vertrauenskrise und der anschließenden Öffnung der Liquiditätsschleusen geändert zu haben (Tabelle 3). Während sich die Interbankenzinselastizität der Kreditzinsen in den Krisenstaaten mit 0,974 weiterhin nicht statistisch signifikant von eins unterscheidet, hat sich der Effekt in den Nicht-Krisenstaaten mit 0,572 nahezu halbiert.

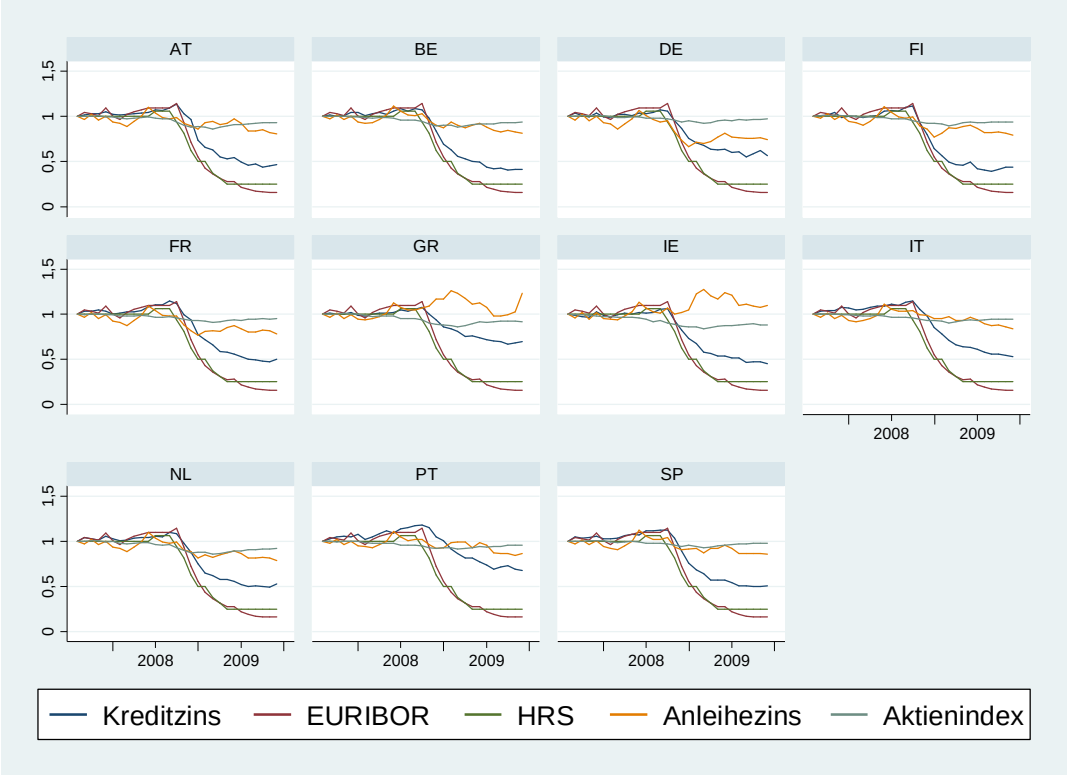

Abbildung 23: Zinsen und Aktienindizes während der Finanzmarktkrise, normalisiert

Abbildung 23 verdeutlicht zum einen, dass die Korrelation des EURIBOR mit den Kreditzinsen in den Krisenstaaten in der Phase der stark ansteigenden Interbankenzinsen stärker ist als in den Nicht-Krisenstaaten. Zum anderen wird ersichtlich, dass die Kreditzinsen auch nach Beruhigung der Interbankenmärkte, welche durch die Umstellung auf Mengentender mit Vollzuteilung und die Bereitstellung der 12-monatigen Refinanzierungsgeschäfte bedingt war, stärker dem Geldmarktsatz folgen. Da die Ergebnisse der Vorkrisenphase nicht für eine generell größere Abhängigkeit der peripheren Kreditmärkte vom EURIBOR sprechen, scheinen insbesondere die Krisenstaaten von der Austrocknung des Interbankenmarktes

betroffen gewesen zu sein und profitierten demnach auch stärker von der expansiven Geldmengenpolitik der EZB.

Der lediglich in den Nicht-Krisenstaaten statistisch signifikante Einfluss des Hauptrefinanzierungssatzes (0,174) auf die Kreditzinsen spiegelt ebenfalls den Umstand wider, dass die zentraleuropäischen Geschäftsbanken insgesamt deutlicher weniger unter den Verwerfungen auf dem Interbankenmarkt litten und die Kreditzinsen demnach deutlicher auf die Leitzinsänderungen der EZB reagierten.

Der statistisch signifikante negative Effekt der Staatsanleihezinsen auf die Kreditzinsen in den Krisenstaaten (-0,282) reflektiert die Staatsschuldenkrise, welche sich zwar bereits seit Ende 2008 durch steigende Zinsen auf griechische und irische Anleihen ankündigte, sich aber noch nicht auf die Kreditzinsen auswirkte, da diese dem sinkenden EURIBOR folgten.[90]

Da die EZB seit Beginn der globalen Finanzmarktkrise die Breite des Zinskorridors variierte (Abbildung 2) und somit nicht alle Anreizeffekte durch die Änderung des Hauptrefinanzierungssatzes abgebildet werden können, wird bei den kurzfristig wirkenden Variablen zusätzlich noch der Abstand zwischen dem Hauptrefinanzierungssatz und dem Einlagesatz berücksichtigt.[91] Hierdurch kann gezeigt werden, dass die Verengungen des Zinskorridors am 9. Oktober 2008 von 200 auf 100 Basispunkte und am 13. Mai 2009 von 200 auf 150 Basispunkte in beiden Regionen zu steigenden Zinsen auf den Kreditmärkten führte.[92] Demzufolge liegt der Schluss nahe, dass die EZB durch die Variation des Zinskorridors die Störung des geldpolitischen Transmissionsprozesses selbst verstärkte.[93] Der statistisch signifikante Crowding-out-Effekt durch die Erhöhung der Attraktivität der Einlagefazilität in Höhe von -0,249 bzw. -0,155 ist angesichts der Tatsache, dass die Verengungen des Korridors jeweils durch stark zentralbankbilanzverlängernde Maßnahmen (Umstellung auf Vollzuteilung bzw. Bereitstellung der 12-Monatstender) begleitet wurden, umso erstaunlicher.

---

[90] Aufgrund der ab Beginn der Vertrauenskrise stark divergierenden Entwicklung der durchschnittlichen Pfandbrief- und nationalen Staatsanleihezinsen kann nicht mehr von den Staatsanleihezinsen auf die Weiterleitung der gestiegenen Kosten der langfristigen Refinanzierung auf die Kreditmärkte geschlossen werden.

[91] Im Zeitraum zwischen dem 22. Januar 1999 und dem 9. Oktober 2008 betrug der Zinskorridor immer 200 Basispunkte.

[92] Analog dazu führte die zwischenzeitliche Wiederherstellung des Zinskorridors von 200 Basispunkten im Januar 2009 zu sinkenden Kreditzinsen.

[93] Im Oktober 2008 sollte die Varianz der Zinssätze auf dem Interbankenmarkt reduziert werden, während die Verengung im Mai 2009 dem Umstand geschuldet war, dass die EZB bei einer symmetrischen Anpassung den Einlagesatz auf 0% hätte reduzieren müssen (vgl. Belke und Verheyen 2013, S. 103).

Für die Krisenstaaten können noch statistisch signifikante kurzfristige Effekte des Hauptrefinanzierungssatzes und des Interbankenzinses sowie des Staatsanleihezinses festgestellt werden, während in den Nicht-Krisenstaaten neben dem Einfluss des Zinskorridors nur noch die Wirkung des Interbankenzinses als statistisch signifikant identifiziert werden kann.
Insgesamt können für die erste Phase der Krise nur Effekte über den Zinskanal festgestellt werden, was einerseits der unzureichenden Approximation der langfristigen Refinanzierungskosten durch die Staatsanleihezinsen geschuldet sein kann. Andererseits ist das Ausbleiben jeglicher statistisch signifikanter Effekte im Fall der zwischen Januar 2007 und März 2009 stark eingebrochenen und der sich anschließend kontinuierlich erholenden Aktienkurse durchaus überraschend.

Für die Phase der sich gegenseitig verstärkenden europäischen Banken- und Staatsschuldenkrise von Januar 2010 bis Mai 2014 indizieren die Ergebnisse der EURIBOR-Schätzung (Tabelle 4) und der Kreditzinsschätzung (Tabelle 3), dass die EZB zwar den Interbankenzins über die Kombination von zusätzlichen liquiditätszuführenden Offenmarktgeschäften und Leitzinsänderungen weiterhin effizient steuern konnte, ihren Einfluss auf die Kreditzinsen der Krisenstaaten über die zins- und geldmengenpolitischen Instrumente aber verlor. In der Phase 2 tragen die Leitzins- und Interbankenzinsänderungen weder in der kurzen, noch in der langen Frist zur Erklärung der Varianz der nationalen Kreditzinsen in der europäischen Peripherie bei. In der langen Frist scheinen allein die Zinsen auf Staatsanleihen und die Kursentwicklungen an den nationalen Aktienmärkten die Kreditverzinsung in den Krisenstaaten zu treiben. Abbildung 24 verdeutlicht, dass der positive Effekt der langfristigen Zinsen primär auf die Entwicklung während der Phase der eskalierenden Staatsschuldenkrise zurückgeführt werden kann, da sich der nach der Bereitstellung der 36-Monatstender im Dezember 2012 umkehrende Zinstrend auf dem Anleihemarkt kaum auf die Entwicklung der Kreditzinsen in den Krisenstaaten auswirkt. Der sehr starke positive Effekt der nationalen Aktienindizes in den Krisenstaaten (1,569) widerspricht der Theorie des Bankbilanz-/Bilanzkanals und indiziert mögliche Trade-off-Effekte zwischen der Beruhigung des Aktienmarktes und der Kapitalversorgung der Privatwirtschaft über die Kreditmärkte.
In den Nicht-Krisenstaaten kann hingegen kaum eine Änderung zu den Vorperioden festgestellt werden, da in der langen Frist der EURIBOR mit 0,811 nach wie vor am stärksten

mit den Kreditzinsen korreliert ist und steigende Aktienkurse theoriegemäß zu sinkenden Kreditzinsen führen. Neu ist hingegen, dass der Hauptrefinanzierungssatz mit -0,178 zwar vergleichsweise schwach, jedoch statistisch signifikant negativ wirkt. Dies weist auf negative Signalisierungseffekte der Leitzinssenkungen hin, welche auf den Umstand zurückgeführt werden können, dass die Geschäftsbanken in den Nicht-Krisenstaaten zwar nicht auf die günstige Refinanzierung über das Eurosystem angewiesen, durch die Verluste in den Zinserträgen (infolge der stark sinkenden langfristigen Zinsen), aber durchaus negativ betroffen waren.

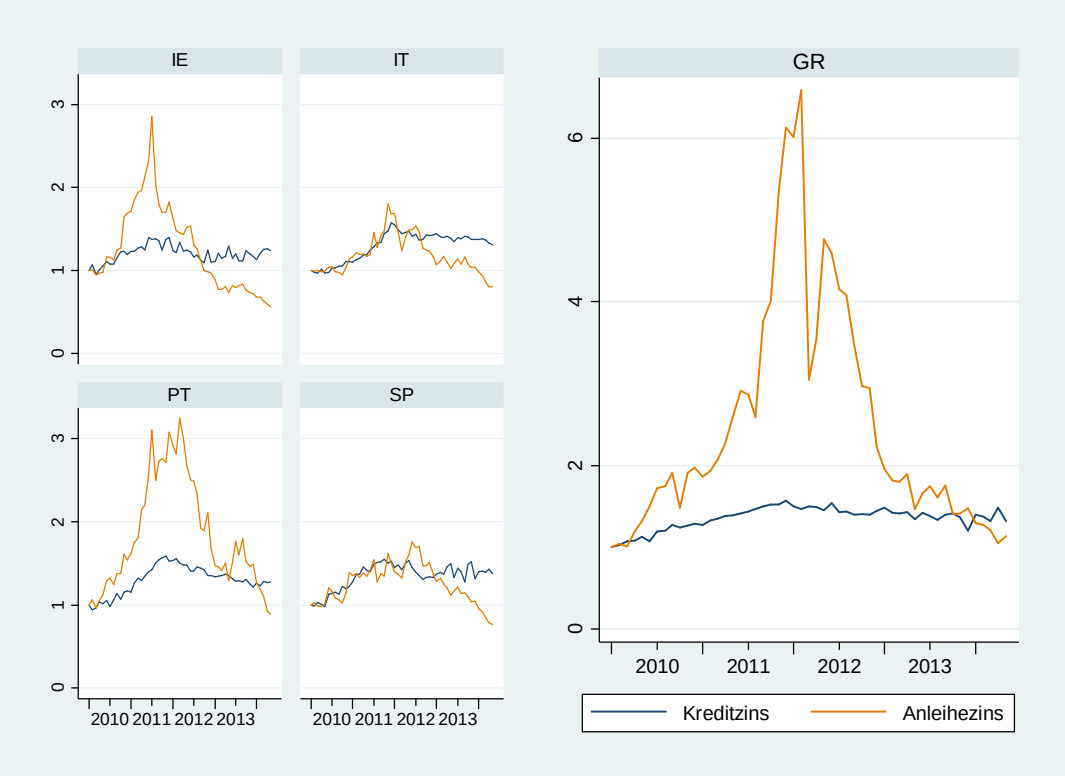

Abbildung 24: Kredit- und Staatsanleihezinsen während der Staatsschuldenkrise

Kurzfristig wirken in den Nicht-Krisenstaaten neben dem EURIBOR auch die seit Mitte 2011 relativ kontinuierlich sinkenden Staatsanleihezinsen schwach, aber statistisch signifikant auf die Kreditzinsen. In den Krisenstaaten kann hingegen kein Regressor zur Erklärung der kurzfristigen Varianz der nationalen Kreditzinsen beitragen, was die Entkopplung der Kreditzinsen von den geldpolitischen Impulsen zusätzlich unterstreicht. Der asymmetrischen Verengung des Zinskorridors um jeweils 25 Basispunkte in Richtung des auf 0% verharrenden Einlagesatzes im Juni und November 2013 kann in keinem der beiden Subsamples ein Effekt auf die Kreditzinsen zugesprochen werden. Eine Erklärung hierfür könnte sein, dass die

Einlagefazilität bereits im Juli 2012 durch die Abschaffung der Einlageverzinsung sehr stark an Attraktivität eingebüßt hatte und somit für die meisten Geschäftsbanken seitdem keine Alternative zur Kreditvergabe an den privaten Sektor darstellte.

In der letzten Subperiode, welche mit der Ankündigung zweckgebundener Langfristtender und negativer Einlagesätze im Juni 2014 beginnt, verringert sich der langfristige Effekt der Zentralbankliquidität auf den EURIBOR um ca. 90% auf -0,0001. Folglich wäre eine Verlängerung der Zentralbankbilanz um 8 Billionen Euro nötig gewesen, um den Interbankenzins um 100 Basispunkte zu reduzieren.[94] Wenn zusätzlich zwischen der durch aktive Wertpapierankäufe (APP) und passive Refinanzierungsgeschäfte geschaffenen Liquidität differenziert wird (letzte Spalte Tabelle 4), zeigt sich, dass nur für das APP, nicht jedoch für die primär zweckgebundenen Refinanzierungsgeschäfte statistisch signifikante Effekte auf den Geldmarktsatz identifiziert werden können.

In Bezug auf die Kreditzinsen ergibt sich für die Nicht-Krisenstaaten das weiterhin unveränderte Bild, nach welchem der Interbankenzins und die Aktienkurse langfristig die Entwicklung der Kreditzinsen determinieren (siehe achte Spalte in Tabelle 3). In den Krisenstaaten kann hingegen erstmals seit Beginn der Staatsschuldenkrise wieder ein statistisch signifikant positiver und darüber hinaus stark überproportionaler Effekt des EURIBOR in Höhe von 2,344 identifiziert werden. Dies zeigt, dass durch die aktiv geschaffene Überschussliquidität nicht nur die Zinsen am Interbankenmarkt unter die Nullzinsgrenze gedrückt, sondern auch die Kreditzinsen in den Krisenstaaten deutlich reduziert werden konnten.

Die statistisch signifikante negative Korrelation zwischen den nationalen Kreditzinsen und Aktienindizes weist darüber hinaus auf die Wiederbelebung der – seit Beginn der Finanzkrise brachliegenden – Bilanzkanäle in der europäischen Peripherie hin. Der negative Zusammenhang zwischen den Entwicklungen auf den Kredit- und Anleihemärkten deutet hingegen auf eine Entkopplung der nationalen Kreditzinsen von den ab Mitte des Jahres

[94] Im Rahmen dieser Analyse kann allerdings nicht beantwortet werden, ob die sinkende Liquiditätselastizität der Geldmarktsätze stärker durch den sinkenden Grenznutzen geldmengenpolitischer Maßnahmen oder die Unterschreitung der Nullzinsgrenze auf dem Interbankenmarkt getrieben ist. Bereits in der Subperiode Staatsschuldenkrise kann eine deutliche Verringerung des langfristigen Liquiditätskoeffizienten um 40% im Vergleich zur Vorperiode festgestellt werden. Dies kann angesichts der sich im Jahr 2012 im Vergleich zur Finanzmarktkrise mehr als verdoppelten Zentralbankliquidität als deutliches Indiz für den abnehmenden Grenznutzen liquiditätserhöhender Maßnahmen interpretiert werden.

2016 wieder leicht ansteigenden Zinsen auf Staatsanleihen der südeuropäischen Krisenstaaten hin.[95]

Bei den kurzfristigen Effekten fällt auf, dass neben der Senkung des Hauptrefinanzierungssatzes auf 0% im März 2016, die Erhöhung des Abstands zwischen dem Hauptrefinanzierungssatz und dem negativen Einlagesatz um jeweils 10 bzw. 5 Basispunkte im Dezember 2015 und März 2016 die Kreditzinsen in den Krisenstaaten überproportional stark gesenkt zu haben scheinen. Der ebenfalls ungewöhnlich starke Effekt der Aktienindizes verifiziert zusätzlich die Hypothese, dass der Ankauf öffentlicher Vermögenswerte über die Bankbilanz- und Bilanzkanäle zinssenkend auf die peripheren Kreditmärkte wirkt. Für das Subsample der Nicht-Krisenstaaten können keine statistisch signifikanten kurzfristigen Wirkungen der endogenen Variablen identifiziert werden.

[95] Die steigenden Zinsen auf italienische, spanische und portugiesische Anleihen können vor allem auf die steigende Unsicherheit über den langfristigen Zusammenhalt der Eurozone infolge der Refinanzierungsschwierigkeiten der drittgrößten italienischen Geschäftsbank Monte dei Paschi di Siena und der Ankündigung eines Referendums über die italienische Verfassung zurückgeführt werden.

2.6 Zusammenfassung

Im ersten Teil der vorliegenden Arbeit wurde sowohl bei der Darstellung der geldpolitischen Maßnahmen als auch bei der ökonometrischen Analyse zwischen der Vorkrisenphase und den drei Phasen der Krise differenziert, weshalb auch die folgende Zusammenfassung in diese vier Subperioden untergliedert ist.

Die erste Phase zwischen Januar 2004 und Juli 2007 (Phase 0) war durch steigende Rohstoffpreise sowie hohe wirtschaftliche Prosperität geprägt. Die EZB begegnete den zunehmenden Inflationsrisiken ab Dezember 2005 mit restriktiver Geldpolitik, wobei im Sinne der klassischen Zinssteuerung die Leitzinsen erhöht und die Volumina der liquiditätszuführenden Offenmarktoperationen so an den Liquiditätsbedarf des Geschäftsbankensektors angepasst wurden, dass die Geldmarktsätze eng am Leitzins gehalten werden konnten.
Die Ergebnisse der ökonometrischen Analyse bestätigen die vom Monti-Klein-Modell unterstellte proportionale und langfristig stabile Steuerung der Kreditzinsen über die kurzfristigen Refinanzierungskosten der Geschäftsbanken am Interbankenmarkt. Die uniforme Wirkung des EURIBOR auf die nationalen Kreditmärkte zeigt, dass eine gleichgerichtete Wirkung der Geldpolitik trotz divergierender Konjunkturzyklen im Währungsraum erreicht werden konnte. Die statistisch signifikanten Effekte der finanziellen Vermögenswerte weisen darüber hinaus auf die Transmission geldpolitischer Impulse über die Kreditkanäle hin.

Im Zeitraum zwischen August 2007 und Dezember 2009 (Phase 1) wurde von der bis dahin strikt verfolgten Strategie der Anpassung des Geldangebots an die durch realwirtschaftliche Prozesse determinierte Nachfrage abgewichen, um die infolge der geplatzten US-Immobilienblase entstandenen Liquiditätsengpässe zu überbrücken.
Die Schätzung der Kreditzinsen zeigt, dass die Turbulenzen am Interbankenmarkt vor allem auf die Kreditmärkte der späteren Krisenstaaten wirkten. Dies kann darauf zurückgeführt werden, dass zwar vor allem die Geschäftsbanken aus Deutschland und Frankreich hohe Abschreibungen aufgrund der US-Subprimekrise vornehmen mussten, diese Länder aber nicht nur die höchsten Bankforderungen gegenüber den USA, sondern auch gegenüber den

späteren Krisenstaaten hielten.[96] Als die zentraleuropäischen Geschäftsbanken, allen voran die IKB, die Deutsche Bank und die Credit Agricole, ihre Aktiva zu Gunsten des Eigenkapitals reduzierten, um die Eigenkapitalanforderungen weiterhin erfüllen zu können, wurden zuerst die kurzlaufenden Interbankenkredite ans Ausland abgebaut.[97] Der Liquiditätsfluss in die europäische Peripherie riss schlagartig ab und die Fragmentierung der europäischen Refinanzierungsmärkte nahm ihren Anfang. Zwar konnte die kurzfristige Liquiditätsversorgung durch die Bereitstellung von Zentralbankliquidität in Vollzuteilung relativ schnell wiederhergestellt werden, doch beschleunigten die unter den Hauptrefinanzierungssatz sinkenden Geldmarktsätze die Austrocknung des Interbankenmarktes, wodurch die klassische Zinssteuerung der Kreditkosten über die Refinanzierungskosten am Interbankenmarkt weitgehend aufgegeben wurde. Auch die nach der Verengung des Zinskorridors steigenden Kreditzinsen weisen auf den in den kommenden Jahren immer stärker zutage tretenden Trade-off zwischen der Beruhigung der Finanzmärkte und der Kontrolle über die Kreditversorgung des privaten Sektors hin. Zwar konnte durch die Verringerung des Abstandes zwischen Einlagesatz und Hauptrefinanzierungssatz die Varianz der Refinanzierungskosten und die Finanzierungsunsicherheit im Geschäftsbankensektor verringert werden, gleichzeitig wurden aber die Opportunitätskosten der Kreditvergabe erhöht und somit die Anreize zur übermäßigen Geldhortung der Geschäftsbanken verstärkt.

