

Vermögenspreisblasen - Identifikation und geldpolitische Reaktion

Von der Fakultät für Wirtschaft, Recht und Gesellschaft der Brandenburgischen
Technischen Universität Cottbus–Senftenberg zur Erlangung des akademischen Grades eines

Doktor der Wirtschafts- und Sozialwissenschaften (Dr. rer. pol.)

genehmigte Dissertation

vorgelegt von

Master of Arts

Philippe Gierth

geboren am 03.10.1985 in Berlin

Vorsitzender:	Professor Dr. oec. habil. Jan Schnellenbach
1. Gutachter:	Professor Dr. rer. pol. habil. Wolfram Berger
2. Gutachter:	Vertretungsprofessor Dr. rer. pol. Andrija Mihoci
Tag der mündlichen Prüfung:	27.06.2019

Inhaltsverzeichnis

Abbildungsverzeichnis	III
Tabellenverzeichnis	V
Abkürzungsverzeichnis	IX
Symbolverzeichnis	XII
1 Einleitung	1
1.1 Forschungsfragen	2
1.2 Ablauf	3
1.3 Beitrag	4
2 Vermögenspreisblasen	6
2.1 Definition Vermögenspreisblasen	6
2.2 Typen von Vermögenspreisblasen	11
2.2.1 Rationale Vermögenspreisblasen	12
2.2.2 Irrationale Aktienpreisblasen	14
3 Volkswirtschaftliche Auswirkungen von Vermögenspreisblasen	18
3.1 Einfluss auf den Konsum	18
3.2 Einfluss auf die Investitionen	21
3.3 Einfluss auf das Preisniveau	24
4 Identifikation von Vermögenspreisblasen	29
4.1 Übersicht der Identifikationsmethoden	30
4.1.1 Bry-Boschan-Methode	30
4.1.2 Signal-Ansatz	32
4.1.3 Discrete-Choice-Ansatz	39
4.1.4 Kritik an den Identifikationsmethoden	42
4.2 Indikator nach Taipalus	44
4.2.1 Literaturüberblick	44
4.2.2 Stationarität und Einheitswurzeln	46
4.2.3 Rollender Dickey-Fuller-Test	51
4.2.4 Logarithmierte Dividendenrenditen	54
4.3 Monte Carlo Simulation	58

4.3.1	Kritischer Wert	61
4.3.2	Fensterlänge und Robustheit	65
4.4	Die Stärke von konventionellen Einheitswurzel-Tests bei rollenden Fenstern	73
4.4.1	KPSS-Test	74
4.4.2	Variance-Ratio-Test	79
4.4.3	Phillips-Perron-Test	84
4.5	Anwendung des Indikators auf europäische Aktienpreisindices	90
4.5.1	Deutschland - DAX	90
4.5.2	Großbritannien - FTSE	97
4.5.3	Frankreich - CAC	101
4.5.4	Spanien - IBEX	107
5	Integration und Reaktion von Vermögenspreisen	113
5.1	Ansätze für Vermögenspreisintegration	113
5.1.1	Benign Neglect	114
5.1.2	Leaning against the Wind-Strategie	115
5.1.3	Makroprudenzielle Politik	118
5.2	Auswirkungen unkonventioneller Geldpolitik auf Vermögenspreise	126
5.2.1	Forschungsstand	127
5.2.2	VARMA-Modell und Methode	129
5.2.3	Vom Zinstender- zum Mengentenderverfahren	134
5.2.4	Securities Markets Program	137
5.2.5	„What ever it takes“	140
5.2.6	Forward Guidance	143
5.2.7	Zusammenfassung und Kritik	146
5.3	Auswirkungen regulierender Maßnahmen auf Vermögenspreise	149
5.3.1	Makroprudenzielle Maßnahmen	149
5.3.2	Geldpolitische Maßnahmen	157
5.4	Institutionelle Integration makroprudenzieller Politik in Europa	162
6	Zusammenfassung und Ausblick	167
7	Anhang	173
	Literatur	221

Abbildungsverzeichnis

1	Deutsche Telekom - Charttechnische Sichtweise	7
2	Fundamentale Vermögenspreisblase	10
3	Preisblasentypen	11
4	Darstellung Logit- und Probitmodell	41
5	Stationäre Zeitreihe	47
6	Stationäre Zeitreihe mit Trend	48
7	Verschiedene autoregressive Prozesse	50
8	12 simulierte Zeitreihen	60
9	Verteilung der Koeffizienten	62
10	Signalisierte Preisblasen DAX LAG=1 24F	92
11	Pos. signalisierte Preisblasen DAX LAG=1 24F	93
12	Signalisierte Preisblasen FTSE Lag=1 24F	99
13	Pos. signalisierte Preisblasen FTSE Lag=1 24F	100
14	Signalisierte Preisblasen CAC Lag=1 24F	103
15	Signalisierte Preisblasen CAC Lag=1 24F	104
16	Signalisierte Preisblasen CAC 1990-1997	105
17	Signalisierte Preisblasen IBEX Lag=1 24Fenster	109
18	Pos. signalisierte Preisblasen IBEX Lag=1 24F	110
19	Europäische Aktienpreisindices	132
20	Struktur des Europäischen Finanzaufsichtssystems	163
21	Organisationsstruktur des ESRB	164
22	Signalisierte Preisblasen DAX LAG=2 24F	182
23	Signalisierte Preisblasen DAX LAG=3 24F	183
24	Signalisierte Preisblasen DAX LAG=4 24F	183
25	Nifty-Fifty-Blase DAX	184
26	Signal 1980 DAX	185
27	Wiedervereinigung	185
28	New-Economy-Blase	186
29	Signalisierte Preisblasen FTSE LAG=2 24F	186
30	Signalisierte Preisblasen FTSE LAG=3 24F	187
31	Signalisierte Preisblasen FTSE LAG=4 24F	187
32	Signalisierte Preisblasen CAC LAG=2 24F	188
33	Signalisierte Preisblasen CAC LAG=3 24F	189
34	Signalisierte Preisblasen CAC LAG=4 24F	189

35	Signalisierte Preisblasen IBEX LAG=2 24F	190
36	Signalisierte Preisblasen IBEX LAG=3 24F	190
37	Signalisierte Preisblasen IBEX LAG=4 24F	191
38	Signalisierte Preisblasen Euro Stoxx LAG=1 24F	192

Tabellenverzeichnis

1	Historische Vermögenspreisblasen	1
2	Der modifizierte Bry-Boschan-Algorithmus	31
3	Matrix zur Bewertung von Frühwarnindikatoren	35
4	Spezifikation Dickey-Fuller-Test	52
5	Anzahl der Koeffizienten bei verschiedenen Fenstergrößen	61
6	Krit. Werte (5 nicht-stationäre Beobachtungen)	64
7	Koeffizienten ohne Einheitswurzel	67
8	Koeffizienten mit Einheitswurzel	68
9	signalisierte Perioden bei Krise (A)	68
10	Signalisierte Perioden bei keine Krise (B)	69
11	Nicht signalisierte Perioden bei Krise (C)	70
12	Nicht signalisierte Perioden bei keiner Krise (D)	71
13	Ants-Ratio für jede Periode	72
14	Signalisierte Perioden bei Krise (A) KPSS-Test	75
15	Signalisierte Perioden bei keine Krise (B) KPSS-Test	76
16	Nicht signalisierte Perioden bei Krise (C) KPSS-Test	77
17	Nicht signalisierte Perioden bei keiner Krise (D) KPSS-Test	77
18	ants-Ratio für jede Periode KPSS-Test	78
19	Signalisierte Perioden bei Krise (A) VR-Test	80
20	Signalisierte Perioden bei keine Krise (B) VR-Test	81
21	Nicht signalisierte Perioden bei Krise (C) VR-Test	82
22	Nicht signalisierte Perioden bei keiner Krise (D) VR-Test	83
23	Ants-Ratio für jede Periode VR-Test	84
24	Signalisierte Perioden bei Krise (A) PP-Test	85
25	Signalisierte Perioden bei keine Krise (B) PP-Test	86
26	Nicht signalisierte Perioden bei Krise (C) PP-Test	87
27	Nicht signalisierte Perioden bei keiner Krise (D) PP-Test	88
28	Ants-Ratio für jede Periode PP-Test	89
29	AIC-Kriterien DAX	90
30	Aktienpreisblasen im DAX	91
31	AIC-Kriterien FTSE	98
32	Aktienpreisblasen im FTSE	98
33	AIC-Kriterien CAC	102
34	Aktienpreisblasen im CAC	102

35	AIC-Kriterien FTSE	107
36	Aktienpreisblasen im IBEX	108
37	Makro- und mikroprudenzielle Aufgabengebiete	119
38	Übersicht der Eingriffsinstrumente makroprudenzieller Politik	121
39	Parameter bis zum 08.10.2008 (69 Beobachtungen)	134
40	Parameter nach dem 08.10.2008 (69 Beobachtungen)	135
41	Parameter bis zum 10.05.2010 (68 Beobachtungen)	138
42	Parameter nach dem 10.05.2010 (68 Beobachtungen)	138
43	Parameter bis zum 26.07.2012 (68 Beobachtungen)	141
44	Parameter nach dem 26.07.2012 (68 Beobachtungen)	141
45	Parameter bis zum 04.07.2013 (68 Beobachtungen)	143
46	Parameter nach dem 04.07.2013 (68 Beobachtungen)	144
47	AIC-Kriterien	173
48	BIC-Kriterien	173
49	Krit. Werte no constant no trend	174
50	Krit. Werte with constant no trend	174
51	Signale bei Krise (A)	175
52	Signale obwohl keine Krise (B)	175
53	Keine Signale bei Krise (C)	176
54	Keine Signale wenn keine Krise (D)	176
55	ants-Ratio für jede Beobachtung	177
56	5er Pakete der Koeffizienten ohne Einheitswurzel	178
57	Aufteilung der letzten 5er Pakete aus den simulierten Preisblasen	179
58	Signale bei Krise (A) (5er Pakete)	179
59	Signale obwohl keine Krise (B) (5er Pakete)	180
60	Keine Signale bei Krise (C) (5er Pakete)	180
61	Keine Signale wenn keine Krise (D) (5er Pakete)	181
62	ants-Ratio für die 5er Pakete	181
63	Anzahl der Werte die unter -2.822549 liegen	182
64	Vergleich mit Taipalus Signalen UK	188
65	Aktienpreisblasen im Euro Stoxx	192
66	Forschungsarbeiten zur Reaktion von Vermögenspreisen auf makroprudenzielle Maßnahmen	194
67	Forschungsarbeiten zur Reaktion von Vermögenspreisen auf geldpolitische Maßnahmen	197
68	Unkonventionelle geldpolitische Maßnahmen	200

69	Unkonventionelle geldpolitische Maßnahmen	201
70	Parameter bis zum 22.08.2007 (68 Beobachtungen)	202
71	Parameter nach dem 22.08.2007 (68 Beobachtungen)	202
72	Parameter bis zum 28.03.2008 (68 Beobachtungen)	202
73	Parameter nach dem 28.03.2008 (68 Beobachtungen)	203
74	Parameter bis zum 29.09.2008 (68 Beobachtungen)	203
75	Parameter nach dem 29.09.2008 (68 Beobachtungen)	203
76	Parameter bis zum 15.10.2008 (70 Beobachtungen)	204
77	Parameter nach dem 15.10.2008 (70 Beobachtungen)	204
78	Parameter bis zum 07.05.2009 (69 Beobachtungen)	204
79	Parameter nach dem 07.05.2009 (69 Beobachtungen)	205
80	Parameter bis zum 04.06.2009 (68 Beobachtungen)	205
81	Parameter nach dem 04.06.2009 (68 Beobachtungen)	205
82	Parameter bis zum 03.12.2009 (68 Beobachtungen)	206
83	Parameter nach dem 03.12.2009 (68 Beobachtungen)	206
84	Parameter bis zum 04.03.2010 (68 Beobachtungen)	206
85	Parameter nach dem 04.03.2010 (68 Beobachtungen)	207
86	Parameter bis zum 28.07.2010 (71 Beobachtungen)	207
87	Parameter nach dem 28.07.2010 (71 Beobachtungen)	207
88	Parameter bis zum 03.03.2011 (70 Beobachtungen)	208
89	Parameter nach dem 03.03.2011 (70 Beobachtungen)	208
90	Parameter bis zum 09.06.2011 (69 Beobachtungen)	208
91	Parameter nach dem 09.06.2011 (69 Beobachtungen)	209
92	Parameter bis zum 04.08.2011 (68 Beobachtungen)	209
93	Parameter nach dem 04.08.2011 (68 Beobachtungen)	209
94	Parameter bis zum 08.08.2011 (69 Beobachtungen)	210
95	Parameter nach dem 08.08.2011 (69 Beobachtungen)	210
96	Parameter bis zum 06.10.2011 (69 Beobachtungen)	210
97	Parameter nach dem 06.10.2011 (69 Beobachtungen)	211
98	Parameter bis zum 08.12.2011 (69 Beobachtungen)	211
99	Parameter nach dem 08.12.2011 (69 Beobachtungen)	211
100	Parameter bis zum 21.12.2011 (72 Beobachtungen)	212
101	Parameter nach dem 21.12.2011 (72 Beobachtungen)	212
102	Parameter bis zum 09.02.2012 (68 Beobachtungen)	212
103	Parameter nach dem 09.02.2012 (68 Beobachtungen)	213
104	Parameter bis zum 28.02.2012 (68 Beobachtungen)	213

105	Parameter nach dem 28.02.2012 (68 Beobachtungen)	213
106	Parameter bis zum 06.06.2012 (68 Beobachtungen)	214
107	Parameter nach dem 06.06.2012 (68 Beobachtungen)	214
108	Parameter bis zum 02.08.2012 (68 Beobachtungen)	214
109	Parameter nach dem 02.08.2012 (68 Beobachtungen)	215
110	Parameter bis zum 06.09.2012 (68 Beobachtungen)	215
111	Parameter nach dem 06.09.2012 (68 Beobachtungen)	215
112	Parameter bis zum 06.12.2012 (68 Beobachtungen)	216
113	Parameter nach dem 06.12.2012 (68 Beobachtungen)	216
114	Parameter bis zum 22.03.2013 (68 Beobachtungen)	216
115	Parameter nach dem 22.03.2013 (68 Beobachtungen)	217
116	Parameter bis zum 02.05.2013 (68 Beobachtungen)	217
117	Parameter nach dem 02.05.2013 (68 Beobachtungen)	217
118	Parameter bis zum 08.11.2013 (68 Beobachtungen)	218
119	Parameter nach dem 08.11.2013 (68 Beobachtungen)	218
120	Parameter bis zum 05.06.2014 (70 Beobachtungen)	218
121	Parameter nach dem 05.06.2014 (70 Beobachtungen)	219
122	Parameter bis zum 03.07.2014 (68 Beobachtungen)	219
123	Parameter nach dem 03.07.2014 (68 Beobachtungen)	219
124	Parameter bis zum 22.01.2015 (73 Beobachtungen)	220
125	Parameter nach dem 22.01.2015 (73 Beobachtungen)	220

Abkürzungsverzeichnis

ABSPP	Asset-Backed-Securities-Purchase-Program
AR-Prozess	autoregressiver Prozess
AIC-Kriterium	Akaike-Kriterium
APP	Expanded-Asset-Purchase-Program
ASC	Advisory Scientific Committee
ATC	Advisory Technical Committee
BIP	Bruttoinlandsprodukt
BIS	Bank für internationalen Zahlungsausgleich
CAC	Cotation Assistée en Continu
CBPP	Ankauf gedeckter Schuldverschreibungen
CBPP3	Covered-Bond-Purchase-Programme
CCCB	Countercyclical Capital Buffer
DAX	Deutscher Aktienindex
DSGE	Dynamic Stochastic Generalized Equilibrium Model
DTI	Debt-to-Income cap
EBA	Europäische Bankenaufsichtsbehörde
EFSSF	European Financial Stability Facility
EIPOSA	Europäische Aufsichtsbehörde für das Versicherungswesen und die betriebliche Altersvorsorge
ESA	Gemeinsamer Ausschuss europäischer Aufsichtsbehörden
ESM	European Stability Mechanism
ESMA	Europäische Wertpapier- und Marktaufsichtsbehörde
ESRB	European Systemic Risk Board

EZB	Europäische Zentralbank
FED	Federal Reserve System
FRFA	Mengentenderverfahren mit Vollzuteilung
FTSE	Financial Times Stock Exchange
HP-Filter	Hodrick-Prescott-Filter
HRG	Hauptrefinanzierungsgeschäft
IBEX	Iberia Index
JST	Joint Supervisory Team
KPSS-Test	Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin-Test
LAR	Liquid Assets Ratio
LCR	Liquidity Coverage Ratio
LR	Leverage Ratio
LRG	Langfristige Refinanzierungsgeschäfte
LTI	Loan-to-Income cap
LTV	Loan-to-Value cap
NASDAQ	National Association of Securities Dealers Automated Quotations
NSA	National Supervisory Authority
NSFR	Net Stable Funding Ratio
OECD	Organisation for Economic Co-operation and Development
OLS-Schätzung	Ordinary Least Squares-Schätzung
OMT	Outright Monetary Transaction
PP-Test	Phillips-Perron-Test
PSPP	Public-Sector-Purchase-Programme

SIB	systemrelevante Banken
SMP	Securities Markets Programme
SSM	Single Supervisory Mechanism
VAR	Vektor autoregressiv
VARMA	Vektor autoregressiv moving average
VR-Test	Variance-Ratio-Test
WFA	Wirtschafts- und Finanzausschuss

Symbolverzeichnis

A	Signal/Krise
API	Aktienpreisindex
B	Signal/Keine Krise
BL	Blasenkomponente
$B(L)$	konvergente Matrix mit polynomialen Lag Operator
C	Kein Signal/Krise
C	Konsum der Individuen
D	Kein Signal/Keine Krise
D	Dividende
$E()$	Erwartungswert
F	Fundamentalpreis
$F()$	Dichtefunktion
GI	Gesamtindikator
$H(Y)$	erwartete Einkommensströme
H_0	Nullhypothese
H_1	Gegenhypothese
I	Indikator
\hat{J}	Schätzer der langfristigen Varianz der Residuen
WW	Wiederbeschaffungswert des eingesetzten Kapitals
K	binäre Krisenvariable
L	Lag-Operator
LF	Verlustfunktion
M	Marktpreis

MW	Marktwert eines Unternehmens
NV	nichtmenschliches Vermögen
P	Eintrittswahrscheinlichkeit
P^s	tatsächlicher Aktienpreis
P^f	Fundamentalwert
R	Rendite
S	Partialsummen der Residuen einer Regression
T	letzter Zeitpunkt einer Zeitreihe/Stichprobengröße
U	Nützlichkeitsmaß
V	6x6 Vektor
W	KPSS-Teststatistik
X	unabhängige Variable
Y	abhängige Variable
Z	Zeitindikator
$aNtS$	Adjusted Noise to Signal Ratio
b	Ungleichgewichte auf den Vermögenmärkten
c	konjunkturelle Komponente
d	logarithmierte Dividenden
g	Trendkomponente
gdp	gross domestic product
h	Sammelvariable
hp	Immobilienpreise
i	nominale Zinssatz
k	Anzahl der Variablen

m	nominale Geldmenge
mpc	marginale Konsumneigung
p	logarithmierter Aktienpreis
p^{def}	BIP-Deflator
$prop$	Immobilienvermögen
q	Tobin-q
r	Marktzins/Taylor-Zinssatz
r^g	gleichgewichtiger Realzinssatz
t	Zeitindex
$t_{\hat{\sigma}}$	t-Statistik
t_{ρ}	ρ -Statistik
u	Residuen
wk	Wechselkurs
y	Zeitreihe
α	Steigungsparameter
β	Koeffizient
η	endogene Wachstumsrate der Preisblase
γ	Kovarianz
κ	Fensterlänge
λ	Glättungsparameter
μ	Mittelwert
ω	Odds
ϕ	autoregressiver Koeffizient
π	Inflationsrate

π^*	Inflationsziel
ρ	$\phi - 1$
σ	Standardabweichung
σ^2	Varianz
σ^{-1}	intertemporale Substitutionselastizität
Θ	Gewichtungsparameter
ϑ	rollendes Fenster
ξ	Koeffizient
ζ	Krisenvektor

1 Einleitung

In der Vergangenheit haben spekulative Überbewertungen auf den Vermögensgütermärkten starke Auswirkungen auf die Realwirtschaft gehabt. Während der Entstehung einer Vermögenspreisblase dominieren positive realwirtschaftliche Effekte und während des Platzens überwiegen negative realwirtschaftliche Effekte. Der Nettoeffekt einer Vermögenspreisblase ist in den meisten Fällen negativ. In der Geschichte existieren unzählige Beispiele für Vermögenspreisblasen, die zum Zusammenbruch des jeweiligen Marktes führen und damit eine Gefahr für die gesamtwirtschaftliche Entwicklung, die Stabilität des Finanzsystems und des Preisniveaus darstellen. Eine Auswahl der bekanntesten Vermögenspreisblasen ist in der nachfolgenden Tabelle dargestellt.

Tabelle 1: Historische Vermögenspreisblasen

Datum	Name
1636	Die holländische Tulpenzwiebelblase
1720	Die Südseeblase
1720	Mississippiblase
1970	Blase bei Bankkrediten an Mexiko und anderen Entwicklungsländern
1985 - 1989	Immobilien- und Aktienkursblase in Finnland, Schweden und Norwegen
1992 - 1997	Immobilien- und Aktienkursblase in Thailand, Indonesien, Malaysia und anderen asiatischen Ländern
1990 - 1993	Blase bei Direktinvestitionen in Mexiko
1995 - 2000	Aktienkursblase in den USA
1999 - 2007	Immobilienpreisblase in den USA

Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an Kindelberger und Aliber (2005)

Es ist deutlich zu sehen, dass neben Immobilien und Aktien auch Rohstoffe, Wechselkurse und Anleihen Gegenstand spekulativer Übertreibungen sein können. Jedoch treten in der Vergangenheit häufiger Immobilien- und Aktienpreisblasen auf. Vor dem Hintergrund der 2007 geplatzten Immobilienpreisblase in den USA und deren internationalen Auswirkungen ist in den letzten Jahren eine Diskussion über den Umgang von Zentralbanken und Behörden mit der Entwicklung von Vermögenspreisen entstanden. In dieser Debatte sind sich die Beteiligten weitestgehend einig, dass der bisherige reaktive

Ansatz der wohlwollenden Vernachlässigung (Benign Neglect) nicht mehr den Anforderungen einer stark vernetzten und globalisierten Weltwirtschaft genügt und zwingend angepasst werden muss. Bisher erfüllten die Zentralbanken beim Platzen einer Vermögenspreisblase die Funktion als Kreditgeber in letzter Instanz (Lender of last Resort) und versorgten die Märkte mit Liquidität. Bei der Abkehr von dieser reaktiven Strategie hin zu einer präventiven Strategie entstehen Fragen nach potentiellen Instrumenten, nach behördlichen Verantwortlichkeiten der Steuerung der Vermögenspreise, nach der eventuellen Neuausrichtung der geldpolitischen Ziele und der korrekten Identifikation solcher Fehlentwicklungen auf den Vermögensmärkten.

1.1 Forschungsfragen

Eines der Hauptgegenargumente für Zentralbanken und Behörden, der Entwicklung von Vermögenspreisen mehr Aufmerksamkeit zu widmen und sich endgültig vom Benign Neglect-Ansatz abzuwenden, ist die fehlende Möglichkeit, Vermögenspreisblasen eindeutig und korrekt zu identifizieren. Demnach müssen eine Zentralbank beziehungsweise eine Behörde unabhängig davon, wie sie auf einen Anstieg der Vermögenspreise reagieren, den Anstieg als fundamental gerechtfertigt bzw. spekulative Übertreibung einstufen können.

Doch auch wenn die eindeutige und rechtzeitige Identifikation technisch umsetzbar ist, bleibt die Frage nach dem Umgang der Zentralbanken mit der Entwicklung von Vermögenspreisen. Sollte die Entwicklung der Vermögenspreise analog zu den Verbraucherpreisen mit Hilfe eines Indices in die geldpolitische Zielfunktion integriert werden oder mittels makroprudenzieller Politik gesteuert werden? Anhänger des modified Jackson Hole Consensus sind der Ansicht, dass der Einfluss des Leitzinses auf die Entwicklung der Vermögenspreise und damit auf die Finanzstabilität einer Volkswirtschaft eher gering ist. Es wären für die Steuerung der Vermögenspreise drastische Zinsänderungen notwendig und diese würden das Hauptziel der Preisniveaustabilität von Zentralbanken zu stark gefährden. Nach dieser Sichtweise sollte die Geldpolitik sich weiterhin dem Ziel der Preisniveaustabilität widmen und die makroprudenzielle Politik mit regulatorischen Maßnahmen die Finanzstabilität gewährleisten. Dagegen sind Anhänger des Leaning against the Wind-Ansatzes der Ansicht, dass bei rechtzeitigem Erkennen der Entstehung von Ungleichgewichten auf Vermögensmärkten mit geldpolitischen Maßnahmen entgegen gewirkt werden sollte. Das Hauptargument dieses Ansatzes ist, dass der Leitzins die allgemeingültigen Kosten für die Verschuldung einer Volkswirtschaft festlegt und damit direkten Einfluss auf die Liquidität in den entsprechenden Märkten hat. Ein weiterer Ansatz nach Brunnermeier und Sannikov (2014) besagt, dass die Preisniveaustabilität

und die Finanzstabilität so eng miteinander verbunden sind, dass eine Steuerung der Vermögenspreise mit einzelnen Maßnahmen der Geld- oder makroprudenziellen Politik nicht möglich ist. Anhänger dieses Ansatzes sind der Ansicht, dass makroprudenzielle Politik und Geldpolitik sich langfristig gegenseitig unterstützen können.

Aus diesen Problemstellungen leiten sich die folgenden Forschungsfragen dieser Arbeit ab.

- Ist mit einem geeigneten Frühwarnsystem eine eindeutige und korrekte Identifikation von fundamental nicht gerechtfertigten Überbewertungen von Aktien beziehungsweise Aktienpreisblasen möglich?
- Ist eine Steuerung der Vermögenspreise mit der Anwendung sowohl makroprudenzieller als auch geldpolitischer Maßnahmen möglich?
- Welche Auswirkungen haben unkonventionelle geldpolitische Maßnahmen auf die Struktur von Aktienpreisindices?
- Wie reagieren Aktien- und Immobilienpreise auf geldpolitische beziehungsweise makroprudenzielle Maßnahmen?

Im nachfolgenden Abschnitt wird die Vorgehensweise zur Beantwortung dieser Forschungsfragen beschrieben.

1.2 Ablauf

Nach der Einleitung werden in dieser Arbeit im **zweiten Kapitel** die theoretischen Grundlagen zu Vermögenspreisblasen beschrieben. Dabei werden unterschiedliche Typen von Vermögenspreisblasen dargestellt und drei definitorische Sichtweisen erarbeitet, wobei eine Sichtweise (die fundamentale Sichtweise) als weitere Definition für den Begriff Vermögenspreisblasen in dieser Arbeit verwendet wird.

Im **dritten Kapitel** werden die volkswirtschaftlichen Auswirkungen von Vermögenspreisblasen dargestellt. Es werden sowohl positive als auch negative Folgen einer Vermögenspreisblase für eine Volkswirtschaft beschrieben. Dafür wird in diesem Kapitel der Einfluss auf das Konsumverhalten der Individuen, auf die Investitionsentscheidungen der Marktteilnehmer und auf das Preisniveau untersucht. Im Rahmen dieser Betrachtung werden zu diesen Kategorien aktuelle empirische Studien, die den wissenschaftlichen Diskurs über die Folgen von Vermögenspreisblasen fundieren, angeführt. Es zeigt sich deutlich, dass Vermögenspreisblasen, insbesondere Immobilienpreisblasen, mit erheblichen Kosten verbunden sind.

Im **vierten Kapitel** steht die Identifikation von Aktienpreisblasen, als eine stellvertretende Variante von Vermögenspreisblasen, im Fokus der Untersuchung. Dieses Kapitel stellt auf Grund der fundamentalen Bedeutung für den weiteren Umgang mit der Entwicklung von Vermögenspreisen den Hauptteil dieser Arbeit dar. Dafür werden eingangs Verfahren beschrieben, die bereits in der Praxis Anwendung finden und deren Vor- und Nachteile gegenübergestellt. Anschließend wird das Identifikationsverfahren nach Taipalus (2012) beschrieben und mit Hilfe einer Monte-Carlo Simulation modifiziert. Nachfolgend wird das modifizierte Verfahren retrospektiv auf europäische Aktienindices angewendet und die Ergebnisse mit in der wissenschaftlichen Diskussion bestätigten Aktienpreisblasen verglichen.

Im **fünften Kapitel** werden bestehende Ansätze beschrieben, wie mit der Entwicklung der Vermögenspreise von Zentralbanken und Behörden umgegangen werden kann. Hierbei werden Vor- und Nachteile sowohl der Vernachlässigung der Vermögenspreisentwicklung, der Vermögenspreisintegration in die geldpolitische Strategie als auch der Anwendung makroprudenzieller Politik beschrieben. Anschließend wird in einer empirischen Studie untersucht, welche Auswirkungen unkonventionelle geldpolitische Maßnahmen der Europäische Zentralbank (EZB) nach dem Ausbruch der Finanzkrise 2008 auf die Struktur der europäischen Aktienpreisindices hat. Nachfolgend werden in einer Metaanalyse aktuelle Forschungsarbeiten, die den Einfluss sowohl von geldpolitischen als auch makroprudenziellen Maßnahmen auf Vermögenspreise untersuchen, zusammengetragen und dargestellt. Mit Hilfe dieser Studien kann die Diskussion über die Verantwortlichkeiten der Steuerung von Vermögenspreisen zielführend erweitert werden.

Im **sechsten Kapitel** erfolgt eine Zusammenführung der zentralen Ergebnisse dieser Arbeit. Diese werden auf die Forschungsfragen bezogen und somit beantwortet. Es ergibt sich damit ein weiterer Forschungsbedarf, der in diesem Kapitel abschließend skizziert wird.

1.3 Beitrag

Diese Arbeit liefert mit der Beschreibung und Modifikation des Identifikationsverfahrens von Taipalus (2012) einen wesentlichen Beitrag zur aktuellen Diskussion im Umgang mit der Entwicklung von Vermögenspreisen. Die bisher fehlende Möglichkeit der eindeutigen Identifikation von Vermögenspreisblasen beziehungsweise fundamental nicht gerechtfertigten Preisbewegungen war eines der Argumente, Vermögenspreise nicht zu steuern beziehungsweise nicht zu kontrollieren mit dem Ergebnis, die Entstehung von Vermögenspreisblasen präventiv nicht verhindern zu können. Die mit dieser Arbeit vorgestellte Modifikation des Identifikationsverfahrens von Taipalus (2012) hin zu einem 24er rollen-

den Fenster und einem kritischen Wert von 0 bietet nun die Möglichkeit einer korrekten und rechtzeitigen Identifikation von fundamental nicht gerechtfertigten Aktienpreisbewegungen.

Weiterhin wird erstmalig dieses modifizierte Verfahren retrospektiv auf europäische Aktienpreisindices angewendet. Das Ergebnis zeigt, dass spekulative und übertriebene Aktienpreisbewegungen in Europa rechtzeitig und länderspezifisch identifiziert werden können. Damit können die EZB oder Behörden der verschiedenen europäischen Länder gezielt Maßnahmen gegen die Überbewertung einsetzen. Jedoch wird auch offensichtlich, dass für eine sektorenspezifische Zuordnung der spekulativen Übertreibung neue sektorenspezifische Indices entwickelt werden müssen.

Diese Arbeit zeigt mit Hilfe einer empirischen Studie, welchen Einfluss die unkonventionellen geldpolitischen Maßnahmen, die nach der „wohlwollenden Vernachlässigung“ der Vermögenspreise zur Bereitstellung von ausreichender Liquidität von der EZB genutzt wurden, auf die Struktur der europäischen Aktienpreisindices haben. Es kann gezeigt werden, dass die unkonventionelle Geldpolitik der EZB seit 2012 einen erheblichen Einfluss auf die autoregressive Struktur und der Spill-Over-Effekte der vier europäischen Aktienpreisindices IBEX, DAX, FTSE und CAC hat. Die verwendete Methode der Zeitreihenanalyse in dieser Studie ist bisher in diesem Kontext noch nicht angewendet worden und bietet damit eine weitere Möglichkeit zur Analyse der Auswirkungen der unkonventionellen Geldpolitik der EZB auf die Struktur und Entwicklung von Aktienpreisen bzw. Vermögenspreisen.

Ein weiterer Beitrag dieser Arbeit ist eine Zusammenfassung der Forschungsarbeiten, wie Vermögenspreise sowohl auf geldpolitische als auch auf makroprudenzielle Maßnahmen reagieren. Diese Zusammenfassung bietet erstmalig eine Übersicht über die verschiedenen Methoden der Zeitreihenanalyse in diesem Kontext. Weiterhin wird deutlich, dass das Verhindern der Risiken für die Finanzstabilität durch das Steuern der Vermögenspreise mit Hilfe makroprudenzieller Maßnahmen makroökonomische Kosten reduzieren kann. Jedoch zeigen einige Studien, dass der Einfluss von makroprudenziellen Maßnahmen auf Vermögenspreise in einigen Ländern schwächer ist und eine Unterstützung durch geldpolitische Maßnahmen notwendig wäre. Diese Zusammenfassung leistet einen Beitrag zur Diskussion, wie die Zentralbanken und Behörden die Entwicklung der Aktien- und Immobilienpreise zukünftig berücksichtigen sollten.

2 Vermögenspreisblasen

In diesem Kapitel werden beginnend verschiedenen Definitionen von Vermögenspreisblasen erarbeitet. In der weiteren Betrachtung wird sich auf die fundamentale Sichtweise festgelegt. Diese Definition einer Vermögenspreisblase als Abweichung von ihrem Fundamentalwert ist grundlegend für die Abgrenzung von Vermögenspreisblasen zu gerechtfertigten, starken Preisbewegungen und notwendig für die theoretische Fundierung des Identifikationsverfahrens. Anschließend werden verschiedene Typen von Vermögenspreisblasen beschrieben. Damit werden unterschiedliche Bedingungen und Ursachen zur Entstehung einer Vermögenspreisblase deutlich und es wird gezeigt, wie vielfältig die Entstehungsmöglichkeiten sind.

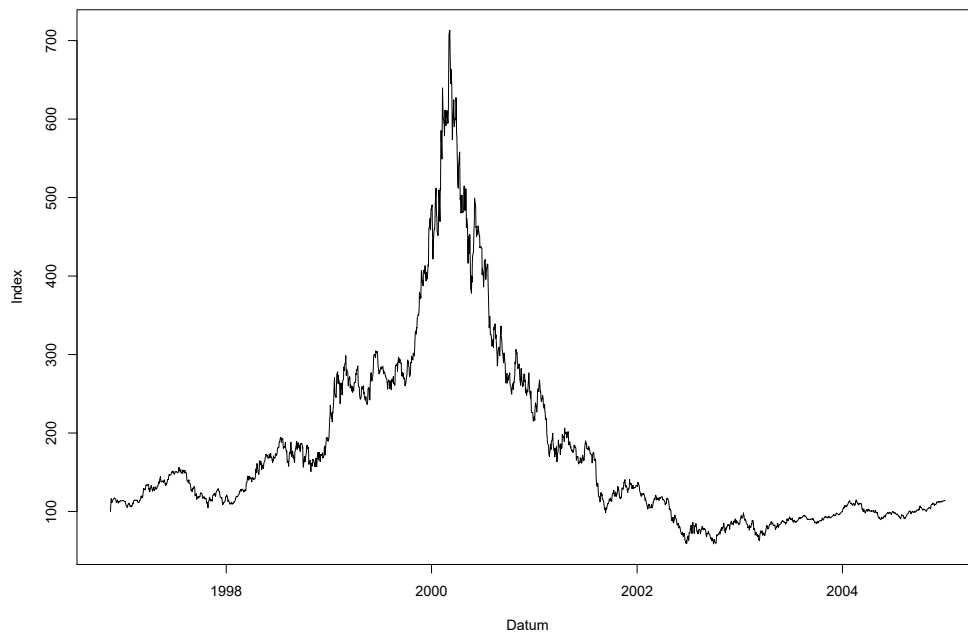
2.1 Definition Vermögenspreisblasen

Für eine exakte und stringente Auseinandersetzung mit der Identifikation von Vermögenspreisblasen ist es notwendig, den Begriff Vermögenspreisblase zu definieren und ihn von herkömmlichen Kursbewegungen abzugrenzen. Jedoch ist bisher eine eindeutige Definition für eine Vermögenspreisblase weder deskriptiv noch formal in der Literatur auszumachen. Ein möglicher Ansatz besteht darin, die vielen Definitionen im Allgemeinen der charttechnischen, der verhaltensbasierten und der fundamentalen Sichtweise zuzuordnen, wobei die unterschiedlichen Sichtweisen sich nicht unbedingt ausschließen müssen. Nachfolgend werden in dieser Arbeit Vermögenspreisblasen als Preisbewegungen betrachtet, die nach der fundamentalen Sichtweise nicht mehr ihrem Fundamentalwert entsprechen. Die charttechnische Sichtweise beschreibt eine Aktienpreisblase anhand des Kursverlaufsmusters des Aktienpreises (Rombach, 2011). Die Ökonomen Dillén und Sellin (2003) vergleichen eine Preisblase mit einem Boom-Bust-Zyklus:

„In general terms, a bubble in financial prices implies a period during which asset prices rise rapidly to unreasonably high levels that are not sustainable and then, when the bubble bursts, fall steeply.“

Demnach kommt es während der Boom-Phase zu einem über längere Zeit andauernden überdurchschnittlichen Preisanstieg, welcher zum Aufblähen der Preisblase führt. Im Anschluss darauf folgt ein starker Preisverfall (Bust), welcher das Platzen der Blase hervorruft. Dieser für eine Preisblase typische Verlauf ist in der nachfolgenden Grafik für die Deutsche Telekom Aktie in dem Zeitraum vom 15.11.1996 bis zum 31.12.2004 dargestellt.¹

¹Es handelt sich um tägliche Daten von Thomson Reuters Datastream. Hierbei wurde für die Deutsche Telekom der Wert zum 15.11.1996 auf 100 normiert.



Quelle: Eigene Darstellung

Anhand der Darstellung ist zu sehen, dass sich der Kurs über circa drei Jahre aufbaut und es zum Ende des Jahres 2000 zu einem rapiden Preisabsturz kommt. Ein solcher typische Verlauf einer Vermögenspreisblase, in diesem Fall einer Aktienpreisblase, dient innerhalb der charttechnischen Sichtweise als Charakteristika für eine Einordnung in den Preisblasenbegriff. Jedoch gehören solche Preisbewegungen in besonders volatilen Märkten zum Alltag und gelten nicht als Vermögenspreisblase. Damit ist mit dieser Sichtweise keine klare Abgrenzung zwischen Vermögenspreisblasen und starken Preisbewegungen möglich und damit ist sie als Definition eher ungeeignet.

Die verhaltensbasierte Sichtweise fokussiert das Denken und Handeln des Anlegers und erklärt das Entstehen von Vermögenspreisblasen durch irrationales Verhalten an den Vermögensgütermärkten. Diese Irrationalität drückt sich in Investitionsentscheidungen aus, die die fundamentalen Daten, die den Preis einer Aktie determinieren, vernachlässigen. Schlussfolgernd kann ein Aktienpreis auf Grund der Psychologie und dem Verhalten der Marktteilnehmer nicht den Fundamentaldaten entsprechend bewertet werden. In der klassischen Literatur wurde ein solches Verhalten annahmegemäß mit der Effizienzmarkthypothese ausgeschlossen (Malkiel und Fama, 1970). Spätestens mit dem von Greenspan (1996) geprägten Begriff des irrationalen Überschwangs (Irrational Exu-

berance) finden irrationale Investitionsentscheidungen an Vermögensgütermärkten wie dem Aktienmarkt Eingang in den wissenschaftlichen Diskurs. Mit diesem Begriff sollen die in den Aktienmarkt gelegten Hoffnungen der Anleger und die daraus resultierenden Überbewertungen der Unternehmen beschrieben werden, die zum Entstehen einer Aktienpreisblase beitragen und somit Finanzmarktinstabilitäten verursachen können. Der Vertrauensverlust, der bei der Nichtbestätigung der übertriebenen Bewertung der Investitionsentscheidung entstehen kann, führt zum Platzen der Vermögenspreisblase und gleichzeitig zu gravierenden makroökonomischen Fehlentwicklungen. Eine Begründung für irrationalen Überschwang ist das Phänomen der Überschätzung der Marktteilnehmer (Overconfidence) (Shiller, 2015). Es handelt sich um Überschätzung, wenn die Einschätzung der Marktteilnehmer bezüglich ihrer Fähigkeiten höher ist, als sie objektiv eigentlich sein kann. Holtemöller (2010) beschreibt diese Überschätzung der Fähigkeiten als Glaube, früher als andere Marktteilnehmer das Platzen einer Aktienpreisblase zu erkennen und die Aktienbeteiligung wieder zu verkaufen, bevor die Preise abstürzen. Eine Investitionsentscheidung kann demzufolge das Ergebnis einer Selbstüberschätzung der Fähigkeiten sein und zu irrationalen Verhalten auf dem Aktienmarkt führen. Es zeigt sich, dass je mehr Informationen Anleger über einen jeweiligen Markt haben, desto mehr unterliegen sie dem Phänomen der Überschätzung (Glaser und Weber, 2005). Das zusätzliche Wissen unterstützt demnach den Effekt der Überschätzung der Fähigkeiten der Marktteilnehmer und kann unterdurchschnittliche Renditen verursachen. Eine weitere Erklärung für irrationalen Überschwang ist das Herdenverhalten von Anlegern. Bei diesem Verhalten richten Anleger ihre Investitionsentscheidungen an den Handlungen der Mehrheit aus ((Lux, 1995) und (Scharfstein und Stein, 1990)). Dies kann zum einen mit Gruppendruck und der resultierenden Angst, aus der Gruppe ausgeschlossen zu werden, und zum anderen mit der Überzeugung, dass eine große Gruppe von Menschen nicht falsch liegen könne, begründet werden (Asch, 1952). Ein weiteres Phänomen für irrationales Verhalten auf Aktienmärkten beschreibt Taipalus (2006) mit dem Begriff der Sure Thing-Mentalität, bei dem Anleger dazu neigen, Tendenzen aus der unmittelbaren Vergangenheit für die Zukunft weiter fortzuschreiben, ohne diese Strategie mit fundamentalen Daten zu überprüfen. In Verbindung mit dem von Barberis et al. (1998) beschriebenen Begriff des Konservatismus, bei dem Anleger auf neu entstandene Situationen verzögert bis nicht reagieren, kann dieses irrationale Verhalten auf den Aktienmärkten verheerende Folgen sowohl für den Anleger als auch für die gesamte Volkswirtschaft haben. Die verhaltensbasierte Sichtweise charakterisiert Vermögenspreisblasen nicht über den Verlauf der Vermögenspreise, sondern über die oben beschriebenen irrationalen Verhaltensmuster der auf dem jeweiligen Markt agierenden Anleger. Mit dieser Betrachtungs-

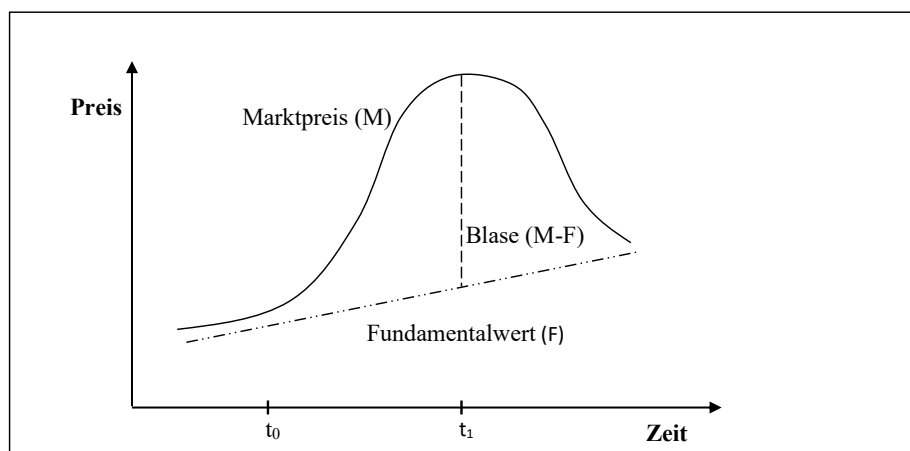
weise entsteht eine geeignete Erklärung dafür, warum Vermögenspreisblasen entstehen und sich wider den fundamentalen Daten weiter aufblähen (Holtemöller, 2010). Eine geeignete Definition bietet die verhaltensbasierte Sichtweise jedoch nicht, da eine Abgrenzung von rationalem und irrationalen Verhalten bei einer Investitionsentscheidung nicht möglich ist. Rombach (2011) bezeichnet die verhaltensbasierte Sichtweise als nicht empirisch überprüfbares Konzept, weil sich irrationale Investitionsentscheidungen nicht exakt operationalisieren lassen. Allerdings kann die verhaltensbasierte Sichtweise Hinweise für Vermögenspreisblasen bereits in der Boom-Phase liefern. Somit kann sie als Indikator für das Entstehen von Vermögenspreisblasen verstanden werden.