Im Frühjahr des Jahres 2010 eskalierte die europäische Staatsschuldenkrise (Phase 2) und die Finanzierungsbedingungen der betroffenen Staaten verschlechterten sich drastisch. Aufgrund des engen Risikoverbundes zwischen den Staaten und den Kreditinstituten verstärkte sich die Fragmentierung an den Refinanzierungsmärkten und die Geschäftsbanken der Krisenstaaten wurden vom kurzfristigen Liquiditätsausgleich innerhalb der Eurozone komplett abgeschnitten. Auf die Divergenz der Zinsspreads zwischen den Krisen- und Nicht-Krisenstaaten reagierte die EZB mit dem zielgerichteten sterilisierten Ankauf von Staatsanleihen der Krisenstaaten. Eine Trendwende bei den teilweise exponentiell ansteigenden Anleihezinsen konnte aber erst durch die Bereitstellung extrem langfristiger Liquidität erreicht werden, weil die Geschäftsbanken – auch aufgrund der

[96] Für die Nettogläubigerposition der peripheren Staaten sind maßgeblich die makroökonomischen Ungleichgewichte innerhalb des europäischen Währungsraums verantwortlich (vgl. Mundell 1961; Schnabl und Zemanek 2011).

[97] Dies ist nicht zuletzt auch eine Folge der EU-Vorgaben im Rahmen des Beihilfeverfahrens, welches für durch staatliche Rettungsmaßnahmen rekapitalisierte Geschäftsbanken nicht nur die Schließung von Auslandsfilialen, sondern auch Bilanzverkürzungen explizit vorsah (vgl. Schnabel 2014).

systematischen Privilegierung von Staatsanleihen – einen Großteil des zusätzlichen Zentralbankgeldes in heimische Staatsanleihen investierten. Da gleichzeitig die Gewinnthesaurierung der Geschäftsbanken durch die Absenkung und die abermalige Verengung des Zinskorridors vorangetrieben wurde, muss vermutet werden, dass die EZB auf die Allokation des Kapitals in Richtung des öffentlichen Sektors und des Geschäftsbankensektors abzielte.

Die Ergebnisse der Schätzungen, wonach von den geldpolitischen Impulsen keinerlei Wirkung auf die peripheren Kreditmärkte mehr ausgingen, bestätigen, dass die Konsolidierung der Staatshaushalte und die Rekapitalisierung des Geschäftsbankensektors zu Lasten der Kreditversorgung des privaten Nichtbankensektors in den Krisenstaaten erfolgten. Zwar konvergierte der EURIBOR durch die Bereitstellung der 36-Monatstender gegen den auf null reduzierten Einlagesatz, die Kreditzinsen in den Krisenstaaten verharrten aber dessen ungeachtet auf hohem Niveau. Dies kann auf die hohen Anreize für Carry-trades in Richtung der organisierten Kapitalmärkte und auf die wegen des schmalen Zinskorridors hohen Opportunitätskosten der Kreditvergabe an Banken und Nicht-Banken zurückgeführt werden. Darüber hinaus wurde die Fragmentierung des Interbankenmarktes durch die Liquiditätsflut weiter verstärkt, da der Risikoverbund zwischen Staaten und Kreditinstituten durch den massiven Staatsanleihekauf nochmals verstärkt[98] sowie die für einen Vertrauensgewinn nötige Marktbereinigung durch die Versorgung der angeschlagenen Geschäftsbanken mit Langfristtendern weiter verschleppt wurde.[99]

In den Nicht-Krisenstaaten können in dieser Phase zwar angesichts der sich nähernden Nullzinsgrenze negative Effekte der Leitzinssenkungen festgestellt werden, die aber von den weiterhin eins zu eins an die Kreditmärkte weitergereichten Entwicklungen am Interbankenmarkt überkompensiert werden. Dies weist darauf hin, dass sich die zentraleuropäischen Geschäftsbanken im Vergleich zu denen in der Peripherie problemlos an den Interbankenmärkten refinanzieren konnten und die Transmission über den Kapitalkosteneffekt weiterhin funktionierte.

[98] In Italien und Spanien stiegen die vom Geschäftsbankensektor gehaltenen Forderungen gegen die heimischen Staaten um 75% bzw. 83% an (Abbildung 15).

[99] Abbassi et al. (2015) zeigen, dass durch die Langfristtender die Geschäftsbanken mit geringen Liquiditätspuffern und ohne nachhaltiges Geschäftsmodell am Markt gehalten wurden.

Im Zeitraum zwischen Juni 2014 und Juli 2017 (Phase 3) rückten erstmals seit Beginn der globalen Finanzmarktkrise die nationalen Kreditmärkte wieder explizit in den Fokus der europäischen Geldpolitik. Die langfristigen Inflationserwartungen indizierten die ernsthafte Gefahr einer Deflationsspirale und die EZB wich von ihrer passiven Rekapitalisierungsstrategie zu Gunsten der aktiven Kreditausweitung ab. Da die konventionellen geldpolitischen Instrumente bereits für die zum Erhalt der Eurozone notwendige Stützung der Staatsanleihemärkte gänzlich ausgereizt worden waren, reagierte die EZB mit dem dauerhaften Ankauf von Wertpapieren, der Bereitstellung von zweckgebundenen Langfristtendern zu Negativzinsen sowie der Sanktionierung der Überschussliquidität durch negative Einlagesätze.

Die Schätzung des EURIBOR zeigt, dass durch die quantitative Lockerung die Geldmarktsätze zwar unter die Nullzinsgrenze gedrückt werden konnten, im Vergleich zu den Vorperioden jedoch eine deutlich stärkere Bilanzverlängerung nötig war. Bei der über die zweckgebundenen Langfristtender bereitgestellten Liquidität kann hingegen kein Effekt auf den Interbankenmarkt identifiziert werden, was darauf hinweist, dass diese lediglich zur Substitution positiv verzinster ungebundener Refinanzierungsgeschäfte genutzt wurden und deren Einfluss auf die Geldbasis deshalb deutlich geringer war.[100]

Während für die Nicht-Krisenstaaten ein leicht unterproportionaler Zusammenhang zwischen den Kreditzinsen und dem EURIBOR und somit keine substanzielle Abweichung zu den Vorperioden festgestellt werden kann, suggeriert der statistisch signifikante und überproportional starke Effekt des durchschnittlichen Geldmarktsatzes auf die Kreditzinsen in den Krisenstaaten die Wiederherstellung der konventionellen Zinssteuerung durch die Wiedererlangung der geldpolitischen Kontrolle über die kurzfristigen Refinanzierungskosten am Interbankenmarkt. Angesichts der nach der Unterschreitung der Nullzinslinie nochmals drastisch einbrechenden Umsätze am Interbankenmarkt kann allerdings keineswegs von einer Revitalisierung des kurzfristigen Liquiditätsausgleichs ausgegangen werden. Die niedrigeren Kreditzinsen können demnach nicht als kausale Folge niedrigerer Refinanzierungskosten am Interbankenmarkt, sondern als Ergebnis der direkten Substitution der im Tausch gegen die Staatsanleihen erhaltenen Forderungen gegen die Zentralbank

[100] Gros et al. (2016) kommen darüber hinaus zu dem Schluss, dass die Anforderungen für die Senkung des Refinanzierungssatzes unter den Hauptrefinanzierungssatz ohne zusätzliche Kreditschöpfung erfüllt werden konnten, wodurch die zweckgebundenen Langfristtender lediglich zu Mitnahmeeffekten, aber zu keinen signifikanten Effekten auf die Kreditvergabe der Geschäftsbanken führten.

durch Kreditforderungen gegen die Privatwirtschaft betrachtet werden. Der ebenfalls überproportional starke Effekt der Ausweitung des Zinskorridors in den negativen Bereich verifiziert, dass die Allokation der Liquidität in Richtung der Kreditmärkte vor allem durch die Senkung der Opportunitätskosten der Kreditvergabe erreicht werden konnte. Neben den Effekten über den Geldmarkt können für die Krisenstaaten erstmals seit Beginn der Staatsschuldenkrise auch wieder Indizien für die Transmission geldpolitischer Impulse über die Bilanz- und Bankbilanzkanäle gefunden werden, denn die hohe negative Korrelation zwischen Kreditzinsen und den Aktienindizes reflektiert den zinssenkenden Einfluss steigender Aktiva im Banken- und Nicht-Bankensektor. Die negative Korrelation mit den langfristigen Staatsanleihezinsen verdeutlicht hingegen, dass die europäischen Anleiheankäufe im Gegensatz zu den US-amerikanischen und britischen vor allem über den kurzfristigen Geldmarkt statt über den langfristigen Rentenmarkt auf die Kosten der Außenfinanzierung des privaten Sektors wirken. Dies kann einerseits auf den Umstand zurückgeführt werden, dass die Versorgung der Privatwirtschaft im Vergleich zum angelsächsischen Wirtschaftsraum generell sehr viel stärker über die Kreditmärkte statt über die Kapitalmärkte erfolgt, andererseits waren die Zinsen an den langfristigen Anleihemärkten durch die Langfristtender und die makroprudenzielle Privilegierung von Staatsanleihen bereits vor Beginn des Wertpapierprogrammes so weit reduziert, dass die Effekte über die Zinsstrukturkurve erwartungsgemäß gering waren.

Insgesamt können die Ergebnisse für die letzte Phase im Beobachtungsraum in dem Sinne zusammengefasst werden, dass die EZB mit der Kombination aus Wertpapierankäufen und negativen Einlagesätzen die Kontrolle über die nationalen Kreditzinsen im gesamten Währungsraum zurückgewinnen konnte. Da die geschätzten langfristigen Effekte in den Krisenstaaten die in den Nicht-Krisenstaaten um den Faktor drei übersteigen, kann darüber hinaus die zunehmende Konvergenz der europäischen Kreditzinsen beobachtet werden.

Obschon durch den Ankauf von Staatsanleihen der Risikoverbund zwischen den Staaten und den Kreditinstituten wieder leicht verringert wurde (Abbildung 15), besteht aufgrund der dauerhaften bedingungslosen Versorgung mit Zentralbankgeld weiterhin ein hoher Anreiz, in riskante Wertpapiere zu investieren, weil sich die Risikostruktur der Aktiva nicht auf die

Refinanzierungskosten der Geschäftsbanken auswirkt.[101] Das Ankaufprogramm unterminiert demnach durch die Überbrückung des Interbankenmarktes weiterhin die Marktdisziplin und blockiert die Anpassung nicht tragfähiger Geschäftsmodelle bzw. die nötige Marktbereinigung.

[101] Abbassi et al. (2015) zeigen den Zusammenhang zwischen Risikostruktur und Refinanzierungskosten und Bräuning und Fecht (2017) können belegen, dass intensive Kreditbeziehungen zwischen den Geschäftsbanken maßgeblich für die Funktionsfähigkeit des europäischen Interbankenmarktes verantwortlich sind und die EZB durch die Langfristtender und Ankaufprogramme zur Fragmentierung beiträgt.

3 Ökonometrische Evaluation des Mindestlohns im deutschen Bauhauptgewerbe

3.1 Einleitung

Im vorangegangenen ersten Teil wurde der Frage nachgegangen, ob durch die Einebnung der divergierenden Refinanzierungskosten im europäischen Geschäftsbankensektor die Außenfinanzierungskosten des privaten Sektors in den Krisenstaaten signifikant gesenkt und somit die gesamtwirtschaftliche Kapazitätsauslastung stimuliert werden konnte. Analog hierzu soll im Folgenden zweiten Teil der vorliegenden Arbeit am Beispiel des Arbeitnehmer-Entsendegesetzes im deutschen Bauhauptgewerbe gezeigt werden, wie die durch wirtschaftspolitische Regulierungen induzierte Angleichung der Arbeitskosten auf Produktion und Beschäftigung wirken.[102] Während für die Divergenz der Refinanzierungskosten der enge Risikoverbund zwischen Kreditinstituten und Krisenstaaten verantwortlich war, können die Kostenunterschiede auf dem deutschen Arbeitsmarkt auf die deutlich geringere Produktivität der ostdeutschen Unternehmen zurückgeführt werden.
Die teilweise aus den volkseigenen DDR-Betrieben und -Kombinaten hervorgegangenen privatwirtschaftlichen Bauunternehmen waren zum Zeitpunkt der Mindestlohneinführung Mitte der 1990er Jahre im Durchschnitt nicht nur deutlich größer als ihre westdeutschen Konkurrenten, sondern hatten aufgrund der geringeren Ausstattung mit physischem und Humankapital auch erhebliche Produktionsnachteile, welche bis zur Einführung des branchenweiten Mindestlohns im Jahr 1997 maßgeblich durch die signifikant geringere Entlohnung des Faktors Arbeit ausgeglichen wurden. Bei der Festlegung der Mindestlohnhöhe wurden diese regionalen Unterschiede in den Produktionsmöglichkeiten nicht in ausreichender Weise berücksichtigt, sodass die ostdeutschen Betriebe eine sehr viel höhere Anpassungslast zu tragen hatten als die westdeutschen Konkurrenten.

Ähnlich wie bei den geldpolitischen Maßnahmen der EZB kann auch bei der Lohnuntergrenze im Bauhauptgewerbe eine Diskrepanz zwischen dem offiziell genannten und dem tatsächlich intendierten Ziel vermutet werden. Bei den während der Staatsschuldenkrise veranlassten geldpolitischen Maßnahmen standen statt der unmittelbaren Transmission geldpolitischer Impulse auf die privatwirtschaftlichen Kreditbedingungen die Verbesserung der Geschäftsbankenbilanzen und die Konsolidierung der Staatshaushalte im Vordergrund. Bei

[102] Der zweite Teil der Dissertation basiert zum Teil auf Werner und Sell (2015).

der Arbeitsmarktregulierung im Bauhauptgewerbe liegt der Schluss nahe, dass die in Relation zum damals herrschenden Lohnniveau deutlich höhere tariflich vereinbarte ostdeutsche Lohnuntergrenze weniger dem Schutz ostdeutscher Arbeiter vor Lohndumping bzw. der Angleichung der Lebensverhältnisse in Ost und West galt, als vielmehr der stärkeren Abschottung des westdeutschen Bausektors durch die Verringerung des ostdeutschen Kostenvorteils und der gezielten Schwächung der ostdeutschen Bauindustrie.

Die Wirkung von Lohnuntergrenzen auf das Güterangebot ist allerdings maßgeblich von der Wettbewerbsstruktur auf dem Arbeitsmarkt abhängig. Während unter der Bedingung des vollkommenen Wettbewerbs auf dem Faktormarkt die Arbeitsnachfrage und somit die Produktion infolge von höheren Lohnkosten sinkt, führen Mindestlöhne bei unternehmerischer Marktmacht auf dem Arbeitsmarkt nicht zwangsläufig zu einem sinkenden Güterangebot, sondern können im Gegenteil sogar zu erhöhter Beschäftigung und somit steigender Produktion führen. Mitte der 1990er Jahre kann unternehmerische Marktmacht auf dem ostdeutschen Arbeitsmarkt angesichts des großen Reservoirs an qualifizierten Arbeitskräften, welches aus der hohen Unterbeschäftigung resultierte, und der im Vergleich zu Westdeutschland geringeren Marktkonzentration nicht kategorisch ausgeschlossen werden. Aus diesem Grund sollen die Effekte des Entsendegesetzes auf die Produktion in den neuen und den alten Bundesländern und somit auch auf den Wettbewerb zwischen den beiden Regionen überprüft werden.

Hierbei werden die bislang in der Mindestlohnliteratur weitgehend vernachlässigten Güterpreise als Indikatoren zur Evaluierung der Mindestlohnregulierung genutzt, da deren Entwicklung Rückschlüsse auf die Beschäftigungs- und Produktionseffekte steigender Faktorkosten zulässt: Steigende Güterpreise infolge von Lohnuntergrenzen weisen unter der im Bausektor herrschenden Bedingung hoher Preissetzungsmacht der Auftraggeber auf einen Güternachfrageüberhang und somit auf sinkenden Arbeitseinsatz und Produktionsrückgang hin. Sinkende Preise hingegen indizieren einen Güterangebotsüberhang und somit positive Beschäftigungs- und Produktionseffekte.[103]

Zur ökonometrischen Identifizierung des Kausaleffektes des Mindestlohns auf die Preise des ost- und westdeutschen Bauhauptgewerbes wird ein Umfrage-Datensatz des ifo Instituts

[103] Im Allgemeinen ist die Überwälzung der Preise von den Wettbewerbsstrukturen auf dem Faktor- und Gütermarkt abhängig. Da aber die Marktmacht der Unternehmen in der Baubranche aufgrund der hohen Konkurrenz und der hohen Preissetzungsmacht der Auftraggeber niedrig ist, können die Preiseffekte allein auf die Entwicklung der Produktion und somit auf den Einfluss der Betriebe auf die Preissetzung am Faktormarkt zurückgeführt werden.

genutzt, welcher zur Erstellung des seit 1972 veröffentlichten ifo Geschäftsklimaindex auf monatlicher Basis erhoben wird. Das Sample enthält u.a. individuelle Angaben zur eigenen Preissetzung, Informationen zu Nachfrageänderungen und der Produktionskapazität sowie zu den Baustoffpreisen. Folglich können in der vorliegenden Arbeit bislang unbeobachtete Einflüsse über die Nachfrageentwicklung und die Kapazitätsauslastung auf Unternehmensebene kontrolliert werden. Dies ist vor allem vor dem Hintergrund der Koinzidenz der Mindestlohneinführung mit der tiefen und langanhaltenden Krise im deutschen Bauhauptgewerbe von enormer Relevanz.
Letztlich kann gezeigt werden, dass der Mindestlohn positiv auf die Güterpreise des ostdeutschen Bauhauptgewerbes wirkt, während kein statistisch signifikanter Kausaleffekt für Westdeutschland beobachtet werden kann. Dies legt den Schluss nahe, dass der Mindestlohn lediglich in Ostdeutschland bindend war und aufgrund polypoler Strukturen auf dem Arbeitsmarkt zu einem Beschäftigungs- und Produktionsrückgang und somit zu einer Stärkung der westdeutschen Bauindustrie führte.

Die Struktur des zweiten Teils der vorliegenden Arbeit ergibt sich wie folgt: Zunächst wird ein kurzer Überblick über die Mindestlohnforschung im Allgemeinen und im Speziellen für das deutsche Bauhauptgewerbe und die Preiseffekte von Lohnuntergrenzen gewährt. Anschließend werden die institutionellen und ökonomischen Rahmenbedingungen der Mindestlohneinführung mittels stilisierter Fakten zum deutschen Bauhauptgewerbe dargestellt und die Effekte von Lohnuntergrenzen unter der Annahme unterschiedlicher Wettbewerbsstrukturen auf dem Faktor- und Gütermarkt mit Hilfe eines industrieökonomischen Preisbildungsmodells theoretisch hergeleitet. Die ökonometrische Überprüfung der Preiseffekte erfolgt dann anhand eines auf ein nicht-lineares Regressionsmodell angewendeten Difference-in-Differences-Ansatzes.

3.2 Literaturüberblick

Die deutsche Mindestlohnforschung steckt im Gegensatz zur angelsächsischen noch in den Kinderschuhen, da erst zum 1. Januar 2015 ein allgemeiner Mindestlohn in Deutschland eingeführt wurde und es demnach noch an frei verfügbaren Daten für einen ausreichend langen Zeitraum nach der Einführung mangelt. Die wenigen vorliegenden Studien zum flächendeckenden Mindestlohn stammen fast ausschließlich vom Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB), welches – aufgrund seiner Zugehörigkeit zur Bundesagentur für Arbeit – über den Zugriff auf nicht-öffentlich zugängliche administrative Lohndaten und Individualdaten aus Unternehmensbefragungen verfügt. Die IAB-Forscher Bossler und Gerner (2016) identifizieren relativ geringe Lohnsteigerungen bei den betroffenen Betrieben in Höhe von 4,8% und einen, auf die Zurückhaltung bei Neueinstellungen zurückgeführten, Beschäftigungsrückgang von 0,18% (vgl. auch Bellmann et al. 2016). Dass Analysen mit administrativ oder auf der Unternehmensebene erhobenen Lohndaten anfällig für Verzerrungen aufgrund von Umgehungstrategien sind, zeigen Burauel et al. in ihrer im Dezember 2017 erschienenen Studie. Die Autoren stellen mittels Haushaltsbefragungen im Rahmen des SOEP fest, dass die Anzahl der Arbeitnehmer, die im Jahr 2015 unterhalb der Lohngrenze entlohnt wurden, mit 2,1 Millionen etwa um 700 000 höher liegt als die auf Verdienststrukturerhebung und dem IAB-Betriebspanel basierenden Studien suggerieren (vgl. Mindestlohnkommission 2016).

In den USA und in Großbritannien wurden bereits 1938 bzw. 1999 erstmalig Mindestlohnregulierungen implementiert, sodass zahlreiche Studien mit robusten Ergebnissen hinsichtlich der Effekte auf das allgemeine und spezifische Lohn- und Preisniveau sowie auf die Beschäftigung vorliegen.[104] Als Vorreiter der modernen Mindestlohnforschung gelten gemeinhin Card und Krueger, die in ihrer 1994 erschienenen Studie die Wirkung des Mindestlohns auf die Beschäftigung im Fast Food-Sektor der US-Bundesstaaten New Jersey und Pennsylvania überprüfen. Durch die Nutzung von auf Unternehmensebene erhobenen Umfragedaten und mittels einer Difference-in-Differences-Schätzung können die Autoren erstmalig einen positiven Beschäftigungseffekt von Lohnuntergrenzen nachweisen und führen diesen auf die unternehmerische Marktmacht der Fast Food-Konzerne auf dem Arbeitsmarkt zurück. Neumark und Wascher (2000) nutzen

[104] Für eine Zusammenfassung der angelsächsischen Debatte siehe Card und Krueger (2016).

statt Umfragedaten administrative Lohndaten und kommen für dieselbe Arbeitsmarktregulierung auf demselben Markt zu gegenteiligen Ergebnissen. Diese Kontroverse um den Mindestlohneffekt auf die Beschäftigung in der amerikanischen Fast Food-Industrie spiegelt den Stand der internationalen Mindestlohnforschung auch heute noch sehr gut wider.[105]

Der Mangel an passendem Datenmaterial bei gleichzeitig hohem Interesse an den wirtschaftspolitischen Implikationen einer Mindestlohneinführung führte in Deutschland zu einer intensiven Auseinandersetzung mit den Mindestlöhnen in den einzelnen deutschen Branchen. Besondere Beachtung wurde hierbei dem Entsendegesetz im Bauhauptgewerbe zuteil, da es sich hierbei um die erste sektorale Lohnuntergrenze in Deutschland handelte. Wie bereits am Gesetzestitel zu erkennen, zielte das Entsendegesetz nicht primär auf die Verbesserung der Einkommenssituation der Beschäftigten, sondern als protektionistische Maßnahme auf die Abschottung der Baubranche von der Konkurrenz aus anderen EU-Mitgliedsstaaten ab. In der bestehenden Literatur wird allerdings bislang vernachlässigt, dass die von westdeutschen Regionalverbänden dominierten Arbeitgeberdachverbände der Bauwirtschaft in Zusammenarbeit mit den Gewerkschaften eine Lohnuntergrenze durchsetzen konnten, welche in Relation zum durchschnittlichen Lohnniveau in Ostdeutschland deutlich höher lag als in Westdeutschland und demnach die Vermutung nahe liegt, dass sich die westdeutschen Unternehmen nicht nur vor ausländischer, sondern auch vor inländischer Konkurrenz zu schützen versuchten. Die empirische Literatur unterstützt die Hypothese der Abschottung Westdeutschlands insofern, als dass ein Konsens darüber besteht, dass die tariflich festgelegte Lohnuntergrenze nur in Ostdeutschland hoch genug war, um das Lohnniveau nachhaltig positiv zu beeinflussen (vgl. Rattenhuber 2011; Möller et al. 2011; Frings und Vom Berge 2017). Die Ergebnisse bezüglich der Wirkung auf die Beschäftigung divergieren hingegen sehr stark: So beobachten König und Möller (2009)

[105] Die deutsche Debatte stellt hierbei keine Ausnahme dar: Vor der Einführung des flächendeckenden Mindestlohns im Jahr 2015 wichen die mit Hilfe von ex-ante Simulationsmodellen erstellten Prognosen massiv voneinander ab. So prognostizierten bspw. Ragnitz und Thum (2008) bei einer Einführung eines Mindestlohns in Höhe von 7,50 Euro massive Beschäftigungsverluste, während Müller und Steiner (2009) in ihren Berechnungen keine signifikanten Effekte auf die Beschäftigung voraussagen konnten. Ragnitz und Thum (2008, S. 18) rechneten bei einem moderaten Mindestlohn von 4,50/7,50 Euro mit einem Beschäftigungsverlust von 360 000/827 000 Arbeitsplätzen und im Extremfall bei einem Mindestlohnsatz von 9,00/9,80 Euro mit einem Verlust von 1,9 Millionen sozialversicherungspflichtigen Beschäftigungsverhältnissen.

sowie Möller et al. (2011)[106] keine statistisch signifikanten Effekte im Westen und negative Beschäftigungseffekte im Osten Deutschlands, während Frings (2013) und Frings und Vom Berge (2017) auch für das ostdeutsche Bauhauptgewerbe keine statistisch signifikanten Effekte beobachten können. Frings (2013) kann auch für die anderen von Mindestlöhnen betroffenen Teilsektoren des Baugewerbes (Elektriker-, Dachdecker- sowie Maler- und Lackiererhandwerk) keine negativen Beschäftigungseffekte feststellen und verweist wie schon Card und Krueger auf mögliche monopsonistische Wettbewerbsstrukturen.

Genau an dieser Stelle wird im zweiten Teil der vorliegenden Arbeit angesetzt und die Verknüpfung zwischen Marktmacht, Produktion und Güterpreisentwicklung dargestellt, um anschließend die Effekte der Mindestlohneinführung auf die Preise im Bauhauptgewerbe empirisch zu überprüfen. Die Preiseffekte von Arbeitsmarktregulierungen spielen in der deutschen Diskussion bislang keine Rolle und auch international wurden bisher nur wenige Studien mit einem ähnlichen Fokus veröffentlicht. Dies ist insofern überraschend, da gerade bei flächendeckenden Mindestlöhnen die Möglichkeiten der Überwälzung der Faktorkosten auf die Verbraucherpreise entscheidend für den gesamtwirtschaftlichen Wohlfahrtseffekt sind. Wadsworth (2010) zeigt für Großbritannien, dass die Preise in einigen Teilsektoren der Gastronomie- und Hotelleriebranche in den vier Jahren nach Einführung des flächendeckenden Mindestlohns erheblich stärker gestiegen sind als in vergleichbaren Sektoren. Lee et al. (2000) testen mit einem Input-Output-Modell die Überwälzung des amerikanischen Mindestlohnes auf die Preise im Niedriglohnsektor Nahrungsmitteldienstleistungsgewerbe und kommen zu dem Schluss, dass Mindestlohnerhöhungen zu etwa 8% auf die Güterpreise überwälzt werden konnten. Allerdings spiegelt dieser Effekt lediglich die Nachfrageelastizität am Gütermarkt wider, da die Autoren von der äußerst restriktiven Annahme ausgehen, dass sowohl die Anzahl der Arbeiter als auch die Summe der gearbeiteten Stunden fix ist. Im Vergleich zu Lee et al. und Wadsworth nutzen Aaronson et al. (2008) keine Aggregat-, sondern auf Unternehmensebene erhobene Individualdaten des Gastgewerbes und beobachten statistisch signifikante positive Güterpreiseffekte des US-amerikanischen Mindestlohns. Hierbei können die Autoren zwar über das allgemeine Preis- und Lohnniveau zwischen stärker und weniger stark betroffenen Regionen unterscheiden und somit eine Difference-in-Differences-Schätzung durchführen, jedoch lässt der

[106] Die sehr umfassende Arbeit von Möller et al. (2011) befasst sich zudem mit dem Einfluss des Mindestlohns auf die Veränderung der Tarifbindung, dem Marktaus- und Markteintritt, der Beschäftigtenzahl etc. Lediglich die Frage nach der Preisentwicklung kann aufgrund mangelnder Datenverfügbarkeit nicht beantwortet werden.

administrative Datensatz die Kontrolle individueller Determinanten der Preissetzung nicht zu. Demzufolge existiert bislang keine Studie zu Preiseffekten von Arbeitsmarktregulierungen, bei welcher nicht-aggregierte Individualdaten genutzt und die unmittelbaren individuellen Preiseinflüsse, wie Güternachfrage, Kapazitätsauslastung und allgemeine Geschäftssituation, berücksichtigt werden.

Im nächsten Abschnitt sollen die institutionellen und ökonomischen Rahmenbedingungen der ersten sektoralen Lohnuntergrenze in Deutschland aufgezeigt werden, um im Anschluss die Preisbildung im deutschen Bausektor theoretisch herleiten zu können.

3.3 Institutionelle und ökonomische Rahmenbedingungen der Mindestlohneinführung

Das Baugewerbe trägt seit der Wiedervereinigung relativ konstant etwa 5% zum gesamtwirtschaftlichen Produktionswert in Deutschland bei und gilt als eine der am stärksten von konjunkturellen und saisonalen Schwankungen abhängigen Branchen (siehe Abbildung 25 und vgl. Möller et al. 2011, S. 252; Frings und Vom Berge 2017, S. 2). Darüber hinaus erfolgt die ortsgebundene Bereitstellung der nicht lager- und transportfähigen bauwirtschaftlichen Güter nicht wie in anderen Sektoren auf Vorrat, sondern auf Bestellung, sodass Nachfrageschwankungen nur schwer ausgeglichen werden können und sich demnach sehr viel direkter auf die Faktornachfrage auswirken. Da es sich bei der Herstellung von Baugütern um eine besonders arbeitsintensive Produktion handelt, bei welcher die Substitutionsfähigkeit zwischen Kapital und Arbeit sehr stark eingeschränkt ist, ist die Korrelation zwischen der Güternachfrage und der Arbeitsnachfrage besonders hoch (siehe Abbildung 25).[107] Die Folgen der als „defizitär und atypisch“ (Voswinkel et al. 1996, S. 152) geltenden Beschäftigung im deutschen Bausektor sollen durch eine starke Regulierung über Sozialkassen für überbetriebliche Zusatzleistungen, betriebliche Ausgleichskonten und Saison- und Kurzarbeitergeld ausgeglichen werden (Möller et al. 2011, S. 118).

Der Bausektor ist aber nicht nur durch besondere Produktionsbedingungen, sondern auch durch ungewöhnliche Nachfragemodalitäten geprägt. Das in der Branche übliche Ausschreibungsverfahren sorgt für eine hohe Informationsasymmetrie zu Lasten der Anbieter und somit für eine hohe Preissetzungsmacht der Auftraggeber. Bosch und Zühlke-Robinet (1999, S. 36) weisen zudem darauf hin, dass sich der Markt für Baudienstleistungen in den 1990er Jahren wegen der zunehmenden Durchsetzung des Generalunternehmer-Modells[108] von einem „Anbieter- zum Käufermarkt“ entwickelte, auf welchem die „Kunden knappe Festpreise vorgeben und sich ein dazu passendes Angebot suchen“ (siehe auch Bosch et al. 2011).

[107] Zudem ist ein Großteil der Firmen vom Kündigungsschutz ausgenommen, da 55% (Stand 1995) der Bauunternehmen weniger als zehn Mitarbeiter beschäftigen (Möller et al. 2011, S. 378).

[108] Der Generalunternehmer trägt die volle Verantwortung für die Erstellung eines meist schlüsselfertigen Bauwerks und vergibt Teilleistungen an kleinere Subunternehmer. Große Unternehmen sind oftmals Generalunternehmen und können Kostendruck an kleinere Subunternehmen weitergeben. Dementsprechend stellt sich auch die Umsatzverteilung in der deutschen Baubranche dar: Im Jahr 2010 hatten nur 3% aller Betriebe mehr als 50 Mitarbeiter, gleichzeitig entfiel aber 45% des Umsatzes auf diese Betriebe (Möller et al. 2011, S. 388).

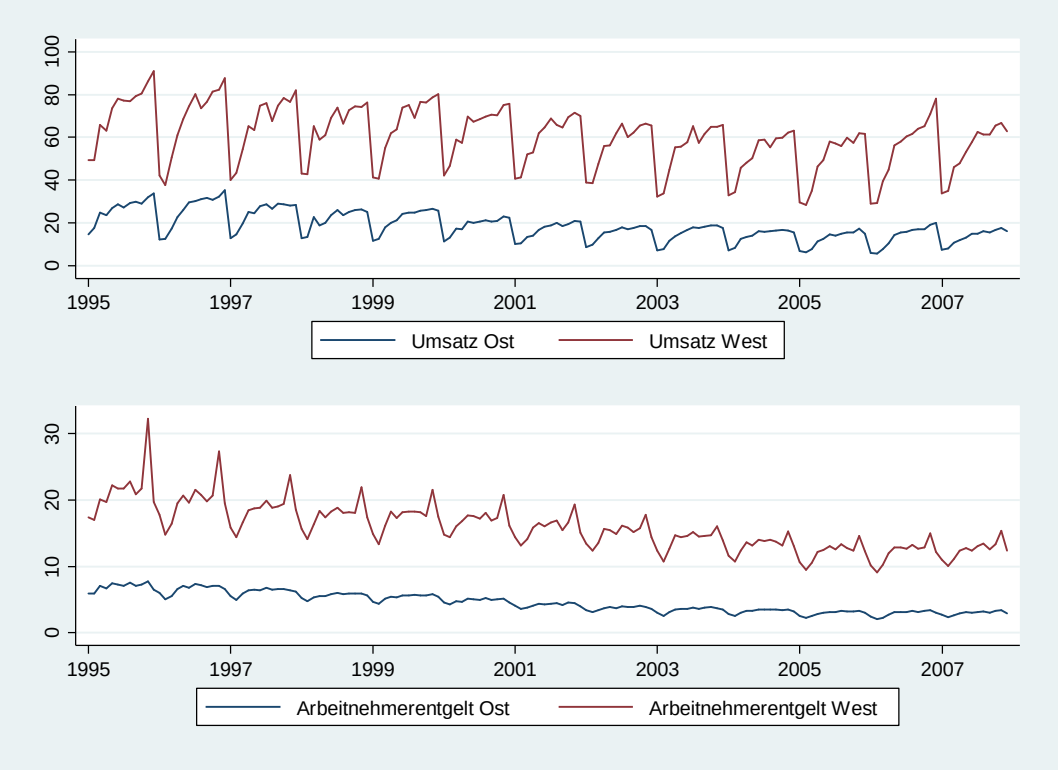

Abbildung 25: Umsatz und Arbeitnehmerentgelte in Mrd. Euro im deutschen Baugewerbe (Quelle: Statistisches Bundesamt, eigene Darstellung zu jeweiligen Preisen)

Der ohnehin schon hohe Preisdruck wurde nach der Wiedervereinigung durch die Konkurrenz aus den neuen Bundesländern zusätzlich erhöht. Durch die starke Nachfrage nach Bauleistungen war die ostdeutsche Baubranche, welche schon vor dem Mauerfall eine dominante Stellung innehatte, in den fünf Jahren nach der Wende nochmals um 130% gewachsen und der ostdeutsche Anteil an der gesamtdeutschen Bruttowertschöpfung im Baugewerbe betrug im Jahr 1995 mehr als 30%.[109] In Relation zur Bevölkerung war die Bruttowertschöpfung der ostdeutschen Bauindustrie demnach doppelt so hoch wie die der westdeutschen (siehe Abbildung 26). Im Gegensatz zur Wertschöpfung lag die damalige durchschnittliche Produktivität ostdeutscher Baubetriebe hingegen nur bei etwa zwei Drittel des westdeutschen Niveaus und wurde durch den im Schnitt knapp 30% niedrigeren Stundenlohn ausgeglichen (Möller et al. 2011; Loose und Ludwig 2006). Die geringeren Faktorkosten konnten vor allem durch den geringen Organisationsgrad der Arbeitgeber und die damit verbundene niedrigere Tarifbindung von 40% in Ostdeutschland im Vergleich zu 70% in Westdeutschland (Stand 1995) erreicht werden.

[109] Zur Entwicklung der ostdeutschen Bauindustrie seit 1990 siehe Ludwig und Loose (2015).

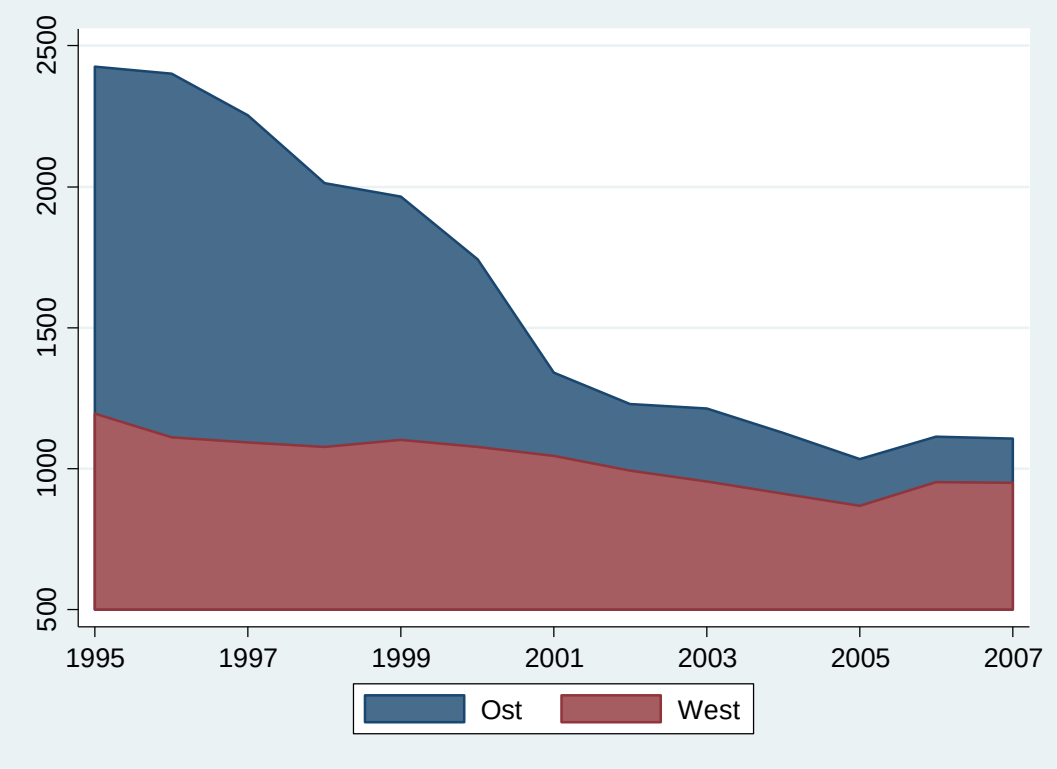

Abbildung 26: Bruttowertschöpfung des deutschen Baugewerbes pro Kopf in Euro
(Quelle: Statistisches Bundesamt, eigene Darstellung)

Neben den Betrieben aus Ostdeutschland nutzten auch die Anbieter aus den anderen ehemaligen Ostblockstaaten, welche als Subunternehmer bzw. über Werkverträge leicht in Deutschland tätig werden konnten, die Lohnkostenvorteile aus und so waren im Jahr 1992 über 60 000 Werkvertragsarbeitnehmer aus dem Nicht-EU-Ausland in Deutschland beschäftigt (König und Möller 2009). Zwar wurde im Jahr 1993 durch die sogenannte Arbeitnehmerschutzklausel der Dienstleistungsexport aus Osteuropa erschwert, doch die Konkurrenzsituation blieb für die deutschen Anbieter unverändert, da die vor allem aus Polen entsandten Arbeiter durch Arbeitskräfte aus den EU-Mitgliedsstaaten ersetzt wurden. Diese nutzten die EU-Dienstleistungsfreiheit, um unter den Bedingungen des Arbeits- und Sozialrechts des Heimatlandes selbstständig in Deutschland tätig zu werden. Gerade in der stark regulierten Baubranche, in welcher die Lohnzusatzkosten u.a. durch die Arbeitgeberbeiträge an die Sozialkassen, die Winterbeschäftigungs-Umlage und das Insolvenzgeld etwa 110% (Westen) bzw. 84% (Osten) des Grundlohns entsprachen (Stand 1995),[110] ergaben sich nicht nur für die Mitbewerber aus EU-Ländern mit niedrigerem

[110] Im Jahr 2015 betrugen die Lohnzusatzkosten noch 85% bzw. 73%. Für eine Übersicht über die zeitliche Entwicklung der Lohnzusatzkosten siehe Stiepelmann et al. (2015, S. 20).

Lohnniveau, sondern auch für Mitbewerber aus EU-Ländern mit geringeren Arbeits- und Sozialstandards erhebliche Kostenvorteile (Eichhorst 1999, S. 346; Werner 1996, S. 36).[111] Nachdem die christdemokratisch-liberale Bundesregierung bis zum Ende des Jahres 1994 keine Einigung zur Entsendeproblematik auf europäischer Ebene erreichen konnte, sollte mit Hilfe einer für allgemeinverbindlich erklärten tariflichen Lohnuntergrenze das vermeintliche Lohn- und Sozialdumping durch den EU-Dienstleistungsexport gestoppt werden. Bereits im Jahr 1995 begannen erste Verhandlungen zwischen den Tarifvertragsparteien des Bauhauptgewerbes über verbindliche Lohnuntergrenzen. Nach mehreren Schlichtungsrunden unter dem Vorsitz des früheren Bundesfinanzministers Hans Apel (SPD) konnte dann im April 1996 ein Durchbruch erzielt und sich auf die stufenweise Einführung eines Mindestlohns in Höhe von 18,60 DM bzw. 17,11 DM für das west- und für das ostdeutsche Bauhauptgewerbe geeinigt werden (vgl. WSI 1996-2007). Damit die Lohnuntergrenze auch für entsandte EU-Arbeiter wirksam werden konnte, musste sie laut §5 Tarifvertragsgesetz sowohl vom Bundesministerium für Arbeit und Soziales als auch vom Tarifausschuss bestätigt werden. Im Tarifausschuss, welcher sich aus Vertretern des Deutschen Gewerkschaftsbundes (DGB) und der Bundesvereinigung der Deutschen Arbeitgeberverbände (BDA) zusammensetzte, kritisierte der von den exportorientierten Unternehmen dominierte BDA den Mindestlohn als viel zu hoch und machte von seinem Vetorecht Gebrauch.[112] Erst nachdem die beiden Arbeitgeberverbände des Bauhauptgewerbes (Hauptverband der deutschen Bauindustrie und Zentralverband des Baugewerbes) mit dem Austritt aus der Dachorganisation gedroht und sich die Tarifparteien auf eine Reduzierung der Mindestlohnsätze auf 17,00 DM bzw. 15,74 DM geeinigt hatten, erklärte sich der BDA bereit, die Mindestlöhne mit einer Allgemeinverbindlichkeitserklärung für sieben Monate zu versehen.[113] Die Lohnuntergrenze galt demnach zunächst nur vom 1. Januar 1997 bis zum 31. Juli 1997. Nach erneuten Verhandlungen unter der Moderation von Arbeitsminister Norbert Blüm (CDU) einigten sich die Spitzenverbände am 16. Juli 1997 auf eine Senkung der Sätze auf 16,00 DM bzw. 15,14 DM und die Lohnuntergrenze konnte ohne weitere Debatte bis zum 31. August 1999 für allgemeinverbindlich erklärt werden. Der

[111] Die Zahl der entsandten Arbeiter aus Portugal, aber auch aus Spanien, Griechenland sowie aus Großbritannien und Irland stieg im Laufe der Jahre 1993/1994 auf etwa 185 000 (Frings und Vom Berge 2017, S. 6).

[112] Hunger (2000) weist darauf hin, dass im damaligen Tarifausschuss weder die Arbeitgeberverbände noch die Gewerkschaft des Baugewerbes vertreten waren.

[113] Für die Einzelheiten zum komplizierten und langwierigen Verhandlungsprozess siehe Eichhorst (1999, S. 249ff.).

direkte Einfluss der Dachorganisationen auf die sektoralen Mindestlöhne wurde im Oktober 1998 durch die neugewählte rot-grüne Regierung im Kontext einer Aktualisierung des Arbeitnehmer-Entsendegesetzes unterbunden. In der ersten Tarifrunde nach der Entmachtung des Tarifausschusses wurde erwartungsgemäß eine drastische Erhöhung des Mindestlohns ab 1. September 1999 um 7,5% auf 18,50 DM im Westen und um 15,7% auf 16,28 DM im Osten beschlossen (siehe Tabelle 5).

Tabelle 5: Mindestlöhne des Bauhauptgewerbes in Ost- und Westdeutschland in Euro

	Ost		West	
	Mindestlohn	Veränderung	Mindestlohn	Veränderung
01/97	8,00		8,69	
09/97	7,74	-3,3%	8,18	-5,9%
09/99	8,32	+7,5%	9,46	+15,7%
09/00	8,49	+2,0%	9,65	+2,0%
09/01	8,63	+1,6%	9,80	+1,6%
09/02	8,75	+1,4%	10,12	+3,3%
09/03	8,95	+2,3%	10,36	+2,4%
09/05	8,80	-1,7%	10,20	-1,6%
09/06	8,90	+1,1%	10,30	+1,0%

Quelle: Tarifverträge, WSI Datenbank.

Die ökonomischen Rahmenbedingungen der Mindestlohneinführung hätten für die deutsche Bauwirtschaft kaum schlechter sein können. Der durch die Wiedervereinigung ausgelöste Bauboom, welcher die Konkurrenz aus dem Ausland ursprünglich attrahiert hatte, war nur von relativ kurzer Dauer und die Bauwirtschaft erlitt ab 1995 einen bis 2006 andauernden Abschwung. Vor allem die ostdeutschen Betriebe waren betroffen, sodass sich nicht nur die Umsätze, die Arbeitnehmerentgelte (Abbildung 25) sowie die Beschäftigtenzahl halbierten, sondern sich auch alle anderen ökonomischen Kennzahlen wie Bruttowertschöpfung, Auftragseingänge oder Bruttoanlageinvestitionen kontinuierlich verschlechterten. Angesichts der wirtschaftlich schwierigen Lage wurde der Mindestlohn in den folgenden Jahren nur noch in äußert moderaten Schritten zwischen -1,5% und 3,3% an die Produktivitätsentwicklung im Bauhauptgewerbe und an die allgemeine Preisniveauentwicklung angepasst.[114]

[114] In der Tabelle werden nur die Änderungen bis ins Jahr 2006 berücksichtigt, da sich der empirische Beobachtungszeitraum auch nur über diesen Zeitraum erstreckt. Im Zeitraum zwischen 1. September 2003 und 1. September 2009 galt zusätzlich zum allgemeinen Mindestlohn im Bauhauptgewerbe der Mindestlohn II für Fachkräfte, welchem aber in der relevanten Literatur kein Einfluss auf das Lohnniveau zugesprochen wird und deshalb in der folgenden Analyse auch keine Berücksichtigung findet.