Der dritte Ansatz basiert auf dem fundamental gerechtfertigten Wert eines Vermögensgutes. Eine in der Wissenschaft häufig angewandte Definition für die fundamentale Sichtweise bietet Stiglitz (1990):

„[...] if the reason that the price is high today is only because investors believe that the selling price will be high tomorrow - when "fundamental" factors do not seem to justify such a price - then a bubble exists. “

Dabei wird unter einer Vermögenspreisblase eine Abweichung des Marktpreises eines Vermögensguts von seinem zuvor bestimmten fundamentalen gerechtfertigten Wert verstanden, welche über eine längere Zeitspanne andauert. Der Marktpreis stellt dabei den Preis eines Vermögensguts dar, der sich durch das Zusammenwirken von Angebot und Nachfrage auf einem Markt bildet. Der Fundamentalwert spiegelt hingegen den korrekten Wert eines Vermögensgutes, ohne Spekulationen oder Arbitragegewinne (Rombach, 2011). Mit der Zeit nehmen diese Preisabweichungen zu und es kommt am Ende zu einer drastischen Kurskorrektur in die Richtung des Fundamentalwertes, welcher den künftig erwarteten Zahlungsströmen entspricht (Gruber, 1988). Das wird in der nachfolgenden Grafik verdeutlicht.

Abb. 2: Fundamentale Vermögenspreisblase



Quelle: Rombach (2011)

Es ist naheliegend, dass eine Vermögenspreisblase nicht ausschließlich über das Verhalten der Anleger definiert werden kann, da die Motivation der Investoren nicht deutlich ist.² Eine Vermögenspreisblase ausschließlich über die charttechnische Sichtweise zu definieren, würde den Fall mit einschließen, dass ein Unternehmen, stellvertretend für ein Vermögensgut, kurzfristig Gewinnwachstum verbucht, der Vermögenspreis ansteigt und anschließend das Unternehmen Verluste verbucht und es zu einem Sinken des Vermögenspreises kommt. Somit hätte man den typischen Verlauf einer Vermögenspreisblase, aber dieser Verlauf war für das Unternehmen durchaus gerechtfertigt. Aus diesen Gründen hat die fundamentale Sichtweise als Definition am meisten Gewicht. Wenn der Vermögenspreis von seinem fundamentalen Wert abweicht, ist das ein Zeichen für eine Preisblase und der Kursverlauf wird wie in der charttechnischen Analyse einen typischen Verlauf annehmen und auch durch das Verhalten wie Überschätzung oder Rauschhandel (Noise Trading) gekennzeichnet sein.

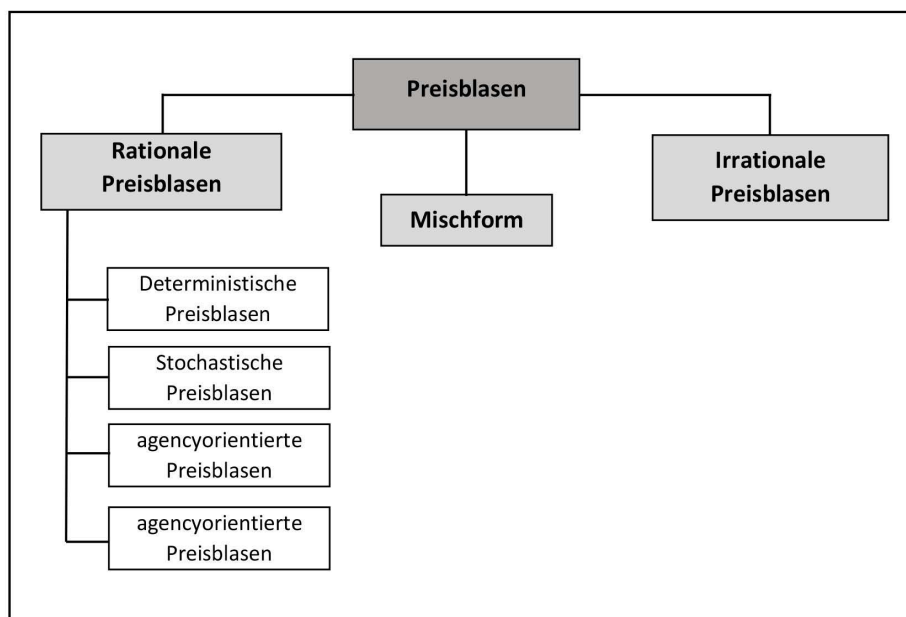
Im nachfolgenden Abschnitt werden verschiedene Typen von Preisblasen beschrieben, bei denen sich der Vermögenspreis von seinem fundamentalen Preis entfernt.

²Ob das Verhalten eines Anlegers irrationale Motive hat, ist sehr schwer einzuschätzen.

2.2 Typen von Vermögenspreisblasen

In diesem Abschnitt werden unterschiedliche Arten von Vermögenspreisblasen beschrieben. Dabei orientiert sich die Einteilung und Abgrenzung der verschiedenen Typen von Aktienpreisblasen stark an der verhaltensbasierten Sichtweise aus dem vorherigen Abschnitt. Die verschiedenen Arten von Vermögenspreisblasen werden dabei anhand des Verhaltensmusters einzelner Marktakteure in rational und irrational unterschieden (Rombach, 2011). Jedoch sind bei einer Boom-Phase einer Vermögenspreisblase nicht ausschließlich rationale oder irrationale Motive verantwortlich für den extremen Kursanstieg. Deshalb ist die Einteilung der Vermögenspreisblasen in rationale und irrationale Vermögenspreisblasen für die Praxis eher nicht relevant. Die theoretische Beschreibung der verschiedenen Arten von Vermögenspreisblasen zeigt jedoch, welche Mechanismen und Verhaltensweisen für das Entstehen einer Vermögenspreisblase verantwortlich sein können und ist deshalb für diese Arbeit relevant. Abbildung 3 gibt einen Überblick der theoretischen Einteilung der verschiedenen Arten der Vermögenspreisblasen.

Abb. 3: Preisblasentypen



Quelle: Rombach (2011)

2.2.1 Rationale Vermögenspreisblasen

Im vorherigen Abschnitt ist eine Preisblase als Differenz des Preises zu seinem Fundamentalwert definiert. Eine solche Investition als rational zu bezeichnen, scheint nur begrenzt möglich. Nach dem streng neoklassischen Rationalitätsbegriff schließen sich die Präsenz einer Preisblase und die Eigenschaft der Rationalität aus (Malkiel und Fama, 1970). Das liegt daran, dass alle Marktteilnehmer zu jedem Zeitpunkt den tatsächlichen fundamentalen Wert aller Vermögensgüter kennen und es somit zu keinen Abweichungen des Fundamentalwertes kommen kann (Rombach, 2011). Allerdings wird in der wissenschaftlichen Literatur der strenge Begriff der Rationalität am Aktienmarkt oftmals kritisiert. Simon (1982) widerlegt in seinem Modell „Bounded Rationality“ ein perfektes rationales Verhalten und geht von einer beschränkten Rationalität (Bounded Rationality) aus. Gründe hierfür sind unter anderem kognitive Beschränkungen der einzelnen Marktakteure in der Verarbeitung aller relevanten Informationen, Unsicherheiten sowie Informationsbeschaffungskosten (Rombach, 2011). Mit dem Begriff der beschränkten Rationalität kann eine Investition, dessen Preis höher ist, als es die fundamentale Datenlage erlaubt, im Falle der Erwartung steigender Kurse und der Erzielung eines Gewinns durchaus rational sein (Gürkaynak, 2008). Angenommen, es kommt zu einer Erhöhung der Nachfrage des Vermögensgutes, weil viele Marktteilnehmer steigende Gewinne erwarten, erhöht diese gesteigerte Nachfrage ebenfalls den Preis des Vermögensgutes und es entsteht eine rationale Vermögenspreisblase (Flood und Garber, 1980). Die Selbsterfüllung dieser Erwartung, entgegengesetzt der fundamentalen Datenlage, macht diese Investitionsentscheidung rational. Demnach können nach einer weitgefassten Definition von Rationalität alle Entscheidungen als rational angesehen werden, welche sich im Zeitablauf bestätigen (Bruns, 2013). Damit ist für jeden Investor der Erwartungswert eines weiteren Preisanstiegs höher als der eines Kurssturzes, in der Hoffnung, sich rechtzeitig vor allen anderen in Sicherheit zu bringen.

Nachfolgend werden die stochastische, deterministische, agencyinduzierte und intrinsische rationale Preisblase dargestellt. Der Ausgangspunkt für die Beschreibung einer stochastischen Preisblase ist den Arbeiten von Diba und Grossman (1983) sowie Blanchard und Watson (1982) entnommen. Hierbei setzt sich der tatsächliche Aktienpreis (P_t^s) aus einem Fundamentalwert (P_t^f) und einer Blasenkomponente (BL_t) zusammensetzt.

$$P_t^s = P_t^f + BL_t \quad (1)$$

Demnach entspricht die stochastische Blasenkomponente der Differenz aus dem tatsächlichen Marktpreis und dem Fundamentalwert.

$$BL_t = P_t^s - P_t^f \quad (2)$$

Für die Marktteilnehmer ist das Investieren in die stochastische Vermögenspreisblase rational, solange die Preise steigen. Das Platzen der in Formel (2) dargestellten stochastischen Vermögenspreisblase wird durch die unvollständigen Informationen der Marktteilnehmer über den Zeitpunkt des Platzens realisiert (Bruns, 2013). Unter der Annahme der vollständigen Informationen über den Zeitpunkt des Platzens der stochastischen Vermögenspreisblase wäre es für alle Marktteilnehmer rational, den Aktienbesitz vor diesem Zeitpunkt zu verkaufen. Demnach schiebt sich der Zeitpunkt des Platzens auf exakt diesen optimalen Veräußerungszeitpunkt (Diba und Grossman, 1983). Schlussfolgernd verschiebt sich der optimale Zeitpunkt des Verkaufs der Aktien immer weiter nach vorne. Resultierend würde die stochastische Vermögenspreisblase unter der Annahme von vollständiger Information über den Zeitpunkt des Platzens nicht entstehen. Das Konzept der beschränkten Rationalität jedoch impliziert unvollständige Information über den Zeitpunkt des Platzens der Preisblase. Somit ist die Entstehung einer stochastischen Preisblase möglich.

Die deterministische Vermögenspreisblase hingegen entwickelt sich exponentiell über die Zeit und platzt nicht. Diese Eigenschaft des dauerhaften Fortbestehens der Vermögenspreisblase verschafft der deterministischen Vermögenspreisblase das Attribut der Realitätsferne (Bruns, 2013)

$$BL_t = (1 + r^a)^t BL_0 \quad (3)$$

Weiterhin ist die Vermögenspreisblase abhängig von dem risikoadjustierten Marktzinssatz (r^a). Aufgrund dieser Kritik entwickelten Froot und Obstfeld (1991) ein erweitertes Modell der rationalen, intrinsischen Vermögenspreisblase. Bei diesem Vermögenspreisblasenbegriff ist der Preis determiniert durch die fundamentale Datenlage und unabhängig von externen Einflüssen. Die Entwicklung des Vermögenspreises setzt sich wie bisher aus der fundamentalen Komponente und der Blasenkomponente zusammen, jedoch ist deren Entwicklung und damit auch die Vermögenspreisentwicklung annahmegemäß lediglich abhängig von der Renditeentwicklung. Das Abweichen des Vermögenspreises von seinem Fundamentalwert führen Froot und Obstfeld (1991) auf die Überreaktion des Vermögenspreises auf neue Informationen zur Renditeentwicklung zurück. Speziell zeigen sie, dass die fundamentale Komponente proportional zu veränderten Informationen der Rendite

reagiert und die Blasenkomponente jedoch eine nichtlineare Reaktion zeigt. Resultierend führt dies zu einem nicht-proportionalen Zusammenhang zwischen dem Vermögenspreis und der Renditeentwicklung und ist folglich verantwortlich für das Entstehen einer deterministischen Vermögenspreisblase.

Mit dem Begriff der agencyinduzierten Vermögenspreisblase beschreiben Allen und Gorton (1993) basierend auf der Prinzipal-Agent-Theorie das Entstehen einer rationalen Vermögenspreisblase. In diesem Ansatz ist die Interdependenz von dem unterschiedlichen Informationsstand zwischen dem Anleger und dem Portfoliomanager und dem erfolgsbasierten Entlohnungssystem auf den jeweiligen Vermögensmärkten verantwortlich für das Entstehen der Differenz zwischen dem Fundamentalwert und dem Preis des Vermögensgutes. Allen und Gorton (1993) unterscheiden in ihrem Modell zwischen guten und schlechten Portfoliomanagern. Gute Portfoliomanager besitzen die Fähigkeit, unterbewertete Vermögensgüter zu identifizieren und dadurch eine überdurchschnittliche Rendite zu erwirtschaften. Demgegenüber können schlechte Portfoliomanager unterbewertete Vermögensgüter nicht identifizieren und erhalten eine unterdurchschnittliche Rendite. Die Anleger besitzen bezüglich ihrer Wahl eines Portfoliomanagers keine Informationen über deren Qualität in der Beurteilung eines Vermögensgutes. Resultierend besteht die Möglichkeit, dass schlechte Portfoliomanager ausgewählt werden können. Diese haben aufgrund des erfolgsbasierten Entlohnungssystems den Anreiz, besonders riskante Investitionsgeschäfte zu tätigen. Allen und Gorton (1993) unterstellen ein Entlohnungssystem, bei dem im Gewinnfall der Portfoliomanager einen Teil des erwirtschafteten Gewinns erhält und er im Verlustfall nicht für den verursachten Schaden aufkommen muss. Die asymmetrische Anreizstruktur in diesem Vergütungssystem führt zu einem risikofreudigeren Verhalten der schlechten gegenüber den guten Portfoliomanagern, um die Renditenunterschiede zu egalisieren (Hünecken, 2010). Zusammenfassend kann ein risikoaverser Anleger an einen risikofreudigen (schlechten) Portfoliomanager geraten, der in ein überbewertetes Vermögensgut investiert und hofft, durch den Weiterverkauf und der gleichzeitig wiederholten Überbewertung des Vermögensgutes trotzdem einen Gewinn zu erzielen. Durch das Wiederholen dieses Vorgangs entsteht eine agencyinduzierte Vermögenspreisblase. Es werden Gewinne erzielt, solange eine Nachfrage dieser überbewerteten Vermögensgüter existiert. Existieren keine Nachfrager mehr, zerplatzt die Vermögenspreisblase und es folgt ein starker Abschwung des überbewerteten Vermögensgutes.

2.2.2 Irrationale Aktienpreisblasen

Irrationale Preisblasen zeichnen sich dadurch aus, dass das Verhalten der Marktakteure affektiv und unvorhersehbar ist. Bei rationalen Preisblasen handeln die Marktteilneh-

mer mit Bedacht. Außerdem lassen sich rationale Vermögenspreisblasen in stochastische, deterministische, intrinsische sowie agencyorientierte Preisblasen unterteilen. Für die Beschreibung der Bildung von irrationalen Vermögenspreisblasen muss der bisher verwendete neoklassische Rahmen mit seiner grundlegenden Annahme der Rationalität im Verhalten der Wirtschaftssubjekte verlassen werden und Investitionsentscheidungen basierend auf irrationalem Verhalten modelliert werden. Die verhaltensorientierte Finanzierungslehre (Behavioral Finance) konzipiert irrationales Verhalten, in dem sie sich des von Simon (1982) entwickelten Konzepts der eingeschränkten Rationalität bedient und durch die Weiterentwicklung dieses Konzepts die grundlegende Annahme eines Individuums mit eingeschränkt rationalem Verhalten schafft. Mit dem Konzept des eingeschränkt rationalen Verhaltens von Tietz (1988) können irrationale Vermögenspreisblasen mit psychologischen Faktoren wie Anomalien im Anlegerverhalten, Rauschhandel und dem Phänomen des Herdenverhaltens erklärt werden (Wheale und Amin, 2003). Mit Anomalien im Anlegerverhalten werden die beschränkten Fähigkeiten der Individuen in der Informationswahrnehmung, Informationsverarbeitung und Entscheidungsfindung dargestellt, die zu irrationalen Entscheidungen an Vermögensgütermärkten führen können (Roßbach, 2001). Bei dem Phänomen des Rauschhandels handelt es sich um schlecht informierte Anleger, die Investitionen nicht ausschließlich an fundamentalen Werten, sondern an Stimmungen, Marktlaunen oder langfristigen Preisentwicklungen ausrichten und somit zu irrationalem Verhalten an Vermögensgütermärkten führen können (Shleifer und Summers, 1990). Der Begriff des Herdenverhaltens beschreibt die Orientierung einzelner Anleger in ihrer Investitionsentscheidung an der Mehrheit der Anleger auf dem jeweiligen Vermögensmarkt, um am antizipierten Gewinn zu partizipieren. Die Annahme, dass die Mehrheit eine optimale Investitionsentscheidung trifft, ersetzt die Berücksichtigung der fundamentalen Daten und führt somit zu einer irrationalen Investitionsentscheidung (Tietz, 1988). Mit diesen psychologischen Faktoren in der Investitionsentscheidung kann das Entstehen von irrationalen Vermögenspreisblasen erklärt werden. Nachfolgend werden als typische Vertreter irrationaler Vermögenspreisblasen die Fads and Fashion Bubble, die Beauty Contest Bubble und die Sunspot Bubble dargestellt. Die Grundlage des Ansatzes der Fads and Fashion Bubble liefern Shiller et al. (1984), der beschreibt, dass die Investitionsentscheidung in ein Vermögensgut durch Marktlaunen (Fads) und Modeströmungen (Fashions) beeinflusst werden. Entscheidend ist, dass die Modeströmungen und Marktlaunen durch die psychologischen Faktoren der Investitionsentscheidung, in diesem Fall von dem Zusammenspiel des Rauschhandels und des Herdenverhaltens, entstehen und resultierend eine Fads and Fashion Bubble nicht vorhersehbar ist. Der Verlauf dieser Vermögenspreisblase entspricht dem in Abschnitt 2.1 beschriebenen, jedoch kann

er mit den psychologischen Faktoren der Investitionsentscheidung fundierter begründet werden. Einige wenige Anleger investieren aufgrund eines entdeckten Trends in ein Vermögensgut. Zu diesem Zeitpunkt steigt der Marktpreis analog zu dem Fundamentalwert leicht an. Dieser Preisanstieg setzt eine Euphorie (Modeströmung) an den jeweiligen Vermögensgütermärkten frei und veranlasst schlecht informierte Anleger (Rauschhändler) ebenfalls, in dieses Vermögensgut zu investieren. An diesem Punkt entfernt sich der Marktpreis des Vermögensgutes von dem fundamental gerechtfertigten Preis. Gleichzeitig zwingt das Phänomen des Herdenverhaltens gut informierte Anleger in dieses Vermögensgut zu investieren, um ebenfalls von dem Preisanstieg zu profitieren. Die Differenz zwischen dem Marktpreis und dem Fundamentalwert wird immer größer, je mehr Markttakteure in das Vermögensgut investieren (Rombach, 2011). Dieser Vorgang wird durch die abrupte Änderung der Marktlaune unterbrochen und veranlasst alle Investoren, das Vermögensgut wieder zu verkaufen (Stöttner, 1989). Damit platzt die Fads and Fashion Bubble und die Rauschhändler, denen nicht bewusst ist, dass sie in eine Vermögenspreisblase investiert haben, erleiden aufgrund des rapiden Preisverfalls Verluste, weil diese zu spät aus dem Markt aussteigen. Das Konzept der Beauty Contest Bubble geht auf eine Arbeit von Keynes (1936) zurück, in der die Investitionsentscheidungen auf einem Aktienmarkt mit einem Schönheitswettbewerb verglichen werden. Aus einer Menge von 100 Frauen sollen die Leser einer Zeitung die sechs hübschesten Frauen auswählen. Laut Keynes existieren bezüglich dieser Wahl zwei Strategien. Zum einen die Strategie, bei der der Leser die sechs Frauen auswählt, die er tatsächlich am hübschesten findet, und zum anderen eine Strategie, bei der der Leser die sechs Frauen auswählt, von denen er denkt, dass die Mehrheit der Leser sie am hübschesten findet. Dieser Zusammenhang kann auf das Verhalten der Anleger eines jeweiligen Vermögensmarktes übertragen werden. Anleger orientieren sich nicht mehr an dem Fundamentalwert eines Vermögensgutes, sondern versuchen die Investitionsentscheidungen der anderen Anleger zu antizipieren und das als Grundlage ihrer Investition zu verwenden. Dieses Verhalten verstärkt das Abweichen des Marktpreises von seinem fundamentalen Wert und zeigt, dass den Anlegern das Investieren in eine Vermögenspreisblase nicht bewusst ist. Bei dem Konzept der Sunspot Bubble entsteht eine irrationale Vermögenspreisblase durch ein exogenes, ökonomisch irrelevantes Ereignis, die von Cass und Shell (1983) erstmals als Sunspots beschrieben wurde. Dieses Ereignis lässt Anleger einen Einfluss auf die Fundamentalwerte von Vermögensgütern vermuten und verursacht einen spekulativen Prozess. Resultierend kommt es zur Abweichung des Marktpreises von seinem fundamental gerechtfertigten Preis. Sowohl bei rationalen als auch irrationalen Vermögenspreisblasen ignorieren die Anleger den fundamentalen Wert eines Vermögensgutes. Der wesentliche Unterschied jedoch ist,

dass bei rationalen Vermögenspreisblasen den Anlegern bewusst ist, dass in eine Vermögenspreisblase investiert und spekuliert wird, um mit der optimalen Investmentstrategie einen Gewinn zu erzielen. Bei irrationalen Vermögenspreisblasen tätigen Anleger Investitionen in Vermögensgüter mit kontinuierlich steigenden Preisen, ohne sich der Investition in eine Vermögenspreisblase bewusst zu sein.

3 Volkswirtschaftliche Auswirkungen von Vermögenspreisblasen

Nachdem die Theorie der Vermögenspreisblasen beschrieben worden ist, soll in diesem Abschnitt gezeigt werden, welche Auswirkungen sie auf makroökonomische Variablen einer Volkswirtschaft haben. Von besonderem Interesse für Ökonomen und politische Entscheidungsträger ist dabei die Auswirkung auf das Wachstum des Bruttoinlandsproduktes. In dieser Arbeit liegt der Fokus jedoch auf den makroökonomischen Variablen Konsum, Investition und Preisniveau, da diese kurzfristiger reagieren und das Bruttoinlandsprodukt maßgeblich beeinflussen. Die Auswirkungen auf diese Variablen werden nachfolgend theoretisch beschrieben und mit empirischen Studien aus dem aktuellen wissenschaftlichen Diskurs belegt. In diesem Kapitel sind unter dem Begriff Vermögenspreisblasen insbesondere starke Aktien- und Immobilienpreisentwicklungen gemeint.³ Helbling und Terrones (2003) beschreiben für Immobilienpreisblasen stärkere volkswirtschaftliche Auswirkungen, jedoch entstehen Aktienpreisblasen schneller und sollten daher nicht vernachlässigt werden. Aus diesem Grund wird in der Event-Studie von Hülsewig und Wollmershäuser (2006) zwischen Aktien- und Immobilienpreisblasen unterschieden. In der theoretischen Beschreibung der Auswirkungen auf die makroökonomischen Variablen in diesem Abschnitt wird von einer Unterscheidung der beiden Vermögenspreisgüter abgesehen.

3.1 Einfluss auf den Konsum

Ein Großteil der theoretischen Modelle, die eine Verbindung zwischen der Entwicklung von Vermögenspreisen und dem Konsumverhalten der Individuen einer Volkswirtschaft beschreiben, basieren auf der Lebenszyklushypothese von Ando und Modigliani (1963). Sie stellen den Konsum der Individuen als Funktion des aggregierten erwarteten Einkommens und des Reinvermögens dar. Die Individuen maximieren unter der Nebenbedingung begrenzter Ressourcen in ihrem Lebenszyklus ihren Nutzen. Damit ergibt sich folgende Definition für den Konsum der Individuen,

$$C = mpc_w [NV + H(Y)] \quad (4)$$

wobei C für den Konsum, mpc für die marginale Konsumneigung, NV für das reale nicht-menschliche Vermögen und $H(Y)$ für den aktuellen Wert der erwarteten Einkom-

³Wie in dem Abschnitt 2.1 bereits beschrieben, ist es sehr schwer, eine Preisblase von einer starken Preisbewegung abzugrenzen. Aus diesem Grund werden in diesem Abschnitt die Auswirkungen von starken Vermögenspreisentwicklungen auf die realwirtschaftlichen Variablen einer Volkswirtschaft beschrieben. Diese Herangehensweise ermöglicht eine Beschreibung der Korrelationen, die bei der Existenz einer tatsächlichen Vermögenspreisblase lediglich in ihrer Intensität zu- bzw. abnimmt.

mensströme stehen. Wie in Gleichung 4 zu erkennen ist, hängt der Vermögenseffekt bezogen auf das Konsumverhalten der Individuen von der marginalen Konsumneigung der Individuen ab. Sie drückt aus, um wie viel Einheiten sich der Konsum der Individuen ändert, wenn ihr Vermögen um eine Einheit ansteigt bzw. fällt. Modigliani (1971) schätzt in seiner Studie, dass die Erhöhung des Vermögens um einen Dollar eine Erhöhung des Konsums der Individuen um fünf Cent nach sich zieht. Die Ergebnisse von Lettau und Ludvigson (2003) für die marginale Konsumneigung der Individuen sind geringer als die von Modigliani (1971). Für die Unterschiede in der Schätzung der marginalen Konsumneigung gibt es verschiedene Gründe. So beschreibt beispielsweise Poterba (2000), dass je kürzer der Planungshorizont der Individuen ist, desto stärker ist der Vermögenseffekt auf das Konsumverhalten. Auch Koivu (2012) beispielsweise kommt für China nach der Finanzkrise 2008 zu dem Ergebnis, dass die Verbindung zwischen einer expansiven Geldpolitik, dem Vermögenspreisanstieg und dem damit gestiegenen Konsumverhalten der Individuen existiert, jedoch nicht in dem Maße wie in der Arbeit von Modigliani (1971) beschrieben. Über den Vermögenskanal besteht also ein positiver Zusammenhang zwischen der Entwicklung der Vermögenspreise und dem Konsumverhalten der Individuen. Bei einem drastischen Verfall der Vermögenspreise reagieren Individuen mit einem stärkeren Konsumverzicht als bei einem gemäßigten Anstieg der Vermögenspreise. Lettau und Ludvigson (2003) zeigen, dass permanente Schocks gegenüber vorübergehenden Schocks einen höheren Einfluss auf die Veränderung des Konsums haben. Demnach wirken Aktienpreisblasen nicht so stark auf den Konsum wie Immobilienpreisblasen, da Aktienpreisblasen eher einem vorübergehenden und Immobilienpreisblasen einem permanenten Schock entsprechen.⁴

Bei dem Kreditkanal wirkt die Entwicklung der Vermögenspreise nicht wie bei dem Vermögenskanal über die Empfindung der Individuen bezogen auf ihren Wohlstand, sondern über die Veränderung der Bedingungen in der Aufnahme von Fremdkapital (Bernanke und Gertler, 1995). Der Kreditmarkt ist im volkswirtschaftlichen Sinne ein unvollständiger Markt. Zwischen den Marktteilnehmern, dem Kreditgeber und dem Kreditnehmer herrschen unvollständige Informationen bezüglich der Bonität des Kreditnehmers und es entwickelt sich eine Prinzipal-Agent-Beziehung, wobei der Kreditgeber als Prinzipal und der Kreditnehmer als Agent auftreten (Neuberger, 1998).⁵ Zur Überwindung

⁴Das ist begründet in den höheren Transaktionskosten für Immobilien im Vergleich zu Aktien. Der Kauf und Verkauf einer Immobilie dauert im Wesentlichen viel länger als der einer Aktie. Das kann mit dem Unterschied in dem Preis für den Erwerb einer Immobilie im Vergleich zu einer Aktie erklärt werden.

⁵Das führt zu einem Moral Hazard-Problem und zu einer adversen Selektion. Informationen zu diesen Problemen bezogen auf den Kreditmarkt finden sich bei Neuberger (1998) sowie Stiglitz und Weiss (1981).

dieser asymmetrischen Informationsverteilung bezüglich des Kreditausfallrisikos können Kreditgeber eine Risikoprämie auf den Zinssatz erheben und/oder Vermögenswerte als Sicherheiten in den Kreditvertrag aufnehmen. An dieser Stelle wirkt der Transmissionsmechanismus auf den Konsum der Individuen. Ein Anstieg der Vermögenspreise verbessert die Bedingungen der Kreditvergabe und senkt damit die Kosten für die Aufnahme von Fremdkapital. Zusätzlich können durch die Vermögenssteigerung weitere Kredite aufgenommen werden. Mit diesem Liquiditätswachstum steigt auch der Konsum der Individuen (Mishkin, 2001). Bernanke et al. (1994) und Bernanke und Gertler (2000) zeigen mit der Beschreibung des finanziellen Akzeleratorprozesses, wie die Auswirkungen über den Kreditkanal sogar noch verstärkt werden. Demnach steigt die Kreditvergabe in einer Volkswirtschaft in der Boom-Phase einer Vermögenspreisblase stark an und erhöht damit den Konsum. Bei einer Bust-Phase einer Vermögenspreisblase wirkt dieser Mechanismus und der verstärkende finanzielle Akzeleratorprozess antagonistisch. International Monetary Fund (2000) und Bank for International Settlements (2001) bestätigen in ihren Studien diese Effekte für die USA, Großbritannien, Japan und Deutschland und zeigen, dass sowohl der Anstieg als auch der Rückgang der Vermögenspreise über die Kreditmenge einen signifikanten Einfluss auf den Konsum der Individuen haben.

Der zuvor beschriebene Transmissionsmechanismus von Vermögenspreisen auf den Konsum der Individuen wirkt über die Erwartungen bezüglich des zukünftigen Einkommens (Jansen und Nahuis (2003), Poterba et al. (1995) sowie Otoo (1999)). Individuen einer Volkswirtschaft optimieren ihren intertemporalen Konsum, indem sie die zur Verfügung stehenden Ressourcen zwischen gegenwärtigem und zukünftigem Konsum aufteilen. Bei der Erwartungsbildung, wie viel zukünftiger Konsum für die Individuen realisierbar ist, dienen Vermögenspreise als Orientierungshilfe (Poterba et al., 1995). Die Europäische Zentralbank (2002) zeigt in ihrer Studie, dass ein Anstieg der Vermögenspreise mit zukünftigem Wirtschaftswachstum korreliert.⁶ Mit diesem Zusammenhang erwarten die Individuen in der Zukunft ein höheres Einkommen und preisen das in ihrer Erwartungsbildung für zukünftigen und gegenwärtigen Konsum ein. Der Erwartungskanal wirkt aber auch bei einem Rückgang der Vermögenspreise auf den Konsum der Individuen. Altissimo et al. (2005) zeigen, dass Individuen einen Rückgang der Vermögenspreise mit einer zukünftigen Rezession in Verbindung bringen und ihren Konsum einschränken. Das zeigt deutlich, dass eine Vermögenspreisblase das Konsumverhalten der Individuen beeinflusst und somit einen Einfluss auf reale Größen einer Volkswirtschaft hat.

Die Intensität der Auswirkungen der Entwicklung von Vermögenspreisen auf den Konsum der Individuen ist abhängig davon, welche Arten von Vermögenspreisen betrachtet

⁶In dieser Studie werden speziell Aktienpreise untersucht.

werden und wie die Struktur der jeweiligen Volkswirtschaft geprägt ist.⁷ Eine geeignete Übersicht über die bisherigen Studien, die die marginalen Konsumneigungen und die Vermögenselastizitäten des Konsums für die Länder USA, Großbritannien, Japan und Deutschland schätzen, bietet Hünecken (2010).

Nachdem der Einfluss von Vermögenspreisblasen auf das Konsumverhalten der Individuen gezeigt wurde, wird im nachfolgenden Abschnitt der Einfluss auf das Investitionsverhalten beschrieben.

3.2 Einfluss auf die Investitionen

In diesem Abschnitt wird die Wirkung von starken Vermögenspreisänderungen auf die Investitionstätigkeit einer Volkswirtschaft über drei Transmissionskanäle beschrieben. Es handelt sich dabei um den Tobin-q-Kanal, den Bilanzkanal und den flexiblen Akzeleratoransatz. Ein An- bzw. Abstieg der Vermögenspreise beeinflusst hauptsächlich die Unternehmens- sowie die Bauinvestitionen. Nachfolgend wird mit der Darstellung der Transmissionskanäle gezeigt, wie sich insbesondere Aktienpreisänderungen auf Unternehmensinvestitionen auswirken.

Tobin (1969) entwickelte mit dem Kapitalkostenkanal bzw. Tobin-q-Kanal einen Mechanismus, mit dem die Auswirkungen von Aktienkursbewegungen auf die Unternehmensinvestitionen in einer Volkswirtschaft beschrieben werden können.⁸ Zentrales Element des Mechanismus ist die Kennzahl Tobin-q, die das Verhältnis zwischen dem Marktwert eines Unternehmens und dem Wiederbeschaffungswert des investierten Kapitals ausdrückt.

$$q = \frac{MW}{WW} \quad (5)$$

MW steht hierbei für den Marktwert des Unternehmens und WW für den Wiederbeschaffungswert des eingesetzten Kapitals. Der Marktwert des Unternehmens kann unter der Annahme eines effizienten Kapitalmarktes als der aktuelle Aktienkurs gesehen werden, der dem Gegenwartswert der künftigen abdiskontierten Erträge des Unternehmens entspricht. Der Wiederbeschaffungswert des Unternehmens sind die Kosten, die für das

⁷In bankorientierten Volkswirtschaften haben Aktienpreisblasen andere Auswirkungen auf den Konsum als in kapitalmarktorientierten Volkswirtschaften (Helbling und Terrones, 2003). Immobilienpreisblasen haben in Volkswirtschaften mit einem hohen Wohneigentumsanteil einen höheren Einfluss auf das Konsumverhalten der Individuen als in Volkswirtschaften mit niedrigerem Wohneigentumsanteil (Girouard und Blöndal, 2001). Der International Monetary Fund (2002) zeigt, dass eine Veränderung des Immobilienvermögens einen größeren Einfluss auf den Konsum der Individuen hat als eine Veränderung des Aktienvermögens.

⁸Dieser Mechanismus kann auch verwendet werden, um die Auswirkungen von Immobilienpreisentwicklungen auf die Bauinvestitionen zu beschreiben (Tobin, 1978).

aktuell physische Kapital zu zahlen wären.

Bei einem Anstieg der Aktienkurse bis hin zu Tobin-q größer als eins ist der Marktwert des Unternehmens größer als der Wiederbeschaffungswert des physischen Kapitals. Somit besteht für das Unternehmen der Anreiz, weitere Aktien zu emittieren und das erzielte Kapital in das Unternehmen zu investieren, da diese nun relativ günstiger sind (Altissimo et al., 2005).

Entsprechen sich der Marktwert und der Wiederbeschaffungswert des Unternehmens ist Tobin-q gleich eins und es besteht für das Unternehmen weder der Anreiz, Investitionen zu tätigen, noch den physischen Kapitalstock abzubauen.

Bei einem Abstieg der Aktienkurse bis der Marktwert kleiner als der Wiederbeschaffungswert eines Unternehmens und Tobin-q kleiner als eins ist, haben Unternehmen keinen Anreiz mehr zu investieren. Im Gegenteil, Unternehmen haben den Anreiz Investitionen hinauszuzögern bis Tobin-q wieder größer als eins ist und Investitionen relativ zum Marktwert günstiger sind (Borchert, 2003).

Demnach würden bei der Anwendung des Tobin-q-Kanals auf die Entstehung einer Aktienpreisblase die Unternehmensinvestitionen zunehmen und beim Platzen der Aktienpreisblase stark abnehmen. Es entsteht im aktuellen wissenschaftlichen Diskurs jedoch vermehrte Kritik an der von Fama (1970) formulierten Effizienzmarkthypothese und demnach gilt die Annahme eines effizienten Kapitalmarktes als sehr realitätsfern. So zeigt Campbell (2014) in seiner empirischen Arbeit, dass nicht nur fundamentale Werte die Aktienkurse determinieren, sondern tatsächlich von spekulativen, irrationalen Elementen beeinflusst werden. Blanchard et al. (1993) stellen jedoch fest, dass Investitionsentscheidungen unter anderem in Abhängigkeit von den Fundamentaldaten eines Unternehmens getroffen werden.⁹ Somit würden Investitionen bei einem Anstieg des Aktienkurses, getrieben durch Spekulationen, ausbleiben. Dem entgegen steht jedoch, dass ein Unternehmen sehr wohl einen Anreiz für Investitionen bei einem Anstieg des Aktienkurses, getrieben durch Spekulationen, bei unveränderten Fundamentaldaten hat. Ähnlich wie bei einer selbsterfüllenden Prophezeiung muss das Unternehmen durch Investitionen den gestiegenen Erwartungen des Kapitalmarktes bezüglich der Profitabilität gerecht werden, da sonst durch das heftige Korregieren der übertriebenen Erwartungen der Marktwert des Unternehmens so stark sinkt, dass die Solvenz durch die gestiegenen Kosten der Fremdfinanzierung gefährdet sein kann. Somit kann angenommen werden, dass der Anreiz zu Unternehmensinvestitionen mit einem Anstieg des Aktienkurses, begründet durch übertriebene Spekulationen, zunimmt. Andersherum werden die Unter-

⁹Investitionsentscheidungen werden weiterhin durch die Unsicherheit über die Profitabilität der Investitionserträge, Anpassungskosten und der Unumkehrbarkeit der Investitionsentscheidung beeinflusst.

nehmensinvestitionen stark zurückgehen und in die Zukunft verschoben, wenn es durch die enttäuschten Erwartungen mittels Panikverkäufen (Firesale) zu einem drastischen Verfall des Aktienkurses kommt.

Der zweite Transmissionskanal ist der Bilanzkanal. Dieser Mechanismus wirkt auf Unternehmen und deren Investitionen analog wie der Kreditkanal auf private Haushalte und deren Konsum. Unternehmen können ihre Investitionen sowohl aus Eigenkapital als auch aus Fremdkapital finanzieren. Die Intensität der Unternehmensinvestitionen ist in hohem Maße von der Bereitstellung von externem Kapital abhängig. Ähnlich wie beim Bankkanal werden die Kosten der Fremdfinanzierung, die durch asymmetrische Informationsverteilung bezüglich der Kreditwürdigkeit des Kreditnehmers entstehen, in Form einer Risikoprämie übertragen (Bemanke et al., 1996). Demnach steht den Unternehmen mehr Fremdkapital zur Finanzierung von Investitionen zur Verfügung, wenn die Risikoprämie mit Hilfe von Kreditsicherheiten minimiert werden kann. In diesem Fall dient der Aktienkurs des Unternehmens den Kapitalgebern als Sicherheit. Je höher der Aktienwert eines Unternehmens ist, umso geringer sind die Kosten der Fremdfinanzierung und die Investitionen steigen an. Andersherum sinken die Investitionen, wenn die Kreditsicherheiten durch den gesunkenen Aktienkurs abnehmen und damit die Kosten der Fremdfinanzierung steigen. Die Auswirkungen auf die Unternehmensinvestitionen werden in Phasen von finanziellen Ungleichgewichten an den Aktienmärkten verstärkt (Bernanke und Gertler, 2000).