Der sogenannte Kaitz-Index setzt die gesetzliche Lohnuntergrenze in Relation zum Medianlohn und betrug im Januar 1997 in Ostdeutschland 85% und in Westdeutschland 64%. Dies zeigt, dass der ostdeutsche Mindestlohn, trotz seiner absolut betrachtet deutlich geringeren Höhe, im Vergleich zu den gezahlten Marktlöhnen deutlich höher war als in Westdeutschland (Möller et al. 2011, 2011). Durch die starke Erhöhung im September 1999 stiegen die Kaitz-Indizes auf 90% bzw. 70% und verharrten in den folgenden vier Jahren auf diesem Niveau. Erst ab dem Jahr 2003 näherten sich die Indizes leicht an, was angesichts stagnierender Mindestlöhne auf stärkere Lohnsteigerungen in Ostdeutschland hinweist.

Da der Kaitz-Index die Varianz der Lohnverteilung nicht berücksichtigt, wird in der Mindestlohnliteratur üblicherweise zusätzlich der relative Anteil der vom Mindestlohn betroffenen Arbeiter und Betriebe, der sogenannte Bite berechnet. Sowohl der Anteil der Arbeiter, deren Entlohnung unter der künftigen Lohnuntergrenze lag, als auch der Anteil der Betriebe, die mindestens einen Arbeiter zu einem Lohn unter der Grenze beschäftigten, war im Jahr 1996 in Ostdeutschland mit 17%/71% im Vergleich zu 3%/27% in Westdeutschland deutlich größer.[115]

Insgesamt bestätigen demnach sowohl der Kaitz-Index als auch der Bite die sehr viel stärkere Mindestlohnbetroffenheit der ostdeutschen Betriebe und erklären die hohe Unzufriedenheit der ostdeutschen Arbeitgeberverbände mit der von den westdeutschen Verbänden dominierten Tarifpolitik. Bereits im August 1996 kündigten der Hauptverband der deutschen Bauindustrie und einzelne ostdeutsche Landesverbände des Zentralverbandes des Baugewerbes alle Lohn- und Gehaltstarifverträge für die neuen Länder fristlos und im Laufe des Jahres 1997 traten die Landesverbände Berlin-Brandenburg, Mecklenburg-Vorpommern und Thüringen aus Protest gegen die tarifpolitischen Maßnahmen aus den gesamtdeutschen Dachverbänden aus.[116]

Die Reaktion der ostdeutschen Verbände stützt die bereits geäußerte Vermutung, dass die westdeutschen Unternehmerverbände ihre dominante Stellung nutzten, um sich nicht nur gegenüber der ausländischen Konkurrenz, sondern auch gegenüber der inländischen Konkurrenz aus den neuen Bundesländern, welche mit hoher Kapazität und einem

[115] Die Zahlen zum Kaitz-Index und dem Bite stammen aus dem ALEED-Datensatz (Administrative Linked-Employer-Employee-Data Bau). Siehe hierzu Möller et al. (2011, S. 21, 202).

[116] Zu den Spannungen zwischen den ost- und westdeutschen Landesverbänden siehe Bosch et al. (2011, S. 34ff.).

erheblichen Lohnkostenvorteil produzierte, abzuschotten.[117] Der Erfolg protektionistischer Maßnahmen ist allerdings maßgeblich davon abhängig, ob der Preisdruck innerhalb des Sektors durch die Überwälzung der höheren Faktorkosten oder durch die Verknappung des Güterangebots gesenkt werden kann. Im Anschluss wird deshalb gezeigt, dass die Transmission höherer Faktorkosten auf die Güterpreise im Fall der deutschen Bauindustrie durch die Marktmacht der Unternehmen auf dem Faktormarkt determiniert wird und die Preiseffekte des Mindestlohns nicht nur Rückschlüsse auf die Veränderung des Wettbewerbs zwischen Ost und West, sondern auch auf die sektorale Produktion und Beschäftigung zulassen.

[117] In diesem Zusammenhang ist interessant, dass die Abschaffung des als Mindestlohn II bezeichneten Mindestlohns für Facharbeiter auf die Initiative der ostdeutschen Arbeitgeberverbände zurückging (vgl. Bosch et al. 2011, S. 36).

3.4 Theoretische Herleitung der Produktions- und Beschäftigungseffekte von Lohnuntergrenzen und deren Wirkung auf die Güterpreise

In diesem Kapitel wird anhand eines mikroökonomisch fundierten Marktmodells dargestellt, wie Lohnuntergrenzen unter der Bedingung verschiedener Marktformen auf die individuelle Faktornachfrage und die Produktion sowie auf das sektorale Güterangebot und das Preisniveau wirken.

Hierbei wird angenommen, dass der Kapitaleinsatz fix ist, sodass weder Skalen- noch Substitutionseffekte infolge von Faktorpreiserhöhungen berücksichtigt werden müssen. Die Bedingung des fixen Kapitaleinsatzes kann für die Baubranche sehr gut durch die niedrige Kapitalintensität und das hohe Investitionsrisiko aufgrund der volatilen Nachfrage und der Nichtlagerfähigkeit der Endprodukte begründet werden. Dies steht im Einklang mit den Ergebnissen von Möller et al. (2011, S. 402), die keinen kausalen Effekt des Mindestlohns auf den Kapitaleinsatz im Bauhauptgewerbe identifizieren können.[118] Hinsichtlich der Produktionsfunktionen im Baugewerbe gilt zudem die Standardannahme, wonach die Unternehmen mit den zwei Faktoren Arbeit A und Kapital $\overline{K}$ mit positiven aber abnehmenden Grenzerträgen Gut y produzieren:

$$y = f(A, \overline{K}) \tag{38}$$

$$\frac{\partial y}{\partial A} > 0 \; ; \; \frac{\partial^2 y}{\partial A^2} < 0 \tag{39}$$

Das einzelne Unternehmen sei wieder mit n bezeichnet und der Gewinn π ergibt sich unter der Bedingung des fixen Kapitaleinsatz $\overline{K}$ durch folgende Gleichung:[119]

$$\underset{(A_n)}{max}\, \pi = p\left(y_n + \sum_{l \neq n} A_l^*\right) \cdot y(A_n, \overline{K}_n) - w\left(A_n + \sum_{m \neq n} A_m^*\right) \cdot A_n - r \cdot \overline{K} \tag{40}$$

Während die Kapitalkosten r durch das gleichgewichtige Zinsniveau am Kreditmarkt vorgegeben werden, sind die Preise p und w auf dem Güter- bzw. Arbeitsmarkt vom eigenen Güterangebot y_n bzw. der eigenen Arbeitsnachfrage A_n zuzüglich des kumulierten Angebots respektive der kumulierten Nachfrage der direkten Konkurrenz abhängig. Aus Gründen der Vereinfachung werden, wie im vorherigen Kapitel, symmetrische Bedingungen unterstellt,

[118] Zur Frage, wie Arbeitsmarktregulierungen bei flexiblem Kapitaleinsatz langfristig auf die Faktorintensitäten wirken, siehe Sell und Ruf (2016).

[119] Zur Herleitung und Interpretation der Gewinnfunktion siehe Kapitel 2.5 bzw. Freixas und Rochet (2008, S. 78ff.).

sodass sich im Cournot-Gleichgewicht die individuelle Faktornachfrage und die Produktion durch die Gesamtmenge gewichtet mit der Anzahl der Mitbewerber auf dem jeweiligen Markt (L und N) ergibt

$$A_n^* = \frac{\sum_{k=1}^{L} A_k}{L} \; , y_n^* = \frac{\sum_{k=1}^{N} y_k}{N} \, . \tag{41}$$

Die Gewinnfunktion lautet dann:

$$\max_{(A_n)} \pi = p(y^*) \cdot y^*/L - w(A^*) \cdot A^*/N - r \cdot \overline{K} \tag{42}$$

Durch die Ableitung nach dem flexiblen Produktionsfaktor Arbeit A erhält man die Optimierungsbedingung, wonach das Wertgrenzprodukt des Arbeitseinsatzes seinen Grenzausgaben jeweils dividiert durch L bzw. N entsprechen muss:

$$\frac{\partial \pi}{\partial A_n} = \left(p(y^*) \; + y^* \cdot \frac{\partial p(y^*)}{\partial y} \cdot 1/L \right) \cdot \frac{\partial y^*}{\partial A_n} - \frac{\partial w(A^*)}{\partial A_n} \cdot \frac{A^*}{N} - w(A^*) = 0 \tag{43}$$

$$\left(p(y^*) \; + y^* \cdot \frac{\partial p(y^*)}{\partial y} \cdot 1/L \right) \cdot \frac{\partial y^*}{\partial A_n} = A^* \cdot \frac{\partial w(A^*)}{\partial A_n} \cdot \frac{1}{N} + w(A^*) \tag{44}$$

Die Bedingung erster Ordnung lässt sich so umformen, dass die beiden Ausdrücke die Preiselastizitäten der Güternachfrage und des Arbeitsangebots enthalten:[120]

$$p \left(1 + \frac{1}{|\varepsilon_{y,p}|} \cdot 1/L \right) \cdot \frac{\partial y^*}{\partial A_n} = w \left(1 + \frac{1}{\eta_{A,w}} \cdot 1/N \right) \tag{45}$$

Demnach ist die Ausbeutung durch die Unternehmen auf dem Güter- und dem Arbeitsmarkt am höchsten und somit das „Reallohnverhältnis“ am geringsten, wenn sowohl das Arbeitsangebots als auch die Güternachfrage völlig unelastisch sind und es keine Mitbewerber auf dem jeweiligen Markt gibt:

$$\frac{w}{p} = \frac{\left(1 + \frac{1}{|\varepsilon_{y,p}|} \cdot 1/L \right)}{\left(1 + \frac{1}{\eta_{A,w}} \cdot 1/N \right)} \cdot \frac{\partial y^*}{\partial A_n} \tag{46}$$

Das mikroökonomische Standardmodell kann demnach durch leichte Modifikation alle Marktformen vom vollständigen Wettbewerb auf beiden Märkten über oligopolistische und

[120] Die negative Nachfrageelastizität wird zur besseren Interpretierbarkeit, wie üblich, im Absolutbetrag erfasst und aus Gründen der Übersichtlichkeit werden die Preise auf dem Güter- und Faktormarkt nicht mehr in Abhängigkeit von den Mengen dargestellt (siehe hierzu bspw. Wied-Nebbeling und Schott 2005, S. 183).

oligopsonistische Strukturen bis hin zur Monopol-Monopson-Kombination und deren Effekte auf die Faktor- und Gütermärkte abbilden.

Im Fall des deutschen Baugewerbes kann allerdings aufgrund der hohen Preissetzungsmacht der Auftraggeber und der starken Konkurrenz auf dem Gütermarkt von einem nahezu vollkommenen Gütermarkt ausgegangen werden

$$|\varepsilon_{y,p}|, L \to \infty, \tag{47}$$

wodurch sich Gleichung (46) zu

$$\frac{w}{p} = \frac{\frac{\partial y^*}{\partial A_n}}{\left(1 + \frac{1}{\eta_{A,w}} \cdot 1/N\right)} \tag{48}$$

vereinfachen lässt. Wenn nun nach dem durch das Marktgleichgewicht auf dem sektoralen Gütermarkt fix vorgegebenen Güterpreis p^* aufgelöst wird

$$p^* = \frac{w + \frac{w}{\eta_{A,w} \cdot N}}{\frac{\partial y^*}{\partial A_n}}, \tag{49}$$

erhält man die Optimalitätsbedingung, nach welcher der exogene Güterpreis den Arbeitskosten der letzten produzierten Outputeinheit unter Berücksichtigung der Wirkung der Arbeitsnachfrage auf die Faktorentlohnung entsprechen muss. Hierdurch wird deutlich, dass die Angebotselastizität und die Anzahl der Mitbewerber auf dem Faktormarkt nicht nur die Entlohnung der Arbeit, sondern auch die Ausbringungsmenge determinieren. Bei steigender Angebotselastizität oder zunehmender Konkurrenz muss zur Erfüllung der Gleichgewichtsbedingung die Grenzproduktivität der Arbeit sinken, was nur bei steigendem Faktoreinsatz und folglich steigender Ausbringungsmenge möglich ist.

Das maximale Güterangebot wird demnach unter der Bedingung des vollkommenen Wettbewerbs auf dem Arbeitsmarkt bereitgestellt, wenn also die Arbeitsanbieter bei Nachfrageeinschränkungen friktionslos zu einem anderen Unternehmen wechseln können[121]

$$\eta_{A,w}, N \to \infty\,. \tag{50}$$

In diesem Fall sind die Unternehmen sowohl auf dem Güter- als auch auf dem Faktormarkt Preisnehmer und es stellt sich die übliche Optimierungsbedingung ein, wonach die aus dem

[121] Eine weitere Ursache für die hohe Elastizität des Arbeitsangebots sind starke Freizeitpräferenzen bei gleichzeitig hohen öffentlichen Lohnersatzzahlungen. Zur formalen Herleitung des Arbeitsangebots siehe Franz (2013, S. 31ff.).

Arbeitsmarktgleichgewicht resultierenden konstanten Grenzkosten der Arbeit w^* dem Wertgrenzprodukt entsprechen müssen:

$$\lim_{N,\eta_{A,w}\to\infty}: w^* = p^* \cdot \frac{\partial y}{\partial A_n} \tag{51}$$

Der Güterpreis muss dazu analog den Grenzkosten der Produktion – also dem Produkt aus Lohn und inversem Grenzprodukt der Arbeit – entsprechen:

$$\lim_{N,\eta_{A,w}\to\infty}: p^* = w^* \cdot \frac{\partial A_n}{\partial y} \tag{52}$$

In Abbildung 27 sind der gewinnoptimale Arbeitseinsatz des Unternehmens n sowie die daraus resultierende individuelle Güterangebotsmenge unter der Bedingung des vollkommenen Wettbewerbs auf dem Arbeits- und dem Gütermarkt dargestellt.

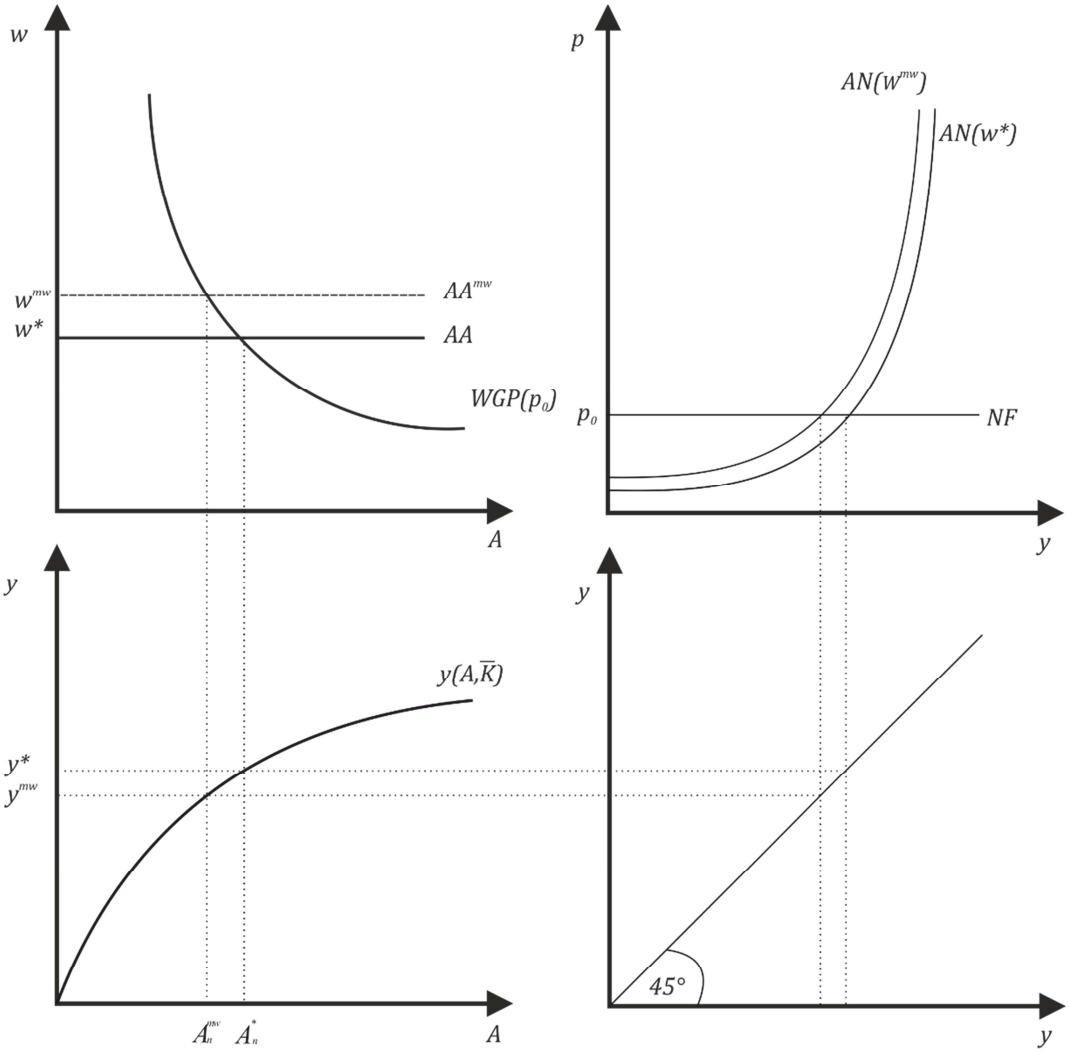

Abbildung 27: Mindestlohneffekte bei vollkommenen Wettbewerb

Die gewinnoptimale Faktoreinsatzmenge A_n^* ergibt sich durch den Schnittpunkt der im Arbeitseinsatz fallenden Wertgrenzproduktfunktion $WGP(p_0)$ mit der Grenzkostenfunktion, welche dem lohnelastischen Arbeitsangebot AA beim Marktlohnsatz w^* entspricht.

Durch die Wahl des Arbeitseinsatzes wird gleichzeitig die Bedingung Güterpreis gleich Grenzkosten erfüllt und die Höhe der gewinnoptimalen Ausbringungsmenge y^* kann am Schnittpunkt der Güterangebotsfunktion $AN(w^*)$ mit der vollkommen preiselastischen Nachfragefunktion NF abgelesen werden.[122] Durch die Aggregation der individuellen Angebotsfunktionen ergibt sich das sektorale Güterangebot AN^* (Abbildung 28) und es zeigt sich, dass das einzelne Unternehmen zwar keinen Einfluss auf das Preisniveau hat, das sektorale Preisniveau P aber durchaus durch das Zusammenspiel zwischen der aggregierten Nachfrage und dem aggregierten Angebot determiniert wird.

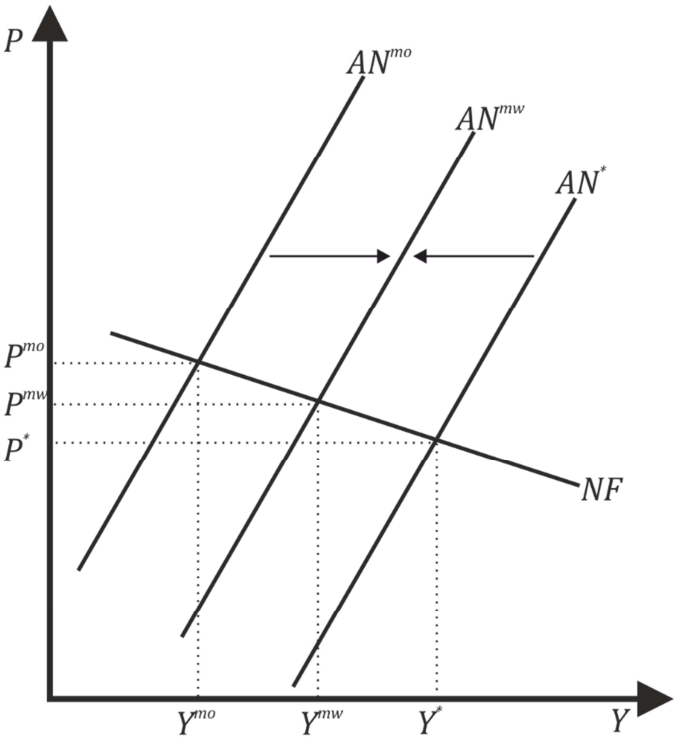

Abbildung 28: Effekte des aggregierten Angebots auf dem Gesamtmarkt

[122] Es wird in den hier behandelten Beispielen davon ausgegangen, dass die Fixkosten abgeschriebene Produktionskosten sind und demnach die kurzfristige Güterangebotskurve $AN(w^*)$ der Grenzkostenfunktion entspricht (siehe hierzu Pindyck und Rubinfeld 2003, S. 380).

Unter der Bedingung, dass das Arbeitsangebot nicht vollkommen lohnelastisch ist oder die Anzahl der Mitbewerber auf dem Faktormarkt nicht gegen unendlich konvergiert, besteht unternehmerische Marktmacht und die Unternehmen berücksichtigen bei der Wahl der optimalen Arbeitsnachfrage deren Wirkung auf die Löhne. In Abbildung 29 sind die Arbeitsnachfrage und das daraus resultierende Güterangebot exemplarisch für den Fall des Monopsons $(N = 1)$ mit proportional elastischem Arbeitsangebot dargestellt. Die gewinnoptimale Arbeitsnachfrage ergibt sich wieder durch den Schnittpunkt der Wertgrenzproduktfunktion $WGP(p_0)$ mit der aber nun im Arbeitseinsatz steigenden Grenzkostenfunktion GK^{mo}, sodass die Arbeitsnachfrage A_n^{mo} und der Monopsonlohn w^{mo} immer unter der markträumenden Menge bzw. unter dem markträumenden Preis liegen.[123] Die über den Arbeitsmarkt hergeleitete Güterangebotsfunktion AN_n^{mo} ist durch die Berücksichtigung der eigenen Faktornachfrage auf die Lohnkosten steiler als bei vollkommenem Wettbewerb und es ergibt sich eine deutlich geringere individuelle Ausbringungsmenge y_n^{mo}. Folglich ist auch das aggregierte Güterangebot Y^{mo} geringer und ceteris paribus das sektorale Güterpreisniveau höher (Abbildung 28).

Wenngleich der exemplarische Monopsonfall für das Baugewerbe ausgeschlossen werden kann, können die Ergebnisse auf die schwächeren Formen unternehmerischer Marktmacht übertragen werden. Die Gleichgewichtsbedingung im Oligopson unterscheidet sich lediglich durch die Berücksichtigung der Anzahl der Mitbewerber, sodass das Güterangebot, unter der Bedingung unternehmerischer Marktmacht auf dem Faktormarkt, immer unter dem Güterangebot bei vollkommenem Wettbewerb liegt.

[123] Der maßgebliche Unterschied zwischen dem Fall mit unternehmerischer Marktmacht und dem Fall des vollkommenen Wettbewerbs ist, dass die Grenzkosten und das Arbeitsangebot aufgrund des Einflusses der Arbeitsnachfrage auf das Lohnniveau auseinander fallen, wobei die Steigung der Grenzkostenfunktion des monopsonistischen Unternehmens unter Annahme der Linearität immer doppelt so hoch ist wie die der Arbeitsangebotsfunktion.