Der dritte Transmissionskanal ist der flexible Akzelerator und wurde erstmals von Jorgenson (1963) beschrieben. Dieser fokussiert sich auf die Erwartungen der Unternehmen bezüglich der zukünftigen konjunkturellen Lage einer Volkswirtschaft und die damit verbundenen Absatzmöglichkeiten der Unternehmen. Sind die Erwartungen bezüglich der konjunkturellen Entwicklung einer Volkswirtschaft positiv, wird ein Unternehmen den Anreiz haben, Investitionen zu tätigen. Ein steigender Aktienkurs gilt im Allgemeinen als geeigneter Indikator für eine positive konjunkturelle Entwicklung einer Volkswirtschaft (Levine und Zervos, 1998). Unternehmen steigern ihre Investitionstätigkeit bei steigenden Aktienkursen, damit sie ihren zukünftigen Profit maximieren können. Andersherum gilt ein sinkender Aktienkurs als Signal für eine negative konjunkturelle Entwicklung und Unternehmen reduzieren ihre Investitionstätigkeit (Altissimo et al., 2005). Analog zum Bilanzkanal verstärken sich diese Effekte bei spekulativen Übertreibungen am Kapitalmarkt (Bernanke und Gertler, 2000).

Eine empirische Bestätigung der Wirkung über die verschiedenen Transmissionkanäle auf die Investitionstätigkeit erweist sich als schwierig. So kann ein positiver Zusammenhang zwischen der Entwicklung von Aktienkursen und der Investitionstätigkeit der Unterneh-

men festgestellt, jedoch nicht einem speziellen Transmissionskanal zugeordnet werden. Die Studie von Barro (1990) ermittelt mit Hilfe einer Schätzung des Tobin-q eine Zunahme der Investitionen im Folgejahr von 0,57% bei einem Anstieg der Aktienrendite um ein Prozent. Bei diesem Ergebnis wurde bezogen auf die Entwicklung des Aktienkurses nicht zwischen fundamentalem und spekulativem Anteil unterschieden. Bei Studien, die diese Unterscheidung treffen, sind die Ergebnisse nicht mehr eindeutig. So zeigen Chirinko und Schaller (1996) für die USA, dass bei einer spekulativen Aktienpreisblase die Unternehmensausgaben für Investitionen nicht zunehmen. Für Japan stellen Chirinko und Schaller (2001) mit der gleichen Schätzmethode fest, dass die spekulative Aktienpreisblase Ende der 1980er Jahre einen positiven Einfluss auf die Investitionstätigkeit der Unternehmen hatte. Gilchrist et al. (2005) kommen mit einer vektorautoregressiven Analyse (VAR-Analyse) des National Association of Securities Dealers Automated Quotations (NASDAQ) zu dem Ergebnis, dass ein spekulativer Schock den Wert des Tobin-q erhöht und damit auch die realen Unternehmensinvestitionen. Diesen aktieninduzierten Investitionseffekt kann Nastansky (2008) für das wiedervereinigte Deutschland bestätigen.

Nachdem in den vorangegangenen Abschnitten der Einfluss von starken Vermögenspreisänderungen auf den Konsum und die Investitionen einer Volkswirtschaft dargestellt wurde, wird nachfolgend der Einfluss auf das Preisniveau beschrieben.

3.3 Einfluss auf das Preisniveau

Das Wachstum des Preisniveaus ist für Zentralbanken ein essentieller Indikator zur Ausrichtung geldpolitischer Maßnahmen. Demnach ist der Einfluss von Vermögenspreisänderungen auf das Preisniveau für die Zentralbanken und Behörden kapitalistisch orientierter Volkswirtschaften von hoher Bedeutung. Der Einfluss einer starken Vermögenspreisänderung auf das Preisniveau einer Volkswirtschaft ergibt sich größtenteils aus den zuvor beschriebenen Zusammenhängen zwischen Vermögenspreisveränderungen sowohl auf den Konsum und als auch auf die Investitionen einer Volkswirtschaft. Bei einem Vermögenspreisanstieg erhöhen sich, wie zuvor beschrieben, der Konsum sowie die Investitionen und damit die gesamtwirtschaftliche Nachfrage einer Volkswirtschaft. Im Allgemeinen gilt, übersteigt die gestiegene gesamtwirtschaftliche Nachfrage das gesamtwirtschaftliche Angebot, entsteht inflationärer Druck und das Preisniveau erhöht sich (Goodhart und Hofmann, 2000). Für die theoretische Betrachtung der Reaktion des gesamtwirtschaftlichen Angebots bei Vermögenspreisänderungen muss ein Vermögenspreisanstieg in seinen Motiven (fundamentaltbasiert bzw. spekulativ) unterschieden werden ((Bernanke und Gertler, 2000) sowie (Goodhart und Hofmann, 2008)). Dabei ist eine Unterscheidung

der Vermögensgütermärkte in Kapital- und Immobilienmarkt für die Beschreibung der Wirkungsmechanismen durchaus sinnvoll.

Auf dem Kapitalmarkt führt ein fundamental gerechtfertigter Preisanstieg¹⁰ zu einem Anstieg der Produktivität der Volkswirtschaft und damit zu einem erhöhten gesamtwirtschaftlichen Angebot. Somit wächst das Angebot ebenfalls zur gestiegenen gesamtwirtschaftlichen Nachfrage und es entsteht langfristig kein inflationärer Druck auf das Preisniveau (Goodhart, 2001). Sind die Motive des Vermögenspreisanstieges jedoch spekulativer Natur, erhöht sich lediglich die gesamtwirtschaftliche Nachfrage über die zuvor beschriebenen Transmissionskanäle bei weitestgehend gleichbleibendem Angebot und das Preisniveau steigt langfristig ((Bandholz et al., 2006) sowie (Fama und Schwert, 1977)).

Auf dem Immobilienmarkt wirkt ein fundamentalbasierter Preisanstieg ebenfalls über die zuvor beschriebenen Transmissionskanäle und erhöht somit die gesamtwirtschaftliche Nachfrage und das gesamtwirtschaftliche Angebot in annähernd gleichem Maße, sodass langfristig kein inflationärer Druck auf das Preisniveau entsteht. Jedoch wirkt sich ein fundamentalbasierter Immobilienpreisanstieg auch positiv auf die Mietpreisentwicklung aus. Mit einem Anstieg der Mietpreise erhöhen sich auch die Lebenshaltungskostenindices, die für die Messung des Preisniveaus verwendet werden. Demnach steigt das Preisniveau bei einem fundamental gerechtfertigten Immobilienpreisanstieg. Diese beiden sich entgegenwirkenden Effekte lassen nur begrenzt eindeutige Aussagen über den Einfluss auf die Entwicklung des Preisniveaus zu (Deutsche Bundesbank, 2007). Bei einem durch Spekulationen motivierten Immobilienpreisanstieg werden Fundamentaldaten wie Mietpreise nicht bzw. nicht ausreichend reagieren und damit auch keine bzw. nur geringe positive Auswirkungen auf das Preisniveau haben (Glaeser et al., 2008).

Jedoch können spekulative Vermögenspreisanstiege sowohl auf dem Kapital- als auch auf dem Immobilienmarkt durch enttäuschte übertriebene Erwartungen zu einem Zusammenbruch des jeweiligen Marktes führen und damit deflationär auf das allgemeine Preisniveau wirken. Durch das rapide Fallen der Vermögenspreise sinkt die gesamtwirtschaftliche Nachfrage der Volkswirtschaft über die beschriebenen Transmissionskanäle und das Preisniveau fällt. Eine solche Rezession, einhergehend mit einer Deflation, hat besonders drastische Auswirkungen für eine Volkswirtschaft, wenn die Kreditvergabe der Banken sowohl an den Privatsektor als auch an die Finanzintermediäre unter sich prozyklisch abnimmt. Diese Prozyklizität der Kreditvergabe beim Platzen einer spekulativen Vermögenspreisblase entsteht über mehrere Wirkungsmechanismen. Der erste Wirkungsmechanismus entsteht durch den Rückgang der potenziellen Kreditsicherheiten der Kre-

¹⁰Beispielsweise durch technischen Fortschritt oder der Änderung der politischen Rahmenbedingungen.

ditnehmer, da die Werte der Vermögensgüter, die als Sicherheiten bei der Kreditvergabe hinterlegt werden können, drastisch sinken. Somit wird eine Kreditvergabe erschwert und wirkt prozyklisch auf die Abwärtsspirale (Bernanke und Gertler, 2000). Der zweite Wirkungsmechanismus, der verantwortlich für eine prozyklische Entwicklung ist, entsteht über die gestiegene Unsicherheit der Finanzintermediäre bezüglich der Zahlungsfähigkeit der potenziellen Kreditnehmer (Remsperger und Domanski, 2003). Bei einer Rezession mit deflationären Tendenzen des Preisniveaus verlagern Konsumenten ihre Konsumententscheidungen in die Zukunft. Sie erhoffen sich in der Zukunft weitere Abwärtsbewegungen der Konsumentenpreise und wollen von einer verzögerten Konsumententscheidung profitieren. Durch den kurzfristig gesunkenen Konsum geraten Unternehmen zunehmend unter Druck und das hat negative Auswirkungen auf den Arbeitsmarkt (Tobin, 1975). Bei steigenden Arbeitslosenzahlen werden zwangsläufig auch Kredite ausfallen. Finanzintermediäre werden eine solche Situation erwarten und die Kreditvergabe stark einschränken, womit eine rezessive volkswirtschaftliche Entwicklung prozyklisch angetrieben wird. Der dritte Wirkungsmechanismus entsteht über das gestiegene Liquiditätsrisiko von Finanzintermediären. Es kommt teilweise zu einem kompletten Vertrauensverlust in den Kapitalmarkt, sodass auch Finanzintermediäre nicht mehr bereit sind, einander Geld zu leihen. Doch nicht nur die reduzierte Kreditvergabe unter den Finanzintermediären erhöht das Liquiditätsrisiko, sondern auch das gesunkene Vertrauen der Marktteilnehmer, was dazu führen kann, dass kurzfristige Sichteinlagen von den Finanzintermediären abgezogen werden. Dieses Verhalten wird in der Literatur als Ansturm auf eine Bank (Bank Run) bezeichnet (Neuberger, 1998). Es kann dazu führen, dass der Liquiditätsbedarf der Marktteilnehmer nicht gedeckt werden kann und somit die Existenz eines Finanzintermediärs bedroht (Bell und Pain, 2000). Aufgrund der engen Verflechtungen der Finanzintermediäre untereinander kann in einer solchen Situation die Zahlungsunfähigkeit eines Finanzinstitutes negative Auswirkungen auf den gesamten Finanzmarkt haben und sich zu einer Bankenkrise entwickeln. Eine solche Entwicklung hat negative Auswirkungen auf die gesamte Volkswirtschaft und birgt die Gefahr einer drastischen Deflation (Posen, 2006).

Empirisch ist es nur bedingt möglich, den negativen Einfluss eines Zusammenbruchs eines Vermögensmarktes auf das Preisniveau zu bestätigen. Es zeigt sich, dass die Korrelation zwischen dem Zusammenbruch des Immobilienmarktes und einer Deflation stärker ist als beim Zusammenbruch des Aktienmarktes ((Hünecken, 2010) sowie (Bandholz et al., 2006)). Allgemeingültige Aussagen zu den Auswirkungen von Vermögenspreisblasen auf realwirtschaftliche Größen einer Volkswirtschaft formulieren zu wollen, ist mit erheblichen Schwierigkeiten verbunden. Jede Volkswirtschaft hat eine andere Finanz- und

Wirtschaftsstruktur. So ergab sich für Japan nach dem Zusammenbruch des Aktien- und Immobilienmarktes eine heftige Rezession mit einer einhergehenden Deflation ((Ito und Iwaisako, 1995) sowie (Okina und Shiratsuka, 2003)). In Deutschland hingegen hat das Platzen der New-Economy-Blase zu Beginn der 2000er Jahre nur geringe Auswirkungen auf das Preisniveau (Hünecken, 2010). Für die USA untersuchen Mishkin und White (2002) die Auswirkungen von Aktienpreisblasen auf die Volkswirtschaft und machen auf die Entstehung von Instabilitäten des Finanzmarktes aufmerksam. Für mehrere Länder untersuchen Bordo und Jeanne (2002a), Detken und Smets (2004) sowie Hülsewig und Wollmershäuser (2006) die Auswirkungen von Vermögenspreisblasen. Hülsewig und Wollmershäuser (2006) bestätigen für die Länder Deutschland, Japan, Großbritannien und die USA, dass die Variablen Bruttoinlandsprodukt, privater Konsum, Investitionen, Kreditvergabe an den privaten Sektor und die Inflationsrate acht Quartale vor einem Hochpunkt einer Vermögenspreisblase überdurchschnittliche Wachstumsraten aufweisen. Auch sie stellen länderübergreifend fest, dass die Variablen bei einer Immobilienpreisblase intensiver reagieren als bei einer Aktienpreisblase. Beim Erreichen des Hochpunktes einer Immobilienpreisblase treten die negativen makroökonomischen Effekte in Form von unterdurchschnittlichen Zuwachsraten im Gegensatz zu einer Aktienpreisblase sofort ein. Bei einer Aktienpreisblase verzögert sich der Eintritt der negativen Auswirkungen im Durchschnitt um zwei Jahre nach dem Hochpunkt (Hülsewig und Wollmershäuser, 2006). Das für Zentralbanken und Behörden entscheidende Ergebnis der Studie ist der Eintritt der Reaktion der Inflationsrate. So zeigt sich, dass die Inflationsrate länderübergreifend sowohl bei Aktien- als auch bei Immobilienpreisblasen erst nach dem Erreichen des Hochpunktes der Vermögenspreisblase ansteigt - bei einer Immobilienpreisblase unmittelbar nach dem Hochpunkt und bei einer Aktienpreisblase ein bis zwei Jahre nach dem Hochpunkt der Vermögenspreisblase. Demnach hat zwar eine Immobilienpreisblase die intensiveren Auswirkungen auf reale makroökonomische Variablen, aber durch die Verzögerung der Reaktion der Inflationsraten bei einer Aktienpreisblase ergeben sich für Zentralbanken schwierige Aufgaben in der Anwendung geldpolitischer Maßnahmen.

Die beschriebenen makroökonomischen Auswirkungen legen einen stärkeren Fokus von Zentralbanken auf die Entwicklung von Vermögenspreisen nahe. Spekulative Übertreibungen auf Vermögensgütermärkten sollte aufgrund der negativen Folgen für die Volkswirtschaft entgegen gewirkt werden. Jedoch ist eines der Hauptgegenargumente, Vermögensgütermärkte stärker zu regulieren und die Vermögenspreise zu steuern, dass spekulative Vermögenspreisblasen nicht eindeutig und rechtzeitig identifiziert werden können. Es stellt Zentralbanken und Behörden vor enorme Schwierigkeiten, einen Vermögenspreisanstieg in einen fundamental gerechtfertigten bzw. spekulativen Preisan-

stieg einzuordnen. Solange eine valide Identifikation von spekulativen Übertreibungen auf Vermögensgütermärkten nicht möglich ist, besteht immer die Gefahr, den positiven makroökonomischen Effekten resultierend aus einem fundamental gerechtfertigten Vermögenspreisanstieg fälschlicherweise entgegen zu wirken. Es existieren bereits einige Identifikationsverfahren für Vermögenspreisblasen mit vielversprechenden Ansätzen, Vermögenspreisanstiege als spekulative Übertreibungen und als fundamental gerechtfertigte Vermögenspreisanstiege zu unterscheiden. Diese werden im nachfolgenden Kapitel dargestellt. Dabei liegt ein besonderer Fokus auf dem Frühwarnsystem von Taipalus (2012).

4 Identifikation von Vermögenspreisblasen

Wie im vorangegangenen Kapitel beschrieben wurde, können Vermögenspreisblasen negative Auswirkungen für Volkswirtschaften haben und es entsteht in der wissenschaftlichen Literatur die Forderung, Vermögenspreise stärker zu regulieren und zu kontrollieren ((Bordo und Jeanne, 2002b), (Berger et al., 2007) sowie (Detken und Smets, 2004)). Es zeigt sich allerdings, dass, wenn Zentralbanken und Behörden einen präventiven Ansatz zur Regulierung von Vermögenspreisen wählen, sie in der Lage sein müssen, eine für die Volkswirtschaft gefährliche Entwicklung der Vermögenspreise rechtzeitig identifizieren zu können. Demnach müssen Zentralbanken und Behörden, unabhängig davon, ob sie auf einen Anstieg der Vermögenspreise mit einer Erhöhung der Leitzinsen oder mittels makroprudenzieller Politik reagieren, diesen Anstieg als fundamental gerechtfertigt bzw. spekulative Übertreibung einstufen können.

Sollte ein Vermögenspreisanstieg fälschlicherweise als spekulative Preisblase identifiziert werden und die Zentralbanken und Behörden Gegenmaßnahmen in Form einer restriktiven Geldpolitik oder makroprudenzieller Eingriffe erheben, könnte das negative ökonomische Folgen für die Volkswirtschaft haben (siehe Kapitel 3). Demnach muss ein Frühwarnsystem für Vermögenspreisblasen eine sehr hohe Validität aufweisen. Zusätzlich muss eine spekulative Vermögenspreisblase ausreichend früh als solche identifiziert werden. Sollten die regulierenden Maßnahmen zur Reduzierung des Vermögenspreisanstieges erst wirken, wenn die spekulative Preisblase bereits entwickelt ist, kann es zum „Platzen“ der Preisblase kommen (Bernanke und Gertler, 2000). In diesem Szenario könnte die Politik der Zentralbanken und Behörden sogar für die negativen Folgen für die Volkswirtschaft verantwortlich gemacht werden.

Ein Frühwarnindikator, der in der Geldpolitik Anwendung finden soll, muss demnach drei notwendige Bedingungen erfüllen.

1. Er sollte möglichst viele Vermögenspreisblasen identifizieren und sehr wenige Fehlalarme verursachen.
2. Vermögenspreisblasen müssen rechtzeitig genug identifiziert werden, damit den Entscheidungsträgern genug Zeit bleibt, zu reagieren.
3. Der Indikator sollte robust sein. Aufeinanderfolgende Vermögenspreisblasen müssen vom Indikator signalisiert werden.

Im nächsten Abschnitt werden die bisherigen Methoden zur Identifikation von Vermögenspreisblasen beschrieben. Die Bry-Boschan-Methode als nicht-parametrische Variante, der Signal-Ansatz als Vertreter eines Schwellenwertansatzes und der Discrete-Choice-

Ansatz als ökonometrische Variante. In einer kurzen Zusammenfassung wird überprüft, ob diese Verfahren den notwendigen Bedingungen für einen geeigneten Frühwarnindikator genügen.

Anschließend wird die Methode der Bank of Finland von Taipalus (2012) beschrieben und auf europäische Aktienindices angewendet. Es wird mittels Monte-Carlo-Simulation untersucht, ob diese Methode für eine rechtzeitige Identifikation von Aktienpreisblasen geeignet ist.

4.1 Übersicht der Identifikationsmethoden

Nachfolgend werden die Bry-Boschan-Methode, der Signal- und der Discrete-Choice-Ansatz beschrieben. Ziel dieses Abschnittes ist es, die Vor- und Nachteile dieser Verfahren zu ermitteln und sie dann mit den Vor- und Nachteilen der Methode von Taipalus (2012) zu vergleichen.

4.1.1 Bry-Boschan-Methode

Zur Identifikation von Vermögenspreisblasen wird in der wissenschaftlichen Literatur häufig die Methode von Bry und Boschan (1971) zur Bestimmung der Wendepunkte genutzt (Hülsewig und Wollmershäuser, 2006). Ursprünglich wurde dieser Ansatz verwendet, um Hoch- und Tiefpunkte in Konjunkturzyklen zu ermitteln. Pagan und Sossounov (2003) wendeten diese Methode erstmals auf den Aktienmarkt an. In diesem Abschnitt wird die allgemeine Vorgehensweise der Bry-Boschan-Methode beschrieben und in einer Tabelle detailliert dargestellt.

Zunächst werden dabei potenzielle Ausreißer ermittelt und durch weniger extreme Beobachtungen ersetzt. Im nächsten Schritt werden die um die Ausreißer bereinigte Zeitreihe mittels eines leichten Moving-Average-Filters geglättet und die ersten Wendepunkte bestimmt. Dieser Vorgang wird zwei weitere Male wiederholt, wobei die angewendeten Moving-Average-Filter bei jedem weiteren Mal eine stärkere Glättungswirkung haben. Mit Hilfe der ermittelten Wendepunkte werden nun die Wendepunkte der Ausgangszeitreihe mit Ausreißern bestimmt (Hülsewig und Wollmershäuser, 2006). In der nachfolgenden Tabelle sind diese Schritte detailliert beschrieben.

Tabelle 2: Der modifizierte Bry-Boschan-Algorithmus

-
- I. Ausreißerbestimmung und Substitution extremer Beobachtungen
 - II. Zyklusbestimmung in einem gleitenden Zwölfquartals-Durchschnitt (extreme Beobachtungen ersetzt).
 - A. Bestimmung von Werten, die höher (oder niedriger) sind als alle Werte im Umkreis von ± 5 Quartalen.
 - B. Erzwingung alternierender Wendepunkte: Höchster von multiplen oberen Wendepunkten; niedrigster von multiplen unteren Wendepunkten.
 - III. Zyklusbestimmung in einem weniger stark geglätteten, gleitenden Durchschnitt (sog. Spencer-Kurve)(extreme Beobachtungen ersetzt).
 - A. Bestimmung der höchsten (oder niedrigsten) Werte im Umkreis von ± 5 Quartalen um die Wendepunkte des gleitenden Zwölfquartals-Durchschnitts.
 - B. Erzwingung der Mindestzykluslänge von 15 Quartalen durch Elimination niedrigerer oberer oder höherer unterer Wendepunkte bei Zyklen kürzerer Dauer.
 - IV. Bestimmung der Wendepunkte in einem kurzfristigen, gleitenden Durchschnitt von zwischen 3 und 6 Quartalen (nach Vorgabe des Nutzers oder datengestützt).
 - A. Bestimmung der höchsten (oder niedrigsten) Werte im Umkreis von ± 5 Quartalen um die Wendepunkte der Spencer-Kurve.
 - V. Bestimmung der Wendepunkte in der ungeglätteten Zeitreihe.
 - A. Bestimmung der höchsten (oder niedrigsten) Werte im Umkreis von ± 4 Quartalen um die Wendepunkte des kurzfristigen, gleitenden Durchschnitts.
 - B. Elimination von Wendepunkten, die nicht weiter als 6 Quartale vom Anfang oder Ende der Zeitreihe entfernt liegen.
 - C. Elimination von oberen (oder unteren) Wendepunkten an beiden Enden der Zeitreihe, die niedriger (oder höher) sind als noch näher an den Enden platzierte Werte.
 - D. Elimination von Zyklen mit einer Dauer von weniger als 15 Quartalen.
 - E. Elimination von Phasen mit einer Dauer von weniger als 5 Quartalen.
 - VI. Ausgabe der endgültigen Wendepunkte.
-

Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an Hülsewig und Wollmershäuser (2006)

Hülsewig und Wollmershäuser (2006) nehmen in der Anwendung der Bry-Boschan-Methode auf Vermögenspreiszeitreihen einige Veränderungen im Vergleich zur Anwendung auf Konjunkturdaten vor. Die höhere Volatilität der Vermögenspreise produziert bei der Verwendung von Monatsdaten zu viele Hoch- und Tiefpunkte. Aus diesem Grund verwenden Hülsewig und Wollmershäuser (2006) Quartalsdaten. Dabei werden die in der ursprünglichen Methode für Konjunkturdaten definierten Zeitfenster des Algorithmus nicht verändert, sondern einfach auf Quartalsdaten übertragen. So wurde in

dem modifizierten Bry-Boschan-Algorithmus aus einem Zwölfmonats-Durchschnitt ein Zwölfquartals-Durchschnitt gemacht (siehe Tabelle 4.1.1). Weiterhin wurde bei der Anwendung auf Aktienpreisindices deutlich, dass der ursprüngliche Algorithmus Wendepunkte, die nahe an dem identifizierten Wendepunkt liegen (Stufe III.B. und Stufe V.), eliminiert, diese jedoch gerade bei Aktienpreisblasen von besonderem Interesse sind. Deshalb wurden diese eliminierten Wendepunkte in der Studie von Hülsewig und Wollmershäuser (2006) beibehalten.

Die Bry-Boschan-Methode ist ein nicht-parametrischer Ansatz, um Vermögenspreisbooms und -busts ex-post zu identifizieren. Hülsewig und Wollmershäuser (2006) verbinden diese Methode mit einem Hodrick-Prescott-Filter und vergleichen die ermittelten Vermögenspreisblasen mit den in der Literatur bestätigten Vermögenspreisblasen. Die Entscheidungsregeln des Algorithmus finden in der Literatur weitestgehend einen Konsens. Als Wendepunkt zwischen Rezession und Expansion kommen dabei nur Tiefpunkte und als Wendepunkt zwischen Expansion und Rezession nur Hochpunkte in Betracht. Jedoch bedeutet das nicht, dass ein Hoch- oder Tiefpunkt zwingend einen Wendepunkt nach sich ziehen muss. Für die genaue Bestimmung, ob ein Wendepunkt in eine Rezession oder Expansion führt, ist es an dieser Stelle notwendig, den Blick in die unmittelbare Zukunft zu richten. Damit hat diese Methode lediglich retrospektiven Charakter und kann nicht als Frühwarnsystem genutzt werden.

In den nachfolgenden Abschnitten werden mit dem Signal-Ansatz und dem Discrete-Choice-Ansatz zwei Frühwarnverfahren zur Identifikation von Vermögenspreisblasen vorgestellt, die im Gegensatz zum Bry-Boschan-Verfahren einen prospektiven Charakter haben.

4.1.2 Signal-Ansatz

Der nachfolgend beschriebene Signal-Ansatz ist ein indikatorbasiertes Frühwarnsystem, welches die Bildung einer Vermögenspreisblase¹¹ innerhalb eines bestimmten Zeitintervalls prognostiziert. Die Überschreitung eines gesetzten Schwellenwertes der Verteilung einer Variable erzeugt ein Signal. Die Grundlage des Modells bilden vergangene Krisen, die aus Boom- und Bust-Zyklen von verschiedenen Vermögenspreisen entstanden sind, die länderspezifisch in kostspielig und nicht kostspielig für die jeweilige Volkswirtschaft unterteilt werden (Dreger und Kholodilin, 2011b). Die Dokumentation vergangener Vermögenspreiskrisen ist in der Literatur nicht einheitlich, da die Festlegung von Beginn

¹¹Bei der Beschreibung des Signal-Ansatzes und dem Discrete-Choice-Ansatzes werden Krisen, die aus Vermögenspreisblasen entstehen, untersucht. Nachfolgend wird jedoch nur der Begriff Krise verwendet.

und Ende eines Boom- und Bust-Zyklus über Einschätzungen von Experten und darüber hinaus mit verschiedenen Methoden erfolgt.

Kaminsky et al. (1998) haben Währungskrisen beispielsweise ex-post anhand des Devisenmarktindex (exchange-market-pressure-index) bestimmt. Dieser setzt sich aus dem Durchschnitt der monatlichen Veränderungen des Wechselkurses, der Reserven und des Zinssatzes zusammen. Steigende Zinsen und Wechselkurse, ebenso wie abfallende Reserven, welche Aktivitäten der Zentralbanken und Behörden verdeutlichen, erhöhen den Druck auf die Währung und damit den Index. Sobald der Wert des Index seinen Schwellenwert um das Dreifache übersteigt, kann nach Kaminsky et al. (1998) eine Währungskrise definiert werden.

Eine weitere häufig benutzte Methode zur Bestimmung von Krisen ist der Hodrick-Prescott-Filter (HP-Filter). Das Filterverfahren separiert innerhalb einer Glättung die Phasen einer irregulären Preisentwicklung von dem Trend einer Preisreihe, wodurch Preisabweichungen besser zum Vorschein kommen. Um den aktuellen Trend nicht durch zukünftige Entwicklungen zu beeinflussen, eignet sich speziell ein rekursiver HP-Filter. Dieser berücksichtigt bei der Schätzung des Trends nur zurückliegende Beobachtungen (Hülsewig und Wollmershäuser, 2006).

Laut Hodrick und Prescott (1997) setzt sich eine Zeitreihe y_t aus einer Trendkomponente g_t und einer zyklischen bzw. konjunkturellen Komponente c_t zusammen:

$$y_t = g_t + c_t \quad \text{mit : } t = 1, \dots, T \quad (6)$$

Der Trend g_t einer Reihe y_t lässt sich als Lösung des folgenden Optimierungsproblems darstellen:

$$\min_{\{g_t\}_{t=-1}^T} \left\{ \sum_{t=1}^T (c_t)^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(g_{t+1} - g_t) - (g_t - g_{t-1})]^2 \right\} \quad (7)$$

wobei $c_t = y_t - g_t$ entspricht und λ ein Glättungsparameter ist. In der Gleichung 7 stellt der erste Term die summierten Abweichungen der Trendkomponenten von der Zeitreihe dar. Der zweite Term gibt die Glattheit der Trendkomponente an, indem er die Schwankungen des Trends abbildet. Das Austauschverhältnis (Trade-off) zwischen den beiden wird durch den Glättungsparameter λ festgelegt. Die Grenzen des Glättungsparameters λ gehen von null ($\lambda \geq 0$) bis unendlich $\lambda \rightarrow \infty$, wobei ein unendlich großes λ die Glattheit der Trendkomponente so stark gewichtet, dass es einen linearen Trend ergibt. Die konjunkturelle Komponente c_t fällt weniger ins Gewicht. In Abhängigkeit der Periodizität der Daten werden normalerweise folgende Werte für λ genutzt: bei Monatsdaten

$\lambda = 14.400$, Quartalsdaten $\lambda = 1.600$, Jahresdaten $\lambda = 100$ (Jacobs et al., 2012). Nach der Anwendung des rekursiven HP-Filters auf eine Zeitreihe wie z.B. den Aktienindex oder den realen Vermögenspreis, lassen sich Abweichungen von der originalen Zeitreihe zu der gefilterten Zeitreihe beobachten. Überschreitet die Differenz einen gesetzten Wert, kann das Extremum als Krise interpretiert werden (Kaminsky und Reinhart, 1999). Nachdem mit einer dieser Methoden vergangene Vermögenspreiskrisen festgelegt wurden, werden anschließend beim Signal-Ansatz Zeitfenster festgelegt. Kaminsky und Reinhart (1999) haben ein Zeitintervall von 24 Monaten vor Ausbruch einer Krise bis 12 Monate nach Beginn einer Krise¹² gewählt. Brüggemann und Linne (2002) hingegen haben während ihrer Studie zu Währungs- und Banken Krisen in Mittel- und Osteuropa ein Zeitfenster von 18 Monaten gewählt. Anschließend werden verschiedene makro- und mikroökonomische Variablen bestimmt, die in diesem festgelegten Zeitfenster betrachtet werden (Brüggemann und Linne, 1999). Für jede dieser Variablen wird ein separater Schwellenwert festgelegt. Ein Über- bzw. Unterschreiten dieses Schwellenwertes wird als Signal für eine Vermögenspreiskrise gewertet. Der Schwellenwert sollte so gewählt werden, dass es möglichst wenige Fehlalarme gibt und die Preisblasen trotzdem verlässlich angezeigt werden (Kaminsky und Reinhart, 1999). Je niedriger der Schwellenwert einer Variable gesetzt wird, umso mehr Krisen werden von dem Indikator signalisiert. Zu berücksichtigen ist jedoch, dass die Zahl der Fehlsignale ebenfalls ansteigt. Diese Variablen werden nun über einen längeren Zeitraum beobachtet und jedes Mal, wenn ein gesetzter Schwellenwert einer Variable über- bzw. unterschritten wird, ist das ein Signal für eine Krise.

Die Evaluation der gesetzten Schwellenwerte der Variablen ist für den Signal-Ansatz von besonderer Wichtigkeit. Bevor die Schwellenwerte der verschiedenen Variablen zu einem Indikator zusammengesetzt werden, muss evaluiert werden, ob die gesetzten Schwellenwerte zu anfällig für Fehlalarme sind oder nicht genügend korrekte Signale produzieren. Eine Variante, die Schwellenwerte zu evaluieren, ist es, die gegebenen und nicht gegebenen Signale in die nachfolgende Ergebnismatrix zu übertragen und auszuwerten. Ist der Anteil Fehlalarmen zu hoch, müssen die Schwellenwerte etwas konservativer gesetzt werden.

¹²(Kaminsky und Reinhart, 1999) untersuchen insbesondere Währungs- und Banken Krisen.

Tabelle 3: Matrix zur Bewertung von Frühwarnindikatoren

	Krise	Keine Krise
Signal	A	B
Kein Signal	C	D

Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an Kaminsky und Reinhart (1999)

Feld A stellt die Anzahl der gegebenen Signale dar, in denen die gesetzten Schwellenwerte über- bzw. unterschritten werden und anschließend eine Krise folgt (gutes Signal). Feld B repräsentiert hingegen die Anzahl der gegebenen Signale, in denen die gesetzten Schwellenwerte über- bzw. unterschritten werden und keine Krise eintritt (schlechtes Signal). Feld C gibt die Anzahl der Perioden an, die eine Krise nach sich ziehen, ohne dass die Schwellenwerte über- bzw. unterschritten werden (schlechtes Signal). Feld D beinhaltet die Anzahl der Signale, bei denen kein Frühwarnsignal abgegeben wurde und keine Krise entstanden ist (gutes Signal).

$\frac{A}{A+C}$ stellt den Anteil aller signalisierten Krisen (gerechtfertigte Signale) dar, bei denen tatsächlich eine Krise vorlag. Die Güte der Signalqualität ist umso höher, je näher das Verhältnis an eins liegt. $\frac{B}{B+D}$ stellt hingegen den Anteil der signalisierten Krisen (ungerechtfertigte Signale) dar, bei denen keine Krise existierte. Je niedriger dieses Verhältnis ist, umso besser ist die Qualität der gesetzten Schwellenwerte. Mit diesen beiden Verhältnissen können auch die beobachteten Variablen bewertet werden. Nicht jede Variable hat eine Aussagefähigkeit für die Vorhersage einer Krise.

Für die Bewertung der Prognosefähigkeit der gesetzten Schwellenwerte hinsichtlich korrekt gegebener Signale und Fehlalarme, wird Kaminsky et al. (1998) folgend das Verhältnis der zuvor beschriebenen Verhältnisse gebildet.

$$aNtS = \frac{\frac{B}{B+D}}{\frac{A}{A+C}} \quad (8)$$

Dieses Verhältnis wird als adjusted noise to signal ratio (aNtS) bezeichnet und stellt ein Maß für die Bewertung der Variable mit seinem gesetzten Schwellenwert dar. Eine Variable, die alle Krisen korrekt prognostiziert und keinen Fehlalarm auslöst, hat einen aNtS von 0. Sind jedoch alle Prognosen des Schwellenwertes für Krisen inkorrekt, also es erfolgen keine Signale vor Krisen, und es werden nur Fehlalarme ausgelöst, so entsteht

ein aNtS von $\frac{1}{0}$. Demzufolge sollten eine brauchbare Variable und ihr gesetzter Schwellenwert einen aNtS von kleiner als eins und möglichst nahe null annehmen.

Eine Alternative zum aNtS bietet eine Verlustfunktion LF, die es erlaubt, die korrekten Signale und die Fehlsignale je nach Präferenz des Entscheidungsträgers zu gewichten. Dabei werden die beiden Verhältnisse $\frac{A}{A+C}$ und $\frac{B}{B+D}$ in einer Verlustfunktion einem Gewicht θ zugeordnet (Boysen-Hogrefe et al., 2015). Mit der Minimierung der Verlustfunktion unter der Berücksichtigung der Risikoaversion der politischen Entscheidungsträger zwischen dem Ausbleiben eines Signals bei einer nachfolgenden Krise und einem Fehlalarm, wird die Qualität des gesetzten Schwellenwertes für die politische Praxis ermittelt.

$$LF = \theta \left(\frac{C}{A+C} \right) + (1 - \theta) \left(\frac{B}{B+D} \right) \quad (9)$$

Die Nützlichkeit U einer Variable und ihrem Schwellenwert wird dadurch bestimmt, dass der Wert der Verlustfunktion L von dem geringeren Gewicht $\min[\theta; 1 - \theta]$ abgezogen wird (Alessi und Detken, 2011).

$$U = \min[\theta; 1 - \theta] - LF \quad (10)$$

Demnach gilt eine Variable und ihr Schwellenwert als nützlich, wenn das Nützlichkeitsmaß U größer als Null ist. Je höher der Wert von U, desto aussagekräftiger ist der Schwellenwert der Variable.

Diese Variablen mit ihren jeweiligen gesetzten Schwellenwerten können zu einem kombinierten Gesamtindikator zusammengefasst werden (Brüggemann und Linne, 2002). Der Wert des Gesamtindikators ist umso höher, je mehr Variablen auf die Entstehung einer Krise hindeuten. Brüggemann und Linne (2002) erweitern die vorherrschende Methodik von Kaminsky et al. (1998) sowie Goldstein et al. (2000) zur Entwicklung eines effizienteren Frühwarnindikators, indem sie die Signalstärke der einzelnen Variablen berücksichtigen. Sie unterscheiden normale Signale von extremen Signalen und entwickeln einen zweiten Schwellenwert SW_2^j . Signale, welche den zweiten Schwellenwert überschreiten, erhalten einen höheren Wert. Gemessen an der Signalstärke kann ein Indikator I_t^j folgende Werte annehmen:

$$I_t^j = \begin{cases} 0 & I_t^j < SW_1^j \\ 1 & \text{for } SW_1^i \leq I_t^j < SW_2^j \\ 2 & I_t^j \geq SW_2^j \end{cases} \quad j = 1, \dots, k. \quad (11)$$

k steht für die Anzahl der Variablen und t für einen Zeitindex. Wenn eine Variable kleiner als der erste Schwellenwert bleibt, wird diese Variable mit dem Wert null in den Indikator eingehen und hat dementsprechend keinen Einfluss auf den Indikator. Überschreitet eine Variable den ersten Schwellenwert, bleibt aber unterhalb des zweiten Schwellenwertes, geht diese Variable mit dem Wert eins in den Indikator ein. Ist die betrachtete Variable größer gleich dem zweiten Schwellenwert, geht sie mit dem Wert zwei in den Indikator ein. Der erste Schwellenwert SW_1^j kann mit Hilfe des aNtS oder der Verlustfunktion L ermittelt werden. Brüggemann und Linne (2002) ermitteln den zweiten Schwellenwert SW_2^j , indem sie das ausgewählte Perzentil des ersten Schwellenwertes halbieren. Ein weiteres wichtiges Element bei Brüggemann und Linne (2002) ist der Zeitpunkt des Überschreitens der Schwellenwerte. Hierbei werden für jede Variable die Signale innerhalb eines Zeitfensters gezählt. Signale, welche länger zurückliegen, erhalten eine geringere Gewichtung. Daraus lässt sich der Zeitindikator Z_t^j für alle Variablen und ihre gesetzten Schwellenwerte ermitteln, welche anschließend aufsummiert werden:

$$Z_t^j = \sum_{i=1}^n \frac{I_{t+1-i}^j}{i} \quad (12)$$

$i = 1, \dots, n$ und n ist die Länge des gewählten Zeitfensters.¹³ In Anbetracht der Signalstärke und des Timings der einzelnen Variablen und ihrer Schwellenwerte können innerhalb des Indikators die Variablen, welche eine relativ verlässliche und zeitlich sinnvolle Prognose ermöglichen, stärker gewichtet werden. Der kombinierte Gesamtindikator GI_t setzt sich aus dem Zeitindikator Z und dem aNtS zusammen:

$$GI_t = \sum_{j=1}^k \frac{Z_t^j}{aNtS^j} \quad (13)$$

Mit dem Anstieg des kombinierten Gesamtindikators steigt auch das Risiko einer Preisblasenbildung (Brüggemann und Linne, 2002).

Nachfolgend werden die Vor- und Nachteile des Signal-Ansatzes beschrieben. Einer der entscheidenden Vorteile des Ansatzes ist die Möglichkeit, Variablen ex-post als Auslöser für die Entwicklung von Vermögenspreisblasen und Krisen zu identifizieren. Dadurch lassen sich viele verschiedene Indikatoren in das Frühwarnsystem aufnehmen. Die Prognosequalität eines jeden Indikators für vergangene Krisen lässt sich ebenfalls mit dem Ansatz einzeln überprüfen und durch die Gewichtung des Grenzwertes individuell

¹³Brüggemann und Linne (2002) wählen beispielsweise einen Betrachtungszeitraum vor der Krise von 18 Monaten.

bestimmen. Durch die Überprüfung der Qualität bzw. Nützlichkeit der Variablen und deren Schwellenwerten können die aussagekräftigsten Variablen in das Frühwarnsystem aufgenommen und Fehlsignale reduziert werden. Der Signalansatz bietet die Möglichkeit sowohl länderspezifisch als auch länderübergreifend Krisen zu identifizieren, da sich der Grenzwert immer wieder auf einzelne Länder und deren Gegebenheiten anpassen lässt sowie globale und regionale Variablen einbezogen werden können. Weiterhin kann durch die freie Wahl des Zeitfensters der Überwachung dem Entscheidungsträger die Möglichkeit geboten werden, den Zeitpunkt der Identifikation zu variieren. In den meisten Studien liegt der Beobachtungszeitraum zwischen 12 und 24 Monaten ((Alessi und Detken, 2011), (Brüggemann und Linne, 2002), (Kaminsky und Reinhart, 1999) sowie (Dreger und Kholodilin, 2011b)).

Neben den vielen Stärken und der häufigen Anwendung des Signal-Ansatzes bei der Ermittlung von Frühwarnindikatoren für Krisen existieren durchaus auch Schwächen. Es zeigt sich in unterschiedlichen Anwendungen des Signal-Ansatzes, dass die Variablen für einen Frühwarnindikator stark variieren ((Alessi und Detken, 2011), (Brüggemann und Linne, 2002) sowie (Kaminsky und Reinhart, 1999)). Diese Unterschiede ergeben sich teilweise aus den unterschiedlichen Methoden zur Bestimmung der tatsächlichen Krisen in der Vergangenheit. Zudem wird jede Krise durch unterschiedliche Effekte ausgelöst und beeinträchtigt damit die Früherkennung von krisenhaften Entwicklungen (Boysen-Hogrefe et al., 2015). Das bedeutet, dass ein Indikator, der in der Lage war, eine vergangene durch Vermögenspreisanstiege ausgelöste Krise zu identifizieren, nicht unbedingt auch zukünftige Vermögenspreiskrisen erkennen muss. Ein weiteres Problem des Signal-Ansatzes ist der Zeitpunkt der Identifikation der Krise. Während der Zeitpunkt ex-post für vergangene Krisen variiert werden kann, ist es bei der Anwendung in Echtzeit häufig der Fall, dass der entwickelte Frühwarnindikator einige Krisen nicht frühzeitig identifizieren kann (Boysen-Hogrefe et al., 2015). Dieses Problem ist vor allem für die Entscheidungsträger wie staatliche Banken oder Behörden von besonderer Wichtigkeit, da diese die Intention haben, rechtzeitig korrigierend einzugreifen, um die Krise zu vermeiden. Ein verspätetes Eingreifen der Entscheidungsträger könnte zum „Platzen“ dieser Blase führen und die Krisensituation herbeiführen. Hinzu kommt, dass der Entscheidungsträger in der Anwendung des Signal-Ansatzes die Gewichtung der Variablen selbst vornimmt und somit direkten Einfluss auf die Fehlalarmquote und auf die Anzahl der korrekten Signale hat (Europäische Zentralbank, 2014b). Mariano et al. (2002) zeigen, wenn Schwellenwerte zu hoch gesetzt werden, steigt die Wahrscheinlichkeit, dass Krisen vom Frühwarnindikator nicht berücksichtigt werden. Boysen-Hogrefe et al. (2015) beschreiben, dass sehr große und homogene Datensätze notwendig sind, da-

mit die ermittelten Schwellenwerte vergangener Krisen valide sein und damit überhaupt als Echtzeitindikator in Frage kommen können. Auch die Umwandlung der Variablen in binäre Variablen generiert einen starken Informationsverlust (Abiad, 2003). Im Vergleich zu dem nachfolgend beschriebenen Discrete-Choice-Ansatz können beim Signal-Ansatz Interaktionen und Interdependenzen auf die Variablen und ihre Schwellenwerte nicht berücksichtigt werden (Europäische Zentralbank, 2014b).

Die Darstellung der Stärken und Schwächen zeigt, dass die Anwendung und die Ausrichtung geldpolitischer bzw. makroprudenzieller Instrumente anhand der Ergebnisse des Signal-Ansatzes für die Entscheidungsträger mit grundlegenden Risiken behaftet ist. Im nächsten Abschnitt wird mit dem Discrete-Choice-Ansatz ein weiterer Identifikationsansatz beschrieben, der in der wissenschaftlichen Literatur häufig verwendet wird (Bussiere und Fratzscher, 2006).

4.1.3 Discrete-Choice-Ansatz

Der nachfolgend beschriebene Discrete-Choice-Ansatz beurteilt mit Hilfe von Logit- und Probitregressionen die Aussagekraft eines Indikators durch eine Schätzung der Wahrscheinlichkeit für die Bildung einer Vermögenspreisblase. Die Beschreibung des Ansatzes orientiert sich an der Arbeit von Bussiere und Fratzscher (2006). Die Anwendung einer logistischen Regression zur Identifikation von Vermögenspreisblasen folgt generell dem Ansatz einer einfachen Regressionsanalyse. Es soll die Frage beantwortet werden, welchen Einfluss unabhängige Variablen (X) auf die abhängige Variable (Y) haben. Der Unterschied jedoch liegt in der Ausprägung der abhängigen Variable. Bei der logistischen Regression ist die abhängige Variable eine binäre Variable mit den Ausprägungen $Y = 1$, Ereignis tritt ein, sowie $Y = 0$, Ereignis tritt nicht ein, und bei der einfachen Regressionsanalyse ist die abhängige Variable metrisch (Backhaus et al., 2015). Bei der logistischen Regression kann demnach eine Eintrittswahrscheinlichkeit eines Ereignisses abgeleitet werden.

Demnach muss für diesen Ansatz eine binäre Variable mit den Ausprägungen $K_{it} = 1$ (Krise liegt vor) und $K_{it} = 0$ (Keine Krise liegt vor) erstellt werden, wobei i für die Anzahl der Länder ($i = 1, \dots, N$) und t für die Zeit ($t = 1, \dots, T$) stehen.¹⁴ Analog zum Signal-Ansatz können diese vergangenen Krisen ebenfalls mit einem Hodrick-Prescott-

¹⁴Für Boysen-Hogrefe et al. (2015) ist die Verwendung von Paneldatensätzen sinnvoll, weil die Anzahl von Krisen, die durch Vermögenspreisblasen ausgelöst wurden, in einem Land zu gering sind.

Filter oder einer Grenzwertmethode (Frankel und Rose, 1996) bestimmt werden.

$$K = \begin{cases} 1 & \text{with probability } Pr(K = 1) = P \\ 0 & \text{with probability } Pr(K = 0) = 1 - P \end{cases} \quad (14)$$

Anschließend wird die Variable K mittels multivariatem Logit-Modell mit K erklärenden Variablen X verbunden (Bussiere und Fratzscher, 2006), wobei X eine $KN \cdot T$ Matrix von Beobachtungen ist. Das Ziel des Modells ist es, den Effekt der erklärenden Variablen X auf die Wahrscheinlichkeit des Eintretens einer Krise P zu schätzen. Dafür wird ζ als Vektor von K marginalen Effekten dargestellt:

$$\zeta = \frac{dP}{dX'} \quad (15)$$

Sowohl in Logit- als auch in Probit-Modellen ist die Wahrscheinlichkeit einer Krise eine nicht-lineare Funktion der erklärenden Variablen X :

$$Pr(Y = 1) = F(X\beta) \quad (16)$$

Mit der Anwendung einer logistischen Verteilung¹⁵ kann nachfolgend das Logit-Modell definiert werden (Bussiere und Fratzscher, 2006) sowie (Berg und Pattillo, 1999):

$$Pr(Y = 1) = F(X\beta) = \frac{e^{X\beta}}{1 + e^{X\beta}} \quad (17)$$

Mit dieser Darstellung wird der Wertebereich der abhängigen Variable auf $0 \leq P \leq 1$ beschränkt, um so unzulässige Wahrscheinlichkeiten von $P < 0$ bzw. $P > 1$ zu vermeiden. Somit ist in dem Logit-Modell der Effekt der Variablen X auf die Odds¹⁶ (Ω) definiert als:

$$\Omega(K = 1|X) = \frac{P}{1 - P} = e^{X\beta} \quad (18)$$

Abschließend stellt sich die Frage, welchen Einfluss eine Veränderung der unabhängigen Variable X um eine Einheit auf das Wahrscheinlichkeitsverhältnis hat:

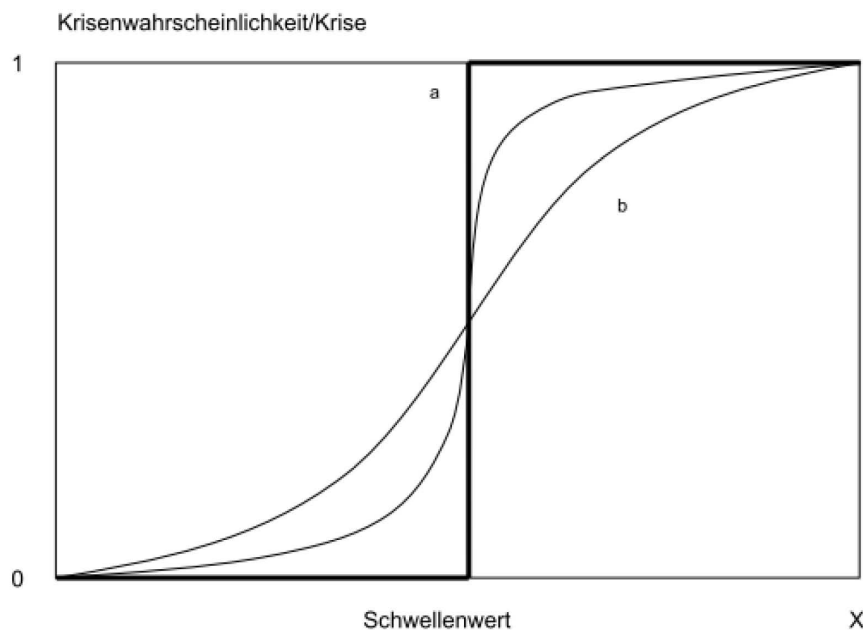
$$\frac{\Omega(K = 1|X_1)}{\Omega(K = 1|X_2)} = e^{(X_1 - X_2)\beta} \quad (19)$$

¹⁵Bei einem Probit-Modell wird von normalverteilten Wahrscheinlichkeiten ausgegangen.

¹⁶Stellen in der Wahrscheinlichkeitstheorie und Statistik das Verhältnis der Wahrscheinlichkeiten des Eintritts und des Nicht-Eintritts eines Ereignisses dar.

Dieses Odds-Ratio zeigt an, wie sich die Wahrscheinlichkeit, dass $K = 1$ ist, ändert, wenn sich X von X_1 auf X_2 verändert (Bussiere und Fratzscher, 2006). Gleichung 19 zeigt die Nicht-Linearität des Logit-Modells. Der marginale Effekt der unabhängigen Variablen auf die Wahrscheinlichkeiten der abhängigen Variable ist nicht konstant, sondern vom Zeitpunkt der Betrachtung abhängig (Frankel und Rose, 1996), wie in Abbildung 4 dargestellt.

Abb. 4: Darstellung Logit- und Probitmodell



Die Anwendung von Probit-/Logit-Modellen ist mit einigen Vorteilen verbunden.¹⁷ Korrelationen und Interdependenzen zwischen den unabhängigen Variablen mit Auswirkungen auf die abhängige Variable werden berücksichtigt. Weiterhin sind die unabhängigen Variablen nicht binär wie im zuvor beschriebenen Signal-Ansatz (Berg und Pattillo, 1999). Ein weiterer Vorteil von Logit-Modellen kann am Beispiel der „Greenspan-Guidotti-Regel“ verdeutlicht werden. Sie besagt, dass das Verhältnis von kurzfristiger Verschuldung zu Reserven nicht größer als 1 sein sollte ((Greenspan, 1999) sowie (Guidotti, 1999)). Ein Anstieg dieses Indikators von 0.9 auf 1.1 impliziert mehr Anlass zur Sorge als ein Anstieg von 1.1 auf 1.3. Beim Signal-Ansatz wird eine Krise signalisiert,

¹⁷Die Beschreibung der Vor- und Nachteile orientiert sich an der Arbeit von Röser und Fuhrmann (2006).

wenn der Schwellenwert von 1 überschritten wird. Das bedeutet, dass im Signal-Ansatz eine Erhöhung von 0.99 auf 1.01 gleichbedeutend mit einer Erhöhung von 0.9 auf 1.1 ist. Eine Krise tritt in der Realität nicht sprunghaft wie beim Signal-Ansatz ein, sondern sie entwickelt sich. Im Logit-Modell wird diese Entwicklung der Krise von einem s-förmigen Verlauf der Kurve repräsentiert (Bussiere und Fratzscher, 2006).

Analog zum Signal-Ansatz bleibt die Festlegung eines kritischen Schwellenwertes problematisch. Auch in diesem Ansatz ergibt sich, wenn der Wert zu niedrig gesetzt wird, werden viele potentielle Krisen signalisiert, die eigentlich keine sind. Ist der kritische Wert zu hoch gesetzt, könnten tatsächliche Krisen nicht signalisiert werden. Die Schwierigkeit besteht grundsätzlich in einem trade-off zwischen Falschalarm und nicht signalisierter Krise (Röser und Fuhrmann, 2006). Die im Zusammenhang mit dem Signalansatz dargestellte Kritik, abgesehen von der fehlenden Korrelation der Variablen, kann ebenfalls auf Probit-/Logit-Modelle übertragen werden. Neben fehlenden Informationen über die Dynamik von Krisen, Nichtberücksichtigung von Regimewechseln und Klassifizierungsfehlern durch die Festlegung der Schwellenwerte schränkt die Anwendung eines binären Krisenindex die Betrachtung von Währungsturbulenzen unmittelbar nach einer erstmalig signalisierten Krise erheblich ein.

4.1.4 Kritik an den Identifikationsmethoden

Die bisher vorgestellten Ansätze bieten die Möglichkeit, durch die Einbeziehung unterschiedlich relevanter Variablen, Schwellenwerte und Zeithorizonte länderspezifischer Besonderheiten zu modellieren. Jedoch zeigt Wadhvani (2008), dass gerade eines der Hauptprobleme dieser Modelle der meist langfristig verwendete Zeithorizont ist. Dabei können bei der Identifikation von Preisblasen, die kurz- bis mittelfristig entstehen, Probleme auftreten. Ein kurzfristiger Zeithorizont könnte dem entgegenwirken, würde jedoch zu einer höheren Anzahl von Fehlalarmen führen. Auf ein weiteres Problem der Identifikationsverfahren macht Filardo (2004) aufmerksam. Er zeigt, dass die Validität und Robustheit sehr stark abhängig von der Qualität der zur Verfügung stehenden Daten ist. Die Hauptkritik in der wissenschaftlichen Literatur an diesen Ansätzen ist die unzureichende theoretische Fundierung, da die Bestimmung der Schwellenwerte bzw. der Indikatoren aus vergangenen Fehlentwicklungen resultiert. Die Anwendung der aus der Vergangenheit gewonnenen Werte auf zukünftige Fehlentwicklungen von Vermögenspreisen ist nur begrenzt möglich, da die Dynamiken von spekulativen Preisblasen sehr variabel sind (Bussiere, 2001). Eine veränderte politische Rahmenbedingung oder eine Innovation in einem bestimmten Wirtschaftssektor kann die Gültigkeit eines aus der Vergangenheit ermittelten Schwellenwertes aufheben. Die Bewertung der Prognosefähig-

keit der Methoden kann ebenfalls nur ex-post durchgeführt werden. Ein berechneter Schwellenwert wird über die Prognosefähigkeit vergangener Vermögenspreisblasen evaluiert (Röser und Fuhrmann, 2006). So kann beispielsweise ein Frühwarnindikator alle vergangenen Vermögenspreisblasen identifizieren und erhält damit das Attribut „sehr gute ex-post Prognosequalität“. Jedoch besteht weiterhin die Unsicherheit bezüglich der Fähigkeit, zukünftige spekulative Fehlentwicklung von Vermögenspreisen zu prognostizieren. Auch die Wahl der Variablen innerhalb der Ansätze wird ex-post evaluiert. So zeigen beispielsweise die verschiedenen Anwendungen des Signal-Ansatzes ((Pasternak, 2003), (Alessi und Detken, 2011), (Dreger und Kholodilin, 2011b), (Brüggemann und Linne, 2002), (Kaminsky und Reinhart, 1999) sowie (Babecky et al., 2012)), wie unterschiedlich die Ansätze in ihren Konzeptionen sind. Bei Alessi und Detken (2011) generiert die Variable „global private credit gap“ die beste Prognosefähigkeit. Bei Pasternak (2003) hingegen erzielt die Variable „Geldmengen-Fremdwährungsverhältnis“ das beste Ergebnis. Weiterhin ist die Wahl der Betrachtungszeiträume unterschiedlich. Brüggemann und Linne (2002) benutzen beispielsweise in ihrer Untersuchung ein 18-monatiges Fenster zur Berechnung des Schwellenwertes bei Eintritt einer Preisblase. Kaminsky et al. (1998) benutzen hingegen ein 24-monatiges Fenster für die Variablen.

Bei diesem hohen subjektiven Charakter der beschriebenen Ansätze bezüglich der Wahl der Variablen, der Bestimmung der Schwellenwerte und der ex-post Evaluation ergeben sich für politische Entscheidungsträger enorme Unsicherheiten in der Anwendung dieser Identifikationsverfahren. Eine Ausrichtung der Geld- bzw. makroprudenziellen Politik auf Basis dieser Frühwarnsysteme könnte zu höheren Kosten für die Volkswirtschaft führen. Eine fehlerhafte Regulierung der Vermögenspreise hat negative Auswirkungen auf alle Bereiche der Volkswirtschaft und somit ist die Anwendung dieser Verfahren und die Regulierung der Vermögenspreise für Zentralbanken und Behörden eher unattraktiv. Die Verfahren können zwar vordergründig die zuvor beschriebenen Bedingungen eins und drei für einen geeigneten Frühwarnindikator auf Grund der ex-post Evaluation erfüllen, jedoch entsprechen sie nicht der zweiten Bedingung. Das nachfolgend beschriebene Identifikationsverfahren von Taipalus (2012) basiert im Gegensatz zu dem Signal- und Discrete-Choice-Ansatz auf Grundlage der Zeitreihenanalyse und kann sich somit den hier beschriebenen Kritikpunkten teilweise entziehen.

4.2 Indikator nach Taipalus

Nachdem bisherige Schwellenwertansätze zur Identifikation von Vermögenspreisblasen und deren Vor- und Nachteile beschrieben wurden, wird in diesem Abschnitt das Identifikationsverfahren von Taipalus (2012) mittels Zeitreihenanalyse dargestellt. Dieses Verfahren kann sowohl auf Immobilien- als auch auf Aktienmärkte angewendet werden. In dieser Arbeit wird das Verfahren jedoch explizit auf Aktienmärkte angewendet. Ziel des Verfahrens ist es, durch Stationaritätswechsel in den logarithmierten Dividendenrenditen Aktienpreisblasen zu identifizieren. Dafür wird eingangs ein Literaturüberblick bezüglich der Entwicklung der Anwendung der Zeitreihenanalyse zur Identifikation von Vermögenspreisblasen bis zum aktuellen Stand gegeben. Anschließend werden die Begriffe Stationarität und Einheitswurzel beschrieben. In diesem Abschnitt soll ein Verständnis für den Zusammenhang von Nicht-Stationarität und Aktienpreisblasen vermittelt werden. Im nachfolgenden Abschnitt wird mit der Beschreibung des rollenden Dickey-Fuller-Test gezeigt, wie ein Stationaritätswechsel innerhalb einer Zeitreihe identifiziert werden kann. Mit der Anwendung dieses rollenden Dickey-Fuller-Tests auf logarithmierte Dividendenrenditen ist die Beschreibung des Verfahrens von Taipalus (2012) vollständig. Mit Hilfe einer Monte-Carlo-Simulation wird das Verfahren bezüglich des rollenden Fensters und des kritischen Wertes modifiziert. Anschließend werden weitere Stationaritätstests auf ihre Prognosefähigkeit getestet. Bisher wurde das Verfahren von Taipalus (2012) mit dem S&P 500 Dividend Yield Index in der Praxis angewendet. In dieser Arbeit wird das modifizierte Identifikationsverfahren auf logarithmierte Dividendenrenditen europäischer Aktienpreisindices retrospektiv angewendet. Die gegebenen Signale werden mit in der wissenschaftlichen Literatur bestätigten Aktienpreisblasen verglichen.

4.2.1 Literaturüberblick

Erste ökonomische Tests zur Identifikation von Preisblasen basieren auf Varianzgrenzen (Shiller, 1981). Dabei werden Grenzen der Varianzen der Aktienpreise unter der Annahme, dass die Preise sich aus den aktuellen Dividenden zusammensetzen, definiert. Werden diese Grenzen überschritten, wird das als Zeichen interpretiert, dass sich die Aktienpreise nicht mehr basierend auf der Summe der abdiskontierten Dividenden entwickeln. Jedoch ist die Ursache des Überschreitens dieser Grenzen nicht immer eindeutig. So kann ein Überschreiten mit der Existenz einer Preisblase oder mit jedem anderen Ereignis begründet werden (Gürkaynak, 2008). Eine Methode, um dieses Problem zu umgehen, beschreibt West (1987). Er testet die Existenz einer Preisblase und die Fehlspezifikation des Modells in unterschiedlichen Vorgängen. Die Innovation ist, dass er

nach der Spezifikation des Modells auf zwei verschiedenen Wegen (Euler equation und AR representation) den Einfluss der Dividendenentwicklung auf die Aktienpreise beobachtet. Flood et al. (1986) bestätigen die Ergebnisse von West (1987), entdecken jedoch in ihren Forschungsergebnissen Modellfehlspezifikationen.

Einen anderen Ansatz entwickeln Diba und Grossman (1988a). Sie wenden Einheitswurzel-Tests auf die ersten Differenzen von Aktienpreisen Δp_t an, um Aktienpreisblasen zu identifizieren. Mit dieser Methode können jedoch keine Preisblasen im Nasdaq composite price index identifiziert werden. Das ändert sich jedoch mit dem Ansatz einer Kointegrationsanalyse. Diba und Grossman (1988b) untersuchen die Kointegration zwischen Aktienpreisen p_t und Dividenden d_t . Die Überlegung besteht darin, wenn die Aktienpreise mit den Dividenden kointegriert sind, ist das ein Signal dafür, dass in den Aktienpreisen keine Preisblasen existieren. Campbell und Shiller (1986) testen ebenfalls auf Kointegration zwischen Aktienpreisen und Dividenden. Sie erweitern diesen Ansatz um stochastische Diskontierungsfaktoren und einer log-linearen Approximation der Dividendenrendite (Campbell und Shiller, 1988). Dieses Modell wurde von Evans (1991) stark kritisiert. Er zeigte via Monte-Carlo-Simulation, dass sich Preise durchaus explosiver als Dividenden verhalten können und die angewendeten Tests diese Zeitreihe trotzdem als stationär charakterisieren. Das Problem nach Evans (1991) ist, dass Preisblasen wiederholt in einer Zeitreihe auftreten und somit für die Einheitswurzeltests als stationäre Zeitreihe aussehen. Mit der Kritik von Evans (1991) an dem Modell von Campbell und Shiller (1988) erfährt die Verwendung von Einheitswurzeltest und Kointegrationsanalyse zur Identifikation von Preisblasen einen Rückschlag. In nachfolgenden Studien werden Modelle fokussiert, in denen es möglich ist, auch mehrere aufeinanderfolgende Preisblasen zu identifizieren. Als bekannteste Varianten gelten sogenannte Regime-Switching-Modelle ((Norden und Vigfusson, 1996) sowie (Hall und Sola, 1993)). Wu (1997) lenkt die Forschung zur Identifikation von Preisblasen in eine neue Richtung. Er betrachtet Preisblasen als unbeobachtbare Vektoren und schätzt diese mit einem Kalman-Filter. Bohl und Siklos (2004) entwickeln einen Schwellenwert-Ansatz mit einer autoregressiven Technik. Mit diesem Ansatz können langfristige von asymmetrisch kurzfristigen Fehlentwicklungen in einer Zeitreihe voneinander unterschieden werden. Erst Koustas und Serletis (2005) stellen Einheitswurzeltest und Kointegrationsanalyse wieder in den Mittelpunkt der Forschungen. Traditionelle Einheitswurzeltests werden mit Hilfe rollender Fenster auf logarithmierte Dividendenrenditen angewendet. Somit können aufeinanderfolgende Preisblasen in einer Zeitreihe durchaus mit Hilfe von Einheitswurzeltests identifiziert werden. Robert Taylor (2005) untersucht die Stärke und die Genauigkeit solcher rollender Einheitswurzeltests. Die aktuellste Variante rollender Einheitswurzeltests entwickeln

Shi et al. (2010a) und Shi et al. (2010b) mit mehreren Schocks innerhalb der Fenster und einem allgemeinen sup-augmented Dickey-Fuller-Test. Mit dieser Methode können mehrere Preisblasen in einer Zeitreihe identifiziert werden. Jedoch ist der Zeitpunkt der Identifikation und die Fehlalarmquote noch nicht optimal für politische Entscheidungsträger. Taipalus (2012) modifiziert diese Methode mit einer konstanten Fensterlänge und der Verwendung der ermittelten Koeffizienten als Grenzwert. Dies führt zu einer verbesserten Fehlalarmquote und verschiebt den Identifikationszeitpunkt nach vorne.

In den folgenden Abschnitten wird nun genau beschrieben, wie der Indikator von Taipalus (2012) aufgebaut und modifiziert ist.

4.2.2 Stationarität und Einheitswurzeln

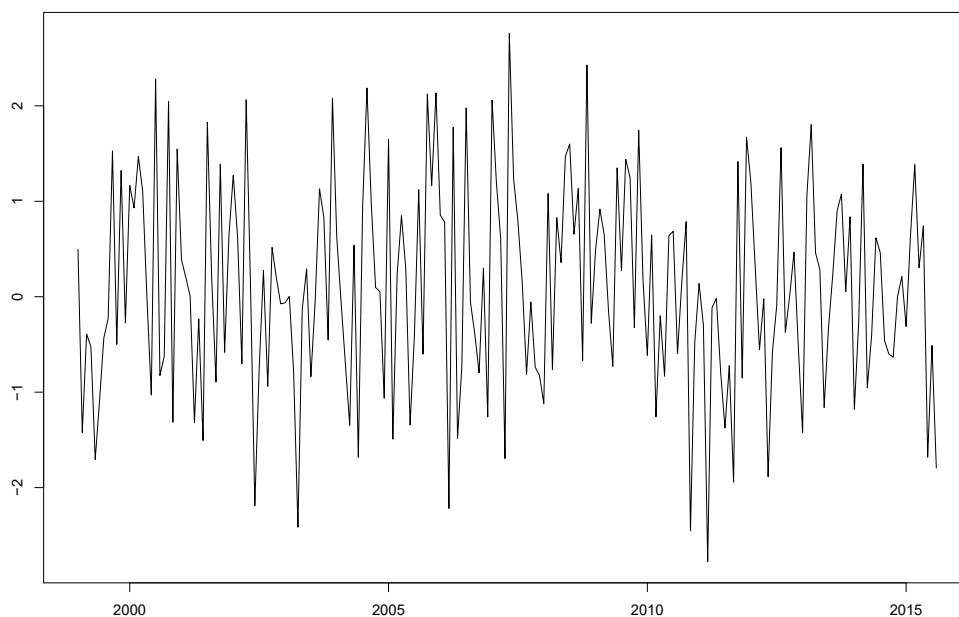
Für ein grundlegendes Verständnis von Zeitreihen und deren Eigenschaften und damit des Ansatzes von Taipalus (2012) wird in diesem Abschnitt auf Begriffe wie Stationarität, Einheitswurzeln und Random-Walk-Prozesse eingegangen.

In der Zeitreihenanalyse stellt eine Zeitreihe eine Folge von n Beobachtungen einer Zufallsvariable Y dar (Hackl, 2008). Diese Beobachtungen $Y_1, Y_2, Y_3, \dots, Y_n$ sind eine Realisation eines stochastischen Prozesses. Dieser der Zeitreihe zugrunde liegende stochastische Prozess ist ein stationärer Prozess, wenn der Erwartungswert und die Varianz über die Zeit konstant und der Wert der Kovarianz zwischen zwei Perioden einzig von dem Abstand dieser Perioden und nicht vom Zeitpunkt der Berechnung abhängig ist (Gujarati, 2003). Ein stationärer stochastischer Prozess muss demnach folgende Eigenschaften aufweisen:

1. $E\{Y_t\} = \mu$ für alle t = mittelwertstationär
2. $Var(Y_t) = \sigma^2$ = varianzstationär
3. $Cov\{Y_t, Y_{t+k}\} = \gamma_k$ = kovarianzstationär

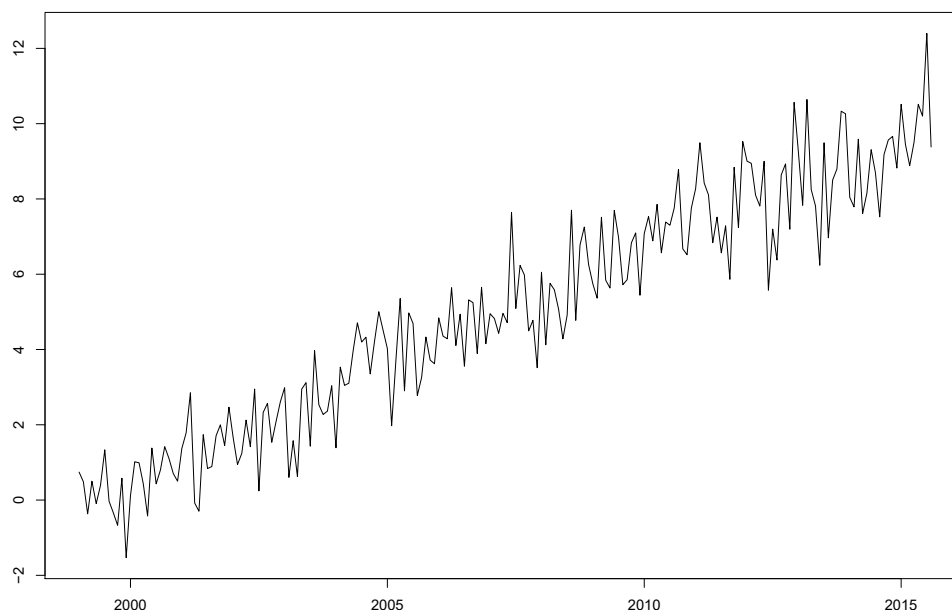
Eigenschaft eins besagt, dass der Erwartungswert von Y zu allen Zeitpunkten t gleich μ ist. Die zweite Eigenschaft beschreibt, dass die Abweichung von Y zu seinem Erwartungswert in jedem Zeitpunkt t gleich σ^2 ist. Eigenschaft drei besagt, dass die Kovarianz lediglich abhängig von k und nicht von t ist. Demnach ist die Kovarianz zwischen zwei Realisationen mit dem Abstand k , unabhängig vom Zeitpunkt, gleich γ_k .

Vereinfacht bedeutet Stationarität eines stochastischen Prozesses, dass der Erwartungswert, die Varianz und die Kovarianz über die Zeit hinweg gleich bleiben (Gujarati, 2003). Ein Beispiel für eine stationäre Zeitreihe ist in der folgenden Abbildung dargestellt.



Eine Zeitreihe gilt im weiteren Sinne als stationär, wenn der Erwartungswert und die Kovarianz zeitunabhängig sind.¹⁸ Die Eigenschaften für Stationarität sind in der Realität nur bei wenigen ökonomischen Zeitreihen vollständig erfüllt, denn in den meisten Fällen weisen Zeitreihen einen Trend auf (Hackl, 2008). Die Folge ist, dass der Erwartungswert $E\{Y_t\}$ für ein Ansteigen von t nicht mehr konstant ist. Wird $E\{Y_t\}$ über die Beobachtungszeitpunkte t hinweg größer, handelt es sich um einen positiven Trend. Analog dazu existiert ein negativer Trend, wenn der Erwartungswert von Y_t mit ansteigendem t sinkt. In der folgenden Abbildung ist eine Zeitreihe dargestellt, die gegen die erste Eigenschaft stationärer Zeitreihen verstößt.

¹⁸In der Literatur wird ein stochastischer Prozess, der lediglich diesen Eigenschaften entspricht, schwach stationär, kovarianz-stationär oder stationär 2. Ordnung genannt ((Gujarati, 2003), (Hackl, 2008) sowie (Neusser, 2011)).



Damit ein stochastischer Prozess diese Eigenschaften der Stationarität aufweist, darf der autoregressive Prozess der Zeitreihe keine Einheitswurzel beinhalten ((Hackl, 2008) sowie (Kreiss und Neuhaus, 2006)).¹⁹ Diese Beziehung soll nachfolgend am Beispiel eines autoregressiven Prozesses erster Ordnung (AR(1)-Prozess) gezeigt werden.

$$Y_t = Y_{t-1} + u_t \quad (20)$$

u_t repräsentiert einen stochastischen Fehlerterm unter den klassischen Annahmen, dass der Erwartungswert null sowie die Varianz konstant σ^2 ist und die Residuen nicht autokorreliert sind. Die Variable Y_t wird zu einem gewissen Teil durch sich selbst erklärt. Um diesen Teil zu messen, wird Y auf sich selbst in der Vergangenheit regressiert.

$$Y_t = \phi Y_{t-1} + u_t \quad (21)$$

Ergibt sich die aktuelle Beobachtung aus einem Teil ϕ der unmittelbar davor liegenden Beobachtung, spricht man von einem AR(1)-Prozess. Dieses Modell wird nachfolgend

¹⁹Einfach ausgedrückt, darf der autoregressive Koeffizient nicht eins sein.

durch rekursives Einsetzen gelöst.

$$\begin{aligned}
Y_t &= \phi Y_{t-1} + u_t \\
Y_{t-1} &= \phi Y_{t-2} + u_{t-1} \\
Y_t &= \phi(\phi Y_{t-2} + u_{t-1}) + u_t \\
Y_t &= \phi^2 Y_{t-2} + \phi u_{t-1} + u_t \\
Y_t &= \dots (h - \text{mal rekursiv einsetzen}) \\
Y_t &= \phi^{h+1} Y_{t-(h+1)} + \phi^h u_{t-h} + \dots + \phi u_{t-1} + u_t
\end{aligned} \tag{22}$$

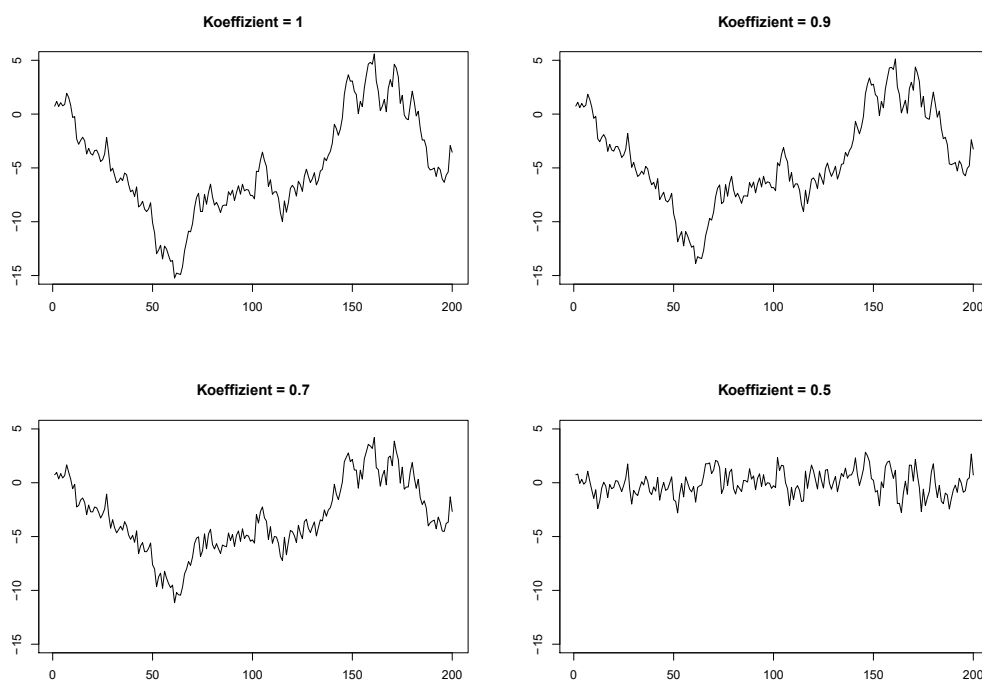
Es ist zu erkennen, dass sich Y_t aus einem Anteil ϕ von Y_{t-1} und den Residuen u_t zusammensetzt. Dieser Zusammenhang des AR(1)-Prozesses gilt auch für Y_{t-1} . Diese Beobachtung setzt sich ebenfalls zu einem Anteil ϕ von der vorherigen Beobachtung Y_{t-2} und den Residuen u_{t-1} zusammen. Die Gleichung für Y_{t-1} kann nun in die Gleichung für Y_t eingesetzt werden. Y_t setzt sich nun aus dem quadrierten Anteil ϕ von Y_{t-2} , einem Anteil ϕ der Residuen u_{t-1} aus dem Zeitpunkt $t-1$ und den Residuen u_t aus dem Zeitpunkt t zusammen.

Wenn $\phi < 1$ ist, strebt der Einfluss vergangener Beobachtungen für die aktuelle Beobachtung durch die ansteigende Potenz von ϕ gegen 0. Mit der Bedingung $\phi < 1$ entwickeln sich der Erwartungswert, die Varianz und die Kovarianz unabhängig von der Zeit und der autoregressive Prozess entspricht somit den Eigenschaften eines stationären Prozesses (Hackl, 2008). Sollte ein stochastischer Prozess jedoch eine Einheitswurzel beinhalten, das heißt $\phi = 1$, beeinflussen vergangene Beobachtungen die aktuelle Beobachtung in vollem Umfang und die Eigenschaften eines stationären Prozesses werden nicht erfüllt. In diesem Fall spricht man von einem Random-Walk-Prozess und dieser entspricht den folgenden Eigenschaften (Hamilton, 1994).

1. $E\{Y_t\} = Y_0 + \delta t$
2. $Var(Y_t) = \sigma^2 t$
3. $Corr\{Y_t, Y_{t-k}\} = \sqrt{\frac{t-k}{t}} = \sqrt{1 - \frac{k}{t}}$

In der nachfolgenden Abbildung sind Zeitreihen dargestellt, die mit dem AR(1)-Prozess $Y_t = \phi Y_{t-1} + u_t$ mit unterschiedlichen Φ generiert worden sind. Alle Zeitreihen haben die gleichen Residuen u_t und den gleichen Startwert von 0.742.

Abbildung 7: Verschiedene autoregressive Prozesse



Die Zeitreihe oben links ist mit einem Koeffizienten 1 generiert worden und entspricht demnach einem Random-Walk-Prozess. Die Ausschläge dieser Zeitreihe sind mit einem Minimum von -15.24 und einem Maximum von 5.59 sehr groß. Die Zeitreihe oben rechts in der Abbildung ist mit einem Koeffizienten von 0.9 generiert worden. Der Unterschied zum Random-Walk-Prozess ist auf den ersten Blick kaum zu erkennen. Das Minimum von -13.88 und das Maximum von 5.13 dieser Zeitreihe zeigen aber, dass die Ausschläge dieser Zeitreihe abnehmen. Eindeutiger zu erkennen ist die geringere Volatilität bei der mit einem Koeffizienten von 0.7 generierten Zeitreihen unten links in der Abbildung. Das Minimum liegt hier bei -11.15 und das Maximum bei 4.20 . Am offensichtlichsten wird es bei der Grafik unten rechts in der Abbildung, wo eine Zeitreihe mit dem Koeffizienten 0.5 dargestellt ist. Diese Zeitreihe ist nahezu gleichbleibend und hat ein Minimum von -2.8 und ein Maximum von 2.84 .

Mit der vorangegangenen Abbildung wird deutlich, dass für die Einstufung einer Zeitreihe als stationär oder nicht-stationär untersucht werden muss, ob in dem zugrundeliegenden stochastischen Prozess eine Einheitswurzel existiert. Dafür werden in der Zeitreihenanalyse sogenannte Einheitswurzeltests verwendet. Einer der am häufigsten verwendeten Einheitswurzeltests ist der Dickey-Fuller-Test (Neusser, 2011). Dieser wird im anschlie-

ßenden Abschnitt beschrieben.

4.2.3 Rollender Dickey-Fuller-Test

In diesem Abschnitt wird die Funktionsweise des Dickey-Fuller-Tests sowie die von Taipalus (2012) durchgeführte Modifikation zur Verwendung für das Identifikationsverfahren beschrieben. Wie im vorherigen Abschnitt herausgestellt werden konnte, liegt der autoregressive Koeffizient im Fokus der Betrachtung. Dementsprechend ist der Dickey-Fuller-Test eine Regression des autoregressiven Prozesses des folgenden Modells (Dickey und Fuller, 1979):

$$Y_t = \phi Y_{t-1} + u_t \quad (23)$$

In der Umsetzung des Dickey-Fuller-Tests werden in den meisten Computerpaketen die ersten Differenzen dieses Prozesses geschätzt (Neusser, 2011). Numerisch ist diese Variante völlig äquivalent zu der ersten Variante und sieht folgendermaßen aus:

$$\Delta Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad (24)$$

wobei $\rho = (\phi - 1)$ und $\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1})$ definiert sind. Beide Varianten können um deterministische Variablen erweitert und die Modelle damit spezifiziert werden. Damit entstehen die folgenden beiden Modellvarianten:

$$Y_t = \text{determ.Var.} + \phi Y_{t-1} + u_t \quad (25)$$

und

$$\Delta Y_t = \text{determ.Var.} + \rho Y_{t-1} + u_t \quad (26)$$

Für beide Varianten besagt die Nullhypothese (H_0), dass eine Einheitswurzel vorliegt, und die Gegenhypothese (H_1), dass die Zeitreihe stationär ist. Für die erste Variante bedeutet das:

$$H_0 : \phi = 1 \quad H_1 : -1 < \phi < 1 \quad (27)$$

Für die zweite Variante bedeutet das:

$$H_0 : \rho = \phi - 1 = 0 \quad H_1 : -2 < \rho = \phi - 1 < 0 \quad (28)$$

Damit eine Entscheidung für die Ablehnung oder Nicht-Ablehnung der Nullhypothese getroffen werden kann, stehen zwei Statistiken zur Verfügung. Zum einen die ρ -Statistik mit $t_\rho = T(\hat{\phi} - 1)$ und zum anderen die t-Statistik mit $t_{\hat{\phi}} = (\hat{\phi}_T - 1)/\hat{\sigma}_{\hat{\phi}}$. Beide sind asymptotisch nicht normal verteilt (Neusser, 2011) und liegen in tabellierter Form in Dickey und Fuller (1979) und Hamilton (1994) vor. Nachfolgend wird die zweite Variante, die in Differenzen ausgedrückt ist, im Fokus der Betrachtung liegen.

Die Grenzverteilungen der ρ -Statistik und der t-Statistik hängen sowohl von den deterministischen Komponenten als auch vom datengenerierenden Prozess ab (Neusser, 2011). Demnach muss je nach Spezifikation der deterministischen Variablen eine andere Tabelle verwendet werden, um eine Entscheidung über die Ablehnung der Nullhypothese treffen zu können. In der nachfolgenden Tabelle sind drei typische verschiedene Spezifikationen dargestellt.