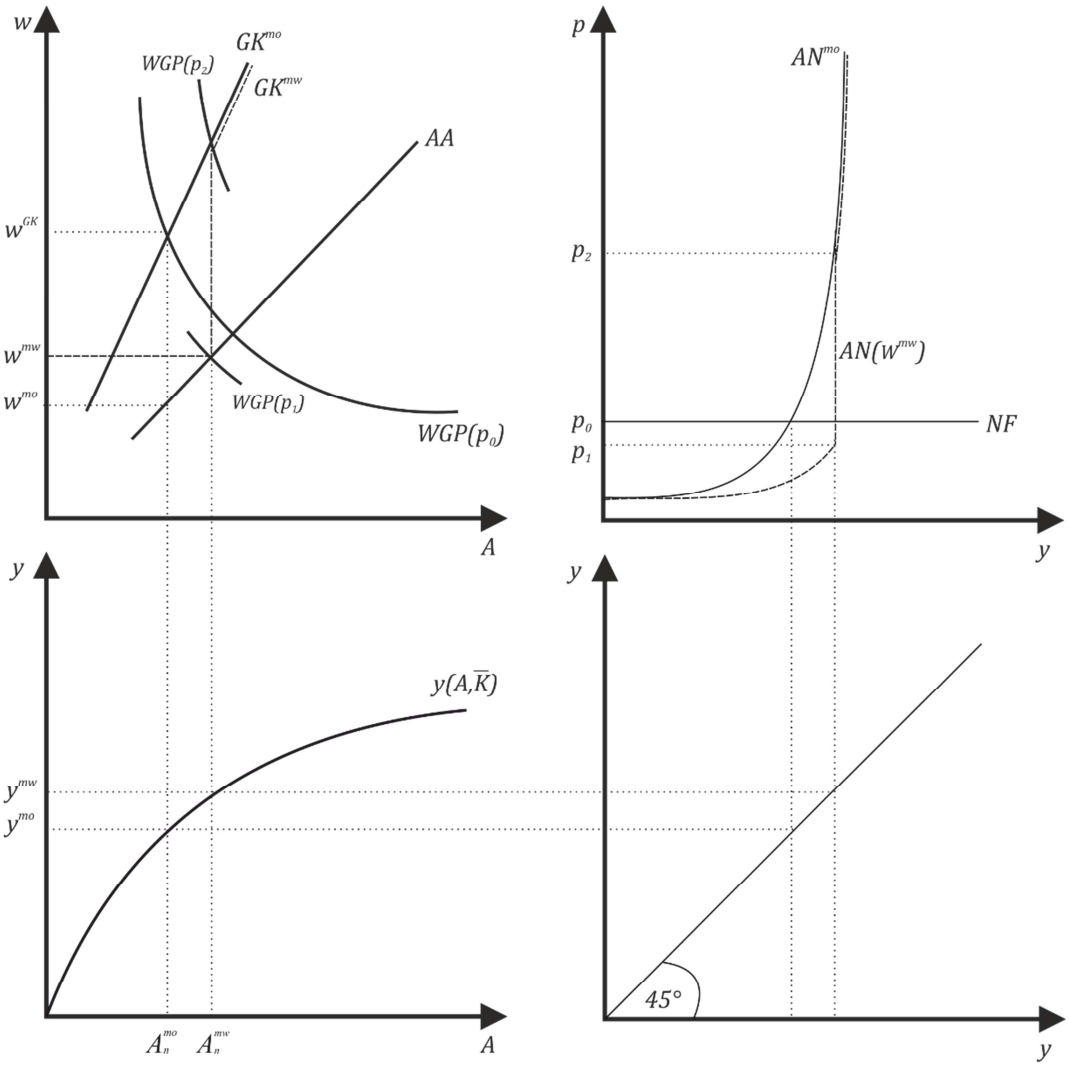

Abbildung 29: Mindestlohneffekte bei unternehmerischer Marktmacht[124]

Nachdem der Einfluss der Wettbewerbsstruktur auf die Faktor- und Gütermärkte allgemein skizziert wurde, sollen im Folgenden durch grafische Analyse die Effekte einer Lohnuntergrenze aufgezeigt werden.

Unter der Annahme des vollkommenen Arbeitsmarkts führt die Implementierung eines bindenden Mindestlohns

$$w^{mw} > w^{*} \tag{53}$$

zur Verschiebung der Grenzkostenfunktion nach oben und der optimale Arbeitseinsatz A_n^{mw} nimmt aufgrund des Ertragsgesetzes ab (Abbildung 27). Analog hierzu verlagert sich die individuelle Güterangebotsfunktion parallel nach links und die gewinnoptimale

[124] Eine ausführliche Erklärung für das Zusammenspiel zwischen Faktornachfrage und Güterangebot unter der Bedingung einer bindenden Lohnuntergrenze findet sich in Fußnote 126.

Outputmenge sinkt auf y_n^{mw}. Auch das aggregierte Güterangebot sinkt auf Y^{mw} und das gleichgewichtige sektorale Preisniveau steigt auf P^{mw} an (Abbildung 28).[125]

Bei unternehmerischer Marktmacht auf dem Faktormarkt führt die Einführung eines bindenden, aber moderaten Mindestlohns

$$w^{GK} > w^{mw} > w^* \tag{54}$$

zum Verlust der Preissetzungsmacht und der optimale Arbeitseinsatz wird durch die kürzere Marktseite, d.h. je nach Mindestlohnhöhe entweder durch die Arbeitsnachfrage oder das Arbeitsangebot, determiniert. Für einen Mindestlohn zwischen dem Monopson- und Wettbewerbslohn ($w^{mo} < w^{mw} < w^*$) ergibt sich der gewinnoptimale Arbeitseinsatz durch den Schnittpunkt der neuen vollkommen lohnelastischen Grenzkostenfunktion GK^{mw} mit der proportional elastischen Arbeitsangebotsfunktion AA (Abbildung 29). Es zeigt sich, dass der gewinnoptimale Arbeitseinsatz A_n^{mw} nach der Implementierung der Lohnuntergrenze ansteigt und der positive Produktionseffekt der Lohnuntergrenze an der neuen Güterangebotsfunktion $AN(w^{mw})$ abgelesen werden kann.[126] Bei moderaten Mindestlöhnen oberhalb des Marktlohns ($w^{GK} > w^{mw} > w^*$) ist der Schnittpunkt der Grenzkostenfunktion mit der Wertgrenzproduktfunktion entscheidend, wobei auch in diesem Fall die individuelle Arbeitsnachfrage und somit die Güterproduktion ansteigt.[127]

[125] Langfristig wäre theoretisch mit positiven Rückkopplungseffekten der sektoralen Preissteigerungen auf die Faktornachfrage und die Produktion zu rechnen, da sich die WGP-Funktion und die Güternachfragefunktion in Abbildung 27 nach rechts bzw. oben verschieben würden. Angesichts der hohen Nachfrageelastizität und Überschusskapazitäten im Bausektor Mitte der 1990er Jahre ist allerdings im konkreten Fall nicht mit einer Ausweitung der Produktion über das Niveau vor Einführung des Mindestlohns zu rechnen.

[126] Die Güterangebotsfunktion unter der Bedingung einer Lohnuntergrenze startet im selben Punkt wie die monopsonistische Angebotsfunktion AN^{mo}, doch nimmt die Divergenz zwischen den beiden Kurven aufgrund des steileren Verlaufs der monopsonistischen Grenzkostenfunktion im Vergleich zur proportional elastischen Arbeitsangebotsfunktion bis zum Güterpreisniveau p_1 zu. Ab p_1 ist das Wertgrenzprodukt bei gegebenem Mindestlohn größer als das Arbeitsangebot und die Arbeitsanbieter bestimmen nun als kürzere Marktseite die Faktoreinsatzmenge und somit auch das Güterangebot. Steigende Preise würden demnach zu steigenden Unternehmenserlösen, aber nicht zu steigenden Produktionsmengen führen, da eine Erhöhung des Güterangebots nur auf Kosten steigender Löhne und somit geringeren Erlösen möglich wäre, sodass das Güterangebot bis zum Preisniveau p_2 vollkommen preisunelastisch verläuft. Bei Preisen größer als p_2 kann hingegen wieder ein Wertgrenzprodukt erzielt werden, welches dem Unternehmen ermöglicht, einen Monopsonlohn über dem Mindestlohn anzubieten. Dementsprechend ist dieser nicht mehr bindend und die Güterangebotsfunktion unter der Bedingung des Mindestlohns ist mit der ursprünglichen monopsonistischen identisch, weshalb das Güterangebot wieder preiselastisch ist und Monopsongewinne erzielt werden können.

[127] Erst wenn die Lohnuntergrenze über den ursprünglichen monopsonistischen Grenzkosten liegt, ist mit negativen Effekten einer Mindestlohneinführung zu rechnen.

Zwar ergeben sich wie im Fall des vollkommenen Arbeitsmarkts auch hier keine direkten Preiseffekte, doch nimmt durch die individuelle Angebotsausweitung das aggregierte Güterangebot zu, wodurch ceteris paribus das sektorale Preisniveau auf dem Gesamtmarkt sinkt (Abbildung 28).[128] Wie hoch die positiven Beschäftigungs- und negativen Preiseffekte letztlich ausfallen, ist einerseits davon abhängig, wie hoch die Marktmacht der einzelnen Unternehmen auf dem Arbeitsmarkt ist, andererseits spielt die Höhe des implementierten Mindestlohns und die Elastizität der aggregierten Güternachfrage in Relation zur Elastizität des aggregierten Güterangebots eine Rolle.

Entscheidend für die weitere Analyse ist allerdings, dass die Beschäftigungs- und Produktionseffekte eines bindenden Mindestlohns durch die Wettbewerbssituation auf dem Arbeitsmarkt determiniert werden und anhand der Güterpreisentwicklung identifiziert werden können. Während bei vollkommenem Wettbewerb infolge einer bindenden Lohnuntergrenze das aggregierte Güterangebot verringert wird und das Güterpreisniveau ansteigt, führen moderate aber bindende Mindestlöhne bei unternehmerischer Marktmacht auf dem Faktormarkt zu einem steigenden aggregierten Güterangebot und zu sinkenden sektoralen Güterpreisen. Im folgenden Abschnitt werden die kausalen Preiseffekte des Mindestlohns im Bauhauptgewerbe mittels eines Difference-in-Differences-Ansatzes identifiziert.

[128] Potentielle Rückkopplungseffekte des sektoralen Preisniveaus auf die individuelle Ausbringungsmenge würden zwar die positiven Effekte auf die Beschäftigung und die Produktion dämpfen aber nicht überkompensieren, da die neue Güterangebotsfunktion in Abbildung 29 zu jedem Preisniveau rechts der alten liegen würde.

3.5 Datenbasis und deskriptive Statistik

Die in dieser Arbeit verwendeten Mikrodaten werden seit 1972 zur Erstellung des ifo Geschäftsklimaindex durch die monatliche Befragung von Unternehmen auf breiter Basis erhoben. Das genutzte Subsample umfasst für den Zeitraum zwischen Januar 1991 und Dezember 2007 insgesamt 50 108 Beobachtungen für die ostdeutsche Bauindustrie und 180 510 Beobachtungen für die westdeutsche Bauindustrie. Der ifo Fragebogen beinhaltet insgesamt etwa 20 Fragen zur gegenwärtigen Geschäftslage, wobei im vorliegenden Kontext die Angaben zur Güterpreis- und Nachfrageentwicklung sowie zur allgemeinen Geschäftssituation jeweils im Vergleich zur Vorperiode von besonderem Interesse sind. Die Angaben der Unternehmen beschränken sich hierbei auf gestiegen bzw. verbessert, unverändert sowie gesunken bzw. verschlechtert, und werden mit 1, 0 und -1 kodiert. Neben den trichotomen Daten werden die metrischen Daten zur prozentualen Kapazitätsauslastung (0 bis 150%) und zur Preisentwicklung (-100 bis 100%) in der vorgelagerten Baustoffindustrie genutzt. Die Daten zur Variable Baustoffpreise werden im Gegensatz zu allen anderen Variablen als Aggregatdaten jeweils für Ost- und Westdeutschland verwendet.

Gegenüber den sonst in der Mindestlohnliteratur genutzten Daten haben die Umfragedaten des ifo Instituts den entscheidenden Vorteil, dass sich für die betroffenen Firmen keine Anreize zur Falschangabe ergeben und somit die Probleme durch Messfehler geringer sind. Die Preiseffekte der Lohnuntergrenze können, unter Berücksichtigung der Nachfrage- und der allgemeinen Geschäftsentwicklung sowie der Kapazitätsauslastung auf der individuellen Unternehmensebene beobachtet werden. Dem steht der Nachteil der geringeren Informationsdichte gegenüber, welcher sich in der ordinal trichotomen Struktur der Daten äußert. Somit besteht zwar bei den Daten zu den Preisen, der Nachfrage und der allgemeinen Geschäftssituation eine theoretisch begründbare Rangordnung, die Abstände zwischen den Rangplätzen 1, 0 und -1 sind aber bedeutungslos, sodass keine Informationen über das Ausmaß der Änderungen vorliegen.

In Tabelle 6 sind die Mittelwerte und Standardabweichungen (Std.) der Daten zur Nachfragesituation NF, allgemeinen Geschäftssituation AG, Kapazitätsauslastung KAP und Baustoffpreise BP in Abhängigkeit zur Ausprägung der Variable Preisentwicklung P dargestellt.[129] Es zeigt sich, dass der Zusammenhang zwischen den im Folgenden als endogene Variable verwendeten Güterpreisen und den exogenen Variablen wie erwartet ist: Bei steigenden Preisen liegen die durchschnittlichen Angaben zur Nachfrageentwicklung, allgemeinen Geschäftslage, Kapazitätsauslastungen und Baustoffpreisentwicklung höher als bei konstanten bzw. sinkenden Preisen. Die Mittelwerte reflektieren zudem die langanhaltende Krise und die Überkapazitäten im deutschen Baugewerbe, da die Preisentwicklung über den gesamten Beobachtungszeitraum negativ ist und die durchschnittliche Kapazitätsauslastung selbst bei steigenden Güterpreisen nur bei etwa 75% liegt.

Tabelle 6: Deskriptive Statistik - Preis und endogene Variablen

		Ost		West			
Variablen		Mittelwert	Std.	Mittelwert	Std.	Min	Max
Preis		−0,227	0,495	−0,264	0,506	−1,0	+1,0
$P = 1$	NF	0,224	0,731	0,291	0,694	−1,0	+1,0
	AG	0,215	0,677	0,275	0,704	−1,0	+1,0
	KAP	75,168	19,638	74,211	18,001	0,0	+150
	BP	0,006	0,186	0,068	0,194	−0,5	+0,4
$P = 0$	NF	−0,139	0,667	−0,173	0,647	−1,0	+1,0
	AG	−0,240	0,605	−0,354	0,605	−1,0	+1,0
	KAP	71,924	20,647	65,171	18,408	0,0	+150
	BP	−0,049	0,192	−0,043	0,191	−0,5	+0,4
$P = -1$	NF	−0,514	0,640	−0,605	0,589	−1,0	+1,0
	AG	−0,611	0,537	−0,770	0,442	−1,0	+1,0
	KAP	61,451	21,691	55,354	18,044	0,0	+150
	BP	−0,077	0,185	−0,078	0,182	−0,5	+0,4

[129] Da einzig die Daten zu den Baustoffpreisen nicht auf Unternehmensebene genutzt werden können, ist deren deskriptive Statistik an die relativen Häufigkeiten angepasst. Wenn bspw. eine relative Mehrheit der Firmen Güterpreissenkungen mitteilte (P=-1), lag der Mittelwert der Variable Baustoffpreis für Ostdeutschland bei -0,077.

3.6 Ökonometrische Methodik und Ergebnisse

Zur Berechnung des Kausaleffektes des Mindestlohns auf die Güterpreise wird der sogenannte Difference-in-Differences-Schätzer (DID) genutzt. Hierzu müssen die Firmen in eine Treatment- und in eine Kontrollgruppe eingeordnet werden. In der Treatmentgruppe befinden sich alle Unternehmen, die vom Mindestlohn im Bauhauptgewerbe betroffen sind, während sich die Referenzkategorie aus Unternehmen zusammensetzt, die denen in der Treatmentgruppe in möglichst vielen Aspekten sehr ähnlich sind aber kein Treatment (hier in Form des Mindestlohns) erfahren haben (vgl. Brüderl 2010; Möller et al. 2011). Somit kann ein quasi-experimentelles Forschungsdesign gewährleistet werden, bei dem sowohl fixe als auch periodische Effekte berücksichtigt werden und der Kausaleffekt τ der Differenz zwischen der Differenz der Erfolgsgröße Y nach $(T = 1)$ und vor $(T = 0)$ dem Treatment in der Treatmentgruppe $(G = 1)$ und der Differenz der Erfolgsgröße in der Kontrollgruppe $(G = 0)$ im gleichen Zeitraum entspricht:

$$\tau = \left(Y^{(T=1,G=1)} - Y^{(T=0,G=1)}\right) - \left(Y^{(T=1,G=0)} - Y^{(T=0,G=0)}\right) \quad (55)$$

In Abbildung 30 wird die Idee des DID-Schätzers grafisch verdeutlicht. Die obere Linie repräsentiert beispielhaft die Preisentwicklung in der Treatmentgruppe und die untere die Preisentwicklung in der Kontrollgruppe. Im Jahr vor der Einführung des Mindestlohns fällt der Preis in beiden Gruppen, wobei der Preisabstand zwischen den beiden Gruppen konstant ist. Nach der Einführung vergrößert sich der Abstand, sodass von einem positiven Preiseffekt des Mindestlohns auf die Güterpreise ausgegangen werden würde. Hierbei wird ersichtlich, dass die Kontrollgruppe so gewählt werden muss, dass die sogenannte Parallel-Trend-Annahme gewährleistet ist, d.h. dass sich die Güterpreise in beiden Gruppen ohne das Treatment Mindestlohneinführung gleich entwickelt hätten, da nur so die fehlende Randomisierung durch die Vorher-Nachher-Messung kompensiert werden kann (Brüderl 2010).[130] Da die Entwicklung des Baugewerbes aufgrund der ungewöhnlichen Nachfragestruktur und Produktionsbedingungen sowie den in der Nachwendezeit aufgebauten extremen Überkapazitäten nicht mit den Entwicklungen in anderen Branchen

[130] Ein weiteres potentielles Problem des DID-Ansatzes resultiert daraus, dass die beim klassischen Experiment exogene Setzung eines Stimulus in der Realität nicht reproduziert werden kann und somit Selbstselektionsprozesse zur Verzerrung des DID-Schätzers führen können. Allerdings kann die Umgehung des Mindestlohns durch Umklassifizierungen bzw. Ab- und Neuanmeldungen laut Möller et al. (2011, S. 164) vernachlässigt werden, da der Zufluss zum Bauhauptgewerbe aus anderen Subsektoren der Baubranche nach Einführung des Mindestlohns sogar ansteigend war.

verglichen werden kann, wird mit dem Ausbaugewerbe eine intraindustrielle Kontrollgruppe gewählt.[131]

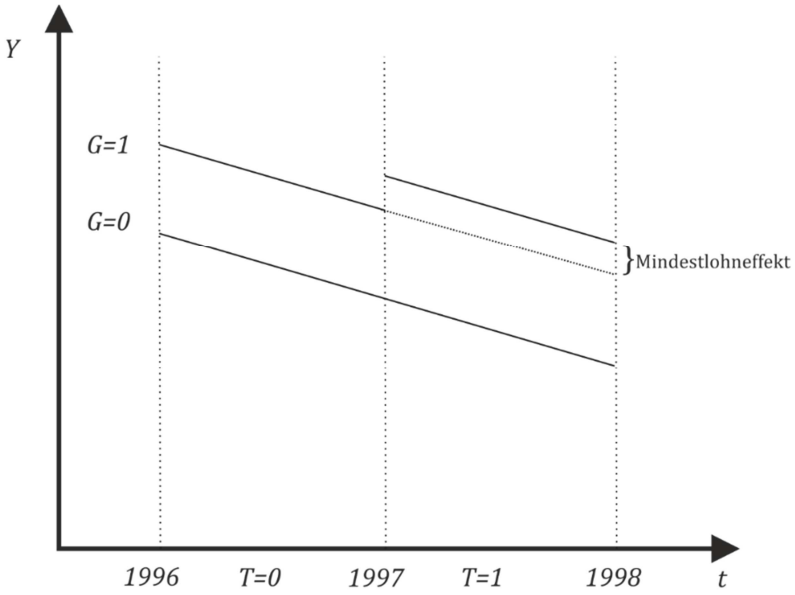

Abbildung 30: Grafische Veranschaulichung des Difference-in-Differences-Schätzers

Dementsprechend wird der Umstand genutzt, dass dieser bedeutende Subsektor des Baugewerbes, zu welchem u.a. Hoch-, Tief- und Ingenieurtiefbau sowie der Gerüstbau zählen, nicht vom Entsendegesetz betroffen war (Möller et al. 2011). Insgesamt können nach der Industrieklassifikation WZ03 85% der ost- und 82% der westdeutschen Firmen des Baugewerbes dem Bauhauptgewerbe, und somit der Treatmentgruppe, zugeordnet werden, während ein Großteil der verbleibenden Firmen des Baugewerbes der Kontrollgruppe zugerechnet werden kann.[132] In Abbildung 31 ist die Entwicklung der aggregierten Güterpreise differenziert nach Mindestlohnbetroffenheit für Ost- und Westdeutschland über den gesamten Beobachtungszeitraum geplottet.[133]

[131] Die Wahl eines vorgelagerten oder nachgelagerten Sektors (Baustoffe bzw. Möbelproduktion) führte zur starken Verzerrung des Kausaleffektes, da der Preisverfall im Bauhauptgewerbe deutlich stärker war als in allen vergleichbaren Sektoren.

[132] Nicht zur Kontrollgruppe können bspw. die Unternehmen aus der Dachdecker- sowie der Maler- und Lackiererbranche zugeteilt werden, da in diesen Subsektoren im Oktober 1997 bzw. Dezember 2003 ebenfalls sektorale Mindestlöhne eingeführt wurden.

[133] Die Daten wurden durch die Subtraktion des prozentualen Anteils der Firmen, welche Preissenkungen mitteilten, vom prozentualen Anteil der Firmen, die Preissteigerungen mitteilten, aggregiert. Zudem wurden die Reihen durch einen gleitenden Durchschnittsprozess geglättet.