Tabelle 4: Spezifikation Dickey-Fuller-Test

datengenerierender Prozess	Schätzugleichung Dickey-Fuller-Regression
$Y_t = Y_{t-1} + u_t$	$\Delta Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t$
$Y_t = Y_{t-1} + u_t$	$\Delta Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + u_t$
$Y_t = \alpha + Y_{t-1} + u_t$	$\Delta Y_t = \alpha + \delta t + \rho Y_{t-1} + u_t$

Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an Neusser (2011)

Die erste Variante beinhaltet keinen Trend und keine Konstante. Die Ablehnung der Nullhypothese würde bedeuten, dass Y_t ein stationärer Prozess mit dem Mittelwert null ist (Hamilton, 1994). Dieses Modell ist demnach für die Identifikation von Aktienpreisblasen ungeeignet, da die zu untersuchenden Zeitreihen im Durchschnitt keinen Wert von null aufweisen. Auch die dritte Spezifikation ist für die Identifikation von Aktienpreisblasen ungeeignet, da die Ablehnung der Nullhypothese bedeutet, dass Y_t ein trend-stationärer Prozess ist. Dieses Ergebnis könnte die Existenz einer Aktienpreisblase in der Zeitreihe nicht ausschließen. In diesem Identifikationsverfahren soll die Ablehnung der Nullhypothese bedeuten, dass Y_t ein stationärer Prozess um den Mittelwert $\mu = \frac{c}{1 - \phi}$ ist. Dies gewährleistet die zweite Spezifikation mit einer Konstanten ohne Trend.

$$\Delta Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + u_t \quad (29)$$

Diese Variante wird für die Identifikation von Aktienpreisblasen verwendet und stellt

eine Spezifikation für einen AR(1)-Prozess dar.²⁰ Sollte sich ein stochastischer Prozess einer zugrundeliegenden Zeitreihe jedoch nicht nur aus der letzten Beobachtung, sondern aus den letzten beiden Beobachtungen (AR(2)-Prozess) bzw. den letzten p -Beobachtungen (AR(p)-Prozess) erklären, verändert sich die Abhängigkeitsstruktur im Modell. Ein AR(p)-Prozess kann in folgender Form dargestellt werden:

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + u_t \quad (30)$$

In Analogie zu Gleichung 29 kann der AR(p)-Prozess in folgendes Modell gebracht werden:

$$\Delta Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \beta_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \beta_p \Delta Y_{t-p} + u_t \quad (31)$$

Die Koeffizienten dieses Modells sind Funktionen der Koeffizienten des AR(p)-Prozesses ϕ_1 . Beispielsweise ist $\rho = \phi_1 + \dots + \phi_p - 1$ (Hackl, 2008). Das ist der erweiterte Dickey-Fuller-Test und er folgt der gleichen Verfahrensweise wie der Dickey-Fuller-Test. Die Nullhypothese und die Gegenhypothese sind die gleichen wie beim Dickey-Fuller-Test (siehe Gleichung 28). Beide Tests (Gleichung 29 und Gleichung 31) folgen dem gleichen Verfahren. Mit dem ermittelten Koeffizienten wird eine Teststatistik berechnet und diese wird mit dem kritischen Wert verglichen. Sollte die Teststatistik kleiner sein als der kritische Wert, wird die Nullhypothese abgelehnt und die Zeitreihe ist stationär um den Mittelwert $\mu = \frac{c}{1 - \phi}$. Ist die Teststatistik größer als der kritische Wert, kann die Nullhypothese nicht abgelehnt werden und die Zeitreihe enthält eine Einheitswurzel. Die in diesem Abschnitt bereits erwähnten Probleme in der Berechnung der Teststatistik werden in dem Identifikationsverfahren von Aktienpreisblasen keine Rolle spielen, da Taipalus (2012) das Verfahren des Dickey-Fuller-Test modifiziert hat. In dem Identifikationsverfahren wird mit dem ermittelten Koeffizienten keine Teststatistik berechnet, sondern er fungiert eigenständig als Grenzwert. Demnach enthält eine Zeitreihe eine Einheitswurzel, wenn der Koeffizient größer gleich null ist (für die Variante der ersten Differenzen).

Jedoch ermittelt der Dickey-Fuller-Test für die zu untersuchende Zeitreihe nur einen Koeffizienten und kann demnach nur die Aussage treffen, ob die gesamte Zeitreihe eine Einheitswurzel enthält oder nicht. Es ist bisher nicht möglich, den Zeitpunkt festzustellen, an dem die Zeitreihe von stationär in nicht-stationär und entgegengesetzt wechselt. Damit der Zeitpunkt des Stationaritätswechsels der Zeitreihe festgestellt werden kann,

²⁰Für weitere Informationen zu den verschiedenen Spezifikationen des Dickey-Fuller-Tests kann bei Dickey und Fuller (1979), Neusser (2011) und Hamilton (1994) nachgelesen werden.

verwendet Taipalus (2012) sogenannte rollende Fenster. Das bedeutet, dass der Dickey-Fuller-Test nur über einen Teil der Zeitreihe angewendet wird und den Koeffizienten ermittelt. Anschließend rückt das Fenster um eine Beobachtung weiter und ermittelt den nächsten Koeffizienten. Dieser Vorgang wiederholt sich, bis das Fenster bei der letzten Beobachtung der Zeitreihe angekommen ist. Das Fenster hat somit immer eine konstante Größe:

$$\vartheta_t = Y_t \dots Y_{[(t+\kappa)-1]} \quad (32)$$

wobei ϑ für das rollende Fenster und κ für die Länge des Fensters (24, 36, 48, 60) steht. Mit dem rollenden Dickey-Fuller-Test ist die Funktionsweise des Identifikationsverfahrens von Taipalus (2012) beschrieben. Jedoch wird dieses Verfahren nicht einfach auf Aktienpreiszeitreihen angewendet, sondern auf logarithmierte Dividendenrenditen. Die Herleitung der Zusammenhänge von logarithmierten Dividendenrenditen und Aktienpreisblasen werden im nachfolgenden Abschnitt beschrieben.

4.2.4 Logarithmierte Dividendenrenditen

Im vorangegangenen Abschnitt ist die Funktionsweise des Identifikationsverfahrens beschrieben worden. In diesem Abschnitt soll nun die Zeitreihe, auf welche das Verfahren angewendet werden soll, hergeleitet werden. Die Grundlage für diese Herleitung basiert auf einem Present-Value-Ansatz von Campbell et al. (1997).

Der Ausgangspunkt in diesem Modell für die Beschreibung einer rationalen Aktienpreisblase sind die erwarteten Renditen. Aus Gründen des besseren Verständnisses bezüglich der „No-rational-bubble“ Bedingung wird eingangs die Herleitung unter der Annahme konstanter Diskontierungsfaktoren dargestellt. Campbell et al. (1997) haben diesen Ansatz erweitert und integrieren stochastische Diskontierungsfaktoren. Durch die Aufhebung der Annahme konstanter Diskontierungsfaktoren kann gezeigt werden, dass die Existenz einer Einheitswurzel in den logarithmierten Dividendenrenditen als ein Signal für eine Aktienpreisblase verstanden werden kann.

Nachfolgend ist die erwartete Rendite einer Investition in eine Aktie folgendermaßen definiert.

$$R_{t+1} = \frac{P_{t+1} - P_t + D_{t+1}}{P_t} = \frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{P_t} - 1 \quad (33)$$

Die erwartete Rendite R_{t+1} einer Aktie, welche vom Zeitpunkt t bis $t+1$ gehalten wird, ist als Summe aus der Preisveränderungsrate $\left(\frac{P_{t+1}-P_t}{P_t}\right)$ und der Dividende zum Zeitpunkt

$t+1$ (D_{t+1}) definiert. Die Rendite ist dementsprechend erst zum Zeitpunkt $t+1$ bekannt. Mit der Umformung der Gleichung (33) nach P_t und durch die Bildung von Erwartungen der Aktienbesitzer lässt sich der Preis einer Aktie zum Zeitpunkt t folgendermaßen ausdrücken:

$$P_t = E_t \left[\frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{1 + R_{t+1}} \right] \quad (34)$$

Entsprechend der Gleichung (34) setzt sich der Aktienpreis zum Zeitpunkt t aus den aktuellen Erwartungen der potenziellen Aktienbesitzer über die mit dem Diskontfaktor $\left(\frac{1}{1+R_{t+1}}\right)$ diskontierte Summe aus Aktienpreis und ausgezahlten Dividenden zum Zeitpunkt t_{t+1} zusammen. Mit der Einführung von k Perioden und der Annahme, dass die Rendite über die Zeit hinweg konstant ist ($E_t(R_{t+1}) = R$), kann Gleichung (34) wie folgt umgestellt werden:

$$P_t = E_t \left[\sum_{i=1}^k \left(\frac{1}{1+R} \right)^i D_{t+i} \right] + E_t \left[\left(\frac{1}{1+R} \right)^k P_{t+k} \right] \quad (35)$$

Der erste Summand stellt die Erwartungen über die zukünftigen abdiskontierten Dividendenzahlungen dar und der zweite Summand beschreibt die Erwartung des abdiskontierten zukünftigen Aktienkurses. Der Aktienpreis zum Zeitpunkt t setzt sich demnach aus der Summe der Erwartung über die zukünftigen Dividendenenerträge und der Erwartung über den Aktienpreis zum Zeitpunkt des Verkaufs der Aktie zusammen. Der zweite Summand entspricht somit einer spekulativen Komponente in der Zusammensetzung des Aktienpreises. Ist dieser Teil für einen hohen tatsächlichen Aktienpreis verantwortlich, spekulieren die potenziellen Aktienbesitzer auf steigende Preise in der Zukunft.

Bei einer hohen Anzahl von k Perioden konvergiert diese spekulative Komponente gegen null. Wenn dieser zweite Summand in der Zusammensetzung des aktuellen Aktienpreises keine Rolle mehr spielt, kann ein Aktienpreisanstieg nicht mehr mit Spekulationen erklärt werden, sondern nur noch durch einen Anstieg der Dividendenenerträge. Aus diesem Grund wird diese spezielle Grenzwertbetrachtung in der wirtschaftswissenschaftlichen Literatur „No-rational-bubble“ Bedingung genannt.

$$\lim_{k \rightarrow \infty} E_t \left[\left(\frac{1}{1+R_{t+k}} \right)^k P_{t+k} \right] = 0 \quad (36)$$

Mit dieser Implementierung hat der spekulative Teil aus Gleichung (35) keinen Einfluss mehr auf den tatsächlichen Preis und entspricht damit dem Fundamentalpreis:

$$P_t = P_t^f = E_t \left[\sum_{i=1}^k \left(\frac{1}{1+R} \right)^i D_{t+i} \right] \quad (37)$$

Bei dieser Herleitung mit der Annahme konstanter Diskontierungsfaktoren wird deutlich, dass der tatsächliche Aktienpreis von der abdiskontierten Dividenden-Reihenfolge abhängt und nicht von der Spekulation, dass in Zukunft der Aktienpreis steigen wird. Ist eine Aktienpreisblase also theoretisch durch die „No-rational-bubble“ Bedingung ausgeschlossen, zieht ein Aktienpreisanstieg auch steigende Dividendenzahlungen nach sich. Nachdem die Wirkung der „No-rational-bubble“ Bedingung unter der Annahme konstanter Diskontierungsfaktoren auf den Fundamentalpreis gezeigt wurde, wird anschließend die Herleitung unter der Annahme variierender Diskontierungsfaktoren dargestellt. Der Herleitung zuvor folgend sind die erwarteten Renditen der Ausgangspunkt. Die Zeit-Varianz der Renditen führt zu einer nicht-linearen Beziehung zwischen Aktienpreisen und Renditen. Campbell und Shiller (1988) unterstellen eine loglineare Approximation der erwarteten Renditen der Gleichung 33:

$$\begin{aligned} r_{t+1} &= \log(1 + R_{t+1}) = \log(P_{t+1} + D_{t+1}) - \log(P_t) \\ &= \log(P_{t+1}) - \log(P_{t+1}) + \log(P_{t+1} + D_{t+1}) - \log(P_t) \\ &= \log(P_{t+1}) + \log\left(\frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{P_{t+1}}\right) - \log(P_t) \\ &= \log(P_{t+1}) + \log\left(1 + \frac{D_{t+1}}{P_{t+1}}\right) - \log(P_t) \quad (38) \\ &= \log(P_{t+1}) + \log\left(1 + \exp\left(\log\left(\frac{D_{t+1}}{P_{t+1}}\right)\right)\right) - \log(P_t) \\ &= \log(P_{t+1}) + \log(1 + \exp(\log(D_{t+1}) - \log(P_{t+1}))) - \log(P_t) \\ &= p_{t+1} + \log(1 + \exp(d_{t+1} - p_{t+1})) - p_t \end{aligned}$$

Kleine Buchstaben representieren den natürlichen Logarithmus der jeweiligen Variable. Die logarithmierte Rendite einer Aktie (r_{t+1}) zum Zeitpunkt t+1 ist abhängig von den Größen des logarithmierten Aktienpreises zum Zeitpunkt t und t+1 und den logarithmierten Dividenden zum Zeitpunkt t+1 in der dargestellten Form aus Gleichung 38. Dieses Verhältnis kann im Durchschnitt mit der ersten Taylor Regel approximiert werden:

$$r_{t+1} \approx \alpha + \rho p_{t+1} + (1 - \rho) d_{t+1} - p_t \quad (39)$$

Mit der Implementierung der „No-rational-bubble“ Bedingung (Formel 40) in Formel 39

$$\lim_{j \rightarrow \infty} \rho^j p_{t+j} = 0 \quad (40)$$

ergibt sich durch Umformung eine lineare Differenzgleichung für den logarithmierten Aktienpreis (41).

$$p_t = \frac{\alpha}{1 - \rho} + \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j [(1 - \rho) d_{t+1+j} - r_{t+1+j}] \quad (41)$$

Mit der Einführung der mathematischen Erwartungen, die mit den zum Zeitpunkt t verfügbaren Informationen gebildet werden können, und der Umformung zu logarithmierten Dividendenrenditen, kann die Gleichung folgendermaßen dargestellt werden:

$$d_t - p_t = -\frac{\alpha}{1 - \rho} + E_t \left[\sum_{j=0}^{\infty} \rho^j [-\Delta d_{t+1+j} + r_{t+1+j}] \right] \quad (42)$$

Die Gleichung 42 ist grundlegend für die Beschreibung der Zusammenhänge.

Wenn der Faktor des Dividendenwachstums (Δd_t) und die logarithmierten Renditen von Aktien (r_t) stationäre Prozesse sind, dann sind die logarithmierten Dividendenrenditen unter der „No-rational-bubble“-Bedingung ($d_t - p_t$) ebenfalls stationäre Prozesse (Cochrane, 1992).

Demnach bedeutet die Existenz einer Einheitswurzel in den logarithmierten Dividendenrenditen ein Signal für eine rationale Preisblase in der Aktie ((Koussas und Serletis, 2005) sowie (Craine, 1993)).

Folgen also das Dividendenwachstum und die Rendite einem stationären Prozess und die logarithmierten Dividendenrenditen nicht (nicht-stationär), dann bewegt sich der Aktienpreis von der Dividendenentwicklung fort. Damit die logarithmierten Dividendenrenditen eine Einheitswurzel beinhalten und dadurch nicht-stationär sind, muss der Aktienpreis steigen oder fallen, das bedeutet, dass potenzielle Aktionäre auf Preisanstiege spekulieren und somit gegen die „No-rational-bubble“ Bedingung verstoßen wird.

Die Interpretation der Dividendenrenditen bietet ein geeignetes Maß zur Bewertung der fundamentalen Faktoren einer Aktie. Geringe Dividendenrenditen können als Überbewertung einer Aktie im Vergleich zu ihren Verdienstmöglichkeiten aus Dividenden interpretiert werden. Das Dividenden-Preisverhältnis D_t/P_t (Dividendenrenditen) ist demnach sehr klein, wenn der Aktienpreis besonders hoch im Vergleich zur Dividenden auszahlung ist. Konstant abnehmende Dividendenrenditen können demnach auch als gefährliche Überbewertung verstanden werden. Ein kontinuierlicher Aktienpreisanstieg sollte sich auch in steigenden Dividenden ausdrücken. Im Gegensatz können hohe Di-

videndenrenditen als Beweis gesehen werden, dass eine Aktie unterbewertet ist. Ist ein Aktienpreisanstieg durch steigende Gewinne des Unternehmens gerechtfertigt, sollten diese Gewinne auch an die Aktionäre in Form von steigenden Dividenden weitergegeben werden. Sollten Unternehmen Aktionäre nicht an ihren Gewinnen in Form von steigenden Dividenden beteiligen, könnten Aktionäre das Interesse an dieser Aktie verlieren und es würde ein Preisdruck entstehen und der Aktienpreisanstieg wird eingedämmt. Sollte der Aktienpreis jedoch weiterhin ansteigen, ohne dass die Dividenden des Unternehmens sich erhöhen, kann angenommen werden, dass die Aktienpreissteigerungen nicht auf fundamentalen Werten wie Gewinn- bzw. Umsatzsteigerungen zurückgeführt werden können. Es kann angenommen werden, dass dieser Anstieg des Aktienpreises auf Spekulationen basiert, sodass durch die weitere Erhöhung des Aktienpreises eine Rendite erzielt werden kann. Bei dieser Betrachtung wird deutlich, dass dieses Verfahren nicht auf einzelne Unternehmen anwendbar ist. Unternehmen aus der Tech-Industrie wie zum Beispiel Google zahlen keine Dividende. Aus diesem Grund kann das Verfahren nur auf aggregierte Zeitreihen angewendet werden. Indices wie der S&P 500, NASDAQ oder der DAX bieten sich an. Wie in der Arbeit von Taipalus (2012) beschrieben, ist der Indikator in der Lage positive als auch negative Aktienpreisblasen zu signalisieren. Übersteigt ein Koeffizient den kritischen Wert von null und gibt damit ein Signal, ist die Zeitreihe der Dividendenrendite an diesem Punkt nicht stationär. An diesem Punkt muss untersucht werden, ob die Stationarität durch einen explosiven Anstieg oder einen explosiven Rückgang der Dividendenrenditen entstanden ist.

Überschreitet der Koeffizient den kritischen Wert auf Grund eines rasanten Anstiegs der Dividendenrenditen, ist das ein Zeichen für eine Unterbewertung der Aktien und das gegebene Signal steht für eine negative Aktienpreisblase.

Überschreitet der Koeffizient den kritischen Wert jedoch wegen eines starken Rückgangs der Dividendenrendite, kann das als Zeichen für eine starke Überbewertung der Aktien gesehen werden und steht für ein Signal einer positiven Aktienpreisblase.

Nachfolgend sollen mit einer Monte-Carlo-Simulation die geeignete Fensterlänge des Dickey-Fuller-Tests und ein optimaler kritischer Wert ermittelt werden.

4.3 Monte Carlo Simulation

In den vorherigen Abschnitten ist die Funktionsweise des Frühwarnindikators von Taipalus (2012) beschrieben worden. In diesem Abschnitt sollen nun via Monte-Carlo-Simulation die Fragen beantwortet werden, mit welcher Fenstergröße der Dickey-Fuller-

Test auf die logarithmierten Dividendenrenditen angewendet und ab welchem Koeffizientenwert von einem Signal für eine Aktienpreisblase gesprochen werden kann. Dafür wird anschließend der allgemeine Rahmen der Monte-Carlo-Simulation beschrieben. Im darauffolgenden Abschnitt wird ein kritischer Wert und mit diesem eine optimale Fensterlänge ermittelt.

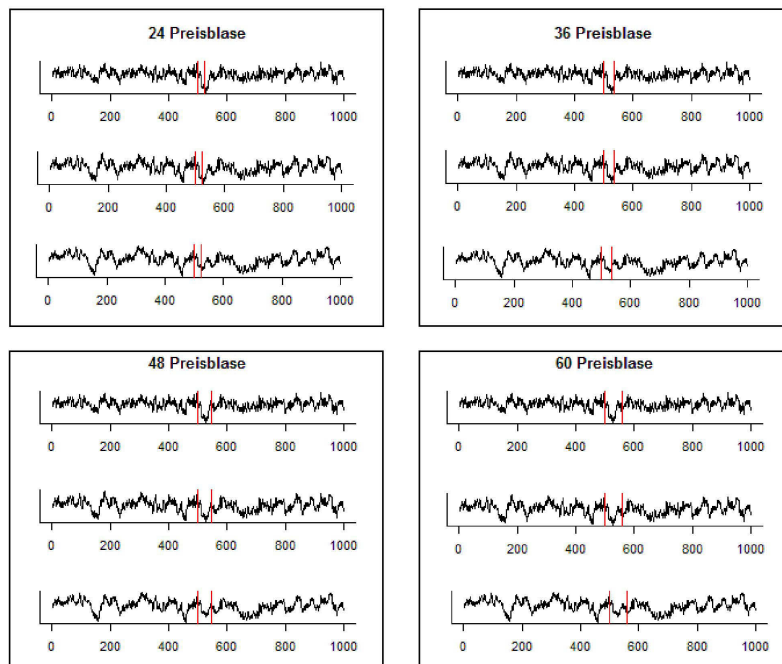
Die Daten für die Monte-Carlo-Simulation wurden, analog zu der Vorgehensweise bei Taipalus (2012), auf Basis eines $AR(1)$ -Prozesses generiert. Der Initialwert wurde mit einem *Random Seed(1)* generiert und der Prozess wurde einfach gehalten (ohne Trend oder Konstante). Insgesamt umfasst die simulierte Zeitreihe 1000 Beobachtungen, die mittels eines Zufallsprozesses 5000 mal repliziert werden, sodass sich eine Anzahl von 5000000 Beobachtungen ergibt.²¹ Die simulierte Zeitreihe folgt einer bestimmten Struktur. Sie enthält zwei Stationaritätsbrüche. Von einer stationären Periode zu einer Periode mit einer Einheitswurzel (nicht stationär) und wieder zurück zu einer stationären Periode. Dieser Bruch ist in der Mitte der Zeitreihe implementiert. Die erste Beobachtung, die eine Einheitswurzel einschließt und damit die erste Beobachtung, die einer Preisblase entspricht, ist immer die 501. Beobachtung. Für die Konstruktion des stationären Teils der Zeitreihe wurden die Koeffizienten 0.8, 0.9 sowie 0.95 verwendet, für den nicht-stationären Teil entsprechend des Abschnitts 4.2.2 ein Koeffizient von 1.

Die letzte Beobachtung, die eine Einheitswurzel einschließt, hängt von der Länge der simulierten Einheitswurzel ab. Wenn demnach die Länge der simulierten Einheitswurzel 24, 36, 48 oder 60 Beobachtungen (Monate) lang ist, ist die letzte Beobachtung, die eine Einheitswurzel einschließt Nummer 524, 536, 548 oder 560.

Das bedeutet, dass jede simulierte Preisblasenlänge (24, 36, 48, 60) mit jedem stationären autoregressiven Koeffizienten (0.8, 0.9, 0.95) konstruiert wird. Das ergibt dann 12 Zeitreihen, die jeweils 5000 mal repliziert werden. Die folgende Grafik soll die Eigenschaften der generierten Zeitreihen illustrieren.

²¹In einigen Arbeiten ((Leybourne et al., 2003), (Leybourne et al., 2006), (Schwert, 2002) sowie (Hassler und Wolters, 1994)) werden zu Beginn jeder Zeitreihe nochmal 100 Beobachtungen generiert, um Initialeffekte zu vermeiden. In dieser Arbeit wird darauf verzichtet, da der Prozess bereits so groß ist, dass Initialeffekte zu Beginn der Zeitreihe einen vernachlässigbaren Einfluss haben ((Harvey et al., 2006), (Cavaliere und Taylor, 2008) sowie (DeJong et al., 1992)).

Abb. 8: 12 simulierte Zeitreihen



Quelle: Eigene Darstellung

Auf diese 12 generierten Zeitreihen, die jeweils 5000 mal in ihrer jeweiligen Struktur repliziert wurden, wird nun der rollende Dickey-Fuller-Test mit verschiedenen Fensterlängen angewendet. Die verschiedenen Fensterlängen entsprechen den Größen der simulierten Preisblasen (24, 36, 48 und 60 Beobachtungen). Die Unterschiede in der Fensterlänge sind für die unterschiedliche Anzahl von berechneten Koeffizienten verantwortlich, die der Dickey-Fuller-Test ermittelt. Beispielsweise würde der Test bei einem 24er Fenster bei einer Zeitreihe mit 1000 Beobachtung 977 Koeffizienten generieren. Da diese Zeitreihe mit 1000 Beobachtungen 5000 mal wiederholt generiert wurde, entstehen endgültig für diese Zeitreihe mit einem 24er Fenster 4885000 Koeffizienten. Die nachfolgende Tabelle zeigt die Anzahl der generierten Koeffizienten für die verschiedenen Fenstergrößen.

Tabelle 5: Anzahl der Koeffizienten bei verschiedenen Fenstergrößen

Fensterlänge	Anzahl der Koeffizienten
24	4885000
36	4825000
48	4765000
60	4705000

Das Lag, welches mit dem AIC-Kriterium (Akaike-Kriterium) ermittelt wird, ist in der Simulation immer sehr kurz, sodass in dieser Arbeit Taipalus (2012) folgend der Dickey-Fuller-Test immer mit einem Lag von 1 angewendet wird.²² Wie im Abschnitt 4.2.3 beschrieben, beinhaltet die Spezifikation des über die Zeitreihen rollenden Dickey-Fuller-Tests eine Konstante jedoch keinen Trend.

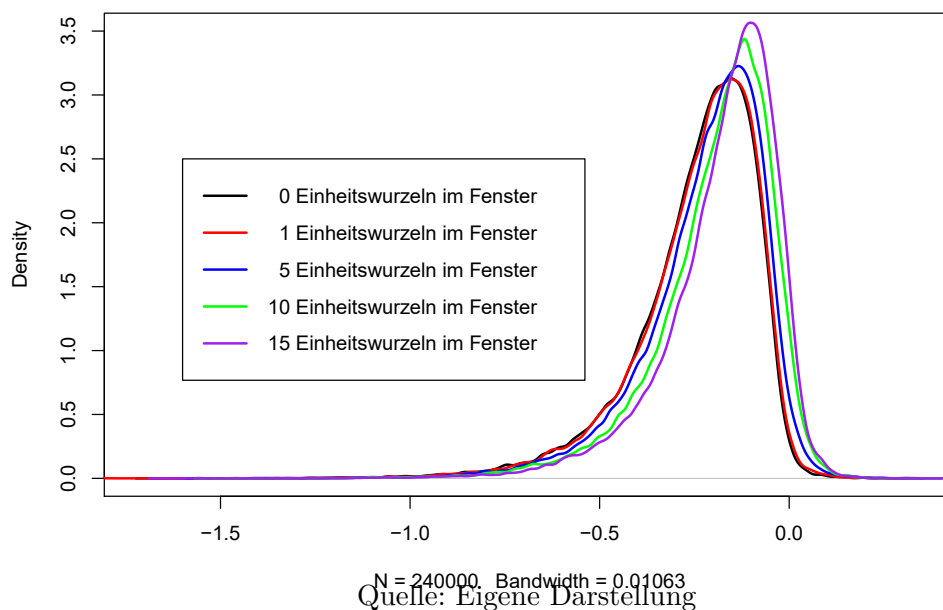
Im nachfolgenden Abschnitt soll aus diesen generierten Zeitreihen ein kritischer Wert ermittelt werden.

4.3.1 Kritischer Wert

Eine der wichtigsten Eigenschaften, die der Indikator aufweisen sollte, ist, dass er eine Preisblase so früh wie möglich anzeigt, ohne unnötig viele Fehlalarme auszulösen. Damit der Indikator diesem Kriterium gerecht werden kann, sollte er sofort nachdem die 501. Beobachtung in das Fenster integriert ist, eine Einheitswurzel anzeigen. Sobald die 501. Beobachtung in das Fenster eintritt, muss sich die Verteilung der Koeffizienten für den Dickey-Fuller-Test verändern. Je mehr nicht-stationäre Beobachtungen in das Fenster eintreten, umso weiter verschiebt sich die Verteilung der Koeffizienten Richtung null. Für die Veranschaulichung dieser Verschiebung werden in der nachfolgenden Grafik folgende Verteilungen dargestellt: Keine nicht-stationäre Beobachtung ist in dem Fenster enthalten, eine Beobachtung ist in dem Fenster enthalten, fünf Beobachtungen sind in dem Fenster enthalten, zehn Beobachtungen sind in dem Fenster und 15 nicht-stationäre Beobachtungen sind in dem Fenster enthalten.²³

²²Die entsprechenden AIC-Kriterien befinden sich im Anhang 7.1.

²³Bei der Verteilung dieser Koeffizienten spielt der autoregressive Koeffizient für die Berechnung des stationären Teils der Zeitreihe, der Länge der Einheitswurzel und der Länge des rollenden Fensters keine Rolle. Aus diesem Grund sind in der Abbildung 9 die Verteilungen aller Koeffizienten dargestellt, bei denen sich 0, 1, 5, 10 oder 15 Einheitswurzeln im rollenden Fenster befinden.



Es zeigt sich, dass mit dem Eintritt der ersten Beobachtung mit einer Einheitswurzel eine Verschiebung der Verteilung in Richtung null beginnt. Wenn nur eine Beobachtung mit einer Einheitswurzel im Fenster enthalten ist, unterscheidet sich die Verteilung der Koeffizienten kaum von der Verteilung, bei der keine Beobachtung mit einer Einheitswurzel im Fenster enthalten ist. Eindeutiger wird der Unterschied, wenn in dem Fenster bereits fünf Beobachtungen mit einer Einheitswurzel enthalten sind. Wenn 15 Beobachtungen in dem Fenster einer Einheitswurzel entsprechen, hat sich die Verteilung der Koeffizienten sehr stark nach null verschoben und die Verteilungskurve ist insgesamt schlanker geworden. Verlassen die ersten Beobachtungen mit Einheitswurzeln das Fenster wieder und die ersten Beobachtungen ohne Einheitswurzel erhalten Eingang ins rollende Fenster, bewegt sich die Verteilung der Koeffizienten wieder zurück. Haben alle Beobachtungen mit Einheitswurzeln das rollende Fenster verlassen, so erreicht die Verteilung seine ursprüngliche Form und Lage.

Im Gegensatz zu Taipalus (2012), die einen kritischen Wert aus der Verteilung der Koeffizienten ermittelt, bei denen nur eine Beobachtung mit einer Einheitswurzel im Fenster enthalten ist, wird in dieser Arbeit der kritischer Wert aus der Verteilung der Koeffizienten ermittelt, bei denen sich fünf Beobachtungen mit einer Einheitswurzel im Fenster befinden. Der Grund für diese Maßnahme liegt darin, dass die Verteilung der Koeffizienten, in der nur eine Beobachtung mit einer Einheitswurzel enthalten ist, sehr der Verteilung

ähnelt, bei der keine Einheitswurzeln enthalten sind. Sollte der kritische Wert aus der Verteilung der Koeffizienten ermittelt werden, bei dem nur eine Beobachtung mit einer Einheitswurzel im Fenster enthalten ist, besteht die Gefahr, dass die Verteilung noch zu sehr der Verteilung gleicht, bei der alle Beobachtungen im Fenster keine Einheitswurzel beinhalten. Demnach würde der kritische Wert zu viele Preisblasen signalisieren und die Fehlalarmquote wäre zu hoch. Aus diesem Grund wird für die Ermittlung des kritischen Werts die Verteilung der Koeffizienten verwendet, bei der fünf Beobachtungen mit einer Einheitswurzel im Fenster enthalten sind. Die Verteilung der Koeffizienten, bei denen fünf nicht-stationäre Beobachtungen enthalten sind, unterscheidet sich hier sehr deutlich von der Verteilung der Koeffizienten, bei der alle Beobachtungen im Fenster stationär sind, was den kritischen Wert robuster gegen Fehlalarme macht.

Die Konstellation, dass sich eine bestimmte Anzahl (beispielsweise 0, 1, 5, 10, 15) nicht-stationärer Beobachtungen innerhalb des Fensters befindet, existiert nicht nur beim Eintreten der simulierten Preisblase in das rollende Fenster, sondern auch beim Austreten der simulierten Preisblase aus dem rollenden Fenster. Die Koeffizienten der zweiten Variante werden bei der Ermittlung des kritischen Wertes für das Identifikationsverfahren nicht verwendet, da der Indikator bei der Entstehung von Preisblasen sensibel sein und nicht gleichzeitig auch noch das Ende einer Preisblase anzeigen soll.

Der kritische Wert ergibt sich aus dem 95%-Quantil der Verteilung dieser Koeffizienten, die fünf nicht-stationäre Beobachtungen enthalten.²⁴ Diese Werte des 95%-Quantils sind in der nachfolgenden Tabelle für alle verschiedenen Fensterlängen, Längen der simulierten Preisblasen und unterschiedlichen Stationaritätsstrukturen dargestellt.

²⁴Im Anhang 7.2 sind die kritischen Werte dargestellt für die Verteilungen, bei den 1, 10 und 15 nicht-stationäre Beobachtungen im Fenster integriert sind.

Tabelle 6: Krit. Werte (5 nicht-stationäre Beobachtungen)

AR-Koeffizient	simulierte Länge der Preisblase	Fensterlänge			
		24	36	48	60
0.8	24	-0.016	-0.055	-0.076	-0.090
	36	-0.016	-0.055	-0.076	-0.090
	48	-0.016	-0.055	-0.076	-0.090
	60	-0.016	-0.055	-0.076	-0.090
0.9	24	-0.004	-0.029	-0.037	-0.045
	36	-0.004	-0.029	-0.037	-0.045
	48	-0.004	-0.029	-0.037	-0.045
	60	-0.004	-0.029	-0.037	-0.045
0.95	24	0.000	-0.014	-0.018	-0.020
	36	0.000	-0.014	-0.018	-0.020
	48	0.000	-0.014	-0.018	-0.020
	60	0.000	-0.014	-0.018	-0.020

Bei der Ermittlung des kritischen Wertes hat die Länge der simulierten Preisblase keinen signifikanten Einfluss auf den kritischen Wert. Dass der kritische Wert unsensibel gegenüber der Länge der simulierten Preisblase ist, ist eine notwendige Bedingung für die Anwendung des Verfahrens in der Praxis. In der Realität ist die Länge der Preisblase ebenfalls nicht bekannt. Der kritische Wert sollte deswegen in der Lage sein, kurze sowie lange Preisblasen in gleicher Qualität zu signalisieren. Weiterhin ist zu erkennen, dass unabhängig von der Stationaritätsstruktur der kritische Wert mit größer werdendem rollenden Fenster kleiner wird. Bei einem 24er rollenden Fenster sind die kritischen Werte nahe null. Bei einer Stationaritätsstruktur von 0,8 und einem großen rollenden Fenster von 60 liegt der kritische Wert bei $-0,09$. Bei einer Stationaritätsstruktur von 0,95 jedoch ist der kritische Wert nicht ganz so sensibel in Bezug auf die Länge der simulierten Preisblasen. Beispielsweise liegt der kritische Wert bei einer Fensterlänge von 60 bei $-0,02$. Taipalus (2012) folgend ist die Stationaritätsstruktur der zu untersuchenden Zeitreihen in der Realität nahe eins. Da die kritischen Werte für alle Fenstergrößen bei dieser Stationaritätsstruktur nahe null sind, wird ein kritischer Wert von null für das Identifikationsverfahren verwendet.

Mit dem kritischen Wert von null werden nachfolgend mit Hilfe des ants-Ratios die optimale Länge des rollenden Fensters sowie die Stärke und Robustheit des Verfahrens ermittelt.

4.3.2 Fensterlänge und Robustheit

In diesem Abschnitt wird mit dem ants-Ratio, äquivalent zum Kapitel 4.1.2, die optimale Fensterlänge mit einem kritischen Wert von null ermittelt. Wie bereits beschrieben, wird bei der Ermittlung des ants-Ratios die Fehlalarmquote ins Verhältnis zur korrekten Signalquote gesetzt. Das bedeutet, je näher das ants-Ratio an null ist, umso besser ist das erzielte Ergebnis des Frühwarnindikators. Das rollende Fenster, welches das kleinste ants-Ratio generiert, wird im weiteren Verlauf der Arbeit verwendet.

Das Ergebnis des Frühwarnindikators sollte nicht von der Struktur des stationären Prozesses und von der Länge der simulierten Preisblase abhängen. Mit welchem Koeffizienten der stationäre Teil der Zeitreihe generiert wurde, sollte ebenfalls keinen Einfluss auf die Ergebnisse haben, da die autoregressive Struktur in der Realität ebenfalls nicht beeinflussbar sowie unbekannt ist und mit aller Wahrscheinlichkeit sogar variiert. Die Länge der simulierten Preisblase sollte ebenfalls keinen Einfluss auf die Ergebnisse des Frühwarnindikators haben. In der Realität ist die Länge der Preisblase unbekannt. Demnach ist es von größter Bedeutung für einen Indikator sowohl sehr kurze als auch sehr lange Preisblasen in gleicher Qualität zu signalisieren. Ein guter Frühwarnindikator sollte diese beiden Eigenschaften unbedingt aufweisen.

Das ants-Ratio wird in dieser Arbeit in drei verschiedenen Varianten konstruiert. Bei der ersten Variante wird jeder ermittelte Koeffizient einzeln betrachtet. Jeder gegebene Koeffizient, der entweder ein Signal oder kein Signal gibt, wird mit der Ergebnismatrix aus Kapitel 4.1.2 evaluiert. Das bedeutet, dass für eine simulierte Zeitreihe aus der Monte-Carlo-Simulation, auf die beispielsweise ein 24er rollendes Fenster angewendet wird, die Summe der vier Felder A, B, C, D aus der Ergebnismatrix der Anzahl der ermittelten Koeffizienten (4885000 für ein 24er Fenster) entsprechen muss.

Bei der zweiten Variante werden die ermittelten Koeffizienten in 5er Pakete aggregiert. Wenn nur ein Koeffizient aus einem 5er Paket, welches aus einem Bereich der simulierten Zeitreihe ohne Einheitswurzel generiert wurde, ein Signal gibt, gilt das gesamte Paket als Fehlalarm. Andersherum gilt es als ein korrekt gegebenes Signal, wenn nur ein Koeffizient aus einem 5er Paket, welches aus einem Bereich der simulierten Zeitreihe mit einer Einheitswurzel generiert wurde, ein Signal gibt. Eine genaue Beschreibung dieser Variante befindet sich im Anhang 7.4.

Die dritte Variante evaluiert nicht jeden einzelnen Koeffizienten oder 5er Pakete, sondern die stationären und nicht stationären Perioden der simulierten Zeitreihe. Ein Koeffizient, der in einer stationären Periode den kritischen Wert überschreitet und somit ein Signal gibt, wird als Fehlsignal interpretiert und führt dazu, dass die gesamte statio-

näre Periode als Fehllalarm (Eintrag Ergebnismatrix B) bewertet wird.²⁵ Das bedeutet, dass unabhängig davon wie viele Koeffizienten in dieser Periode unterhalb des kritischen Wertes bleiben und somit kein Signal geben, dass für ein gegebenes Signal die gesamte Periode als Fehllalarm gilt. Analog verhält sich das bei einem Koeffizienten in der nicht-stationären Periode, der den kritischen Wert überschreitet. Unabhängig davon wie viele Koeffizienten innerhalb dieser Periode unterhalb des kritischen Wertes bleiben, wird dies als korrektes Signal für die gesamte Periode interpretiert und dementsprechend in die Ergebnismatrix (A) übertragen.²⁶ Da eine simulierte Zeitreihe drei Perioden hat und diese 5000 mal repliziert wurde, entspricht die Summe der evaluierten Felder A, B, C, D für jede Fensterlänge 15000.

Die dritte Evaluationsvariante ist nach Taipalus (2012) und Phillips et al. (2011) für die Praxis relevanter, da für politische Entscheidungsträger nicht entscheidend ist, dass jeder ermittelte Koeffizient die Preisblase signalisiert, sondern dass die Periode überhaupt identifiziert wird. Bei der Betrachtung der jeweiligen ants-Ratios der drei Varianten zeigt sich, dass Variante eins und zwei im Vergleich zu Variante drei die kleineren ants-Ratios haben. Demnach erzielt der Indikator mit den ersten beiden Varianten die besseren Ergebnisse. Der Indikator und die Wahl des optimalen Fensters sollen jedoch konservativ ermittelt werden. Aus diesen Gründen sind nachfolgend die ants-Ratios für die dritte Variante dargestellt und die Wahl der optimalen Fensterlänge ist an dieser orientiert. Die ants-Ratios für die erste und zweite Variante befinden sich im Anhang 7.3 und 7.4. Für die Ermittlung der ants-Ratios, unabhängig welcher Variante, ist entscheidend zu wissen, welche ermittelten Koeffizienten aus Fenstern mit Einheitswurzeln und welche Koeffizienten aus Fenstern ohne Einheitswurzeln generiert wurden. Bei variierender Länge der simulierten Preisblasen und bei unterschiedlichen Längen der rollenden Fenster ist die Anzahl der Koeffizienten unterschiedlich. Die nachfolgende Tabelle 7 zeigt alle Koeffizienten, bei denen das Fenster keine Beobachtung mit einer Einheitswurzel beinhaltet.

²⁵Beispiel (24 Fenster und 24 simulierte Preisblasen): Koeffizienten der 1. Periode (keine simulierte Preisblase) = 1-477; Koeffizienten der 2. Periode (simulierte Preisblase) = 478-524; Koeffizienten der 3. Periode (keine simulierte Preisblase) = 525-977 → Ist beispielsweise der 65. Koeffizient größer null, geht das als Fehllalarm in die Ergebnismatrix (B) für die Gesamte simulierte Zeitreihe ein.

²⁶Beispiel (24 Fenster und 24 simulierte Preisblasen): Koeffizienten der 1. Periode (keine simulierte Preisblase) = 1-477; Koeffizienten der 2. Periode (simulierte Preisblase) = 478-524; Koeffizienten der 3. Periode (keine simulierte Preisblase) = 525-977 → Ist beispielsweise der 500. Koeffizient größer null, geht das als korrekt gegebenes Signal in die Ergebnismatrix (A) für die gesamte simulierte Zeitreihe ein.