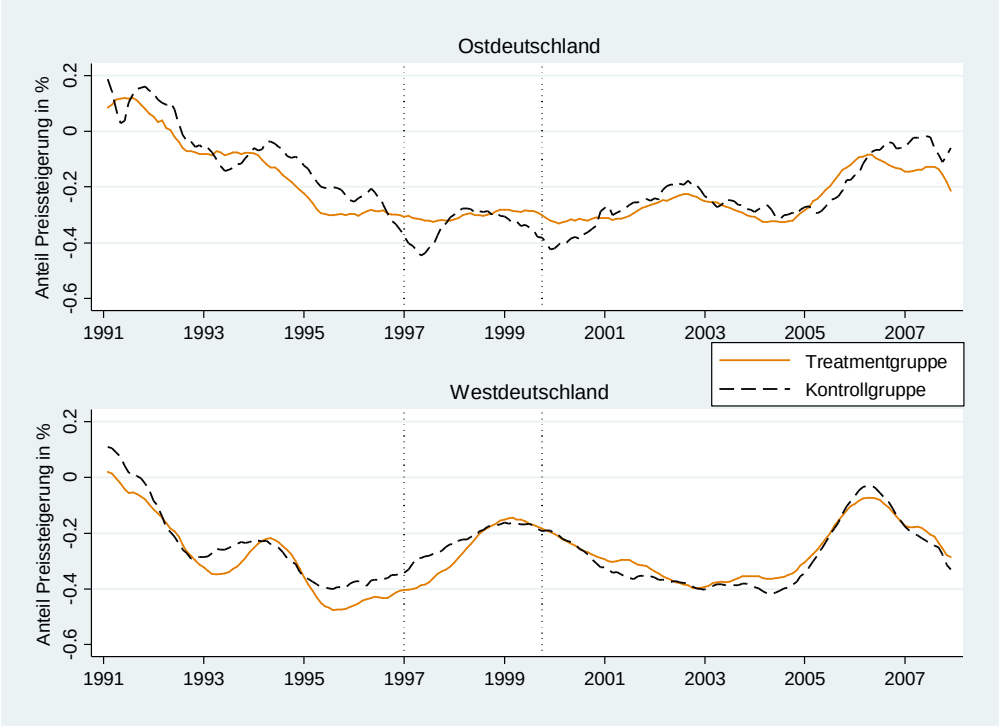

Abbildung 31: Preisentwicklung in Ost- und Westdeutschland

Die Preisentwicklungen in Ost- und Westdeutschland unterscheiden sich deutlich. In den alten Bundesländern verläuft die Preisentwicklung in der Treatment- und Kontrollgruppe, auch nach der Einführung des Mindestlohns im Januar 1997 und dessen stärkster Erhöhung im September 1999, äußerst synchron. Bei den ostdeutschen Daten kann dagegen sowohl im Zeitraum zwischen Herbst 1996 und Sommer 1997 als auch im Laufe des Jahres 1999 eine divergierende Entwicklung beobachtet werden. Während der Trend in der Kontrollgruppe jeweils abwärts zeigt, scheinen sich die Preise in der Treatmentgruppe eher zu stabilisieren.

Im Folgenden wird den auf mindestlohninduzierte Güterpreissteigerungen im ostdeutschen Bauhauptgewerbe hinweisenden Indizien mit Hilfe ökonometrischer Methoden nachgegangen. Die trichotomisch ordinale Struktur der Umfragedaten verlangt die Schätzung einer nicht-linearen Regression, da nicht die metrische Preisentwicklung, sondern nur die Realisierungswahrscheinlichkeiten für steigende, konstante und sinkende Preise geschätzt werden können. Die Realisierungswahrscheinlichkeiten liegen zwischen Null und Eins, sodass auch der Wertebereich des Schätzers auf dieses Intervall beschränkt sein muss

(Kohler und Kreuter 2008).[134] Eine Verteilungsfunktion, welche sowohl die Eigenschaft der Nicht-Linearität als auch die der Konvergenz gegen Null und Eins erfüllt, ist die logistische Verteilung.[135] Die Linearkombination der exogenen Variablen kann deshalb mittels der logistischen Verteilungsfunktion in eine nicht-lineare Wahrscheinlichkeitsfunktion transformiert werden:

$$\begin{aligned} Pr(Y = j|G, T, NF^+, NF^-, AG^+, AG^-, KAP, BP) \\ = F(\beta_1 G_i + \beta_2 T_t + \beta_3 G_i \cdot T_t + \beta_4 NF_{it}^+ + \beta_5 NF_{it}^- + \beta_6 AG_{it}^+ + \beta_7 AG_{it}^- \\ + \beta_8 KAP_{it} + \beta_9 BP_t + \varepsilon_{it}), \quad j = -1, 0, 1 \end{aligned} \tag{56}$$

Hierbei repräsentiert G_i die Gruppenzugehörigkeit und entspricht Eins für die vom Mindestlohn betroffenen Unternehmen und Null für alle anderen. T_t ist der Treatment-Dummy und nimmt den Wert Eins für die 12 Monate nach der Einführung des Mindestlohns und für die restlichen Perioden den Wert Null an.[136] Die trichotomen Kontrollvariablen für die Nachfrageentwicklung NF_{it} und die allgemeine Geschäftssituation AG_{it} werden jeweils zu zwei binären Variablen umkodiert, während die Kontrollvariablen Kapazitätsauslastung und Baustoffpreise als metrische Variablen KAP_{it} und BP_t aufgenommen werden.

Wenn die einzelnen Kategorien der abhängigen Variable, wie im vorliegenden Fall in eine theoretisch begründbare natürliche Ordnung gebracht werden können, wird üblicherweise das kumulierte logistische Regressionsmodell geschätzt. Hierbei wird für jede Ausprägung der endogenen Variable ein spezifischer Achsenabschnittsparameter $\beta_{0,j}$, aber nur ein gemeinsamer Effektparameter β_i für jede exogene Variable i geschätzt (siehe auch Kühnel und Krebs 2010, S. 864; Kersten 2016, S. 4).[137]

$$\Pr(Y \leq j|X_1, \dots, X_I) = F\left(\beta_{0,j} + \sum_{i=1}^{I} \beta_i X_i\right), \quad j = -1, 0, 1 \quad , i = 1, \dots, 9 \tag{57}$$

[134] Neben der Beschränkung des Wertebereichs und der Nicht-Linearität würde im vorliegenden Modell auch die Homoskedastizitätsannahme des linearen Regressionsmodells verletzt werden.

[135] Alternativ kann, je nach Datenbasis, auch eine probabilistische Verteilung zur Transformation genutzt werden.

[136] Da nicht das Preisniveau selbst, sondern nur die Wahrscheinlichkeit für steigende, konstante und sinkende Preise geschätzt werden kann, werden nicht die Preise vor und nach der Mindestlohneinführung, sondern die geschätzten Realisierungswahrscheinlichkeiten im Zeitraum von 12 Monaten nach dessen Einführung mit den geschätzten Realisierungswahrscheinlichkeiten in allen anderen Perioden verglichen. Wenn man bspw. von einem positiven Mindestlohneffekt ausgeht, dann wäre der Preis in der Treatmentgruppe zwar auch 24 Monate nach der Einführung höher als in der Kontrollgruppe, die Wahrscheinlichkeiten für steigende Preise sollten aber in der Treatment- und der Kontrollgruppe nach erfolgter Anpassung wieder identisch sein.

[137] Aus Gründen der Übersichtlichkeit werden alle exogenen Variablen unter X_i subsumiert.

Da im vorliegenden Fall die logistische Verteilungsfunktion unterstellt wird, ergibt sich die Wahrscheinlichkeit für das Auftreten einer kumulierten Kategorie durch:

$$\Pr(Y \leq j|X_1, \dots, X_I) = \frac{exp\{\beta_{0,j} + \sum_{i=1}^{I} \beta_i X_i\}}{1 + exp\{\beta_{0,j} + \sum_{i=1}^{I} \beta_i X_i\}} \tag{58}$$

In Abbildung 32 ist beispielhaft die logistische Dichtefunktion für die drei Ausprägungen der Preisvariable in Abhängigkeit der exogenen Variable „Kapazitätsauslastung“ dargestellt. Da die Fläche unter den Kurven die Wahrscheinlichkeiten repräsentieren, können über deren Integrale – also über die kumulativen Dichtefunktionen – die Realisierungswahrscheinlichkeiten geschätzt werden (Windzio 2013). Die Restriktion durch den gemeinsamen Effektparameter wird dadurch reflektiert, dass die Verteilungsfunktionen für alle drei Ausprägungen dieselbe Form aufweisen und somit die drei Realisierungsfunktionen parallel auf der Abzisse verschobene Funktionen mit dem gleichen Steigungsparameter sind (Long und Freese 2001).

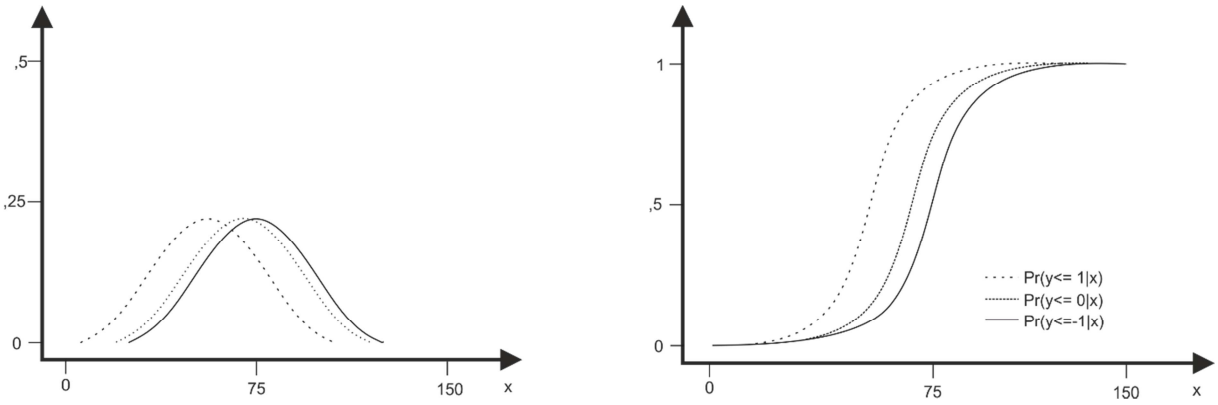

Abbildung 32: Dichtefunktion und kumulative Dichtefunktion

Folglich kann das Modell nur dann angewendet werden, wenn die Prädiktoren in allen Kumulationsstufen die gleichen Effekte aufweisen (vgl. Kersten 2016). Beim vorliegenden Datensatz muss die Gültigkeit dieser sogenannten Proportional-Odds-Annahme angezweifelt werden, da, um beim obigen Beispiel zu bleiben, die Kapazitätsauslastung auf die Wahrscheinlichkeit für steigende Preise positiv und für sinkende Preise negativ wirken sollte. Mit Hilfe des von Brant (1990) entwickelten Tests kann die Proportional-Odds-Annahme formal überprüft werden. Hierzu werden binäre logistische Regressionen für jede Schwelle durchgeführt und die geschätzten Koeffizienten mit einem Wald-Test auf Gleichheit

überprüft. Für das vorliegende Modell muss die Annahme der Proportionalität der Effekte für jede exogene Variable, wie erwartet, zurückgewiesen werden.

In der empirischen Literatur wird in diesem Fall meist ein multinomiales Logit-Modell geschätzt, bei welchem die zugrundliegende Rangordnung der endogenen Variablen nicht berücksichtigt wird und die Koeffizienten ($\beta_{i,j}$) völlig frei zwischen den Klassen variieren können:

$$\Pr(Y = j|X_1, \dots, X_I) = \frac{exp\{\beta_{0,j} + \sum_{i=1}^{I} \beta_{i,j} X_i\}}{\sum_{h=-1}^{J} exp\{\beta_{0,h} + \sum_{i=1}^{I} \beta_{i,h} X_i\}} \quad (59)$$

Nachdem eine Kategorie (hier die Kategorie „konstante Preise“) als Referenzkategorie gewählt wird und deren Parameter auf null gesetzt sind, ergeben sich die Odds für steigende Preise durch:

$$\frac{\Pr(Y = 1|X_1, \dots, X_I)}{\Pr(Y = -1|X_1, \dots, X_I)} = exp\left\{\beta_{0,1} - \beta_{0,-1} + \sum_{i=1}^{I} (\beta_{i,1} - \beta_{i,-1}) X_i\right\} \quad (60)$$

Der Nachteil des multinomialen logistischen Modells ist, dass für jede endogene Variable in jeder Kategorie individuelle Koeffizienten geschätzt werden müssen, welche aber nur in Relation zu den anderen Koeffizienten interpretiert werden können und sich somit erhebliche Interpretationsprobleme ergeben.

Das von Anderson (1984) entwickelte stereotype logistische Regressionsmodell stellt einen Kompromiss zwischen dem ordinal-kumulierten und dem multinomialen Modell dar, da zwar einerseits die Wahrscheinlichkeit für das Auftreten einer Kategorie nicht kumuliert, sondern kategorienspezifisch bestimmt wird, andererseits die Koeffizienten mit Restriktionen belegt werden, wodurch die zugrundeliegende Ordnungstruktur berücksichtigt und die leichtere Interpretierbarkeit gewährleistet wird. Hierdurch wird die Proportional-Odds-Annahme des ordinalen Modells umgangen, aber gleichzeitig ein wesentlich sparsameres Modell als das multinomiale Modell geschätzt, weil einerseits die Koeffizienten β_i über die Ausprägungen der abhängigen Variablen gleich sind, andererseits der Gesamteffekt der Prädiktoren aber über die Restriktionsparameter φ_j zwischen den Kategorien variieren kann (Kersten 2016):[138]

[138] Im vorliegenden Fall ist ein eindimensionales stereotypes Logit-Modell ausreichend, was darauf zurückgeführt werden kann, dass alle exogenen Variablen entgegengerichtet auf steigende und sinkende Preise wirken. Dennoch stellt Multikollinearität, d.h. die zu starke Korrelation zwischen den exogenen Variablen, kein Problem dar. Der von Allison (2012, S. 60) auch für nicht-lineare Modelle empfohlene Varianzinflationsfaktor zeigt eine akzeptable Multikollinearität an.

$$\Pr(Y = j|X_1, \dots, X_I) = \frac{exp\{\beta_{0,j} + \varphi_j \sum_{i=1}^{I} \beta_i X_i\}}{\sum_{h=-1}^{J} exp\{\beta_{0,h} + \varphi_j \sum_{i=1}^{I} \beta_i X_i\}} \quad (61)$$

Die Odds für steigende Preise in Relation zu sinkenden Preisen entsprechen dann:

$$\frac{\Pr(Y = 1|X_1, \dots, X_I)}{\Pr(Y = -1|X_1, \dots, X_I)} = exp\left\{(\beta_{0,1} - \beta_{0,-1}) + (\varphi_1 - \varphi_{-1}) \cdot \sum_{i=1}^{I} \beta_i X_i \right\} \quad (62)$$

Da auch hier die Parameter ansonsten nicht eindeutig bestimmt werden können, muss eine Kategorie (erneut die Kategorie „konstante Preise“) als Referenzkategorie gewählt und deren Parameter $\beta_{0,0}$ und φ_0 auf null gesetzt werden. Zudem wird festgelegt, dass $\varphi_1 = 1$, sodass φ_{-1} aus den Daten geschätzt werden kann. Es wird deutlich, dass die exogenen Variablen keinen Beitrag zur Änderung des Wahrscheinlichkeitsverhältnisses leisten und das stereotype dem ordinalen Modell entspricht, wenn die Proportional-Odds-Annahme erfüllt ist und demnach $\varphi_1 = \varphi_{-1}$ gilt.

Die Schätzung des stereotypen logistischen Regressionsmodells erfolgt mit der Maximum-Likelihood-Methode und die Standardfehler werden auf Unternehmensebene geclustert, um die Homoskedastizitätsannahme zu umgehen.

In Tabelle 7 finden sich die Ergebnisse des Modells jeweils auf das ost- und westdeutsche Sample angewandt. Hierbei zeigt sich, dass sich bei beiden Schätzungen die erwartete Rangordnung von

$$\varphi_1 > \varphi_0 > \widehat{\varphi}_{-1} \quad (63)$$

einstellt, und dass der summative Effekt der exogenen Variablen auf die Kategorien steigende und sinkende Preise im Betrag etwa gleich groß ist:

$$\varphi_1 \approx -\widehat{\varphi}_{-1} \quad (64)$$

Dies bestätigt sowohl die ordinale Ordnung der abhängigen Variablen als auch den Fakt, dass die Klassen mit den gegebenen Prädiktoren statistisch signifikant unterscheidbar sind (Lunt 2001). Der Effekt der Restriktionsvariablen φ_j auf die Realisierungswahrscheinlichkeiten wird in Abbildung 33 – erneut am Beispiel der Variable Kapazitätsauslastung – dargestellt und illustriert, dass der unterstellte entgegengerichtete Einfluss der exogenen Variablen auf die Kategorien steigende und sinkende Preise besser geschätzt werden kann.

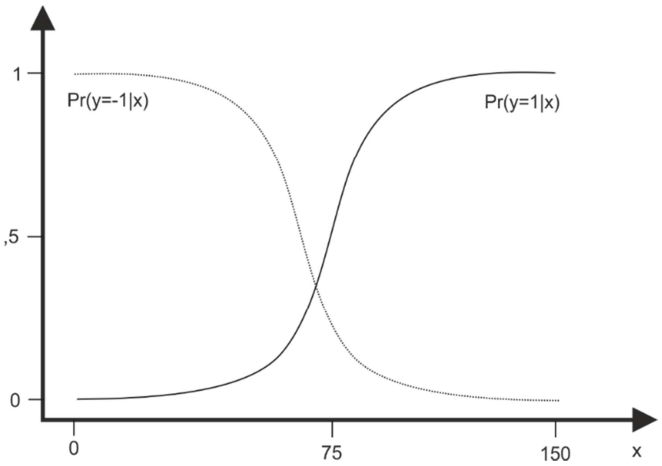

Abbildung 33: Realisierungsfunktion des stereotypen logistischen Modells

Die einzelnen Regressionskoeffizienten in Tabelle 7 können lediglich hinsichtlich ihres Vorzeichens interpretiert werden, da die Steigung der Wahrscheinlichkeitsfunktion im Gegensatz zum linearen Modell nicht konstant und somit sowohl vom Wert der interessierenden Variablen und deren Koeffizienten als auch vom Wert des Restriktionsparameters sowie aller anderen Variablen und Koeffizienten abhängig ist. Zudem können die Parameterschätzer der beiden Modelle für Ost und West nicht miteinander verglichen werden, weil sich diese auf unterschiedlich skalierte abhängige Variablen beziehen (siehe Best und Wolf 2010).

Um die Einflüsse der exogenen Variablen zwischen Ost- und Westdeutschland vergleichen zu können, wird der sogenannte durchschnittliche marginale Effekt (average marginal effect, AME) auf die Realisierungswahrscheinlichkeiten berechnet. Hierzu wird der Effekt der exogenen Variablen auf die Realisierungswahrscheinlichkeit der entsprechenden Klassen für alle Individuen berechnet und anschließend gemittelt.[139]

[139] Der alternative MEM (marginal effects at the means), bei welchem der Einfluss der interessierenden Variable für ein durchschnittliches Unternehmen berechnet wird, eignet sich aufgrund der Dominanz der binären exogenen Variablen nicht.

Tabelle 7: Schätzergebnisse Stereotype-Logit-Modell - 1997

P	Ost	West
G	-0,005	-0,0614
	(0,183)	(0,100)
T	-0,729***	0,011
	(0,265)	(0,145)
$G \cdot T$	0,494*	-0,248
	(0,292)	(0,1619
NF^+	0,208***	0,326***
	(0,0717)	(0,099)
NF^-	-0,771***	-0,962***
	(0,066)	(0,058)
AG^+	0,986***	1,088***
	(0,172)	(0,099)
AG^-	0,774***	-0,982***
	(0,080)	(0,058)
KAP	0,013***	0,016***
	(0,002)	(0,002)
BP	0,858***	0,847***
	(0,150)	(0,104)
φ_1	-0,932***	-1,054***
	(0,197)	(0,080)
$\beta_{0,1}$	-0,844***	-0,973***
	(0,239)	(0,150)
$\beta_{0,-1}$	-3,816***	-4,094***
	(0,304)	(0,182)
$Log.$	-31 861,713	-111 584,54
N	50 154	180 510

Standardfehler in Klammern, *Signifikanzniveau bei 10%, ** Signifikanzniveau bei 5% und ***Signifikanzniveau bei 1%

Die Ergebnisse in Tabelle 8 bestätigen den Eindruck, dass die Kontrollvariablen alle statistisch signifikant und wie erwartet auf die Preissetzung der Unternehmen wirken. So erhöht beispielsweise eine sinkende Nachfrage die Wahrscheinlichkeit für sinkende Preise um 13,3% in Ost- und um 16,5% in Westdeutschland. Der Effekt auf die Wahrscheinlichkeit steigender Preise ist bei allen Kontrollvariablen deutlich geringer: Ein Nachfrageanstieg erhöht die Wahrscheinlichkeit für steigende Preise gerade einmal um 0,7% in Ost- bzw. um 1% in Westdeutschland und spiegelt somit die schwierige Lage und den hohen Preisdruck im beobachteten Zeitraum wider.

Tabelle 8: Durchschnittliche marginale Effekte - 1997

	Ost			West		
	p^-	p	p^+	p^-	p	p^+
G	−0,001	0,001	0,000	0,010	−0,008	−0,002
	(0,031)	(0,025)	(0,006)	(0,019)	(0,015)	(0,004)
T	0,136**	−0,117**	−0,019**	−0,001	0,001	0,000
	(0,053)	(0,048)	(0,006)	(0,025)	(0,020)	(0,005)
$G \cdot T$	−0,076*	0,056**	0,020	0,043	−0,036	−0,007*
	(0,041)	(0,027)	(0,015)	(0,030)	(0,025)	(0,004)
NF^+	−0,036***	0,028***	0,007**	−0,055***	0,045***	0,010***
	(0,012)	(0,010)	(0,003)	(0,009)	(0,007)	(0,002)
NF^-	0,133***	−0,106***	−0,027***	0,165***	−0,135***	−0,030***
	(0,011)	(0,011)	(0,005)	(0,009)	0,008)	(0,002)
AG^+	−0,169***	0,135***	0,034***	−0,194***	0,158***	0,036***
	(0,027)	(0,025)	(0,006)	(0,017)	0,015)	(0,003)
AG^-	0,133***	−0,106***	−0,0267***	0,169***	−0,138***	−0,0311***
	(0,013)	(0,012)	(0,005)	(0,009)	(0,008)	(0,002)
KAP	−0,002***	0,002***	0,000***	−0,003***	0,002***	0,001***
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,002)	(0,000)
BP	−0,147***	0,118***	0,030***	−0,146***	0,119***	0,270***
	(0,027)	(0,021)	(0,009)	(0,018)	(0,014)	(0,004)
N		50 108			180 510	

Standardfehler in Klammern, *Signifikanzniveau bei 10%, ** Signifikanzniveau bei 5% und ***Signifikanzniveau bei 1%

Die statistische Insignifikanz des marginalen Effekts des Gruppendummies für jede Kategorie in Ost- und Westdeutschland indiziert, dass die Kontrollgruppe gut gewählt ist und deren Preissetzung nicht signifikant von der Preissetzung der Treatmentgruppe abweicht. Der statistisch signifikant negative (positive) marginale Effekt des Treatment-Dummies 1997 auf die Realisierungswahrscheinlichkeiten für konstante und steigende (sinkende) Preise zeigt, dass der Preisdruck im gesamten ostdeutschen Baugewerbe im Jahr 1997 deutlich höher war als im sonstigen Beobachtungszeitraum. In Westdeutschland kann hingegen angesichts der statistischen Insignifikanz von T keine Abweichung von der restlichen Beobachtungsperiode festgestellt werden.