Tabelle 7: Koeffizienten ohne Einheitswurzel

simulierte Länge der Preisblase	Fensterlänge			
	24	36	48	60
24	1-477; 525-977	1-465; 525-965	1-453; 525-953	1-441; 525-941
36	1-477; 537-977	1-465; 537-965	1-453; 537-953	1-441; 537-941
48	1-477; 549-977	1-465; 549-965	1-453; 549-953	1-441; 549-941
60	1-477; 561-977	1-465; 561-965	1-453; 561-953	1-441; 561-941

Am Beispiel einer simulierten Preisblase mit der Länge von 24 Beobachtungen und einer Fensterlänge von 24 Monaten sollen die Koeffizientenzusammensetzungen verdeutlicht werden. Der 1. Koeffizient wird aus den ersten 24 Beobachtungen, also 1 bis 24, ermittelt. Das rollende Fenster bewegt sich über die simulierte Zeitreihe hinweg und ermittelt Koeffizienten. Die erste Beobachtung, die einer Einheitswurzel entspricht, ist die 501. Beobachtung. Demnach ermittelt das 24er Fenster von Beobachtung 477 bis 500 den letzten Koeffizienten (477), der keine Einheitswurzel beinhaltet. In allen nachfolgenden Koeffizienten, wie in Tabelle 8 dargestellt, ist mindestens eine Beobachtung mit einer Einheitswurzel im rollenden Fenster enthalten. Der 525. Koeffizient ist dann wieder mit einem Fenster generiert worden, welches keine Einheitswurzel beinhaltet. Das bedeutet, dass der Koeffizient, der aus dem Fenster von Beobachtung 524 bis 547 ermittelt wurde, der letzte ist, der eine Einheitswurzel im Fenster integriert hat. Das Fenster von Beobachtung 525 bis 548 ist das erste Fenster, welches einen Koeffizienten ermittelt, ohne eine Einheitswurzel zu enthalten. Der 977. Koeffizient wurde aus dem Fenster von Beobachtung 977 bis 1000 ermittelt und ist der letzte zu ermittelnde Koeffizient. Diese Überlegungen gelten analog für alle anderen Fensterlängen und Längen der simulierten Preisblasen.

Tabelle 8: Koeffizienten mit Einheitswurzel

simulierte Länge der Preisblase	Fensterlänge			
	24	36	48	60
24	478-524	466-524	454-524	442-524
36	478-536	466-536	454-536	442-536
48	478-548	466-548	454-548	442-548
60	478-560	466-560	454-560	442-560

Mit der Darstellung, welcher Koeffizient ein Signal geben müsste und welcher Koeffizient kein Signal geben darf, können die Ergebnisse des Indikators mit einem kritischen Wert von null in die Ergebnismatrix aus Abschnitt 4.1.2 übertragen werden. Die nachfolgende Übertragung der Ergebnisse in dieser Arbeit erfolgt nach der beschriebenen dritten Variante (Drei Perioden).

Demnach ist in der nachfolgenden Tabelle die Anzahl der Perioden, die eine Einheitswurzel beinhalten und bei denen mindestens ein Koeffizient dieser Periode ein Signal gegeben hat (über dem kritischen Wert von null), dargestellt. Das entspricht dem Buchstaben A aus der Bewertungsmatrix der Tabelle 4.1.2.

Tabelle 9: signalisierte Perioden bei Krise (A)

AR- Koeffizient	Länge der Preisblase	Fensterlänge			
		24	36	48	60
0.8	24	2497 (49.94%)	1519 (30.38%)	1014 (20.28%)	698 (13.96%)
	36	3143 (62.86%)	2241 (44.82%)	1593 (31.86%)	1161 (23.22%)
	48	3635 (72.70%)	2757 (55.14%)	2081 (41.62%)	1579 (31.58%)
	60	3965 (79.30%)	3182 (63.64%)	2519 (50.38%)	2001 (40.02%)
0.9	24	2821 (56.42%)	1933 (38.66%)	1353 (27.06%)	915 (18.30%)
	36	3399 (67.98%)	2544 (50.88%)	1900 (38.00%)	1402 (28.04%)
	48	3792 (75.84%)	3022 (60.44%)	2396 (47.92%)	1838 (36.76%)
	60	4075 (81.50%)	3372 (67.44%)	2785 (55.70%)	2243 (44.86%)
0.95	24	2983 (59.66%)	2295 (45.90%)	1859 (37.18%)	1445 (28.90%)
	36	3466 (69.32%)	2833 (56.66%)	2298 (45.96%)	1864 (37.28%)
	48	3851 (77.02%)	3198 (63.96%)	2732 (54.64%)	2273 (45.46%)
	60	4124 (82.48%)	3500 (70.00%)	3026 (60.52%)	2615 (52.30 %)

Bei dieser Variante zeigt sich, dass eine 24er Fensterlänge unabhängig von der autoregressiven Struktur der simulierten Zeitreihe mehr Perioden mit Einheitswurzeln signalisiert als eine 60er Fensterlänge. Ein kürzeres Fenster scheint schneller auf den Strukturwechsel der simulierten Zeitreihe reagieren zu können als ein längeres Fenster und ist somit in der Lage, viele simulierte Preisblasen zu entdecken. Die Länge der simulierten Preisblase hat erwartungsgemäß einen positiven Zusammenhang mit der Anzahl der korrekt signalisierten Perioden. Je größer die simulierte Preisblase ist, desto mehr Perioden mit Einheitswurzeln werden von dem Indikator unabhängig von der autoregressiven Struktur der simulierten Zeitreihe und der Länge des Fensters entdeckt. Überraschend ist, dass beispielsweise bei einer 24er simulierten Preisblase und einem 24er rollenden Fenster der Indikator in der Lage ist, bei einer autoregressiven Struktur von 0,95 (2983) mehr Perioden korrekt zu signalisieren als bei einer autoregressiven Struktur von 0,8 (2497). Diese Eigenschaft, bei einer höheren autoregressiven Struktur ein besseres Ergebnis zu erzielen, ist bei jeder Fensterlänge zu beobachten.

In der nachfolgenden Tabelle ist die Anzahl der stationären Perioden, in denen mindestens ein Signal gegeben wurde, dargestellt. Das entspricht dem Buchstaben B aus der Bewertungsmatrix der Tabelle 4.1.2.

Tabelle 10: Signalisierte Perioden bei keine Krise (B)

AR-Koeffizient	Länge der Preisblase	Fensterlänge			
		24	36	48	60
0.8	24	7737 (77.37%)	2171 (21.71%)	373 (3.73%)	61 (0.61%)
	36	7691 (76.91%)	2144 (21.44%)	366 (3.66%)	60 (0.60%)
	48	7646 (76.46%)	2108 (21.08%)	362 (3.62%)	57 (0.57%)
	60	7602 (76.02%)	2091 (20.91%)	358 (3.58%)	56 (0.56%)
0.9	24	9815 (98.15%)	7429 (74.29%)	3913 (39.13%)	1735 (17.35%)
	36	9805 (98.05%)	7368 (73.68%)	3869 (38.69%)	1709 (17.09%)
	48	9782 (97.82%)	7316 (73.16%)	3817 (38.17%)	1690 (16.90%)
	60	9772 (97.72%)	7264 (72.64%)	3775 (37.75%)	1666 (16.66%)
0.95	24	9988 (99.88%)	9552 (95.52%)	8126 (81.26%)	6181 (61.81%)
	36	9989 (99.89%)	9538 (95.38%)	8083 (80.83%)	6119 (61.19%)
	48	9985 (99.85%)	9519 (95.19%)	8025 (80.25%)	6061 (60.61%)
	60	9985 (99.85%)	9495 (94.95%)	7977 (79.77%)	5993 (59.93%)

Bei den Fehlalarmen zeigt sich ein antagonistisches Bild. Ein 24er Fenster produziert mehr Fehlalarme als ein langes Fenster, zum Beispiel ein 60er. Ein langes Fenster produziert unabhängig der autoregressiven Struktur der simulierten Zeitreihe und der Länge

der simulierten Preisblase weniger Fehllalarme. Alle Fensterlängen produzieren erwartungsgemäß mit ansteigender autoregressiver Struktur mehr Fehllalarme. Je größer die simulierte Preisblase ist, desto weniger Fehllalarme produziert der Indikator unabhängig von der autoregressiven Struktur und der Fensterlänge. Es zeichnet sich bisher also ein Trade Off zwischen kurzen und langen Fenstern bezüglich korrekt signalisierter Perioden und Fehllarmen ab. Kurze Fenster erzielen bessere Ergebnisse bei korrekt signalisierten Perioden als lange Fenster. Jedoch produzieren lange Fenster weniger Fehllalarme als kurze.

In der nachfolgenden Tabelle ist die Anzahl der Perioden dargestellt, die eine Einheitswurzel beinhalten und bei denen der Indikator die komplette Periode über kein Signal gegeben hat. Das entspricht dem Buchstaben C aus der Bewertungsmatrix der Tabelle 4.1.2.

Tabelle 11: Nicht signalisierte Perioden bei Krise (C)

AR-Koeffizient	Länge der Preisblase	Fensterlänge			
		24	36	48	60
0.8	24	2503 (50.06%)	3481 (69.62%)	3986 (79.72%)	4302 (86.04%)
	36	1857 (37.14%)	2759 (55.18%)	3407 (68.14%)	3839 (76.78%)
	48	1365 (27.30%)	2243 (44.86%)	2919 (58.38%)	3421 (68.42%)
	60	1035 (20.70%)	1818 (36.36%)	2481 (49.62%)	2999 (59.98%)
0.9	24	2179 (43.58%)	3067 (61.34%)	3647 (72.94%)	4085 (81.70%)
	36	1601 (32.02%)	2456 (49.12%)	3100 (62.00%)	3598 (71.96%)
	48	1208 (24.16%)	1978 (39.56%)	2604 (52.08%)	3162 (63.24%)
	60	925 (18.50%)	1628 (32.56%)	2215 (44.30%)	2757 (55.14%)
0.95	24	2017 (40.34%)	2705 (54.10%)	3141 (62.82%)	3555 (71.10%)
	36	1534 (30.68%)	2167 (43.34%)	2702 (54.04%)	3136 (62.72%)
	48	1149 (22.98%)	1802 (36.04%)	2268 (45.36%)	2727 (54.54%)
	60	876 (17.52%)	1500 (30.00%)	1974 (39.48%)	2385 (47.70%)

Bei dieser Art von Fehllarmen zeigt sich, dass kurze gegenüber langen Fenstern, unabhängig von der autoregressiven Struktur und der Länge der simulierten Preisblase, immer weniger Fehllalarme produzieren. Ein kurzes Fenster gibt demnach in einer Periode, in der es kein Signal geben sollte, tatsächlich weniger Signale als beispielsweise ein 60er Fenster. Entgegen der Erwartung generiert der Indikator mit einem Anstieg der autoregressiven Struktur weniger Fehllalarme. Die Größe der simulierten Preisblase hingegen hat den erwarteten Einfluss auf die Anzahl der Fehllalarme. Je größer die Preisblase ist, umso geringer ist die Anzahl an Fehllarmen. Eine große Preisblase ist für den Indikator

aufgrund des höheren Informationsgehalts in dem jeweiligen Fenster besser zu identifizieren.

In der nachfolgenden Tabelle ist die Anzahl der Perioden dargestellt, die keine Einheitswurzel beinhalten und bei denen der Indikator auch kein Signal gegeben hat. Das entspricht dem Buchstaben D aus der Bewertungsmatrix der Tabelle 4.1.2.

Tabelle 12: Nicht signalisierte Perioden bei keiner Krise (D)

AR-Koeffizient	Länge der Preisblase	Fensterlänge			
		24	36	48	60
0.8	24	2263 (22.63%)	7829 (78.29%)	9627 (96.27%)	9939 (99.39%)
	36	2309 (23.09%)	7856 (78.56%)	9634 (96.34%)	9940 (99.40%)
	48	2354 (23.54%)	7892 (78.92%)	9638 (96.38%)	9943 (99.43%)
	60	2398 (23.98%)	7909 (79.09%)	9642 (96.42%)	9944 (99.44%)
0.9	24	185 (1.85%)	2571 (25.71%)	6087 (60.87%)	8265 (82.65%)
	36	195 (1.95%)	2632 (26.32%)	6131 (61.31%)	8291 (82.91%)
	48	218 (2.18%)	2684 (26.84%)	6183 (61.83%)	8310 (83.10%)
	60	228 (2.28%)	2736 (27.36%)	6225 (62.25%)	8334 (83.34%)
0.95	24	12 (0.12%)	448 (4.48%)	1874 (18.74%)	3819 (38.19%)
	36	11 (0.11%)	462 (4.62%)	1917 (19.17%)	3881 (38.81%)
	48	15 (0.15%)	481 (4.81%)	1975 (19.75%)	3939 (39.39%)
	60	15 (0.15%)	505 (5.05%)	2023 (20.23%)	4007 (40.07%)

Bei dieser Art von korrekt gegebenen Signalen ist zu erkennen, dass lange Fenster gegenüber kurzen Fenstern wesentlich bessere Ergebnisse erzielen. So hat ein 60er Fenster bei einer autoregressiven Struktur von 0,8 und einer Länge der simulierten Preisblase von 24 ein Ergebnis von 99,39 % wohingegen ein 24er Fenster einen Wert von 22,63 % aufweist. Der Einfluss der autoregressiven Struktur auf die Ergebnisse ist wie erwartet positiv. Je näher die autoregressive Struktur an eins ist, umso weniger werden die Perioden korrekt signalisiert. Bei einer hohen autoregressiven Struktur von 0,95 und einer Preisblasenlänge von 24 signalisiert ein 24er Fenster sogar nur 0,15 % der Perioden korrekt (indem kein Signal gegeben wird). Ein 60er Fenster erreicht wenigstens noch ein Ergebnis von 38,19 %. Die Länge der simulierten Preisblase hat nur einen geringen Einfluss auf die Ergebnisse des Indikators. Bei Zeitreihen mit längeren simulierten Preisblasen werden sowohl mit kurzen als auch mit langen Fenstern Perioden ohne Preisblase besser identifiziert. Nachfolgend wird mit dem ants-Ratio ($(B/B + D) / (A/A + C)$) eine optimale Fensterlänge ermittelt. Der Zähler des ants-Ratios stellt den Anteil der signalisierten Perioden, bezogen auf alle Perioden, in denen keine Einheitswurzel existent ist, dar. Dieser Anteil

liegt zwischen null und eins. Strebt der Wert gegen eins, werden alle Perioden, in denen keine Einheitswurzel existent ist, fälschlicherweise signalisiert. Ergibt dieses Verhältnis null, wurden alle Perioden, in denen keine Einheitswurzel existent ist, auch als solche korrekt identifiziert. Der Nenner des ants-Ratios stellt den Anteil der korrekt signalisierten Perioden, bezogen auf alle Perioden, in denen auch tatsächlich eine Einheitswurzel existent ist, dar. Dieser Wert kann analog zum Zähler zwischen null und eins liegen. Strebt der Wert gegen eins, werden alle Perioden, die eine Einheitswurzel beinhalten, korrekt als solche vom Indikator identifiziert. Ergibt das Verhältnis null, wird von dem Indikator keine Periode, die eine Einheitswurzel beinhaltet, korrekt identifiziert. Ein Indikator, dessen ants-Ratio gegen null strebt, signalisiert alle Perioden mit Einheitswurzel korrekt und signalisiert keine Periode ohne Einheitswurzel. Ein Indikator, dessen ants-Ratio gegen eins strebt, signalisiert keine Periode, obwohl sie eine Einheitswurzel beinhaltet und signalisiert alle Perioden als Preisblasen, obwohl keine Einheitswurzel existent ist. Demnach ergibt sich die optimale Fensterlänge bei dem kleinsten ants-Ratio. Die nachfolgende Tabelle gibt für diese Variante die ants-Ratios wieder.

Tabelle 13: Ants-Ratio für jede Periode

AR-Koeffizient	Länge der Preisblase	Fensterlänge			
		24	36	48	60
0.8	24	6.197036 e ⁻⁰⁸	2.858460 e ⁻⁰⁸	7.357002 e ⁻⁰⁹	1.747851 e ⁻⁰⁹
	36	4.894050 e ⁻⁰⁸	1.913432 e ⁻⁰⁸	4.595104 e ⁻⁰⁹	1.033592 e ⁻⁰⁹
	48	4.206878 e ⁻⁰⁸	1.529198 e ⁻⁰⁸	3.479097 e ⁻⁰⁹	7.219759 e ⁻¹⁰
	60	3.834552 e ⁻⁰⁸	1.314268 e ⁻⁰⁸	2.842398 e ⁻⁰⁹	5.597201 e ⁻¹⁰
0.9	24	6.958525 e ⁻⁰⁸	7.686498 e ⁻⁰⁸	5.784183 e ⁻⁰⁸	3.792350 e ⁻⁰⁸
	36	5.769344 e ⁻⁰⁸	5.792453 e ⁻⁰⁸	4.072632 e ⁻⁰⁸	2.437946 e ⁻⁰⁸
	48	5.159283 e ⁻⁰⁸	4.841827 e ⁻⁰⁸	3.186144 e ⁻⁰⁸	1.838955 e ⁻⁰⁸
	60	4.796074 e ⁻⁰⁸	4.308422 e ⁻⁰⁸	2.710952 e ⁻⁰⁸	1.485510 e ⁻⁰⁸
0.95	24	6.696614 e ⁻⁰⁸	8.324183 e ⁻⁰⁸	8.742335 e ⁻⁰⁸	8.555017 e ⁻⁰⁸
	36	5.763993 e ⁻⁰⁸	6.733498 e ⁻⁰⁸	7.034813 e ⁻⁰⁸	6.565451 e ⁻⁰⁸
	48	5.185666 e ⁻⁰⁸	5.953096 e ⁻⁰⁸	5.874817 e ⁻⁰⁸	5.333040 e ⁻⁰⁸
	60	4.842386 e ⁻⁰⁸	5.425714 e ⁻⁰⁸	5.272307 e ⁻⁰⁸	4.583556 e ⁻⁰⁸

Die kleinsten ants-Ratiowerte sind rot hinterlegt. Bei einer autoregressiven Struktur von 0,8 und 0,9 weist das 60er Fenster die kleinsten ants-Ratios auf. Taipalus (2012) wählt die kleinste mögliche Kombination für die Länge des Fensters und die Länge der simulierten Einheitswurzel (beides 36 Perioden). Sie argumentiert, je länger die Fenster und die Einheitswurzeln werden, umso besser werden die Ergebnisse des Indikators. Sie untersucht

Preisblasenlängen und rollende Fenster von 36, 48 und 60 und autoregressive Strukturen von 0,6, 0,8 und 0,9. Taipalus (2012) entscheidet sich auf Grund der verfügbaren Länge der Datensätze für ein 36er Fenster. In dieser Arbeit ist die autoregressive Struktur mit 0,95 näher an eins gezogen worden und es wird sowohl eine simulierte Preisblasenlänge als auch eine Fensterlänge von 24 untersucht. An dieser Stelle sind die Ergebnisse des Indikators abweichend zu den Ergebnissen von Taipalus (2012). Bei einer autoregressiven Struktur von 0,95 sind die kleinsten ants-Ratiowerte bei den Längen der simulierten Preisblasen von 24 bis 48 bei einer Fensterlänge von 24. Bei einer simulierten Preisblasenlänge von 60 erzielt das 60er Fenster das kleinste ants-Ratio. Die autoregressive Struktur von in der Realität zu untersuchenden Zeitreihen ist sehr nahe an eins. Aus diesem Grund wird in dieser Arbeit die optimale Fensterlänge aus den ants-Ratios mit einer autoregressiven Struktur von 0,95 ermittelt. Bei dieser Struktur generiert ein 24er Fenster bei den simulierten Preisblasenlängen von 24 bis 48 die kleinsten ants-Ratios. Lediglich bei einer simulierten Preisblasenlänge von 60 generiert nicht das 24er sondern das 60er Fenster das kleinste ants-Ratio. Da aber das ants-Ratio für ein 60er Fenster nur knapp kleiner ist als das des 24er Fensters ($2,588296 e^{-09}$), wird in dieser Arbeit für die Anwendung auf europäische Indices generell eine Fensterlänge von 24 verwendet. Somit ergeben sich für den weiteren Verlauf der Arbeit ein kritischer Wert von null und eine 24er Fensterlänge für den angewendeten Dickey-Fuller-Test. Im nachfolgendem Abschnitt werden weitere Untersuchungen zu anderen Stationaritätstests dargestellt, bevor im darauffolgenden Abschnitt die Anwendung des Dickey-Fuller-Tests auf logarithmierte Dividendenrenditen europäischer Aktienpreisindices vollzogen wird.

4.4 Die Stärke von konventionellen Einheitswurzel-Tests bei rollenden Fenstern

In diesem Kapitel werden unter exakt den gleichen Bedingungen des vorherigen Kapitels verschiedene konventionelle Einheitswurzel-Tests bewertet. Wieder wird die gleiche Monte-Carlo-Simulation mit 1000×5000 Beobachtungen, zwei Brüchen in der Stationarität in der Mitte der Beobachtungen und einem rollenden Fenster von 24, 36, 48 und 60 Beobachtungen angewendet. Diese Monte-Carlo-Simulation wird unter der Verwendung von dem Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin-Test (KPSS-Test), Variance-Ratio-Test (VR-Test) und dem Phillips-Perron-Test (PP-Test) durchgeführt.

4.4.1 KPSS-Test

Der KPSS-Test ist ein Einheitswurzel-Test, der anders als die bisherigen Tests als Nullhypothese eine stationäre Zeitreihe formuliert (Kwiatkowski et al., 1992). Gemäß der Beveridge-Nelson-Zerlegung kann jeder integrierte Prozess als Summe eines linearen Trends, einer Random-Walk-Komponente und eines stationären Prozesses dargestellt werden (siehe Tabelle 4.2.3).

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta t + \rho Y_{t-1} + u_t \quad (43)$$

Wie auch in Kapitel 4.2.3 steht u_t für die Residuen, welche einem weißen Rauschen entsprechen. Ist $\rho = 0$ ist der Prozess trendstationär. Somit ergeben sich folgende Hypothesen für den KPSS-Test (Neusser, 2011).

$$H_0 : \rho = 0 \quad \text{Zeitreihe ist stationär} \quad (44)$$

$$H_1 : \rho \neq 0 \quad \text{Zeitreihe ist nicht stationär} \quad (45)$$

Die von Kwiatkowski et al. (1992) vorgeschlagene Teststatistik für eine Stichprobengröße von T ist nachfolgend dargestellt.

$$W_T = \frac{\sum_{t=1}^T S_t^2}{T^2 \hat{J}_T} \quad (46)$$

\hat{J}_T steht dabei für einen Schätzer der langfristigen Varianz von u_t . S_t hingegen sind die Partialsummen der Residuen einer Regression von ΔY_t mit einer Konstanten und einem Trend (Neusser, 2011).

In dieser Arbeit wird der KPSS-Test auf die exakt gleichen simulierten Zeitreihen angewendet, auf die zuvor bereits der Dickey-Fuller-Test angewendet wurde. Die Interpretation bezüglich der Ablehnung der Nullhypothese erfolgt mit dem P-Wert. Wenn der ausgegebene P-Wert größer als 0,05 ist, kann die Nullhypothese nicht abgelehnt werden und die zugrundeliegende Zeitreihe folgt einem stationären Prozess. Die Ergebnisse werden wie zuvor beim rollenden Dickey-Fuller-Test mit Hilfe der Ergebnismatrix aus Abschnitt 4.1.2 evaluiert. Dafür werden ebenfalls die Zeitreihen nach der dritten Evaluationsvariante mit Hilfe von Perioden bewertet.

In der nachfolgenden Tabelle ist die Anzahl der Zeitreihen der 5000 simulierten Zeitreihen eingetragen, bei denen der P-Wert mindestens einmal kleiner als 0,05 (Signal für nicht stationäre Zeitreihe) und eine Einheitswurzel in diesem Abschnitt tatsächlich simuliert ist.

Tabelle 14: Signalisierte Perioden bei Krise (A) KPSS-Test

AR-Koeffizient	Länge der Preisblase	Fensterlänge			
		24	36	48	60
0.8	24	4991	4995	4996	4993
	36	4998	5000	5000	4998
	48	5000	5000	5000	5000
	60	5000	5000	5000	5000
0.9	24	4996	5000	4999	4997
	36	4998	5000	5000	5000
	48	5000	5000	5000	5000
	60	5000	5000	5000	5000
0.95	24	4999	5000	4999	5000
	36	4999	5000	5000	5000
	48	5000	5000	5000	5000
	60	5000	5000	5000	5000

In diesem Segment schneidet der KPSS-Test sehr gut ab. Er signalisiert nahezu jede simulierte Einheitswurzel. Es ist zu erkennen, dass längere simulierte Preisblasen von dem KPSS-Test besser identifiziert werden als kleinere. Ebenfalls auffällig ist, je größer der autoregressive Koeffizient ist, umso besser signalisiert der KPSS-Test die simulierten Einheitswurzeln. Kürzere rollende Fenster schneiden schlechter ab als längere. In der nachfolgenden Tabelle ist die Anzahl der Zeitreihen der 5000 simulierten Zeitreihen eingetragen, bei denen der P-Wert mindestens einmal größer als 0,05 (Signal für stationäre Zeitreihe) ist, obwohl in diesem Abschnitt keine Einheitswurzel simuliert wurde.

Tabelle 15: Signalisierte Perioden bei keine Krise (B) KPSS-Test

AR-Koeffizient	Länge der Preisblase	Fensterlänge			
		24	36	48	60
0.8	24	10000	10000	10000	10000
	36	10000	10000	10000	10000
	48	10000	10000	10000	10000
	60	10000	10000	10000	10000
0.9	24	10000	10000	10000	10000
	36	10000	10000	10000	10000
	48	10000	10000	10000	10000
	60	10000	10000	10000	10000
0.95	24	10000	10000	10000	10000
	36	10000	10000	10000	10000
	48	10000	10000	10000	10000
	60	10000	10000	10000	10000

In dieser Tabelle zeigen sich die Schwächen der Anwendung des KPSS-Tests. In jeder Periode, in der keine Einheitswurzel simuliert wurde, gab es mindestens einen P-Wert, der kleiner als 0,05 ist und damit eine Preisblase signalisiert. Dieses Ergebnis wird weder von der Stationaritätsstruktur, der Länge des rollenden Fensters noch von der Länge der simulierten Preisblase beeinflusst.

In der nachfolgenden Tabelle sind alle Perioden abgetragen, bei denen der P-Wert nicht einmal unter 0,05 ist und somit kein Signal liefert, obwohl in dieser Periode eine Einheitswurzel simuliert ist.

Tabelle 16: Nicht signalisierte Perioden bei Krise (C) KPSS-Test

AR-Koeffizient	Länge der Preisblase	Fensterlänge			
		24	36	48	60
0.8	24	9	5	4	7
	36	2	0	0	2
	48	0	0	0	0
	60	0	0	0	0
0.9	24	4	0	1	3
	36	2	0	0	0
	48	0	0	0	0
	60	0	0	0	0
0.95	24	1	0	1	0
	36	1	0	0	0
	48	0	0	0	0
	60	0	0	0	0

Diese Art von Fehlalarmen sind mit der Anwendung des KPSS-Tests sehr gering. Das Ergebnis des KPSS-Tests wird mit zunehmendem AR-Koeffizienten sogar noch besser. Eine kleine Fensterlänge produziert mehr Fehlalarme als eine größere.

In der nachfolgenden Tabelle sind alle Perioden abgetragen, bei denen keine Einheitswurzeln simuliert sind und der P-Wert immer über 0,05 (kein Signal) bleibt.

Tabelle 17: Nicht signalisierte Perioden bei keiner Krise (D) KPSS-Test

AR-Koeffizient	Länge der Preisblase	Fensterlänge			
		24	36	48	60
0.8	24	0	0	0	0
	36	0	0	0	0
	48	0	0	0	0
	60	0	0	0	0
0.9	24	0	0	0	0
	36	0	0	0	0
	48	0	0	0	0
	60	0	0	0	0
0.95	24	0	0	0	0
	36	0	0	0	0
	48	0	0	0	0
	60	0	0	0	0

Der KPSS-Test gibt den Perioden immer mindestens ein Signal, in denen jedoch keine simulierte Preisblase existent ist. Dieses Ergebnis macht den KPSS-Test als Stationaritätstest zur Identifikation von Preisblasen für Zentralbanken und Behörden weitestgehend unbrauchbar. Für Zentralbanken und Behörden wäre die Anwendung eines solchen Indikators mit enormen Unsicherheiten verbunden.

In der nachfolgenden Tabelle sind ants-Ratios für den rollenden KPSS-Test dargestellt.

Tabelle 18: ants-Ratio für jede Periode KPSS-Test

AR-Koeffizient	Länge der Preisblase	Fensterlänge			
		24	36	48	60
0.8	24	4.007213 e ⁻⁰⁸	4.001601 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸
	36	4.003203 e ⁻⁰⁸	4.001601 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸
	48	4.000800 e ⁻⁰⁸	4.000800 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸
	60	4.004004 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸
0.9	24	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸
	36	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸
	48	4.003203 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸
	60	4.000800 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸
0.95	24	4.000800 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸
	36	4.005608 e ⁻⁰⁸	4.001601 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸
	48	4.002401 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸
	60	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸

Die ants-Ratios für den KPSS-Test sind in allen Varianten nahe dem Wert 4.000000 e⁻⁰⁸. Dieses Ergebnis kommt zu einem sehr großen Anteil durch die sehr konservative Auswertungsvariante zustande. Im Vergleich zu den ants-Ratios des Dickey-Fuller-Tests zeigt sich, dass bei einem geringen AR-Koeffizienten und einem großen rollenden Fenster der Dickey-Fuller-Test besser abschneidet als der KPSS-Test. Bei einem hohen AR-Koeffizienten und einem kleineren rollenden Fenster erzielt der KPSS-Test marginal bessere Ergebnisse als der Dickey-Fuller-Test. An dieser Stelle offenbaren sich durchaus Schwachstellen der Bewertungsmethode des ants-Ratios. Ein Test, der bei den Fehlalarmen nahezu permanent eine Quote von 100 % erreicht, schneidet besser ab als ein Test, der weniger Fehlalarme, dafür aber weniger simulierte Preisblasen identifiziert. Für die praktische Anwendung ist eine geringe Fehlalarmquote bedeutender, als eine hohe Quote korrekt identifizierter Preisblasen. Somit wäre eine höhere Gewichtung der Fehlalarmquote innerhalb des ants-Ratios gegenüber den korrekt identifizierten Preisblasen durchaus sinnvoll. Das Entscheidungskriterium für den Dickey-Fuller-Test, obwohl die

ants-Ratios bei einem 24er rollenden Fenster und einem hohen AR-Koeffizient mit dem KPSS-Test geringfügig besser abschneiden, ist, dass der Dickey-Fuller-Test insgesamt bei allen anderen Konstellationen einen wesentlich geringeren ants-Ratio generiert.²⁷

Nachfolgend wird der Variance-Ratio-Test mit Hilfe des gebildeten ants-Ratios bewertet.

4.4.2 Variance-Ratio-Test

Für die Durchführung des Variance-Ratio-Tests sind kleine Modifikationen an den generierten Zeitreihen der Monte-Carlo-Simulation notwendig, da im Variance-Ratio-Test logarithmierte Differenzen auf Korrelation untersucht werden. Damit diese logarithmierten Differenzen gebildet werden können, darf die zugrunde liegende Zeitreihe keine negativen Werte beinhalten. Deshalb werden alle Werte in der Zeitreihe, die unter dem Durchschnittswert der Dividendenrendite des DAX von 2,822549 liegen, genau auf diesen Wert gesetzt.²⁸ Anschließend wird jeweils die gesamte Zeitreihe mit genau diesem Wert addiert. Somit sind alle Werte über null und die logarithmierten Differenzen können für den Variance-Ratio-Test gebildet werden. Der Durchschnittswert der jeweils veränderten Zeitreihe entspricht somit dem des DAX 2.822549. Für die Untersuchungen in der Monte-Carlo-Simulation sind der Wertebereich und der Durchschnittswert der Zeitreihe nicht von Bedeutung. Entscheidend sind die Varianzen und die autoregressive Struktur der Zeitreihe (Choi, 1999). Da aber die Zeitreihe für die Anwendung des Variance-Ratio-Tests zwangsläufig verändert werden muss, ist die Orientierung an dem Durchschnittswert des DAX durchaus sinnvoll.

Der Variance-Ratio-Test ist ein Hypothesentest und untersucht die ersten logarithmierten Differenzen einer Zeitreihe. Sind die ersten Differenzen einer Zeitreihe unkorreliert, folgt die Zeitreihe einem Random-Walk-Prozess. In der Literatur wird die Nullhypothese beim Variance-Ratio-Test auch Random-Walk-Hypothese genannt Choi (1999).

$$H_0 : 2\pi \cdot f_{\Delta r}(0) = 1 \quad (\text{Random - Walk}) \quad (47)$$

$$H_1 : 2\pi \cdot f_{\Delta r}(0) \neq 1 \quad (48)$$

²⁷Beispielsweise ist das ants-Ratio bei einem AR-Koeffizient von 0,8, einer simulierten Preisblase von 60 und einem rollenden Fenster von 60 mit dem Dickey-Fuller-Test $5,597201 e^{-10}$ und für den KPSS-Test $4,000000 e^{-08}$.

²⁸Im Anhang 7.5 befindet sich eine genaue Auflistung der Veränderungen für jede Zeitreihe der Monte-Carlo-Simulation.

Dabei entspricht $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$. Die standardisierte Teststatistik des Variance-Ratio-Tests kann wie folgt dargestellt werden.

$$VR = \frac{\sqrt{T}}{l \left[\widehat{VR}(l) - 1 \right]} \quad (49)$$

Dabei ist $\widehat{VR}(l)$ ein konsistenter Schätzer von $2\pi \cdot f_{\Delta r}(0)$, wobei $f_x(\cdot)$ die normierte spektrale Dichtefunktion der Zeitreihe $[x_t]$ bezeichnet. Die Interpretation des Variance-Ratio-Tests erfolgt gemäß eines zweiseitigen Hypothesentests durch den Vergleich der Teststatistik mit den kritischen Werten, die von Lo und MacKinlay (1989) entnommen wurden. Die standardisierte Teststatistik des Variance-Ratio-Tests ist standardnormalverteilt. Wenn der Prüfwert der Teststatistik außerhalb des Intervalls von $-1,96$ und $1,96$ liegt, kann die Nullhypothese (random walk) bei einem Signifikanzniveau von 5 % abgelehnt werden (Choi, 1999). Falls der Prüfwert innerhalb des Intervalls $[-1.96, 1.96]$ liegt, wird die Nullhypothese (random walk) bei einem Signifikanzniveau von 5 % nicht abgelehnt.

In der nachfolgenden Tabelle ist, wie in dem Abschnitt zuvor, die Anzahl der Zeitreihen der 5000 simulierten Zeitreihen abgebildet, bei denen der Prüfwert mindestens einmal innerhalb des Intervalls von $[-1.96, 1.96]$ (Signal für nicht stationäre Zeitreihe) liegt und eine Einheitswurzel in diesem Abschnitt tatsächlich simuliert ist.

Tabelle 19: Signalisierte Perioden bei Krise (A) VR-Test

AR-Koeffizient	Länge der Preisblase	Fensterlänge			
		24	36	48	60
0.8	24	5000	5000	5000	4995
	36	5000	5000	5000	4997
	48	5000	5000	5000	5000
	60	5000	5000	5000	5000
0.9	24	5000	5000	4999	4993
	36	5000	5000	5000	4999
	48	5000	5000	5000	4999
	60	5000	5000	5000	4999
0.95	24	5000	4999	5000	4997
	36	5000	4998	5000	4998
	48	5000	4999	5000	4999
	60	5000	5000	5000	5000

Das Ergebnis ist ähnlich wie bei der Auswertung des KPSS-Tests. Der Variance-Ratio-Test signalisiert nahezu jede simulierte Einheitswurzel. Es ist auch bei dem Variance-Ratio-Test zu erkennen, dass längere simulierte Preisblasen eher identifiziert werden als kürzere simulierte Preisblasen. Ebenfalls auffällig ist, je größer der autoregressive Koeffizient ist, umso besser signalisiert der Variance-Ratio-Test die simulierten Einheitswurzeln. Im Unterschied zum KPSS-Test schneiden beim Variance-Ratio-Test kürzere rollende Fenster besser ab als längere rollende Fenster.

In der nachfolgenden Tabelle ist die Anzahl der Zeitreihen der 5000 simulierten Zeitreihen eingetragen, bei denen der Prüfwert mindestens einmal außerhalb des Intervalls von $[-1.96, 1.96]$ (Signal für stationäre Zeitreihe) liegt, obwohl eine Einheitswurzel in diesem Abschnitt tatsächlich simuliert ist.

Tabelle 20: Signalisierte Perioden bei keine Krise (B) VR-Test

AR-Koeffizient	Länge der Preisblase	Fensterlänge			
		24	36	48	60
0.8	24	10000	10000	10000	10000
	36	10000	10000	10000	10000
	48	10000	10000	10000	10000
	60	10000	10000	10000	10000
0.9	24	10000	10000	10000	10000
	36	10000	10000	10000	10000
	48	10000	10000	10000	10000
	60	10000	10000	10000	10000
0.95	24	10000	10000	10000	10000
	36	10000	10000	10000	10000
	48	10000	10000	10000	10000
	60	10000	10000	10000	10000

Genau wie beim KPSS-Test zeigen sich in den Fehlalarmen die Schwächen der Anwendung des Variance-Ratio-Tests. In jeder Periode, in der keine Einheitswurzel simuliert wurde, gab es mindestens einen Prüfwert, der innerhalb des Intervalls lag und damit eine Preisblase signalisiert. Dieses Ergebnis wird weder von der Stationaritätsstruktur, der Länge des rollenden Fensters noch von der Länge der simulierten Preisblase beeinflusst. In der nachfolgenden Tabelle sind alle Perioden abgetragen, bei denen der Prüfwert nicht einmal innerhalb des Intervalls liegt und somit kein Signal liefert, obwohl in dieser Periode eine Einheitswurzel simuliert ist.

Tabelle 21: Nicht signalisierte Perioden bei Krise (C) VR-Test

AR-Koeffizient	Länge der Preisblase	Fensterlänge			
		24	36	48	60
0.8	24	0	0	0	5
	36	0	0	0	3
	48	0	0	0	0
	60	0	0	0	0
0.9	24	0	0	1	7
	36	0	0	0	1
	48	0	0	0	1
	60	0	0	0	1
0.95	24	0	0	0	3
	36	0	0	0	2
	48	0	0	0	1
	60	0	0	0	0

Der Variance-Ratio-Test schneidet in der Analyse der Fehlalarme des Typs II sehr gut ab. Je größer das rollende Fenster wird, desto höher ist die Anzahl der Fehlalarme. Jedoch ist die Anzahl der Fehlalarme insgesamt so gering, dass dieser Anstieg weitestgehend vernachlässigt werden kann. Die Länge der simulierten Preisblase und der AR-Koeffizient haben keinen Einfluss auf die Anzahl der Fehlalarme.

In der nachfolgenden Tabelle sind alle Perioden abgetragen, bei denen keine Einheitswurzeln simuliert sind und der Prüfwert immer außerhalb des Intervalls (kein Signal) bleibt.

Tabelle 22: Nicht signalisierte Perioden bei keiner Krise (D) VR-Test

AR-Koeffizient	Länge der Preisblase	Fensterlänge			
		24	36	48	60
0.8	24	0	0	0	0
	36	0	0	0	0
	48	0	0	0	0
	60	0	0	0	0
0.9	24	0	0	0	0
	36	0	0	0	0
	48	0	0	0	0
	60	0	0	0	0
0.95	24	0	0	0	0
	36	0	0	0	0
	48	0	0	0	0
	60	0	0	0	0

Genau wie beim KPSS-Test gibt der Variance-Ratio-Test in jeder Periode, in der keine simulierte Preisblase existiert, immer mindestens ein Signal. Somit ist die Anwendung des Variance-Ratio-Tests in der Praxis ebenfalls mit erheblichen Unsicherheiten für Zentralbanken und Behörden verbunden, da auch in Zeiten, in denen keine Einheitswurzel simuliert wird, immer mindestens ein Signal gegeben wird.

In der nachfolgenden Tabelle sind ants-Ratios für den rollenden Variance-Ratio-Test dargestellt.

Tabelle 23: Ants-Ratio für jede Periode VR-Test

AR-Koeffizient	Länge der Preisblase	Fensterlänge			
		24	36	48	60
0.8	24	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.0000 e ⁻⁰⁸	4.0000 e ⁻⁰⁸
	36	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.0000 e ⁻⁰⁸	4.0000 e ⁻⁰⁸
	48	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.0000 e ⁻⁰⁸	4.0000 e ⁻⁰⁸
	60	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.0000 e ⁻⁰⁸	4.0000 e ⁻⁰⁸
0.9	24	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.0000 e ⁻⁰⁸	4.0000 e ⁻⁰⁸
	36	4.001600 e ⁻⁰⁸	4.003202 e ⁻⁰⁸	4.0016 e ⁻⁰⁸	4.0000 e ⁻⁰⁸
	48	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.0000 e ⁻⁰⁸	4.0000 e ⁻⁰⁸
	60	4.000800 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.0000 e ⁻⁰⁸	4.0000 e ⁻⁰⁸
0.95	24	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.0000 e ⁻⁰⁸	4.0000 e ⁻⁰⁸
	36	4.004004 e ⁻⁰⁸	4.002401 e ⁻⁰⁸	4.0000 e ⁻⁰⁸	4.0000 e ⁻⁰⁸
	48	4.005608 e ⁻⁰⁸	4.000800 e ⁻⁰⁸	4.0008 e ⁻⁰⁸	4.0008 e ⁻⁰⁸
	60	4.002401 e ⁻⁰⁸	4.001601 e ⁻⁰⁸	4.0008 e ⁻⁰⁸	4.0000 e ⁻⁰⁸

Ähnlich wie beim KPSS-Test erzielt auch der Variance-Ratio-Test bei fast allen Konstellationen einen ants-Ratio Wert nahe $4,000000 e^{-08}$. Die Kritik und die Begründung, den Dickey-Fuller-Test zu verwenden, ist in diesem Fall die gleiche wie beim KPSS-Test. Im nachfolgendem Abschnitt wird der Phillips-Perron-Test mit Hilfe des gebildeten ants-Ratios bewertet.

4.4.3 Phillips-Perron-Test

Der Phillips-Perron-Test ist eine Alternative zum Dickey-Fuller-Test. Sie unterscheiden sich in der Berücksichtigung der Abhängigkeitsstruktur. Beim Dickey-Fuller-Test erfolgt diese Berücksichtigung mit Hilfe einer Spezifikation eines autoregressiven Prozesses p-ter Ordnung beziehungsweise durch das Einbeziehen der ersten Differenzen. Beim Philipps-Perron-Test erfolgt dies mit einer nicht-parametrischen Korrektur der t-Teststatistik (Hackl, 2008). Beim Phillips-Perron-Test wird ähnlich wie beim Dickey-Fuller-Test folgendes Modell geschätzt.

$$\Delta Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + u_t \quad (50)$$

Wobei u_t für die Residuen steht, die einem weißen Rauschen entsprechen. Ist $\rho = 0$ ist der Prozess stationär (Phillips und Perron, 1988). Somit ergeben sich folgende Hypothesen

für den Phillips-Perron-Test.

$$H_0 : \rho \neq 0 \quad \text{Zeitreihe ist nicht stationär} \quad (51)$$

$$H_1 : \rho = 0 \quad \text{Zeitreihe ist stationär} \quad (52)$$

Die Berechnung der t-Teststatistik erfolgt exakt wie beim Dickey-Fuller-Test. Der Unterschied liegt darin, dass zur Berechnung der t-Teststatistik beim Phillips-Perron-Test nicht die Differenzen der Zeitreihe mit einer verzögerten Beobachtung regressiert werden, sondern die tatsächlichen Beobachtungen. Die angepasste Teststatistik ist wie folgt definiert.

$$t_{\hat{\rho}} := \frac{\hat{\rho}_n - 1}{\hat{\sigma}} \quad (53)$$

Wobei $\hat{\rho}$ der geschätzte autoregressive Koeffizient und $\hat{\sigma}$ die geschätzte Varianz der Residuen ist. Somit ergibt sich, dass ein P-Wert, der kleiner als das Signifikanzniveau von 5 % ist, dazu führt, dass die Nullhypothese abgelehnt werden kann und die Zeitreihe stationär ist.

In der nachfolgenden Tabelle ist die Anzahl der Zeitreihen der 5000 simulierten Zeitreihen eingetragen, bei denen der P-Wert mindestens einmal größer als 0,05 (Signal für nicht stationäre Zeitreihe) ist und eine Einheitswurzel in diesem Abschnitt tatsächlich simuliert ist.

Tabelle 24: Signalisierte Perioden bei Krise (A) PP-Test

AR-Koeffizient	Länge der Preisblase	Fensterlänge			
		24	36	48	60
0.8	24	5000	5000	5000	4999
	36	5000	5000	4999	4999
	48	5000	5000	5000	5000
	60	5000	5000	5000	5000
0.9	24	5000	5000	5000	5000
	36	5000	5000	5000	5000
	48	5000	5000	5000	5000
	60	5000	5000	5000	5000
0.95	24	5000	5000	5000	5000
	36	5000	5000	5000	5000
	48	5000	5000	5000	5000
	60	5000	5000	5000	5000

In diesem Segment schneidet der Phillips-Perron-Test sehr gut ab. Er signalisiert nahezu jede simulierte Einheitswurzel. Es ist zu erkennen, dass die Längen der simulierten Preisblasen keinen Einfluss auf die Identifikationsfähigkeit des Phillips-Perron-Tests haben. Der einzige Unterschied, der zu erkennen ist, ist, dass ein kleiner autoregressiver Koeffizient von 0,8 bei einer Fensterlänge von 60 und 48 nicht in der Lage ist, alle Perioden mit kleinen simulierten Einheitswurzeln zu identifizieren. Von 5000 Perioden signalisiert der Phillips-Perron-Test nur 4999 simulierte Preisblasen.

In der nachfolgenden Tabelle ist die Anzahl der Zeitreihen der 5000 simulierten Zeitreihen eingetragen, bei denen der P-Wert mindestens einmal kleiner als 0,05 (Signal für stationäre Zeitreihe) ist, obwohl in diesem Abschnitt keine Einheitswurzel simuliert ist.

Tabelle 25: Signalisierte Perioden bei keine Krise (B) PP-Test

AR-Koeffizient	Länge der Preisblase	Fensterlänge			
		24	36	48	60
0.8	24	10000	10000	10000	10000
	36	10000	10000	10000	10000
	48	10000	10000	10000	10000
	60	10000	10000	10000	10000
0.9	24	10000	10000	10000	10000
	36	10000	10000	10000	10000
	48	10000	10000	10000	10000
	60	10000	10000	10000	10000
0.95	24	10000	10000	10000	10000
	36	10000	10000	10000	10000
	48	10000	10000	10000	10000
	60	10000	10000	10000	10000

In diesem Segment der Fehlertypen I schneidet der Phillips-Perron-Test ähnlich wie die anderen konventionellen Stationaritätstests sehr schwach ab. In jeder Periode, in der keine Einheitswurzel simuliert wurde, gab es mindestens einen P-Wert, der größer als 0,05 ist und damit eine Preisblase signalisiert. Es ist keine Aussage darüber möglich, ob das Ergebnis von der Stationaritätsstruktur, der Länge des rollenden Fensters oder von der Länge der simulierten Preisblase beeinflusst wird, da alle 10000 möglichen Perioden, in denen keine Einheitswurzel simuliert wurde, mindestens ein Signal enthalten haben. In der nachfolgenden Tabelle sind alle Perioden abgetragen, bei denen der P-Wert nicht einmal über 0,05 liegt und somit kein Signal liefert, obwohl in dieser Periode eine Einheitswurzel simuliert ist.

Tabelle 26: Nicht signalisierte Perioden bei Krise (C) PP-Test

AR-Koeffizient	Länge der Preisblase	Fensterlänge			
		24	36	48	60
0.8	24	0	0	0	1
	36	0	0	1	1
	48	0	0	0	0
	60	0	0	0	0
0.9	24	0	0	0	0
	36	0	0	0	0
	48	0	0	0	0
	60	0	0	0	0
0.95	24	0	0	0	0
	36	0	0	0	0
	48	0	0	0	0
	60	0	0	0	0

Diese Art von Fehlalarmen sind mit der Anwendung des Philipps-Perron-Tests sehr gering. Er übersieht bei einem AR-Koeffizienten von 0,8, einer simulierten Preisblase von 24 und einem 60er rollenden Fenster lediglich eine Periode, in der tatsächlich eine Einheitswurzel existent ist. Bei einer simulierten Länge der Preisblase von 36 mit gleichem autoregressiven Koeffizienten ist es ebenfalls eine verpasste Periode bei jeweils einem rollenden Fenster von 48 und 60. Aus diesem Anstieg lässt sich entnehmen, dass längere rollende Fenster schlechtere Ergebnisse erzielen als kürzere Fenster. Schlussfolgerungen bezüglich des Einflusses des autoregressiven Koeffizienten können kaum gezogen werden. Eine Möglichkeit der Interpretation könnte sein, dass mit zunehmenden AR-Koeffizienten der Test bessere Ergebnisse erzielt, weil er bei langen rollenden Fenstern und kurzen simulierten Preisblasen mit einem AR-Koeffizienten keine Fehlalarme produziert. In der nachfolgenden Tabelle sind alle Perioden abgetragen, bei denen keine Einheitswurzeln simuliert sind und der P-Wert immer unter 0,05 (kein Signal) bleibt.

Tabelle 27: Nicht signalisierte Perioden bei keiner Krise (D) PP-Test

AR- Koeffizient	Länge der Preisblase	Fensterlänge			
		24	36	48	60
0.8	24	0	0	0	0
	36	0	0	0	0
	48	0	0	0	0
	60	0	0	0	0
0.9	24	0	0	0	0
	36	0	0	0	0
	48	0	0	0	0
	60	0	0	0	0
0.95	24	0	0	0	0
	36	0	0	0	0
	48	0	0	0	0
	60	0	0	0	0

Der Phillips-Perron-Test gibt innerhalb der Perioden immer mindestens ein Signal, in denen jedoch keine simulierte Preisblase existent ist. Dieses Ergebnis macht diesen Test als Stationaritätstest zur Identifikation von Preisblasen für Zentralbanken und Behörden, wie auch die konventionellen Tests zuvor, weitestgehend unbrauchbar.

In der nachfolgenden Tabelle sind *ants*-Ratios für den rollenden Philipps-Perron-Test dargestellt.

Tabelle 28: Ants-Ratio für jede Periode PP-Test

AR-Koeffizient	Länge der Preisblase	Fensterlänge			
		24	36	48	60
0.8	24	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸
	36	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸
	48	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸
	60	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸
0.9	24	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸
	36	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸
	48	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000800 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸
	60	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸
0.95	24	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸
	36	4.000800 e ⁻⁰⁸	4.000800 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸
	48	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸
	60	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸	4.000000 e ⁻⁰⁸

Auch bei der Anwendung des Philipps-Perron-Tests zeigen sich die Schwächen der Beurteilungsmethode mit Hilfe des ants-Ratios. Die ants-Ratios ergeben in jeder Konstellation bis auf zwei Ausnahmen einen Wert von $4,000000 e^{-08}$. Das der Dickey-Fuller-Test für die Anwendung auf die logarithmierten Dividendenrenditen ausgewählt wurde, liegt daran, dass die ants-Ratio-Werte insgesamt in allen Konstellationen geringer sind und in allen konventionellen Stationaritätstests höhere Fehlalarmquoten als beim Dickey-Fuller-Test ausweisen.

Im nachfolgenden Abschnitt wird der Dickey-Fuller-Test auf logarithmierte Dividendenrenditen von europäischen Aktienpreisindices angewendet.

4.5 Anwendung des Indikators auf europäische Aktienpreisindices

In diesem Abschnitt werden logarithmierte Dividendenrenditen für bestimmte europäische Aktienindices berechnet und mit Hilfe des Dickey-Fuller-Tests auf Aktienpreisblasen getestet. Die Lag-Anzahl wird mit dem AIC-Kriterium ermittelt.

Die Daten für diese Untersuchung stammen von Thomas Reuters Datastream. Es wird, wie zuvor beschrieben, der Dickey-Fuller-Test in 24er Fenstern auf logarithmierte Dividendenrenditen angewendet. Wie in Abschnitt 4.2.4 beschrieben, generiert der Indikator sowohl Signale für positive als auch für negative Aktienpreisblasen. In der nachfolgenden Anwendung des Indikators auf die europäischen Aktienpreisindices liegt der Fokus besonders auf den positiven Signalen, weil diese die für Volkswirtschaften gefährlichen Überbewertungen der Aktien signalisieren. Aus diesem Grund werden die Signale für negative Aktienpreisblasen aussortiert.

4.5.1 Deutschland - DAX

In diesem Abschnitt wird der Indikator auf den Leitindex DAX aus Deutschland für den Zeitraum von 12.1970 bis 06.2011 angewendet. Die Signale werden mit einem kritischen Wert von null, einem 24er Fenster, einem LAG von eins und den logarithmierten Dividendenrenditen des DAX ermittelt. Die LAG-Länge wurde mittels AIC-Kriterium ermittelt, die in der nachfolgenden Tabelle dargestellt sind.

Tabelle 29: AIC-Kriteria DAX

Lag			
1	2	3	4
-499,56039	-25,48811	220,36465	390,49496

Das AIC-Kriterium hat bei einer LAG-Länge von eins den höchsten Informationsgehalt. Aus diesem Grund wird der Indikator mit einem rollenden Dickey-Fuller-Test mit einer Lag-Länge von eins auf die logarithmierten Dividendenrenditen des DAX angewendet. Im Anhang 7.6 befinden sich Darstellungen der gegebenen Signale für weitere LAG-Längen.

Damit die gegebenen Signale des Indikators bewertet werden können, werden diese in der nachfolgenden Tabelle mit den aus der wissenschaftlichen Literatur ermittelten Aktienpreisbooms bzw. Krisen mit Auswirkungen auf den Aktienindex DAX dargestellt. Hülsewig und Wollmershäuser (2006) haben für die Aktienpreisbooms eine geeignete

Übersicht unter anderem für Deutschland und Großbritannien über vergangene Aktienpreisblasen erstellt und diese soll in diesem Abschnitt als Grundlage dienen.²⁹ Als Identifikationsmethode haben sie einen HP-Filter und die Bry-Boschan-Methode miteinander kombiniert. Diese Übersicht deckt sich mit den Ergebnissen der Arbeiten von Alessi und Detken (2011), Bordo und Jeanne (2002a) sowie Dreger und Kholodilin (2011a).

Tabelle 30: Aktienpreisblasen im DAX

Blase	Hochpunkt	Signal
Nifty-Fifty-Blase/ Ölpreiskrise	-	07. - 10.1973
Silberspekulationsblase	1980:2	02.- 05.1978, 07.1978 sowie 10.1978
-	-	01.1981 sowie 03. - 04.1981
87er Börsencrash	1986:2	-
Wiedervereinigung	1990:2	12.1988
-	-	02. - 03.1992, 05. - 08.1992
New-Economy-Blase	2000:1	09. - 10.1996
-	-	06. - 07.2003, 10.2003 - 02.2004

Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an Hülsewig und Wollmershäuser (2006)

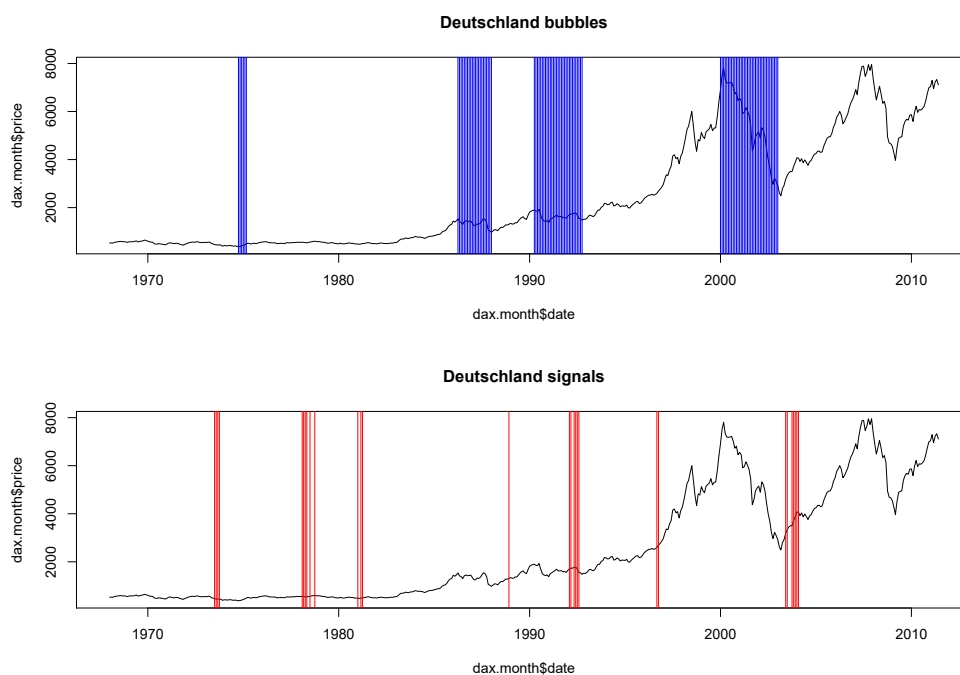
Wie in Abschnitt 4.2.4 bereits beschrieben, ist der Indikator in der Lage, sowohl positive als auch negative Aktienpreisblasen zu signalisieren. In der vorangegangenen Tabelle stehen die blauen Werte für Signale, die für eine negative Aktienpreisblase stehen, und die roten Werte für Signale, die für eine positive Aktienpreisblase stehen. Die Entscheidung, ob es sich um ein positives oder negatives Signal handelt, wird in dieser Arbeit an Hand der fünf vorherigen Dividendenrenditen getroffen. Sind die fünf vorherigen Dividendenrenditen größer als die Dividendenrendite, bei der das Signal gegeben wurde, wird das Signal als negativ kategorisiert und somit mit blau in die Tabelle eingetragen. Sind die fünf vorherigen Dividendenrenditen kleiner als die Dividendenrendite, bei der das Signal gegeben wurde, wird das Signal als positiv kategorisiert und mit rot in die Tabelle eingetragen. Die Begriffe positiv und negativ beinhalten in diesem Fall keine Wertung, sondern beschreiben lediglich die Bewegung des Indices. Bei einem Signal für

²⁹Wichtig ist, an dieser Stelle zu erwähnen, dass die aus der Literatur ermittelten Hoch- und Tiefpunkte bzw. Start- und Endzeitpunkte der Aktienpreisblasen nicht bindend sind. Es ist nicht möglich ein bestimmtes bzw. natürliches Ende oder Anfang einer Aktienpreisblase auszumachen. Der Indikator jedoch signalisiert die bevorstehenden Aktienpreisblasen immer wesentlich früher als die in der wissenschaftlichen Literatur angegebenen Hochpunkte. Das ist von entscheidender Bedeutung für Zentralbanken und Behörden.

eine negative Aktienpreisblase wird sich der Index nach unten bewegen und bei einem Signal für eine positive Aktienpreisblase wird sich der Index nach oben bewegen. Diese Kategorisierung gilt ebenfalls für die Anwendung des Indikators auf die nachfolgenden europäischen Indices.

In der nachfolgenden Darstellung sind die aus der Literatur zusammengetragenen Aktienpreisblasen in der ersten Grafik in Form von blauen Balken und die gegebenen Signale des Indikators in der zweiten Grafik mit roten Linien veranschaulicht.

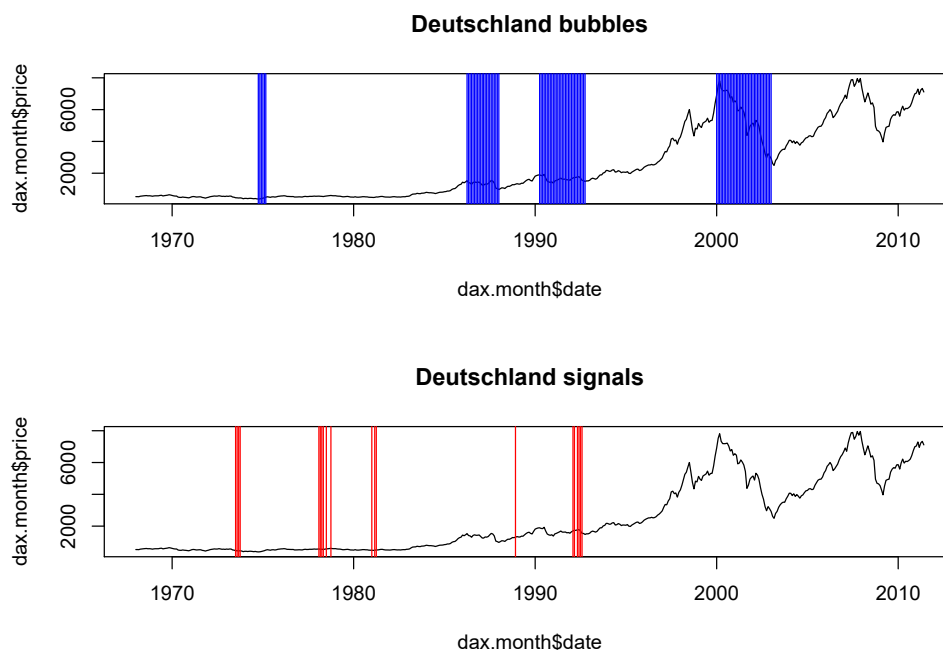
Abb. 10: Signalisierte Preisblasen DAX LAG=1 24F



Quelle: Eigene Darstellung

In dieser Grafik sind Signale sowohl für positive als auch für negative Aktienpreisblasen dargestellt. Wie bereits in der Tabelle 30 zu erkennen ist, sind die Signale, die an den Daten 09.1996, 10.1996, 06.2003, 07.2003 sowie 10.2003, 11.2003, 12.2003, 01.2004, 02.2004 gegeben wurden, Signale für negative Aktienpreisblasen. Diese Signale sind in der nachfolgenden Darstellung entfernt worden.

Abb. 11: Pos. signalisierte Preisblasen DAX LAG=1 24F



Quelle: Eigene Darstellung

Das erste Signal für eine positive Aktienpreisblase wird von dem Indikator vom 07. - 10.1973 gegeben. Hülsewig und Wollmershäuser (2006) identifizieren für Deutschland keinen Hochpunkt für die sogenannte Nifty-Fifty-Preisblase. Bei der Betrachtung des DAX hat die Aktienpreisblase Anfang 1976 ihren Hochpunkt und baut sich Ende 1974 auf (siehe Anhang 7.7). Demnach signalisiert der Indikator circa 12 - 18 Monate die Preisblase, bevor die Nifty-Fifty-Blase im DAX ihren Hochpunkt erreicht. Die Nifty-Fifty-Blase ist eine Aktienpreisblase, die ihren Ursprung in den USA hat (Siegel, 2003). Der Begriff „Nifty-Fifty“ steht für die 50 beliebtesten Unternehmen der USA in den 60er Jahren. Anleger waren in dieser Zeit bereit, für diese Unternehmen ein vielfaches des Gewinns pro Aktie für eine Beteiligung zu zahlen (Siegel, 1995). Diese Preisblase gilt als internationale Preisblase und hatte demnach Auswirkungen auf den DAX (Baker und Wurgler, 2007). Als Auslöser des Platzens der Nifty-Fifty-Blase werden die Konflikte im Nahen Osten und die daraus resultierende Ölpreiskrise gesehen. Die OPEC-Staaten beschlossen im Oktober 1973 als Reaktion auf den Yom-Kippur-Krieg eine Reduktion des Erdölangebots um 5 % im Vergleich zum Niveau im September (Karlsch und Stokes, 2003). Diese Maßnahme und der teilweise komplette Lieferboykott für Rohöl in die

westliche Welt sorgten durch den gestiegenen Ölpreis für ansteigende volkswirtschaftliche Produktionskosten. Die resultierende wirtschaftliche Rezession und die gestiegene Unsicherheit bei den Marktteilnehmern ließen die Unternehmensinvestitionen sowohl in den USA als auch in Deutschland sinken und sorgten somit für das Platzen der Nifty-Fifty-Blase. Die Nifty-Fifty-Preisblase konnte mit dem Indikator identifiziert werden, obwohl sie ihren Ursprung in den USA hat. Die spekulativen Übertreibungen in den USA haben demnach auch Auswirkungen in den Dividendenrenditen des DAX gehabt, die der Indikator zu signalisieren in der Lage war. Die Dividenden blieben bei steigenden Aktienkursen weitestgehend gleich, da die fundamentalen Unternehmensergebnisse keine Dividendensteigerungen rechtfertigten.

Die Signale 02. - 05.1978, 07.1978 sowie 10.1978 identifizieren die von Hülsewig und Wollmershäuser (2006) nicht dokumentierte Silberspekulationsblase. Ende der 1970er Jahre entwickelte sich eine Euphorie am Silbermarkt. So stieg der Silberpreis ab 1973 von 3 US-Dollar je Unze bis 1980 auf 52 US-Dollar je Unze. Die New Yorker Warenbörse COMEX änderte 1980 die Silberhandelsbedingungen und brachte damit den stark gestiegenen Silberpreis zu Fall. Die Auswirkungen dieser Preisblase waren für die Aktienmärkte im Vergleich zu anderen Preisblasen sowohl in den USA als auch in Deutschland sehr gering. Putnoki (2010) begründet diese schwachen Auswirkungen mit der geringen Anzahl von Personen, die sich an den Spekulationen am Silbermarkt beteiligt haben. Der Indikator war in der Lage, diese durch die Silberspekulationsblase induzierte Übertreibung im deutschen Leitindex DAX zu identifizieren.³⁰ Diese Preisblase konnte von dem Indikator 27 Monate vor dem Hochpunkt signalisiert werden.

Die Signale 01.1981 sowie 03. - 04.1981 können nur als Fehllarme interpretiert werden. Diese als Signale für den Börsencrash 1987 zu interpretieren, scheint etwas abwegig zu sein. Der Hochpunkt im DAX ist nach Hülsewig und Wollmershäuser (2006) im 2. Quartal 1986. Somit wäre das Signal für die Entstehung dieser Krise knapp fünf Jahre zuvor gegeben worden. Eine solch große Zeitspanne bringt ebenfalls Unsicherheit für Zentralbanken und Behörden mit sich und wird deshalb als Fehlsignal interpretiert.

Der Börsencrash am 19.10.1987 ist in der Literatur auch bekannt unter der Bezeichnung „Black Monday“ (Schwert, 1990). Auch diese Krise hat ihren Ursprung in den USA. Die wichtigsten Aktienindices der USA hatten einen Rückgang von 30 % und mehr zu verzeichnen (Sornette et al., 1996). In dem betreffenden Monat sind die wichtigsten Märkte auf der ganzen Welt eingebrochen. In der Grafik 11 ist ebenfalls ein typischer Preisblasenverlauf im DAX zu erkennen. Gegen Mitte der 1980er Jahre kommt es zu

³⁰Im Anhang 7.7 befinden sich Grafiken, die die einzelnen Preisblasen und Signale einzeln und damit deutlicher darstellen.

einem langsamen aber kontinuierlichen Anstieg bis zum Höchststand in 08.1987 von 1570,28 Punkten. Im Januar 1987 rutscht der DAX dann auf 956,78 Punkte und bricht somit um 39,07 % ein. Eine Erklärung, warum diese Preisblase nicht vom Indikator signalisiert wurde, ist, dass die wirtschaftlichen Fundamentaldaten in Deutschland einen solchen Preisanstieg durchaus rechtfertigten (Pehl, 1987). So wächst das reale Bruttoinlandsprodukt 1986 zum Vorjahr um 2,5 % und die Außenhandelsbilanz erzielt einen Rekordüberschuss von etwa 110 Milliarden DM. Diese positive wirtschaftliche Entwicklung in Deutschland ist maßgeblich für den Anstieg der Aktienkurse und der Dividenden verantwortlich. Somit bleibt die logarithmierte Dividendenrendite stationär und gibt in diesem Fall kein Signal. Dass der DAX mit einem heftigen Kursrutsch auf den in den USA entstandenen „Black Monday“ reagiert, kann mit der gesunkenen weltwirtschaftlichen Nachfrage und der gestiegenen Unsicherheit erklärt werden. Ein derartiger Börsencrash ist verantwortlich für die fundamental nicht gerechtfertigte Kapitalflucht aus dem deutschen Aktienindex DAX. An dieser Stelle zeigt sich, dass der Indikator länderübergreifend angewendet werden sollte. Der Indikator identifiziert lediglich Preisblasen, keine wirtschaftlichen Krisen. Demnach war der Indikator nicht in der Lage diesen Kursrutsch des DAX zu prognostizieren, da die Ursache nicht in der spekulativen Übertreibung innerhalb des DAX, sondern an den Märkten in den USA lag. Ganz im Gegenteil, der Kursanstieg im DAX vor dem „Black Monday“ war durchaus fundamental gerechtfertigt und hat demnach die Dividenden ansteigen lassen. Somit bleiben die Dividendenrenditen des DAX stationär und der Indikator gibt kein Signal für eine Preisblase.

Die nächste Aktienpreisblase, die von Hülsewig und Wollmershäuser (2006) bestätigt wird, ist der sogenannte „Vereinigungsboom“ und ist von 01.1989 bis 09.1990 datiert. Am 01.09.1988 hat der DAX noch einen Stand von 1152,99 Punkten. Bis zum 30.03.1990 erhöht sich der Stand auf den Höhepunkt der Preisblase von 1968,55 Punkten. Das entspricht einem Anstieg von 70,73 % in 1,5 Jahren. Am 28.09.1990 fiel der deutsche Leitindex um 32,19 % auf 1334,89 Punkte. Der Vereinigungsboom hat seinen Ursprung auf dem Immobilienmarkt im wiedervereinten Deutschland. Anleger investierten massiv in ostdeutsche Wohn- und Büroimmobilien mit der Erwartung hoher Wachstumsraten und steigender Immobilienpreise (Dreger und Kholodilin, 2013). Dieser Boom am Immobilienmarkt und die positiven Erwartungen über die wirtschaftliche Entwicklung übertrugen sich auf den Aktienmarkt. Der DAX stieg an, obwohl sich die fundamentalen Daten der Unternehmen nicht geändert haben. Als dann die Immobilienpreise stagnierten, konsolidierten auch die Aktienkurse und die spekulativen Übertreibungen waren beendet. Das Signal des Indikators für den Vereinigungsboom wird in 12.1988 gegeben. Demnach kann der Indikator die Aktienpreisblase zehn Monate vor ihrem höchsten Punkt anzeigen, was

Zentralbanken und Behörden genügend Zeit für Handlungen einräumt. Ein Signal für die sogenannte „New-Economy-Blase“ wird von dem Indikator nicht gegeben. In der Literatur ist diese Preisblase von 04.1997 bis 03.2000 datiert. Weshalb der auf den DAX angewendete Indikator diese Preisblase nicht signalisiert wird deutlich, wenn die Zusammensetzung des Deutschen Aktienleitindex und der Verlauf der New-Economy-Blase betrachtet werden. Die New-Economy-Blase subsumiert die Spekulationen von Anlegern bezogen auf hohe Gewinnerwartungen von Technologieunternehmen und steigenden Aktienkursen durch technologische Innovationen wie zum Beispiel das Internet oder das Mobilfunktelefon (Meshnuni, 2012). Es kam zu einer Vielzahl von Unternehmensneugründungen sowie Börsengängen dieser Unternehmen. Der wohl berühmteste deutsche Börsengang war der der Deutschen Telekom im Jahr 1996. Diese Aktie wurde am 15.11.1996 zu einem Preis von 16,97 DM emittiert. Im Jahr 2000 stieg der Kurs der Aktie bis auf 103,50 DM an. Die Deutsche Telekom war das einzige Unternehmen der New-Economy, das in den DAX aufgenommen wurde. Alle anderen neugegründeten (Technologie-) Unternehmen, die für die Entstehung der New-Economy-Blase verantwortlich waren, waren nicht im DAX enthalten.³¹ Unternehmen wie Brokat, Gigabell und Infomatec, deren Unternehmensgewinne massiv überschätzt wurden, waren nicht im DAX gelistet. Das Unternehmen Brokat ist ein in Stuttgart gegründetes Softwareunternehmen, das auf den internationalen Finanzmärkten für viel Aufmerksamkeit sorgte. So beteiligte sich beispielsweise im Jahr 1999 der US-amerikanische Softwarehersteller Intel mit 20 Mio DM an Brokat (Borchers, 2010). Fast ein Jahr später, im Oktober 2000, überbot Siemens diese spekulative Übertreibung mit einer Beteiligung von 141 Mio DM, obwohl bis zu diesem Zeitpunkt das Unternehmen noch keine Gewinne generierte (Zeise, 2008). Sogar die Geschäftsführung von Brokat überschätzte sich. So prognostizieren sie einen Geschäftsumsatz für das Jahr 2003 von knapp einer Milliarde DM (Zeise, 2008). Im Februar 2001 verkündete Brokat einen Verlust für das Jahr 2000 von 53,5 Euro. Am 23. November 2001 war Brokat gezwungen Insolvenz anzumelden. Ähnlich war der Verlauf bei dem Unternehmen Infomatec, einem Geschäft mit Software für das interaktive Fernsehen. Die Aktie dieses Unternehmens startete mit 27 Euro am Kapitalmarkt und stieg bis auf 290 Euro je Aktie an (Zeise, 2008). Diese Überbewertung von Technologieunternehmen konnte von dem Indikator nicht identifiziert werden, da keines der Unternehmen, außer der Deutschen Telekom, im DAX gelistet war. Damit die New-Economy-Blase von dem Indikator signalisiert hätte werden können, hätte er nicht auf den DAX angewendet

³¹DAX-Unternehmen Stand 2000: Allianz, BMW, Deutsche Lufthansa, RWE, BASF, Commerzbank, Henkel, Siemens, Bayer, Deutsche Bank, Linde, Volkswagen, Schering, MAN, Preussag, SAP, Metro, Munich Re, Deutsche Telekom, Adidas, HypoVereinsbank, DaimlerChrysler, ThyssenKrupp, Fresenius Medical Care, E.ON, Infineon, Degussa, Epcos, KarstadtQuelle, Dresdner Bank.

werden müssen sondern auf einen Index, der diese überbewerteten Unternehmen gelistet hat.

Dass der Indikator den Kursanstieg bis 2007 nicht als Preisblase signalisiert, ist ebenfalls als korrekt zu interpretieren. Die wirtschaftliche Entwicklung in Deutschland nach dem Platzen der New-Economy-Blase war sehr positiv und rechtfertigte einen solchen Anstieg des DAX (Statistisches Bundesamt, 2006). Demnach steigen auch die Dividenden der Unternehmen und die Dividendenrendite bleibt konstant. Der Einbruch der Aktienkurse des DAX ist ähnlich wie beim Börsencrash von 1987 mit dem Zusammenbruch des US-amerikanischen Finanzmarktes bzw. dem Ausfall der Sub-Prime-Kredite zu erklären. Die daraus resultierende Unsicherheit der Marktteilnehmer bezüglich der Weltwirtschaft sorgte für einen Rückgang der Aktienkurse des DAX und nicht das Platzen einer Preisblase im deutschen Leitindex.

Es zeigt sich, dass der Indikator durchaus in der Lage ist, Preisblasen zu identifizieren, wenn die dem Indikator zugrunde liegenden Daten die spekulativen Übertreibungen beinhalten. Er ist auch durchaus in der Lage übertriebene Spekulationen in Deutschland, die durch die Entstehung einer Krise oder Preisblase in einer anderen Volkswirtschaft entstanden sind, zu identifizieren. Beispiele dafür sind die Nifty-Fifty-Blase und die Silberspekulationsblase. Der Indikator ist nicht mit einem Krisenindikator zu verwechseln. So ist der Börsencrash 1987 nicht durch übertriebene Spekulationen sondern durch eine fundamental gerechtfertigte wirtschaftliche Entwicklung entstanden und berechtigt nicht signalisiert worden. Wie sensibel der Indikator gegenüber dem Informationsgehalt der Datenlage ist, zeigt sich bei der New-Economy-Blase. Die charttechnische Betrachtung des DAX bestätigt einen typischen Preisblasenverlauf, kann aber mit der Anwendung des Indikators auf die logarithmierten Dividendenrenditen des DAX nicht bestätigt werden. Wäre der Indikator auf einen Index von allen Technologieunternehmen, die von 1995 bis 1999 an die Börse gegangen sind, angewendet worden, wäre diese Preisblase aller Voraussicht nach signalisiert worden. Somit ist für die Anwendung des Indikators in Echtzeit zu empfehlen, einerseits unterschiedlich große Volkswirtschaften zu betrachten und andererseits verschiedene Sektoren innerhalb der Volkswirtschaften zu untersuchen. Ein Indikator, der nur auf die Leitindizes angewendet würde, liefe Gefahr, Preisblasen nicht zu signalisieren.

4.5.2 Großbritannien - FTSE

In diesem Abschnitt wird der Indikator auf den Leitindex FTSE aus dem Vereinigten Königreich Großbritannien für den Zeitraum von 11.1988 bis 06.2016 angewendet. Die Signale werden mit einem kritischen Wert von null, einem 24er Fenster, einem Lag von

eins und den logarithmierten Dividendenrenditen des FTSE ermittelt. Die Lag-Länge wurde mittels AIC-Kriterium ermittelt, die in der nachfolgenden Tabelle dargestellt sind.

Tabelle 31: AIC-Kriterien FTSE

Lag			
1	2	3	4
-243,8412	66,71715	190,6825	277,1462

Ähnlich wie zuvor beim DAX hat auch für den FTSE eine Lag-Länge von eins den höchsten Informationsgehalt. Die gegebenen Signale für höhere Lags befinden sich im Anhang 7.8. Ähnlich der Vorgehensweise wie beim DAX werden die gegebenen Signale des Indikators in der nachfolgenden Tabelle den von Hülsewig und Wollmershäuser (2006) bestätigten Preisblasen in Großbritannien gegenübergestellt. Bei der Anwendung des Indikators auf den Leitindex Großbritanniens ergibt sich der Vorteil, dass die gegebenen Signale auch mit den Signalen von Taipalus (2012) verglichen werden können, da auch sie den Indikator auf diesen Markt angewendet hat (siehe Anhang 7.9).

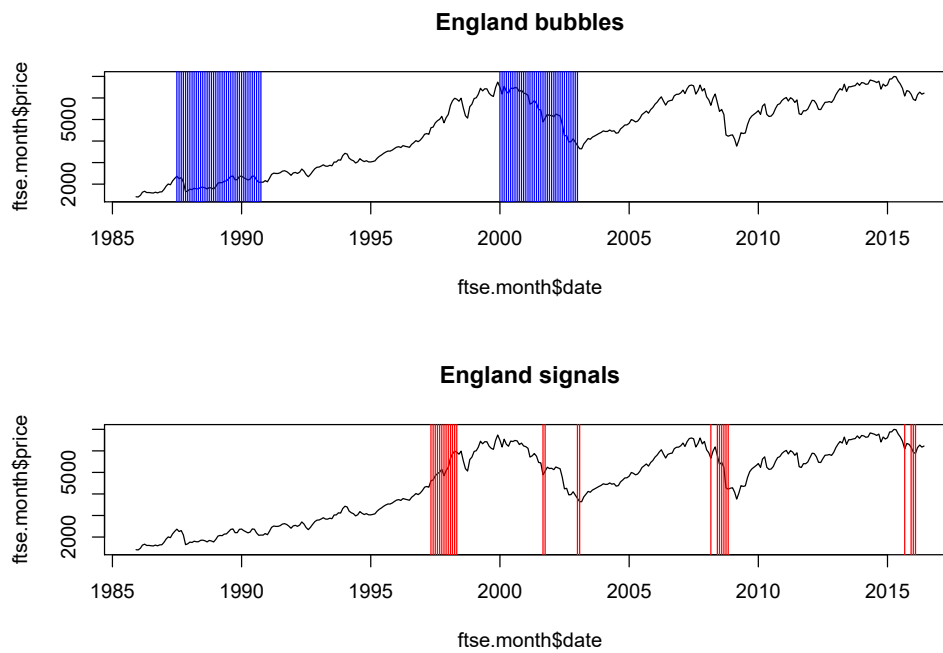
Tabelle 32: Aktienpreisblasen im FTSE

Blase	Hochpunkt	Signal
87er Börsencrash	1987:3	-
New-Economy-Blase	2000:1	05.1997 - 05.1998
-	-	09. - 10.2001
-	-	01. - 02.2003
-	-	03.2008, 06. - 11.2008
-	-	09.2015, 12.2015 - 02.2016

Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an Hülsewig und Wollmershäuser (2006)

In der vorangegangenen Tabelle stehen die blauen Werte wieder für Signale, die für eine negative Aktienpreisblase stehen, und die roten Werte für Signale, die für eine positive Aktienpreisblase stehen. In der nachfolgenden Darstellung sind die aus der Literatur zusammengetragenen Aktienpreisblasen in der ersten Grafik übereinstimmend zu der Darstellung im vorherigen Abschnitt in Form von blauen Balken und die gegebenen Signale des Indikators in der zweiten Grafik mit roten Linien veranschaulicht.

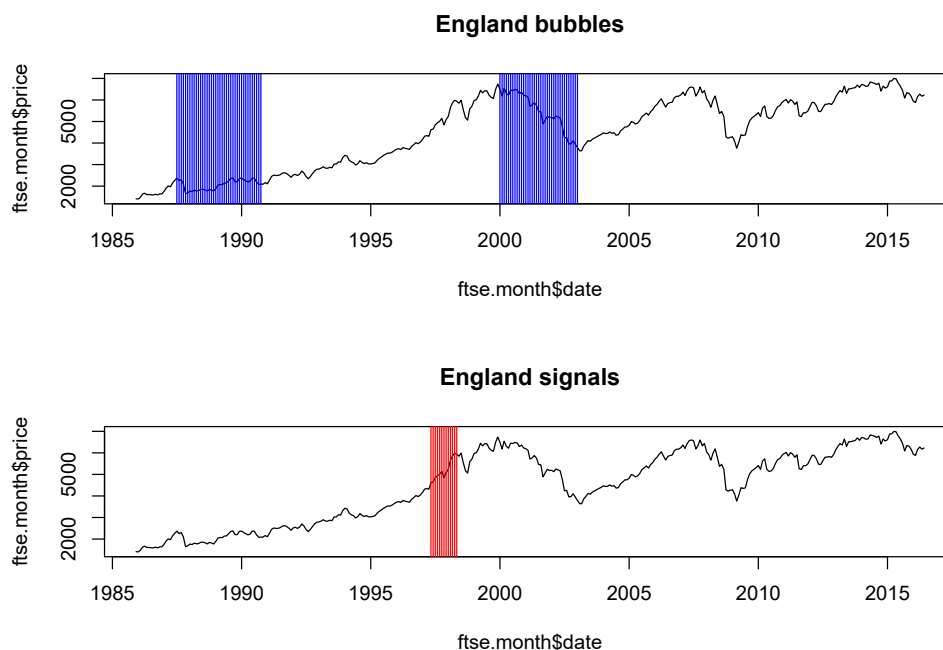
Abb. 12: Signalisierte Preisblasen FTSE Lag=1 24F



Quelle: Eigene Darstellung

In der nachfolgenden Grafik sind die negativen Aktienpreisblasen (09.2001, 10.2001, 01.2003, 02.2003, 03.2008, 06.2008, 07.2008, 08.2003, 09.2008, 10.2008, 11.2008, 09.2015, 12.2015, 01.2016, 02.2016) entfernt.

Abb. 13: Pos. signalisierte Preisblasen FTSE Lag=1 24F



Quelle: Eigene Darstellung

Nachdem alle Signale für negative Preisblasen entfernt wurden, bleiben lediglich die Signale für positive Preisblasen von 05.1997 bis 05.1998 bestehen. Das bedeutet, dass der Indikator in der Lage ist, die New-Economy-Blase in Großbritannien zu signalisieren, jedoch den Börsencrash 1987 verfehlt.