Von besonderem Interesse ist der marginale Effekte des Interaktionsterms $G \cdot T$, da dieser laut Puhani (2008, 2012) dem Treatment-Effekt, d.h. im vorliegenden Fall dem Kausaleffekt der Mindestlohneinführung, entspricht. Der für das ostdeutsche Sample statistisch signifikante und negative Marginaleffekt auf die Wahrscheinlichkeit für sinkende Preise (-7,6%) und der statistisch signifikante und positive Marginaleffekt auf die Wahrscheinlichkeit konstanter Preise (5,6%) indizieren in Übereinstimmung mit der

deskriptiven Statistik (Abbildung 31), dass der Preisverfall im Bauhauptgewerbe nach Einführung des Mindestlohns in Ostdeutschland gedämpft wurde. Für Westdeutschland kann hingegen ein sehr geringer aber statistisch signifikanter negativer Preiseffekt beobachtet werden, denn die Wahrscheinlichkeit für steigende Preise nach Implementierung des Mindestlohns ist in der Treatmentgruppe um 0,7% niedriger als in der Kontrollgruppe.
Allerdings ist die Irrtumswahrscheinlichkeit der Marginaleffekte auf sinkende Preis in Ost- und steigende Preise in Westdeutschland mit jeweils 10% zu hoch, um von einem robusten Kausaleffekt der Mindestlohneinführung sprechen zu können. Die mangelnde Robustheit kann darauf zurückgeführt werden, dass das Kalenderjahr 1997 als Treatmentperiode mit allen anderen Zeitpunkten im Beobachtungszeitraum verglichen wird, obwohl die Mindestlöhne im gleichen Jahr noch nach unten angepasst und auch in den Folgeperioden diskretionäre Änderungen vorgenommen wurden.

In einer zweiten Schätzung werden deshalb die 12 Monate ab September 1999, also nach der stärksten Erhöhung des Mindestlohns (15,7% im Osten und 7,5% im Westen) infolge der Entmachtung des Tarifausschusses, zusätzlich in der Treatmentperiode berücksichtigt.
In Tabelle 9 finden sich die Ergebnisse der stereotypen logistischen Regression mit der angepassten Treatmentperiode. Es fällt auf, dass sich im ostdeutschen Subsample der Wert des Koeffizienten des Interaktionsterms nicht ändert, dessen Irrtumswahrscheinlichkeit aber von 10% auf 1% sinkt, während der Einfluss des Interaktionsterms im westdeutschen Subsample weiterhin im statistisch nicht signifikanten Bereich liegt. Die Vergleichbarkeit zwischen den Modellen wird erneut durch die Berechnung der marginalen durchschnittlichen Effekte gewährleistet und die Ergebnisse in Tabelle 10 bestätigen die Vermutung, dass der Kausaleffekt des Mindestlohns in Ostdeutschland durch die Erweiterung der Treatmentperiode besser identifiziert werden kann. Nicht nur die Irrtumswahrscheinlichkeiten für die marginalen Effekte des Interaktionsterms auf die Wahrscheinlichkeiten für sinkende und konstante Preise sind deutlich gesunken, sondern auch der positive marginale Effekt auf die Wahrscheinlichkeit für steigende Preise liegt nun im statistisch signifikanten Bereich. Für das westdeutsche Bauhauptgewerbe kann hingegen kein statistisch signifikanter Kausaleffekt der Lohnuntergrenze festgestellt werden.

Tabelle 9: Schätzergebnisse Stereotype-Logit-Modell - Erweiterte Treatmentperiode

	Ost	West
G	-0,047	-0,059
	(0,178)	(0,102)
T	-0,047***	0,240**
	(0,157)	(0,112)
$G \cdot T$	0,491***	-0,154
	(0,185)	(127)
NF^{+}	0,210***	0,326***
	(0,0716)	(0,052)
$\mid NF^{-}$	-0,766***	-0,962***
	(0,067)	(0,053)
$\mid AG^{+}$	0,975***	10,099***
	(0,172)	(0,099)
AG^{-}	-0,774***	-0,987***
	(0,080)	(0,058)
KAP	0,013***	0,926***
	(0,002)	(0,002)
BP	0,825***	0,0164***
	(0,145)	(0,103)
φ_1	-0,940***	-1,042***
	(,197)	(0,079)
$\beta_{0,1}$	-0,902***	-0,947***
	(0,235)	(0,152)
$\beta_{0,-1}$	-3,772***	-4,111***
	(0,301)	(0,183)
$Log.$	3 890,21	-111 599,99
N	50 154	180 510

Standardfehler in Klammern, *Signifikanzniveau bei 10%, ** Signifikanzniveau bei 5% und ***Signifikanzniveau bei 1%

Tabelle 10: Durchschnittliche marginale Effekte - Erweiterte Treatmentperiode

	Ost			West		
	p^+	p	p^+	p^+	p	p^+
G	0,006	−0,005	−0,001	0,011	−0,009	−0,002
	(0,030)	(0,024)	(0,006)	(0,019)	(0,015)	(0,003)
T	0,121***	−0,103***	−0,019***	−0,038*	0,030**	0,008*
	(0,031)	(0,028)	(0,004)	(0,019)	(0,015)	(0,004)
$G \cdot T$	−0,072***	0,054***	0,019**	0,020	−0,017	−0,004
	(0,027)	(0,020)	(0,009)	(0,023)	(0,020)	(0,004)
NF^+	−0,036***	0,029***	0,007***	−0,055***	0,045***	0,010***
	(0,012)	(0,009)	(0,003)	(0,017)	(0,151)	(0,003)
NF^-	0,131***	−0,105***	−0,027***	0,164***	−0,135***	−0,030***
	(0,012)	(0,011)	(0,005)	(0,009)	(0,008)	(0,002)
AG^+	−0,167***	0,133***	0,033***	−0,196***	0,160***	0,036***
	(0,027)	(0,025)	(0,006)	(0,02)	(0,025)	(0,006)
AG^-	0,132***	−0,106***	−0,027***	0,170***	−0,139***	−0,031***
	(0,013)	(0,012)	(0,005)	(0,009)	(0,008)	(0,002)
KAP	−0,002***	0,001***	0,001***	−0,003***	0,002***	0,001***
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
BP	−0,141***	0,113***	0,028***	−0,160***	0,130***	0,029***
	(0,026)	(0,019)	(0,008)	(0,018)	(0,015)	(0,004)
N		50,108			180,510	

Standardfehler in Klammern, *Signifikanzniveau bei 10%, ** Signifikanzniveau bei 5% und ***Signifikanzniveau bei 1%

3.7 Robustheitsanalyse Placebo-Test

Die Identifikation des wahren Kausalitätseffektes kann bei Difference-in-Differences-Anwendungen immer in Frage gestellt werden, wenn begründete Zweifel am zeitlichen Gleichlauf der abhängigen Variablen in der Treatment- und in der Kontrollgruppe bestehen. Wenngleich weder die deskriptive Statistik, noch die Koeffizienten des Gruppendummies Hinweise auf eine Verletzung der Parallelitätsannahme – und somit darauf, dass nicht der Mindestlohn, sondern unberücksichtigte Heterogenität kausal für den Preiseffekt in Ostdeutschland verantwortlich ist – liefern, sollen die vorliegenden Ergebnisse dennoch durch die Schätzung mehrerer Placebo-Tests konsolidiert werden.

Hierfür wird die Treatmentperiode auf einen beliebigen anderen Zeitraum im Beobachtungszeitraum verschoben und das stereotype logistische Regressionsmodell erneut geschätzt. Hierbei zeigt sich für das ostdeutsche Sample, dass zusätzlich zum Modell mit dem Jahr 1997 als Treatmentperiode nur das Modell mit dem Jahr 2000 als Treatmentperiode

statistisch signifikante Koeffizienten für den Interaktionsterm und statistisch signifikante marginale Kausaleffekte hervorbringt (siehe Tabelle 11)[140].

Tabelle 11: Placebo Tests - Treatmenteffekte

	Ost	West		Ost	West
1991	-0,402	-0,141	2000	0,424*	-0,021
	(0,742)	0,192		(0,236)	(0,142)
1992	0,027	-0,003	2001	-0,384	0,204
	(0,390)	0,226		(0,283)	(0,176)
1992	-0,172	-0,196	2002	-0,048	0,132
	(0,406)	0,208		(0,273)	(0,154)
1994	-0,048	-0,019	2003	-0,046	0,086
	(0,325)	0,182		(0,239)	(0,165)
1995	-0,341	-0,100	2004	-0,190	0,191
	(0,342)	0,200		(0,228)	(0,136)
1996	-0,189	-0,285*	2005	0,0266	0,165
	(0,365)	0,169		(0,262)	(0,141)
1997	0,494*	-0,248	2006	0,400	-0,041
	(0,292)	(0,161)		(0,278)	(0,153)
1998	-0,001	-0,187	2007	-0,121	0,132
	(0,328)	0,151		(0,283)	(0,162)
1999	0,187	0,083			
	(0,294)	(0,149)			

Standardfehler in Klammern, *Signifikanzniveau bei 10%, ** Signifikanzniveau bei 5% und ***Signifikanzniveau bei 1%

Allerdings überrascht es wenig, dass mit dem zweitgenannten Modell signifikante Kausaleffekte identifiziert werden können, da die drastische Mindestlohnerhöhung im September des Vorjahres stattgefunden hat. Für Westdeutschland kann nur für das Jahr 1996 ein statistisch signifikanter negativer Einfluss des Interaktionseffektes beobachtet werden, wobei dieser – genau wie im Modell mit dem Kalenderjahr 1997 als Treatmentperiode – mit einem sehr geringen negativen marginalen Effekt kleiner als 1% auf die Wahrscheinlichkeit für steigende Preise sowie einer hohen Irrtumswahrscheinlichkeit von 10% verknüpft ist.

Letztlich können die Ergebnisse, wonach die Mindestlohneinführung im Bauhauptgewerbe in Ostdeutschland zu einem positiven und in Westdeutschland zu keinem nachweisbaren Preiseffekt führte, bestätigt werden.

[140] In den Tabellen finden sich nur die Ergebnisse für die Kalenderjahre. Darüber hinaus wurden aber auch Schätzungen mit Treatmentperioden von Juli bis Juni geschätzt, die aber ebenfalls zu nicht signifikanten Effekten führten.

3.8 Zusammenfassung

In der Literatur zur Arbeitsmarktökonomik sind die wirtschaftspolitischen Implikationen von Lohnuntergrenzen eng mit der Wettbewerbssituation auf dem Arbeitsmarkt verknüpft. So verweisen bei der Erklärung positiver Beschäftigungseffekte sowohl Card und Krueger (1994; 1998) für die USA als auch Machin und Manning (1994) für Großbritannien sowie Frings (2013) für Deutschland auf monopsonistische Strukturen am Arbeitsmarkt. Wenngleich das klassische Monopson mit einem einzigen Arbeitsnachfrager eher eine theoretische Kuriosität darstellt, ermöglicht dessen Erweiterung zum oligopsonistischen Wettbewerb die Darstellung des Mindestlohneffekts auf die Beschäftigung unter der expliziten Berücksichtigung unternehmerischer Marktmacht auf dem Faktormarkt. Unter der Bedingung, dass die Unternehmen auf dem Arbeitsmarkt nicht als reine Mengenanpasser agieren, führt die Einführung eines moderaten bindenden Mindestlohns zwangsläufig zu steigender Arbeitsnachfrage und Produktion. Dies hat wiederum ein Überschussangebot auf dem Gütermarkt zur Folge, welches durch sinkende Preise ausgeglichen wird. Analog hierzu bringen bindende Mindestlöhne bei ausgeglichenen Machtverhältnissen auf dem Arbeitsmarkt Produktionsverknappung und steigende Güterpreise mit sich. Dieser Fakt wurde in der relevanten Literatur bislang immer vernachlässigt, weshalb die vorliegende Arbeit genau hier ansetzt und die Güterpreise zur Evaluierung des Mindestlohns im Bauhauptgewerbe heranzieht.

Die Ergebnisse des kontra faktischen Wahrscheinlichkeitsmodells können wie folgt zusammengefasst werden: In Ostdeutschland werden statistisch signifikante positive Preiseffekte beobachtet, während in Westdeutschland keine Kausaleffekte des Mindestlohns identifiziert werden können. Die positiven Güterpreiseffekte in Ostdeutschland weisen, angesichts der hohen Preissetzungsmacht der Auftraggeber, auf negative Beschäftigungs- und Produktionseffekte im Bauhauptgewerbe hin. Das Ausbleiben jeglicher Preiseffekte in Westdeutschland bestätigt dagegen die Vermutung, dass der Mindestlohn in Westdeutschland aufgrund des hohen Lohnniveaus nicht bindend war. Dementsprechend ist davon auszugehen, dass die Einführung des Mindestlohns gerade keine Angleichung der Lebensverhältnisse in Ost und West bewirkte, sondern die Schwächung des ostdeutschen Bauhauptgewerbes gegenüber der westdeutschen Konkurrenz akzeleriert wurde.

4 Schlussbemerkung

In der vorliegenden Arbeit wurden die Wirkungen wirtschaftspolitischer Maßnahmen auf die beiden wichtigsten Faktormärkte für Kapital und Arbeit anhand mikroökonomisch fundierter Marktmodelle hergeleitet und die Kausaleffekte mittels ökonometrischer Paneldatenmodelle identifiziert.

Die Ergebnisse der empirischen Analyse zeigen, dass die Weiterleitung geldpolitischer Impulse auf die Kapitalkosten am Kreditmarkt vor Ausbruch der US-amerikanischen Subprimekrise nahezu eins zu eins erfolgte. Demnach nahm die EZB sehr effizient Einfluss auf die Faktorkosten des privaten Sektors. Erst die Vertrauenskrise am europäischen Interbankenmarkt infolge der Verwerfungen an den internationalen Rentenmärkten verursachte Störungen im geldpolitischen Transmissionsmechanismus. Die Ergebnisse für den Eingriff am Arbeitsmarkt legen nahe, dass der Mindestlohn lediglich in der ostdeutschen Bauindustrie zu einem Anpassungsprozess in Form von sinkender Beschäftigung und Produktion und somit zu steigenden Güterpreisen führte. Daher ist davon auszugehen, dass die Lohnuntergrenze nur in Ostdeutschland hoch genug war, um einen signifikanten Effekt auf die Kosten des Faktors Arbeit zu entwickeln.

Die geldpolitischen Maßnahmen der EZB seit Ausbruch der europäischen Banken- und Staatsschuldenkrise und die Mindestlohneinführung im deutschen Bauhauptgewerbe zielten jeweils auf die Einebnung von Faktorkostenunterschieden ab. Die Ergebnisse des ersten Teils der Arbeit bestätigen ihrerseits, dass durch die dauerhafte Versorgung der Geschäftsbanken mit unbegrenzter Liquidität über die Offenmarktgeschäfte die Refinanzierungskosten der Geschäftsbanken innerhalb des gesamten Währungsraums nivelliert werden konnten, die zusätzliche Liquidität in den Krisenstaaten aber vornehmlich als Zentralbankeinlage gehalten und in heimische Staatsanleihen investiert wurde. Dementsprechend konnte zwar der Geschäftsbankensektor beruhigt und die Finanzierungssituation der angeschlagenen Nationalstaaten verbessert werden, der auf Kredite angewiesene nicht-finanzielle private Sektor profitierte zunächst jedoch nicht. Erst die Kombination aus massiver durch Wertpapierankäufe induzierte Überschussliquidität und Sanktionierung der Geldhortung über negative Einlagesätze konnte die Transmission geldpolitischer Impulse auf die Kreditmärkte der europäischen Peripherie wieder herstellen.

Es kann argumentiert werden, dass die Revitalisierung monetärer Transmissionsmechanismen erst durch die Beruhigung der Finanzmärkte wieder gewährleistet werden konnte. Allerdings muss vermutet werden, dass die nationalen politischen Entscheidungsträger die Lösung der hauptsächlich aus fiskalischen und volkswirtschaftlichen Ungleichgewichten resultierenden Strukturprobleme, proaktiver verfolgt hätten, wenn die EZB zurückhaltender agiert hätte. In diesem Fall hätte sich die Geldpolitik auf ihr eigentliches Ziel, nämlich die Preisniveaustabilität, und auf die Vermeidung systemischer Risiken konzentrieren können. Stattdessen ging die EZB für die Beruhigung der Staatsanleihemärkte an die Grenzen ihres geldpolitischen Instrumentariums, sodass den ab Herbst 2014 aufkommenden ernsthaften Deflationsgefahren nur noch mit der riskanten Kombination aus quantitativer Lockerung und Strafzinsen auf Zentralbankguthaben begegnet werden konnte.[141] Die Verwendung der konjunkturpolitischen Instrumente Leitzins und Geldmenge zur Erreichung des strukturpolitischen Ziels Zusammenhalt der Eurozone hat darüber hinaus dazu beigetragen, dass die für die divergierenden Refinanzierungskosten am Interbankenmarkt ursächlichen regionalen Disparitäten durch die europäische Geldpolitik noch verschärft wurden. Letztlich hatte die Erleichterung der Staatsfinanzierung über die Flutung des Geldmarkts mit extrem langfristiger Liquidität negative Konsequenzen zur Folge: Zum einen wurde die Anpassung nicht tragfähiger Geschäftsmodelle bzw. der Abbau von Überkapazitäten im Geschäftsbankensektor verzögert, zum anderen der Risikoverbund zwischen Staaten und Kreditinstituten verstärkt.

Im zweiten Teil der Arbeit wurde gezeigt, dass sich die Angleichung der Faktorkosten auf dem Arbeitsmarkt durch den Umstand ergab, dass der Unterschied zwischen den implementierten Lohnuntergrenzen deutlich kleiner war als die Differenz der zuvor gezahlten Marktlöhne. Dass dadurch die von den Gewerkschaften anvisierte Angleichung der tatsächlichen Lebensverhältnisse erreicht wurde, muss nicht nur angesichts der um den Faktor 1,5 stärker gesunkenen Entgeltsumme in Ostdeutschland bezweifelt werden. Die

[141] Die EZB setzte als erste bedeutende Zentralbank überhaupt auf negative Einlagesätze. Zuvor hatten lediglich die Schwedische Reichsbank und die Dänische Nationalbank mit Strafzinsen auf Zentralbankguthaben experimentiert. Aufgrund der Tatsache, dass die schwedischen Geschäftsbanken kaum Überschussliquidität hielten, waren die Auswirkungen in Schweden allerdings gering. In Dänemark hingegen galt die Negativverzinsung nicht der Stimulation der Kreditvergabe, sondern der Stabilisierung des Wechselkurses (vgl. Klose 2013).

empirische Analyse weist deutlich auf negative Kausaleffekte der Mindestlohneinführung auf das Baugüterangebot der betroffenen ostdeutschen Betriebe hin. Aus diesem Grund muss angenommen werden, dass die Mindestlohneinführung wenigstens indirekt zur Stärkung der westdeutschen Bauindustrie beitrug und die während des Nachwende-Investitionsbooms aufgebauten Überkapazitäten primär in den ostdeutschen Bundesländern reduziert wurden.

Insgesamt konnte in der vorliegenden Arbeit gezeigt werden, dass die in der empirischen Literatur meist vernachlässigten Transmissionseffekte auf die nachgelagerten Märkte genutzt werden können, um die Wirkung von wirtschaftspolitischen Maßnahmen zu beurteilen.

5 Literaturverzeichnis

Aaronson, Daniel; French, Eric; MacDonald, James (2008): The minimum wage, restaurant prices, and labor market structure. In: *Journal of Human Resources* 43 (3), S. 688–720.

Abbassi, Puriya; Bräuning, Falk; Fecht, Falko; Peydró, José-Luis (2015): Cross-border liquidity, relationships and monetary policy. Evidence from the Euro area interbank crisis (Deutsche Bundesbank Discussion paper).

Abbassi, Puriya; Linzert, Tobias (2012): The effectiveness of monetary policy in steering money market rates during the recent financial crisis. In: *Journal of Macroeconomics* 34 (4), 946–954.

Abidi, Nordine; Flore, Ixart Miquel; Eterovic, Nicolas A. (2017): Who benefits from the ECB's Corporate Sector Purchase Programme? A Difference-in-Discontinuities Approach (ECB Working Paper).

Acharya, Viral V.; Steffen, Sascha (2015): The "greatest" carry trade ever? Understanding eurozone bank risks. In: *Journal of Financial Economics* 115 (2), S. 215–236.

Akerlof, George A. (1970): The market for "lemons". Quality uncertainty and the market mechanism. In: *The Quarterly Journal of Economics* 84 (3), S. 488–500.

Allison, Paul David (2012): Logistic regression using SAS. Theory and application. 2. ed. Cary, NC: SAS Pub.

Altavilla, Carlo; Carboni, Giacomo; Motto, Roberto (2015): Asset purchase programmes and financial markets: Lessons from the euro area (ECB Working Paper).

Altunbaş, Yener; Bondt, Gabe de; Marqués Ibáñez, David (2004): Bank capital, bank lending, and monetary policy in the Euro area. In: *Kredit und Kapital* 37 (4), S. 443–464.

Altunbaş, Yener; Fazylov, Otabek; Molyneux, Philip (2002): Evidence on the bank lending channel in Europe. In: *Journal of Banking & Finance* 26 (11), S. 2093–2110.

Altunbaş, Yener; Gambacorta, Leonardo; Marqués Ibáñez, David (2009): Securitisation and the bank lending channel. In: *European Economic Review* 53 (8), S. 996–1009.

Anderson, John A. (1984): Regression and ordered categorical variables. In: *Journal of the Royal Statistical Society* 46 (1), S. 1–30.

Andersson, Magnus (2010): Using intraday data to gauge financial market responses to Federal Reserve and ECB monetary policy decisions. In: *International Journal of Central Banking* 6 (2), S. 117–146.

Andersson, Malin; Dillén, Hans; Sellin, Peter (2006): Monetary policy signaling and movements in the term structure of interest rates. In: *Journal of Monetary Economics* 53 (8), S. 1815–1855.

Angeloni, Ignazio; Kashyap, Anil K.; Mojon, Benoît (Hg.) (2003): Monetary policy transmission in the euro area: A study by the Eurosystem Monetary Transmission Network. Cambridge, MA: Cambridge University Press.

Arce, Oscar; Gimeno, Ricardo; Mayordomo, Sergio (2017): Making Room for the Needy: The Effects of the Corporate Sector Purchase Programme on Firms Credit (Working Paper).

Beirne, John; Dalitz, Lars; Ejsing, Jacob; Grothe, Magdalena; Manganelli, Simone (2011): The impact of the Eurosystem's covered bond purchase programme on the primary and secondary markets (ECB Occasional paper, 122).

Belke, Ansgar; Beckmann, Joscha; Verheyen, Florian (2013): Interest rate pass-through in the EMU. New evidence from nonlinear cointegration techniques for fully harmonized data. In: *Journal of International Money and Finance* 37, S. 1–24.

Bendel, Daniel; Demary, Markus; Voigtländer, Michael (2016): Entwicklung der Unternehmensfinanzierung in Deutschland. In: I*W-Trends–Vierteljahresschrift zur empirischen Wirtschaftsforschung* 43 (1), S. 37–54.

Belke, Ansgar; Verheyen, Florian (2013): Europäische Geldpolitik während der europäischen Schuldenkrise. Synopse und Evaluation. In: *Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung* 82 (2), S. 97–112.

Bernanke, Ben S.; Gertler, Mark (1995): Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission (NBER Working Paper, 5146).

Bernanke, Ben S.; Reinhart, Vincent R. (2004): Conducting monetary policy at very low short-term interest rates. In: *The American Economic Review* 94 (2), S. 85–90.

Best, Henning; Wolf, Christof (2010): Logistische Regression. In: Handbuch der sozialwissenschaftlichen Datenanalyse. Wiesbaden: Verlag für Sozialwissenschaften, S. 827–854.

Blackburne, Edward F.; Frank, Mark W. (2007): Estimation of nonstationary heterogeneous panels. In: *Stata Journal* 7 (2), S. 197–208.

Blanchard, Olivier; Illing, Gerhard (2004): Makroökonomie. 3., aktualisierte Aufl. München: Pearson Studium.

Blundell, Richard W. (1992): Investment and Tobin's Q. Evidence from company panel data. In: *Journal of Econometrics* 51 (1), S. 233–257.

Boeckx, Jef; Dossche, Maarten; Peersman, Gert (2017): Effectiveness and transmission of the ECB's balance sheet policies. In: *International Journal of Central Banking* 13 (1), S. 297–333.

Bondt, Gabe J. de (2002): Retail bank interest rate pass-through. New evidence at the Euro area level (ECB Working paper series, 136).

Bondt, Gabe J. de (2005): Interest Rate Pass-Through. Empirical Results for the Euro Area. In: *German Economic Review* 6 (1), S. 37–78.

Bondt, Gabe J. de; Mojon, Benoît; Valla, Natacha (2005): Term structure and the sluggishness of retail bank interest rates in euro area countries (ECB Working Paper).

Bosch, Gerhard; Weinkopf, Claudia; Worthmann, Georg (2011): Die Fragilität des Tarifsystems. Einhaltung von Entgeltstandards und Mindestlöhnen am Beispiel des Bauhauptgewerbes. Berlin: Edition Sigma (Forschung aus der Hans-Böckler-Stiftung, 128).

Bosch, Gerhard; Zühlke-Robinet, Klaus (1999): Der Bauarbeitsmarkt in Deutschland. Zum Zusammenhang von Produktionsstrukturen, Arbeitsmarkt und Regulierungssystem. In: *Industrielle Beziehungen: Zeitschrift für Arbeit, Organisation und Management* 6 (3), S. 239–267.

Bossler, Mario; Gerner, Hans-Dieter (2016): Employment effects of the new German minimum wage. Evidence from establishment-level micro data (IAB-discussion paper, 10).

Brant, Rollin (1990): Assessing Proportionality in the Proportional Odds Model for Ordinal Logistic Regression. In: *Biometrics* 46 (4), S. 1171–1178.

Bräuning, Falk; Fecht, Falko (2017): Relationship lending in the interbank market and the price of liquidity. In: *Review of Finance* 21 (1), S.33–75.

Brüderl, Josef (2010): Kausalanalyse mit Paneldaten. In: Handbuch der sozialwissenschaftlichen Datenanalyse. Wiesbaden: Verlag für Sozialwissenschaften, S. 963–994.

Bundesanstalt für Finanzdienstleistungsaufsicht (2007): Jahresbericht. Frankfurt am Main.

Burauel, Patrick; Caliendo, Marco; Fedorets, Alexandra; Grabka, Markus M.; Schröder, Carsten; Schupp, Jürgen; Wittbrodt, Linda (2017): Mindestlohn noch längst nicht für alle – Zur Entlohnung anspruchsberechtigter Erwerbstätiger vor und nach der Mindestlohnreform aus der Perspektive Beschäftigter (DIW Wochenbericht, 49).

Campbell, John Y.; Mankiw, Gregory N. (1989): Consumption, income and interest rates. Reinterpreting the time series evidence. Cambridge, Mass.: Harvard Inst. of Econ. Res (Discussion paper / Harvard Institute of Economic Research, 1404).

Card, David E.; Krueger, Alan B. (1998): A reanalysis of the effect of the New Jersey minimum wage increase on the fast food industry with representative payroll data (NBER Working Paper, 6368).

Card, David E.; Krueger, Alan B. (1994): Minimum wages and employment. A case study of the fast food industry in New Jersey and Pennsylvania (NBER Working Paper, 4509).

Christoffel, Kai; Coenen, Günter; Warne, Anders (2008): The New Area-Wide Model of the euro area: A micro-founded open-economy model for forecasting and policy analysis. Europäische Zentralbank. Frankfurt am Main (ECB Working Paper, 944).

Clements, Benedict J.; Levy, Joaquim Vieira Ferreira; Kontolemis G., Zenon (2001): Monetary policy under EMU differences in the transition mechanism? (IMF Working Papers, 102).

Conti, Antonio M.; Neri, Stefano; Nobili, Andrea (2017): Low inflation and monetary policy in the euro area. Task Force on Low Inflation (LIFT) (ECB Working Paper).

Cournot, Antoine A. (1838): Recherches sur les principes mathématiques de la théorie des richesses. Paris: L. Hachette.

Demary, Markus; Matthes, Jürgen (2013): EZB auf Abwegen? Teil 2: Die unkonventionelle Geldpolitik der EZB – eine Bestandsaufnahme. Institut der deutschen Wirtschaft Köln (IW policy paper, 13).

Deutsche Bundesbank (2006): Bestimmungsgründe der Zinsstruktur - Ansätze zur Kombination arbitragefreier Modelle und monetärer Makroökonomik (Monatsbericht - April).

Deutsche Bundesbank (2013a): Monatsbericht - Dezember.

Deutsche Bundesbank (2013b): Monatsbericht - November.

Deutsche Bundesbank (2017): Glossar. Online verfügbar unter https://www.bundesbank.de/Navigation/DE/Service/Glossar/_functions/glossar.html?lv2=32020.

Disyatat, Pit (2009): Unkonventionelle Geldpolitik in der aktuellen Krise. Bank für Internationalen Zahlungsausgleich (BIS Quarterly Review - Juni).

Dornbusch, Rudiger (1976): Expectations and exchange rate dynamics. In: *Journal of Political Economy* 84 (6), S. 1161–1176.

Draghi, Mario (2011): Introductory statement to the ECB press conference - 6. Dezember. Frankfurt am Main.

Draghi, Mario (2012): Introductory statement to the ECB press conference - 6. Dezember. Frankfurt am Main.

Draghi, Mario (2013): Introductory statement to the press conference - 2. Mai. Frankfurt am Main.

Draghi, Mario (2015): Introductory statement to the ECB press conference - 22. Januar. Frankfurt am Main.

Draghi, Mario (2016): Introductory statement to the ECB press conference - 8. September. Frankfurt am Main.

Drukker, David M. (2003): Testing for serial correlation in linear panel-data models. In: *Stata Journal* 3 (2), S. 168–177.

Engle, Robert F.; Granger, Clive W. J. (1987): Co-Integration and error correction: Representation, estimation, and testing. In: *Econometrica* 55 (2), S. 251–276.

Erickson, Timothy; Whited, Toni M. (2000): Measurement error and the relationship between investment and q. In: *Journal of Political Economy* 108 (5), S. 1027–1057.

Eser, Fabian; Schwaab, Bernd (2016): Evaluating the impact of unconventional monetary policy measures. Empirical evidence from the ECB's Securities Markets Programme. In: *Journal of Financial Economics* 119 (1), S. 147–167.

Europäische Zentralbank (2003): Erstmalige Veröffentlichung der Daten zur MFI-Zinsstatistik für das Euro-Währungsgebiet - 10. Dezember. Frankfurt am Main.

Europäische Zentralbank (2004): Jahresbericht. Frankfurt am Main.

Europäische Zentralbank (2005): Jahresbericht. Frankfurt am Main.

Europäische Zentralbank (2006): Jahresbericht. Frankfurt am Main.

Europäische Zentralbank (2007): Jahresbericht. Frankfurt am Main.

Europäische Zentralbank (2010): Die gelpolitische Transmission im EURO-Währungsgebiet ein Jahrzehnt nach Einführung des EURO (Monatsbericht der Europäischen Zentralbank Mai).

Europäische Zentralbank (2013): Jahresbericht. Frankfurt am Main.

Europäische Zentralbank (2015): EZB kündigt erweitertes Programm zum Ankauf von Vermögenswerten an (Pressemitteilung vom 22. Januar 2015).

Europäische Zentralbank (2016a): Beschluss (EU) 2016/810 der EZB vom 28. April 2016 über eine zweite Reihe gezielter längerfristiger Refinanzierungsgeschäfte. In: *Amtsblatt der Europäischen Union* (132).

Europäische Zentralbank (2016b): More details on the Eurosystem's corporate sector purchase programme (CSPP) – Questions & answers.

Europäische Zentralbank (2017): Geldpolitische Beschlüsse (Pressemitteilung vom 20. Juli 2017).

Fagan, Gabriel; Henry, Jérôme; Mestre, Ricardo (2001): An area-wide model (AWM) for the Euro area (ECB Working Paper, 42).

Fama, Eugene F.; Bliss, Robert R. (1987): The information in long-maturity forward rates. In: *The American Economic Review*, S. 680–692.

Fisher, Irving (1930): The theory of interest. New York, NY: The Macmillan Company.

Franz, Wolfgang (2013): Arbeitsmarktökonomik. 8., aktualisierte und ergänzte Auflage. Berlin, Heidelberg: Springer Gabler.

Fratzscher, Marcel; Lo Duca, Marco; Straub, Roland (2016): ECB unconventional monetary policy. Market impact and international spillovers. In: *IMF Economic Review* 64 (1), S. 36–74.

Freixas, Xavier; Rochet, Jean-Charles (2008): Microeconomics of banking. 2nd ed. Cambridge, Mass: The MIT Press (Economics).

Friedman, Milton (2000): Canada and flexible exchange rates, Keynote address. Conference “Revisiting the Case for Flexible Exchange Rates". Bank of Canada.

Frings, Hanna (2013): The employment effect of industry-specific, collectively bargained minimum wages. In: *German Economic Review* 14 (3), S. 258–281.

Gambacorta, Leonardo; Hofmann, Boris; Peersman, Gert (2014): The effectiveness of unconventional monetary policy at the zero lower bound. A cross-country analysis. In: *Journal of Money, Credit and Banking* 46 (4), S. 615–642.

Gambacorta, Leonardo; Marqués Ibáñez, David (2011): The bank lending channel: Lessons from the crisis. In: *Economic Policy* 26 (66), S. 135–182.

Garcia de Andoain, Carlos; Heider, Florian; Hoerova, Marie; Manganelli, Simone (2016): Lending-of-last-resort is as lending-of-last-resort does. Central bank liquidity provision and interbank market functioning in the euro area. In: *Journal of Financial Intermediation* 28, S. 32–47.

Görgens, Egon; Ruckriegel, Karlheinz; Seitz, Franz (2007): Quo vadis, Geldmenge? Zur Rolle der Geldmenge für eine moderne Geldpolitik (ROME Discussion Paper, 1).

Görgens, Egon; Ruckriegel, Karlheinz; Seitz, Franz; Nagel, Joachim (2014): Europäische Geldpolitik: Theorie, Empirie und Praxis. 6., vollst. neu bearb. Aufl. Konstanz: UTB.

Götte, Rüdiger (2010): Exchange Traded Funds (ETFs). Grundlagen, Funktionsweise und praktischer Einsatz ; das 1 x 1 der Exchange Traded Funds. Stuttgart: Ibidem-Verlag.

Gros, Daniel; Alcidi, Cinzia; Giovanni, Alessandro (2012): Central banks in times of crisis. The FED vs. the ECB (CEPS Policy Brief, 276).

Gros, Daniel; Diego Valiante; Groen, Willem Pieter de (2016): The ECB's Latest Gimmick: Cash for Loans (CEPS Policy Brief, 341).

Hempell, Hannah Sabine; Kok Sørensen, Christoffer (2010): The impact of supply constraints on bank lending in the euro area - crisis induced crunching? (ECB Working Paper, 1262).

Holtemöller, Oliver (2006): Geldtheorie und Geldpolitik. Tübingen: Mohr Siebeck.

Hunger, Uwe (2000): Der "Rheinische Kapitalismus" in der Defensive. Eine komparative Policy-Analyse zum Paradigmenwechsel in den Arbeitsmarktbeziehungen am Beispiel der Bauwirtschaft. Dissertation. 1. Aufl. Baden-Baden: Nomos-Verl.-Ges.

Huß, Paul (2015): Der Weg zur Europäischen Bankenunion vor dem Hintergrund der großen Finanz- und Staatsschuldenkrise. 1. Auflage. Hamburg: disserta Verlag.

Hussain, Syed H. (2010): Simultaneous monetary policy announcements and international stock markets response: an intraday analysis (Bank of Finland Research Discussion Papers, 8).

Illing, Gerhard (2015): Unkonventionelle Geldpolitik – kein Paradigmenwechsel. In: *Perspektiven der Wirtschaftspolitik* 16 (2), S-127–150.

Illing, Gerhard; Watzka, Sebastian (2010): Eine Neubewertung der geldpolitischen Reaktionen von EZB und Fed auf die Finanzkrise. In: *Zeitschrift für das gesamte Kreditwesen* 63 (22), S. 1206–1211.

Im, Kyung So; Pesaran, M. Hashem; Shin, Yongcheol (2003): Testing for unit roots in heterogeneous panels. In: *Journal of Econometrics* 115 (1), S. 53–74.

International Monetary Fund (2013): Key Aspects of Macroprudential Policy (Executive Summary, 140).

Kersten, Norbert (2016): Multinomiale, ordinale und stereotype logistische Regression – Eine Einführung in die Regressionsanalyse kategorialer Zielvariablen. In: *GMS Medizinische Informatik, Biometrie und Epidemiologie* 12 (1), S. 1–14.

Kishan, Ruby P.; Opiela, Timothy P. (2000): Bank size, bank capital, and the bank lending channel. In: *Journal of Money, Credit and Banking* 32 (1), S. 121–141.

Kleimeier, Stefanie; Sander, Harald (2006): Expected versus unexpected monetary policy impulses and interest rate pass-through in Eurozone retail banking. In: *Journal of Banking & Finance* 30 (7), S. 1839–1870.

Klein, Michael A. (1971): A theory of the banking firm. In: *Journal of Money, Credit and Banking* 3 (2), S. 205–218.

Klose, Jens F. (2013): Negative Einlagezinsen im Euroraum? Lehren aus Dänemark. In: *Wirtschaftsdienst* 93 (12), S. 824–827.

Kohler, Ulrich; Kreuter, Frauke (2008): Datenanalyse mit Stata. Allgemeine Konzepte der Datenanalyse und ihre praktische Anwendung. 3., aktualisierte und überarb. Aufl. München: Oldenbourg.

König, Marion; Möller, Joachim (2009): Impacts of minimum wages. A microdata analysis for the German construction sector. In: *International Journal of Manpower* 30 (7), S. 716–741.

Krishnamurthy, Arvind; Nagel, Joachim; Vissing-Jorgensen, Annette (2014): ECB Policies involving government bond purchases: Impact and channels (Working Paper).

Krishnamurthy, Arvind; Vissing-Jorgensen, Annette (2011): The Effects of Quantitative Easing on Interest Rates: Channels and Implications for Policy (NBER Working Paper, 17555).

Larry Elliot (2012): Banks snap up €500bn in loans from European Central Bank. In: *The Guardian* (21.12.). Online verfügbar unter https://www.theguardian.com/business/2011/dec/21/eurozone-banks-loans-ecb.

Lee, Chinkook; Schluter, Gerald; O'Roark, Brian (2000): Minimum wage and food prices: an analysis of price pass-through effects. In: *The International Food and Agribusiness Management Review* 3 (1), S. 111–128.

Lindner, Fabian (2013): Banken treiben Eurokrise. Institut für Makroökonomie und Konjunkturforschung (IMK Report, 82).

Long, J. Scott; Freese, Jeremy (2001): Regression models for categorical dependent variables using Stata. 3rd edition. College Station, Tex.: Stata Press.

Loose, Brigitte; Ludwig, Udo (2006): Ostdeutsches Baugewerbe auf der Suche nach dem rechten Platz. In: *Informationen zur Raumentwicklung* (10), S. 575–588.

Lunt, Mark (2001): Stereotype ordinal regression. In: *Stata Technical Bulletin* 10 (61), S. 12–18.

Machin, Stephen J.; Manning, Alan (1994): The effects of minimum wages on wage dispersion and employment. Evidence from the UK Wages Councils. In: *ILR Review: The Journal of Work and Policy*.

Maddaloni, Angela; Peydró, José-Luis (2011): Bank risk-taking, securitization, supervision, and low interest rates. Evidence from the Euro-area and the US lending standards. In: *The Review of Financial Studies* 24 (6), S. 2121–2165.

Markowitz, Harry (1952): Portfolio selection. In: *The Journal of Finance* 7 (1), S. 77–91.

Martín, Rebeca A.; Sevillano, José Marqués M.; González , Luna R. (2014). Covered bonds: the renaissance of an old acquaitance. BANCO DE ESPAÑA (ESTABILIDAD FINANCIERA, 24).

Mayordomo, Sergio; Abascal, María; Alonso, Tatiana; Rodriguez-Moreno, Maria (2014): Fragmentation in the European interbank market. Measures, determinants, and policy solutions. In: *Journal of Financial Stability* 16 (2015), S. 1–12.

Mindestlohnkommission (2016): Erster Bericht zu den Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns. Bericht der Mindestlohnkommision an die Bundesregierung nach § 9 Abs. 4 Mindestlohngesetz. Berlin.

Mishkin, Frederic S. (2009): Is monetary policy effective during financial crises? Cambridge, Mass. (NBER Working Paper, 14678).

Möller, Joachim; Bender, Stefan; König, Marion; Vom Berge, Philipp; Umkehrer, Matthias; Wolter, Stefanie et al. (2011): Evaluation bestehender gesetzlicher Mindestlohnregelungen. Branche: Bauhauptgewerbe ; Forschungsauftrag des Bundesministeriums für Arbeit und Soziales (BMAS) ; Endbericht. Essen: RWI.

Monti, Mario (1971): A theoretical model of bank behaviour and its implications for monetary policy. In: *L'industria* (2), S. 165–191.

Moosa, Imad A. (2010): Basel II as a casualty of the global financial crisis. In: *Journal of Banking Regulation* 11 (2), S. 95–114.

Mundell, Robert A. (1961): A theory of optimum currency areas. In: *The American Economic Review* 51 (4), S. 657–665.

Neumark, David; Wascher, William (2000): Minimum wages and employment. A case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania: Comment. In: *The American Economic Review* 90 (5), S. 1362–1396.

Nilsen, Jeffrey H. (2002): Trade credit and the bank lending channel. In: *Journal of Money, Credit and Banking* 34 (1), S. 226–253.

Pattipeilohy, Christiaan; van den End, Jan Willem; Tabbae, Mostafa; Frost, Jon; Haan, Jakob de (2013): Unconventional monetary policy of the ECB during the financial crisis. An assessment and new evidence. In: Balling, Morten; Gnan, Ernest (Hrsg.): 50 Years of Money and Finance: Lessons and Challenges. Milano: Bocconi University, S. 117–155.

Pesaran, Hashem M.; Smith, Ron (1995): Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. In: *Journal of Econometrics* 68 (1), S. 79–113.

Pesaran, M. Hashem; Shin, Yongcheol (1998): An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. In: Econometrics and economic theory in the 20th century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium. Cambridge [u.a.]: Cambridge Univ. Press, S. 371–413.

Pesaran, M. Hashem; Shin, Yongcheol; Smith, Richard J. (2001): Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. In: *Journal of Applied Econometrics* 16 (3), S. 289–326.

Pesaran, M. Hashem; Shin, Yongcheol; Smith, Ron P. (1999): Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. In: *Journal of the American Statistical Association* 94 (446), S. 621–634.

Pindyck, Robert S.; Rubinfeld, Daniel L. (2003): Mikroökonomie. 5., aktualisierte Aufl. München, Boston u.a.: Pearson Studium.

Pockrandt, Johannes; Radde, Sören (2012): Reformbedarf in der EU-Bankenregulierung: Solvenz von Banken und Staaten entkoppeln (DIW Wochenbericht, 42).

Puhani, Patrick A. (2008): The treatment effect, the cross difference, and the interaction term in nonlinear difference-in-differences models (IZA Discussion paper, 3478).

Puhani, Patrick A. (2012): The treatment effect, the cross difference, and the interaction term in nonlinear "difference-in-differences" models. In: *Economics Letters* 115 (1), S. 85–87.

Ragnitz, Joachim; Thum, Marcel (2008): Beschäftigungswirkungen von Mindestlöhnen. Eine Erläuterung zu den Berechnungen des ifo-Instituts. In: *Ifo-Schnelldienst* 61 (6), S. 62–66.

Rogers, John Harold; Scotti, Chiara; Wright, Jonathan H. (2014): Evaluating asset-market effects of unconventional monetary policy. A multi-country review. In: *Economic Policy* 80 (2014), S. 749–799.

Rominger, Claus (2013): Determinierung der Zinsstrukturkurve. Eine finanzwirtschaftliche und makroökonomische Perspektive. Hamburg: Diplomica-Verl.

Ruckriegel, Karlheinz (2012): Das Verhalten der EZB während der Finanzmarktkrise(n). Update. In: Sauer, Thomas (Hrsg.): Die Zukunft der Europäischen Währungsunion: Kritische Analysen. Marburg: Metropolis-Verlag, S. 45–68.

Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2016): Niedrigzinsen weder für den Euro-Raum noch für Deutschland angemessen. In: Jahresgutachten "Zeit für Reformen", S. 182–240.

Schnabel, Isabel (2014): Das europäische Bankensystem. Bestandsaufnahme und Herausforderungen. In: *Wirtschaftsdienst Sonderheft* 94, S. 6–10.

Schnabl, Gunther; Zemanek, Holger (2011): Die Deutsche Wiedervereinigung und die europäische Schuldenkrise im Lichte der Theorie optimaler Währungsräume (Working Paper Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät Universität Leipzig).

Sell, Friedrich L.; Ruf, Ernst K. (2016): Monopsony in the Labor Market, Minimum Wages and the Time Horizon. Some Unresolved Issues. In: *Atlantic Economic Journal* 44 (1), S. 75–90.

Spahn, Peter (2013): Geldpolitik. Finanzmärkte, neue Makroökonomie und zinspolitische Strategien. 3. Auflage. München: Franz Vahlen.

Stiglitz, Joseph E.; Weiss, Andrew (1981): Credit rationing in markets with imperfect information. In: *The American Economic Review* 71 (3), S. 393–410.

Szczerbowicz, Urszula (2015): The ECB unconventional monetary policies. Have they lowered market borrowing costs for banks and governments? In: *International Journal of Central Banking* 11 (4), S. 91–127.

Tobin, James (1969): A general equilibrium approach to monetary theory. In: *Journal of Money, Credit and Banking* 1 (1), S. 15.

Trichet, Jean-Claude (2010): Introductory statement to the ECB press conference - 10. Juni. Frankfurt am Main.

Wadsworth, Jonathan (2010): Did the national minimum wage affect UK prices? In: *Fiscal Studies: The Journal of the Institute for Fiscal Studies* 31 (1), S. 81–120.

Werner, Thomas; Sell, Friedrich L. (2015): Price Effects of the Minimum Wage. A survey data analysis for the German construction sector. In: *LABOUR* 29 (3), S. 310–326.

Wied-Nebbeling, Susanne; Schott, Hartmut (2005): Grundlagen der Mikroökonomik. 3., verbesserte Auflage. Berlin, Heidelberg: Springer.

Windzio, Michael (2013): Regressionsmodelle für Zustände und Ereignisse. Wiesbaden: Springer.

Woodford, Michael (2013): Methods of policy accommodation at the interest-rate lower bound. In: *The changing policy landscape : a symposium sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City, Jackson Hole, Wyo., Aug. 30 - Sept. 1, 2012*, S. 185–288.

Wooldridge, Jeffrey M. (2002): Econometric analysis of cross section and panel data. Cambridge, Mass.: MIT Press.

WSI (1996-2007): Tarifberichte. Hans Böckler Stiftung (WSI-Tarifarchiv). Online verfügbar unter https://www.boeckler.de/index_wsi_tarifarchiv.htm.