Es gibt zwei Möglichkeiten, das nicht gegebene Signal für den Börsencrash am sogenannten „Black Monday“ zu erklären. Zum einen befand sich Großbritannien in einem wirtschaftlichen Aufschwung. Im Jahr 1987 betrug die jährliche Veränderung des Bruttoinlandsprodukts Großbritanniens 5,6 % und die Arbeitslosigkeit sank um 0,4 % (The World Bank, 1987). Großbritannien befand sich nach der restriktiven Wirtschaftspolitik von Margaret Thatcher zum Anfang der 1980er Jahre in einer wirtschaftlichen Boomphase. Die Euphorie und Prognosen der Marktteilnehmer waren entsprechend positiv. Damit kann der Anstieg des FTSE ab 1986 als durchaus fundamental gerechtfertigt betrachtet werden. Somit folgt dem Aktienkursanstieg ein Anstieg der Dividenden und die Dividendenrenditen der Unternehmen des FTSE blieben damit stationär. Ein Signal des Indikators bleibt demzufolge korrekterweise aus. Zum zweiten wird der erste Koeffizient in 11.1988 ermittelt. Die Preisblase wird somit nicht schrittweise in das rollende Fenster

integriert, sondern sie stellt die Datengrundlage des ersten Fensters dar. Da der Indikator Stationaritätswechsel signalisiert, benötigt er eine gewisse Datengrundlage als Vorlauf. Die New-Economy-Blase hingegen wird von dem Indikator mit 15 zusammenhängenden Signalen von 05.1997 bis 05.1998 signalisiert. Der Hochpunkt der New-Economy-Blase wird von Hülsewig und Wollmershäuser (2006) im ersten Quartal des Jahres 2000 datiert. Zu diesem Zeitpunkt steigt der FTSE auf das Niveau von 6493,440 Punkten. Im Vergleich zum Stand im Januar 1997 von 4164,409 Punkten ist das ein Anstieg von 55,92 % innerhalb von drei Jahren. Im Gegensatz zum DAX sind in dem Leitindex des Vereinigten Königreichs Großbritannien zum Zeitpunkt der New-Economy-Blase bereits Software- und Technologieunternehmen wie Micro Focus, Sage Group oder Vodafone Group gelistet. Der Indikator ist dadurch in der Lage, die New-Economy-Blase 31 Monate (zwei Jahre und acht Monate) vor ihrem Hochpunkt zu signalisieren. Für Zentralbanken und Behörden ausreichend Zeit für geldpolitische bzw. makroprudenzielle Gegenmaßnahmen.

Die Sub-Prime-Blase aus den USA wurde von dem Indikator, angewendet auf den FTSE Großbritanniens, ebenfalls nicht signalisiert. Die Argumentation ist ähnlich wie für den deutschen Leitindex DAX. Großbritannien hatte im Jahr 2005 noch ein Wachstum des Bruttoinlandsprodukts von 3,0 % (The World Bank, 2005). Demnach ist auch der Kursanstieg des FTSE in Großbritannien Mitte der 2000er durchaus fundamental gerechtfertigt.

4.5.3 Frankreich - CAC

In diesem Abschnitt wird der Indikator auf den Leitindex CAC aus Frankreich für den Zeitraum von 01.1973 bis 06.2016 angewendet. In diesem Abschnitt besteht die Besonderheit, dass Thomson Reuters Datastream für den französischen Leitindex zwar die Dividendenrenditen ab dem 01.01.1973 anbietet, jedoch den Preisindex erst ab dem 09.07.1987 bereitstellt. Somit kann der Indikator zwar ab dem 01.01.1973 angewendet werden, jedoch kann eine Analyse und eine grafische Darstellung erst ab dem 09.07.1987 erfolgen. Die Signale werden wie in den Abschnitten zuvor mit einem kritischen Wert von null, einem 24er Fenster, einem Lag von eins und den logarithmierten Dividendenrenditen des CAC ermittelt. Die Lag-Länge wurde mittels AIC-Kriterium ermittelt, die in der nachfolgenden Tabelle dargestellt sind.

Tabelle 33: AIC-Kriterien CAC

Lag			
1	2	3	4
1157,177	1665,217	1900,195	2044,757

Ähnlich wie in den Abschnitten zuvor hat auch für den französischen Leitindex CAC eine Lag-Länge von eins den höchsten Informationsgehalt. Die gegebenen Signale für höhere Lags befinden sich im Anhang 7.10. Ähnlich der Vorgehensweise wie beim DAX werden die gegebenen Signale des Indikators in der nachfolgenden Tabelle den von Alessi und Detken (2011) bestätigten Preisblasen in Frankreich gegenübergestellt.

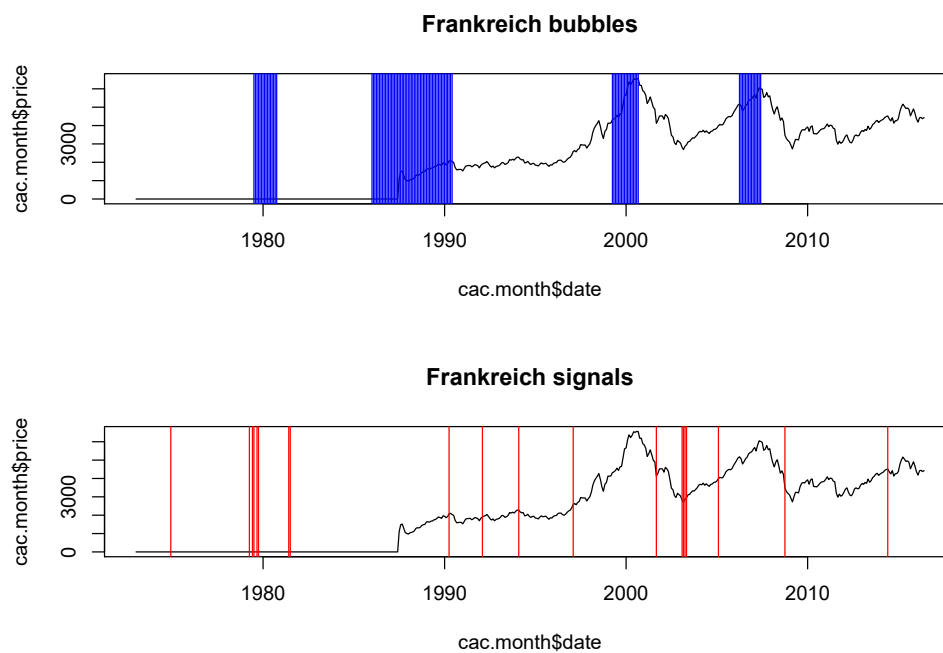
Tabelle 34: Aktienpreisblasen im CAC

Blase	Hochpunkt	Signal
-	-	12.1974
low-cost-boom	1979:3	04.,06.,07.,09.,10.1979
high-cost-boom	1986:1	06. - 07.1981
-	-	04.1990, 02.1992, 02.1994
New-Economy-Blase	1999:2	02.1997, 09.2001, 02. - 05.2003
Subprime	2006:2	02.2005, 10.2008
-	-	06.2014

Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an Alessi und Detken (2011)

In der vorangegangenen Tabelle stehen die blauen Werte wieder für Signale, die für eine negative Aktienpreisblase stehen, und die roten Werte für Signale, die für eine positive Aktienpreisblase stehen. In der nachfolgenden Darstellung sind die aus der Literatur zusammengetragenen Aktienpreisblasen in der ersten Grafik in Form von blauen Balken und die gegebenen Signale des Indikators in der zweiten Grafik mit roten Linien veranschaulicht.

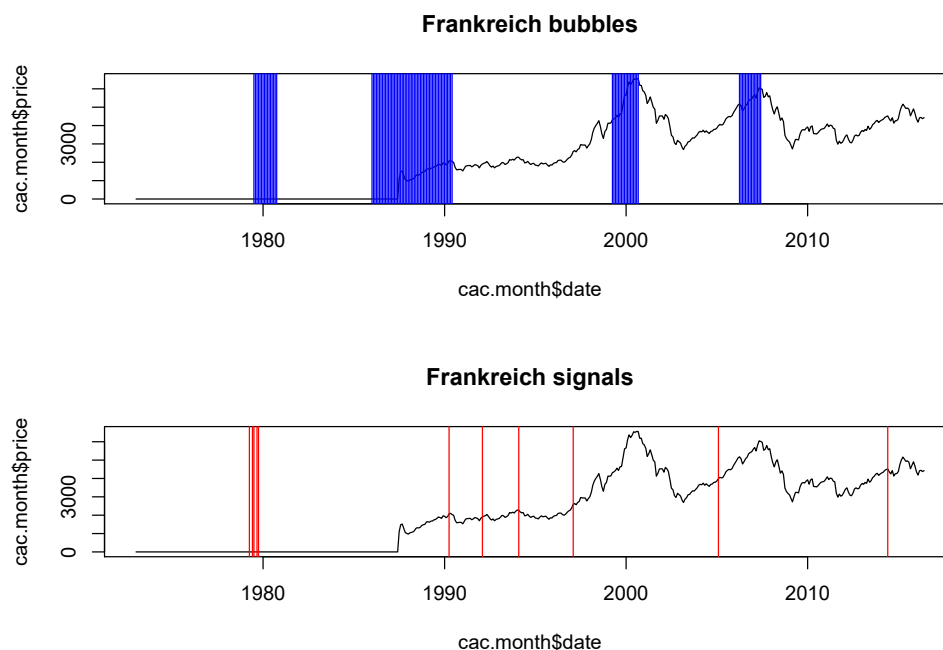
Abb. 14: Signalisierte Preisblasen CAC Lag=1 24F



Quelle: Eigene Darstellung

Wie in den vorangegangenen Abschnitten werden in der nachfolgenden Grafik alle Signale für negative Preisblasen entfernt. Es handelt sich dabei um die Signale, die in 12.1974, 06.1981, 07.1981, 09.2001, 02.2003, 04.2003, 05.2003 sowie in 10.2008 gegeben wurden. Somit zeigt die folgende Grafik nur die Signale, die eine positive Aktienpreisblase im CAC signalisieren.

Abb. 15: Signalisierte Preisblasen CAC Lag=1 24F



Quelle: Eigene Darstellung

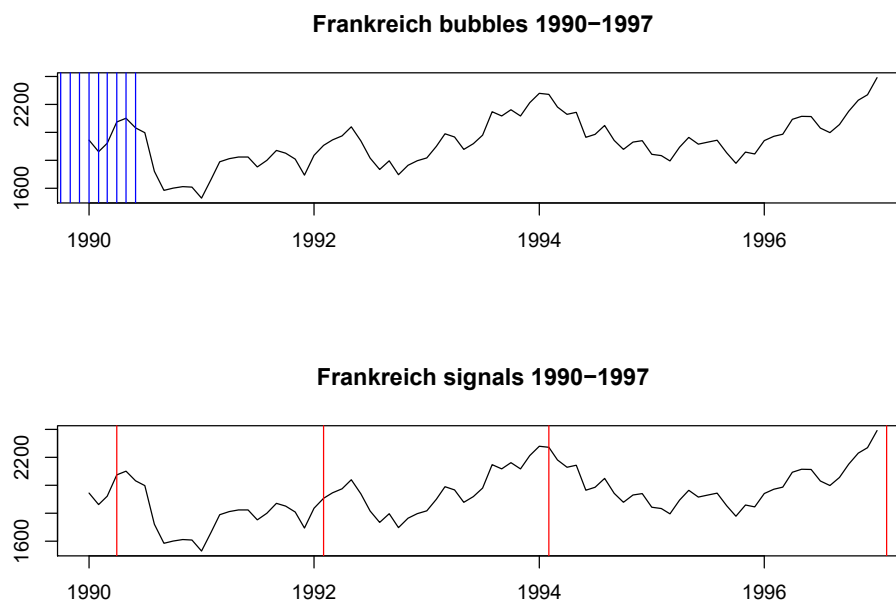
Alessi und Detken (2011) identifizieren im dritten Quartal 1979 einen Aktienpreisanstieg mit geringen Auswirkungen für die französische Volkswirtschaft. Da für diesen Zeitraum für den französischen Leitindex keine Werte für den Preisindex existieren, kann eine Analyse der Preisbewegungen nicht vollzogen werden. Den Stationaritätswechsel in den logarithmierten Dividendenrenditen des CAC, den dieser Kursanstieg auslöst, signalisiert der Indikator in 04.1979. Somit wird dieser low-cost-boom drei Monate vor seinem Hochpunkt identifiziert. Für Zentralbanken und Behörden dürfte dieser Vorlaufzeitraum relativ knapp sein, um dieser Fehlentwicklung entgegenzuwirken.

Im 1. Quartal 1986 identifizieren Alessi und Detken (2011) einen für die Volkswirtschaft kostspieligen Aktienpreisanstieg, der seinen Hochpunkt im 4. Quartal 1986 hat. Der Indikator signalisiert diesen Anstieg nicht. Dieser von Alessi und Detken (2011) identifizierte kostspielige Aktienkursanstieg hat nicht den charttechnisch typischen Verlauf einer Preisblase. Im Juli 1987 startet der CAC mit einem Stand von 1091,69 Punkten. Dieser steigt bis zum Oktober 1987 auf ein Niveau von 1518,60 Punkten an. Das entspricht einem Anstieg von 39,11 %. Jedoch fehlt diesem Anstieg ein rasanter Kursrutsch. Er sinkt zwar im nachfolgendem Jahr 1988 leicht (967,75), jedoch steigt er in den weiteren

Jahren kontinuierlich an. Der Indikator würde diesen kostspieligen Aktienkursanstieg signalisieren, wenn dieser nicht fundamental gerechtfertigt ist. Jedoch hat Frankreich im Jahr 1986 ein Wirtschaftswachstum von 2,4 % im Vergleich zum Vorjahr. Auch die Arbeitslosenquote sinkt in diesem Jahr leicht auf 10,2 % (The World Bank, 1986). Ein Kursanstieg des französischen Leitindex CAC kann mit diesen Werten als durchaus fundamental gerechtfertigt eingeordnet werden.

Die Signale, die von dem Indikator in 04.1990, 02.1992, 02.1994 gegeben werden, könnten als Fehlsignale interpretiert werden. In der Literatur sind zu diesen Zeitpunkten keine Aktienpreisblasen für Frankreich dokumentiert. Es ist auch nur begrenzt möglich eine Verbindung zum Platzen der Japan-Blase zu bestätigen (Okina et al., 2001). Eine mögliche Interpretation dieser Signale ist, dass die spekulativen Übertreibungen in Frankreich bezogen auf die Ende der 1990er Jahre geplatze New-Economy-Blase bereits Anfang der 1990er Jahre begannen. Der Indikator signalisiert, dass der kontinuierliche Anstieg des CAC von 1944, 48 Punkten bis auf ein Niveau von 2391, 69 Punkten in dem Zeitraum von 01.1990 bis 01.1997 nicht fundamental begründet werden kann. In der nachfolgenden Grafik sind dieser Anstieg und die gegebenen Signale grafisch dargestellt.

Abb. 16: Signalisierte Preisblasen CAC 1990-1997



Quelle: Eigene Darstellung

Unabhängig davon, wie diese Signale eingeordnet werden, kann der Kursanstieg des Index nicht mehr mit den fundamentalen Daten der Wirtschaft begründet werden und sollte Zentralbanken und Behörden definitiv vor einer spekulativen Übertreibung warnen.

Die New-Economy-Blase beginnt in Frankreich nach Alessi und Detken (2011) im 2. Quartal 1999 und endet im 3. Quartal 2000. Diese Aktienpreisblase wird von dem Indikator in 02.1997 signalisiert. Der Indikator ist somit in der Lage, die Preisblase 24 Monate vor dem Hochpunkt der Blase zu signalisieren. Zum Zeitpunkt des Signals hat der französische Leitindex einen Stand von 2587,05 Punkten. Dieser steigt bis zum Jahr 2000 auf ein Niveau von 6562,11 Punkten und erreicht damit seinen bisher höchsten Stand. In Frankreich platzt die New-Economy-Blase Ende des Jahres 2001 und der französische Leitindex sinkt bis zum Oktober 2002 auf ein Niveau von 2967,08 Punkten. Ähnlich wie beim Leitindex Großbritanniens sind auch beim französischen Leitindex CAC Informationstechnik- und Telekommunikationsunternehmen im Jahr 2000 gelistet. Konzerne wie Capgemini, Nokia oder Orange S.A. ermöglichen dem Indikator die New-Economy-Blase im CAC-Index zu signalisieren.

Die Subprime-Blase, die ihren Ursprung auf dem US-amerikanischen Hypothekenmarkt hat, beginnt in Frankreich laut Alessi und Detken (2011) im 2. Quartal 2006. Der Indikator gibt in 02.2005 ein Signal für den Beginn einer Aktienpreisblase. Das bedeutet, dass der Indikator die Preisblase 13 Monate vor ihrem Hochpunkt signalisiert. Interessant ist, dass der Indikator die Subprime-Blase im CAC signalisiert und für den DAX und den FTSE nicht. Die für eine Preisblase typische charttechnische Bewegung weisen alle europäischen Indices auf, jedoch signalisiert nur der CAC eine spekulative Übertreibung. Demnach rechtfertigt in Frankreich die fundamentale Datenlage nicht den Kursanstieg, der 2003 beginnt. Bei einem Vergleich zwischen Deutschland und Frankreich zeigt sich, dass das Wachstum des Bruttoinlandsprodukts in den Jahren 2004 und 2005 in Frankreich absolut höher ist als in Deutschland, wobei jedoch das Wachstum in Frankreich von 2004 auf 2005 stärker abnimmt als in Deutschland (Vogel, 2008).³² Auch die Prognose für das Jahr 2006 bezüglich des BIP-Wachstums ist für Frankreich mit einem Wert von 1,9 % absolut höher als in Deutschland mit 1,7 %, jedoch in Bezug auf das Vorjahr entwickelt sich die Wirtschaft in Deutschland besser als in Frankreich. Die wirtschaftliche Entwicklung in Frankreich in den Jahren zwischen 2003 und 2006 kann laut dem Indikator den Kursanstieg des CAC nicht rechtfertigen. Steigende Unternehmensgewinne in

³²In Frankreich sinkt das Wachstum des Bruttoinlandsprodukts von 2004 zu 2005 von 2,3 % auf 1,4 % und in Deutschland sinkt das Wachstum des Bruttoinlandsprodukts (BIP) in diesen Jahren von 1,6 % auf 0,9 %.

Frankreich haben das Dividendenwachstum nicht in dem Maße steigen lassen, dass die Dividendenrenditen stationär geblieben sind.

Der Indikator gibt für den französischen Leitindex CAC in 06.2014 das letzte Signal. Für diesen Zeitpunkt ist bisher in der Literatur keine Aktienpreisblase dokumentiert. In wie weit dieses Signal als Fehllalarm interpretiert werden kann oder es auf eine zukünftige Preisblase aufmerksam macht, bleibt abzuwarten.

4.5.4 Spanien - IBEX

In diesem Abschnitt wird der Indikator auf den Leitindex IBEX aus Spanien für den Zeitraum von 03.1987 bis 06.2016 angewendet. Die Signale werden mit einem kritischen Wert von null, einem 24er Fenster, einem Lag von eins und den logarithmierten Dividendenrenditen des IBEX ermittelt. Die Lag-Länge wurde mittels AIC-Kriterium ermittelt, die in der nachfolgenden Tabelle dargestellt sind.

Tabelle 35: AIC-Kriteria FTSE

Lag			
1	2	3	4
159,2686	467,2877	612,8075	712,1231

Ähnlich wie bei den Indices zuvor hat auch für den IBEX eine Lag-Länge von eins den höchsten Informationsgehalt. Die gegebenen Signale für höhere Lags befinden sich im Anhang 7.11. Ähnlich der Vorgehensweise wie beim DAX, FTSE und CAC werden die gegebenen Signale des Indikators in der nachfolgenden Tabelle den von Dreger und Kholodilin (2011a) bestätigten Preisblasen in Spanien gegenübergestellt.

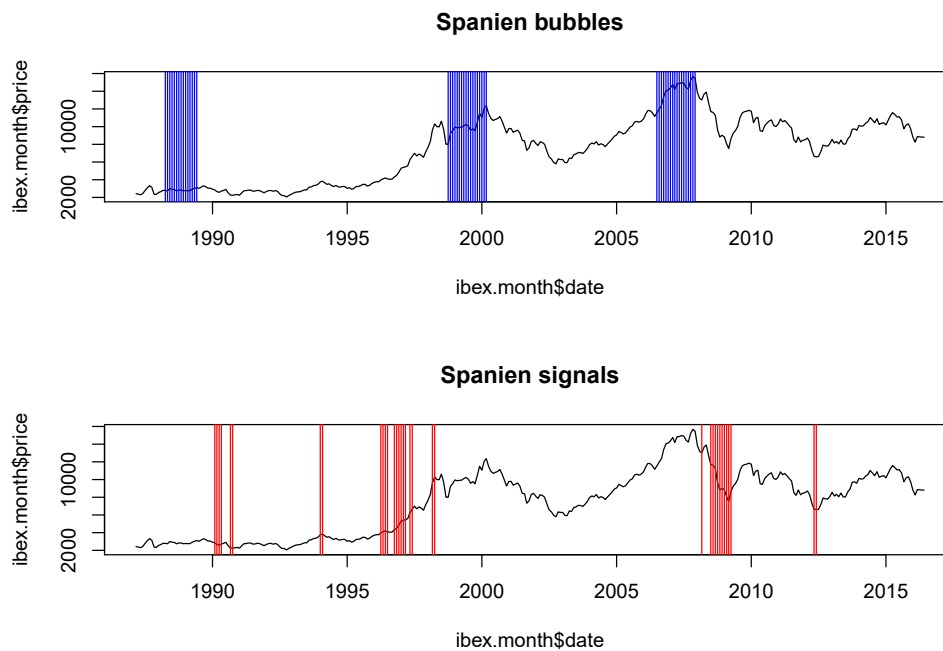
Tabelle 36: Aktienpreisblasen im IBEX

Blase	Hochpunkt	Signal
1. Preisblase	1988:2	-
-	-	02. - 05.1990, 09. - 10.1990
-	-	01. - 02.1994
New-Economy-Blase	1998:4	04. - 07.1996, 10.1996 - 03.1997, 05. - 06.1997, 03. - 04.1998
Subprime-Blase	2006:3	03.2008, 07.2008 - 04.2009
-	-	05. - 06.2012

Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an Dreger und Kholodilin (2011a)

In der vorangegangenen Tabelle stehen die blauen Werte wieder für Signale, die für eine negative Aktienpreisblase stehen, und die roten Werte für Signale, die für eine positive Aktienpreisblase stehen. In der nachfolgenden Darstellung sind die aus der Literatur zusammengetragenen Aktienpreisblasen in der ersten Grafik in Form von blauen Balken und die gegebenen Signale des Indikators in der zweiten Grafik mit roten Linien veranschaulicht.

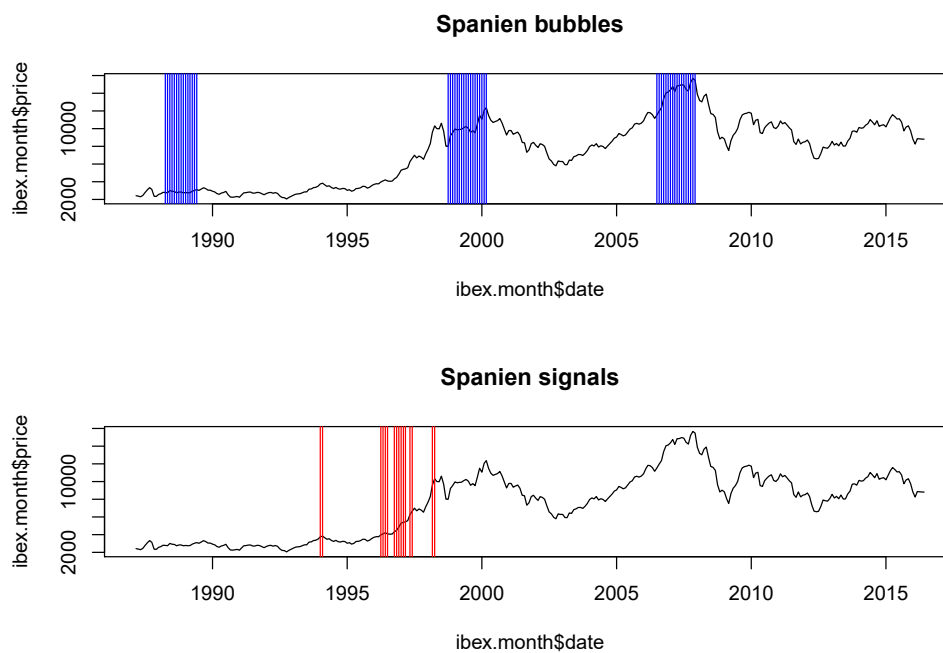
Abb. 17: Signalisierte Preisblasen IBEX Lag=1 24Fenster



Quelle: Eigene Darstellung

Wie in den vorangegangenen Abschnitten werden in der nachfolgenden Grafik alle Signale für negative Preisblasen entfernt. Dabei handelt es sich um die Signale, die in 02. bis 05.1990, 09. bis 10.1990, 03.2008, 07.2008 bis 04.2009 sowie 05. bis 06.2012 gegeben wurden. Somit zeigt die folgende Grafik nur die Signale, die eine positive Aktienpreisblase im IBEX signalisieren.

Abb. 18: Pos. signalisierte Preisblasen IBEX Lag=1 24F



Quelle: Eigene Darstellung

Dreger und Kholodilin (2011a) identifizieren im 2. Quartal 1988 eine Aktienpreisblase, die im 2. Quartal 1989 endet. Die von Thomson Reuters Datastream zur Verfügung stehenden Daten für Spanien reichen bis zum 03.1987 zurück. Das bedeutet, dass der erste Koeffizient in 02.1989 berechnet werden kann. Zu diesem Zeitpunkt ist die Preisblase bereits geplatzt und es existiert keine spekulative Übertreibung mehr in den logarithmierten Dividendenrenditen des IBEX. Die Signale für eine positive Preisblase, welche vom Indikator gegeben werden, kommen in 01. und 02.1994. Die Interpretation dieser Signale ist ähnlich wie bei den Signalen in 04.1990, 02.1992 sowie 02.1994 des französischen Leitindex CAC. Sie könnten als Fehlsignale interpretiert werden, weil sie knapp fünf Jahre vor dem Hochpunkt der New-Economy-Blase (4. Quartal 1998) gegeben wurden. Andererseits kann die spekulative Übertreibung für die New-Economy-Blase in Spanien bereits Mitte der 1990er Jahre begonnen haben und von dem Indikator signalisiert worden sein. Die Signale ab 04.1996 sind definitiv den spekulativen Übertreibungen der New-Economy-Blase zuzuordnen und sind demnach 27 Monate vor dem Erreichen des Hochpunktes der Preisblase in der Lage, diese zu signalisieren. Der IBEX hat am 01.1994 einen Stand 3749,38 Punkten und steigt kontinuierlich bis 03.2000 auf ein Niveau von

12365,58 Punkten. Das entspricht einem Anstieg von 329,80 %. Die logarithmierten Dividendenrenditen sind in der Lage die New-Economy-Blase zu signalisieren, weil, wie beim FTSE und CAC im IBEX, ebenfalls vor dem Jahr 2000 Technologie- und Softwareunternehmen gelistet sind. Unternehmen wie Indra Sistemas, Amadeus IT Holding oder Telefónica sind unter anderem für die Nicht-Stationarität der logarithmierten Dividendenrenditen des IBEX zu diesem Zeitpunkt verantwortlich.

Dreger und Kholodilin (2011a) identifizieren für Spanien im 3. Quartal 2006 eine weitere Aktienpreisblase, die jedoch von dem Indikator nicht als solche identifiziert wird. Es handelt sich dabei um eine wirtschaftliche Krise, ausgelöst durch die nicht bedienten Subprime-Kredite in den USA. Diese Krise ist nicht durch eine spekulative Übertreibung an den spanischen Aktienmärkten entstanden, obwohl der IBEX einen typischen Verlauf für eine Preisblase aufzeigt. Es scheint, als haben die spekulativen Übertreibungen am US-amerikanischen Immobilienmarkt die Kapitalanleger in Europa nur in Frankreich zu Spekulationen veranlasst. In Deutschland, Großbritannien und Spanien entwickelten sich hingegen die fundamentalen Daten der Unternehmen dem Anstieg der Aktienkurse entsprechend und sorgen für Stationarität in den logarithmierten Dividendenrenditen. Das bedeutet, dass der Aktienkursanstieg in den Ländern Deutschland, Großbritannien und Spanien ohne die globalen Auswirkungen des Platzens der Subprime-Blase in den USA wahrscheinlich keine negativen Folgen für die Volkswirtschaften nach sich gezogen hätte. In Frankreich jedoch kann davon ausgegangen werden, dass auch ohne die Auswirkungen des Platzens der Subprime-Blase durch den Aktienkursanstieg eine negative Entwicklung für die französische Volkswirtschaft entstanden wäre.

Abschließend zeigt sich für die Auswertung des Indikators, dass die New-Economy-Blase in allen europäischen Leitindices außer dem DAX signalisiert werden kann. Wie bereits beschrieben, hatte der DAX keines der für die Entstehung der Preisblase verantwortlichen Unternehmen zu diesem Zeitpunkt gelistet und war damit nicht in der Lage, die New-Economy-Blase anzuzeigen. Bei den anderen Indices hingegen war dies möglich, weil eine geringe Anzahl an Unternehmen in den Indices gelistet waren, die für das Entstehen der New-Economy-Blase verantwortlich waren. Für die Bewertung des Indikators in der Anwendung auf Europa ist es entscheidend, die New-Economy-Blase zu signalisieren, weil sie die wichtigste Aktienpreisblase innerhalb der zur Verfügung stehenden Daten in Europa ist. Weiterhin konnte gezeigt werden, dass ein gegebenes Signal nicht zwangsläufig ein Platzen der Preisblase nach sich zieht. Es gibt demnach nicht nach jedem gegebenen Signal eine wirtschaftliche Krise. Der Indikator ist kein Krisenfrühwarnsystem, sondern zeigt lediglich spekulative Übertreibungen am Kapitalmarkt an, die zu einer tiefen Rezession führen können. Es bedeutet lediglich, dass die Entwicklung

der Dividenden einen derartigen Kursanstieg nicht rechtfertigen können und sich damit der Aktienkurs von der fundamentalen Datenlage entfernt. Am Beispiel Frankreichs von Anfang bis Ende der 1990er Jahre zeigt sich beispielsweise, dass das gegebene Signal die Fehlentwicklung der Aktienkurse anzeigt und nicht das zukünftige Platzen einer Preisblase. Es bleibt Spekulation, ob in Frankreich die Auswirkungen des Platzens der New-Economy-Blase geringer gewesen wären, wenn bereits Anfang der 1990er Jahre geldpolitische oder makroprudenzielle Gegenmaßnahmen getroffen worden wären. Weiterhin könnten zusätzlich auch branchenspezifische Indices untersucht werden. Beispielsweise könnten logarithmierte Dividendenrenditen eines Indexes, der sich hauptsächlich aus Finanzunternehmen, Technologie- und Softwareunternehmen oder Immobilienunternehmen zusammensetzt, mit einem rollenden Fenster auf Stationarität untersucht werden. Das hätte den Vorteil, dass die Entstehung der spekulativen Übertreibung einem Sektor zugeordnet werden könnte und demnach gezielt Gegenmaßnahmen eingeleitet werden könnten. Es ist ebenfalls zu erkennen, dass bei der Entstehung von Aktienpreisblasen geografische Grenzen weniger eine Rolle spielen. Bezogen auf Europa werden nationalstaatliche Unterschiede in Gesetzgebung und Verhaltensweisen der Anleger durch eine voranschreitende europäische Integration wahrscheinlich zukünftig noch geringer sein. Demnach könnte der Indikator zusätzlich auf den europäischen Index Euro Stoxx angewendet werden.³³ Der hohe Aggregationsgrad könnte dafür sorgen, dass der Indikator erst sehr spät und sehr konservativ die Entstehung von Preisblasen signalisiert. Demnach ist die Anwendung auf so stark aggregierte logarithmierte Dividendenrenditen lediglich in Verbindung mit den anderen europäischen Indices zu empfehlen.

Nachdem eine Möglichkeit der rechtzeitigen Identifikation von Aktienpreisblasen in diesem Kapitel beschrieben und auf europäische Aktienmärkte angewendet wurde, werden im nachfolgenden Kapitel nun Möglichkeiten vorgestellt, wie auf die Entstehung einer Preisblase reagiert werden kann.

³³Im Anhang 7.12 befinden sich die gegebenen Signale für den Euro Stoxx. Da die Datenlage für den Euro Stoxx noch sehr gering ist und deshalb keine relevanten Signale von dem Indikator gegeben wurden, ist die Anwendung des Euro Stoxx in dieser Arbeit nicht mit einbezogen worden.

5 Integration und Reaktion von Vermögenspreisen

In dem vorangegangenen Kapitel konnte am Beispiel des Aktienmarktes gezeigt werden, dass eine korrekte und rechtzeitige Identifikation von Aktienpreisblasen mit der Anwendung des modifizierten Verfahrens von Taipalus (2012) möglich ist. In diesem Kapitel wird die Forschungsfrage untersucht, wie Vermögenspreise gesteuert werden können und welchem Politikbereich die Steuerung zugeordnet werden sollte. Dazu werden zu Beginn drei verschiedenen Ansätze zum Umgang mit der Vermögenspreisentwicklung vorgestellt. Anschließend wird untersucht, wie die Vermögenspreise auf diese drei verschiedenen Varianten reagieren. Zum einen wird in einer empirischen Studie untersucht, wie Vermögenspreise auf unkonventionelle geldpolitische Maßnahmen der EZB seit dem Ausbruch der Finanzkrise 2008 und zum anderen werden Studien vorgestellt, wie Vermögenspreise, insbesondere Aktien- und Immobilienpreise, auf sowohl geldpolitische als auch makroprudenzielle Maßnahmen reagieren. Damit lassen sich Rückschlüsse auf die Effektivität der jeweiligen Politikbereiche zur Steuerung der Vermögenspreise ziehen. Somit bekommt die Diskussion, welcher Bereich verantwortlich für die Regulierung der Vermögensmärkte sein sollte, eine argumentative Grundlage. Anschließend wird die bisherige europäische institutionelle Integration der makroprudenziellen Politik dargestellt.

5.1 Ansätze für Vermögenspreisintegration

Nach der geplatzten Subprime-Blase in den USA und der resultierenden Finanzkrise stellt sich seither für die beteiligten Zentralbanken und Behörden die Frage, wie mit den Vermögenspreisen in Zukunft umgegangen werden soll. Ist es sinnvoll, sich Vermögenspreise unkontrolliert zu einer eventuellen Vermögenspreisblase entwickeln zu lassen und anschließend nach einem Platzen der Blase im Sinne eines „Lender of last Resort“ die Märkte zu stützen und mit Liquidität zu versorgen (Benign Neglect) oder sollten Zentralbanken und Behörden eine Vermögenspreisblase bereits in ihrer Entstehung eindämmen bzw. unterbinden? Für den Fall, dass Ungleichgewichte auf den Vermögensmärkten in ihrer Entstehung unterbunden werden sollen, stellt sich weiterhin die Frage, wie dieser präventive Ansatz umgesetzt werden soll. Einerseits kann die Geldpolitik dem Leaning against the Wind-Ansatz folgend die Entwicklung der Vermögenspreise in ihre Zielfunktion aufnehmen. Andererseits können die Ungleichgewichte auch mittels makroprudenzieller Politik eingedämmt werden. Für die Beantwortung dieser Fragen werden die drei verschiedenen Ansätze nachfolgend definiert und beschrieben.

5.1.1 Benign Neglect

In diesem Abschnitt wird nachfolgend die Notenbankstrategie Benign Neglect beschrieben. Diese Strategie wird bisher von einem Großteil der Zentralbanken verfolgt und kann mit „wohlwollender Vernachlässigung“ übersetzt werden. Dabei reagieren Zentralbanken nicht präventiv auf eine Boom-Phase auf den Vermögensmärkten, sondern sie lockern ihre Geldpolitik erst als Reaktion auf einen Zusammenbruch eines Vermögensmarktes (Berger et al., 2007). Sie treten in diesem Fall als Lender of last Resort auf und versorgen die Märkte mit genügend Liquidität. In der jüngsten Vergangenheit konnte die Anwendung dieses Ansatzes in Form unkonventioneller geldpolitischer Maßnahmen beobachtet werden. So sind die drei gesprochenen Worte des Präsidenten der Europäischen Zentralbank, Mario Draghi, vom 26. Juli 2012 „Whatever it takes.“ (Was immer nötig sein wird.) schon jetzt als Wendepunkt der Auswirkungen der Finanzkrise 2008/2009 für die europäische Wirtschaft ausgemacht (Hodson, 2013). Bis zu diesem Zeitpunkt herrschte auf den europäischen Märkten ein immenses Maß an Unsicherheit bezüglich des Bestehens der Währungsunion und die Bereitschaft von Marktakteuren sowie Finanzintermediären Liquidität bereitzustellen. Diese drei Worte und die Ankündigung des Outright Monetary Transaction Programs (OMT program) schafften wieder Vertrauen in die Märkte, sodass die Liquidität zwischen den Marktteilnehmern wieder zu fließen begann (Acharya et al., 2016).

In volkswirtschaftlich gemäßigten Zeiten richten Zentralbanken ihre Geldpolitik nach der sogenannten Taylor-Regel aus. Die nach dem US-Ökonomen John B. Taylor benannte Regel zielt auf die Bestimmung der Geldpolitik bzw. den von den Zentralbanken gesetzten Leitzinsen ab. Die ursprüngliche Taylor-Regel setzt sich wie folgt zusammen:

$$r_t = \pi_t + \alpha \cdot (\pi_t - \pi^*) + \beta \cdot y + r^g, \quad (54)$$

wobei r_t für den Taylor-Zinssatz, r^g für den gleichgewichtigen Realzinssatz, π_t für die Inflationsrate, π^* für das Inflationsziel und y für die Output-Lücke (Differenz von der tatsächlichen Wirtschaftsleistung zum Wirtschaftspotential) stehen (Taylor, 1999). Die Parameter α und β geben an, wie stark die Geldpolitik reagieren soll, wenn die tatsächliche Inflationsrate von ihrem Inflationsziel abweicht oder die Output-Lücke größer wird. Die geldpolitische Reaktion der FED (Federal Reserve System) ist bei einer größer werdenden Output-Lücke drastischer als die der EZB und das drückt sich in einem größeren β aus. Andersherum ist die geldpolitische Reaktion der EZB drastischer bei Abweichung des Inflationsziels als die der FED und das drückt sich in der europäischen Anwendung der Taylor-Regel in einem größerem α aus. Unabhängig davon, wie die Taylor-Regel

auf Grund der jeweiligen volkswirtschaftlichen Charakteristika modifiziert ist, spielt die Entwicklung von Vermögenspreisen keine Rolle für die Festlegung des Zinssatzes und damit für die Ausrichtung der Geldpolitik.

In der aktuellen wissenschaftlichen Diskussion zeigt sich deutlich eine Abkehr von dieser Strategie ((Bordo und Jeanne, 2002b), (Smets, 2013) sowie (Berger et al., 2007)). Eines der zentralen Argumente gegen diesen Ansatz sind die volkswirtschaftlichen Verzerrungen, die durch die unkonventionelle Geldpolitik, die dieser Ansatz zwangsläufig nach sich zieht, entstehen. Es stellt sich die Frage, ob die Entwicklung von Vermögenspreisen mittels *Leaning against the Wind*-Strategie in die geldpolitische Zielfunktion integriert oder mittels makroprudenzieller Politik in Form von Richtlinien und Gesetzen kontrolliert werden soll. Die entscheidende Frage neben allen Pro und Contra Argumenten ist, reagieren Vermögenspreise überhaupt auf geldpolitische bzw. makroprudenzielle Maßnahmen. Im nachfolgenden Abschnitt wird mit der *Leaning against the Wind*-Strategie eine Variante beschrieben, wie die Entwicklung der Vermögenspreise in die Taylor-Regel und damit in die geldpolitische Zielfunktion integriert werden kann.

5.1.2 *Leaning against the Wind*-Strategie

In diesem Abschnitt sollen die Grundlagen zu der Notenbankstrategie „*Leaning against the Wind*“ beschrieben werden. Diese Strategie kann mit „gegen den Strom schwimmen“ bzw. „Konzept des Gegensteuerns“ übersetzt werden (Mislin, 2016). Das bedeutet, dass Zentralbanken und Behörden Ungleichgewichte in der Entwicklung von Vermögenspreisen ausfindig machen können und mit geldpolitischen Maßnahmen diesen Märkten Liquidität entziehen. Dieser Liquiditätsentzug gilt als das sogenannte „Gegensteuern“ und dämmt das Ungleichgewicht in den Vermögensmärkten ein. Bisher, wie in Kapitel 5.1.1 beschrieben, stehen jedoch bei den meisten Zentralbanken die Entwicklung der Verbraucherpreise und das BIP im Fokus und die Entwicklung der Vermögenspreise spielt für die Ausrichtung der Geldpolitik keine Rolle. In den letzten 30 Jahren hatten die großen Zentralbanken die Entwicklungen der Verbraucherpreise weitestgehend unter Kontrolle (Mislin, 2016). Bernanke und Gertler (2000) sehen die Herausforderungen von Zentralbanken nicht mehr nur in der Kontrolle der Verbraucherpreise, sondern eher in der Gewährleistung von Finanzmarktstabilität und somit in der Kontrolle sowie Steuerung von Vermögenspreisen. Verschiedene Beispiele der nahen Vergangenheit haben gezeigt, dass sich Vermögenspreise aufgrund einer zu lockeren Geldpolitik stark „aufblähen“ können, was gleichzeitig zu einem Kreditboom mit verheerenden Folgen für

die eigene Volkswirtschaft sowie die Weltwirtschaft führen kann (Mislin, 2016).³⁴ So argumentieren unter anderem Borio und Lowe (2002), White (2006) sowie Issing (2002), dass Zentralbanken gegen finanzielle Ungleichgewichte vorgehen sollten. Andere wissenschaftliche Arbeiten argumentieren gegen eine Implikation der Vermögenspreise in die geldpolitische Strategie (Svensson, 2014). Eine Übersicht über die wissenschaftlichen Debatten zur Geldpolitik und der Finanzmarktstabilität gibt Smets (2013). Darüber, dass geldpolitische Maßnahmen Auswirkungen auf die Entwicklung von Vermögenspreisen haben, scheint in der wissenschaftlichen Literatur weitestgehend Konsens zu herrschen ((Woodford, 2012), (Bordo und Jeanne, 2002b) und (Borio und Lowe, 2002)).

Eine Implikation der Fehlentwicklung von Vermögenspreisen in die geldpolitische Strategie wird von Mislin (2016) mit Hilfe eines einfachen neukeynesianischen Modells mit den folgenden drei Gleichungen vorgeschlagen,

$$\dot{y}_t = \xi^{-1} (i_t - r_t - \pi_t + b_t), \quad (55)$$

$$\dot{\pi}_t = \beta_1 \pi_t - \beta_2 y_t - \beta_3 b_t, \quad (56)$$

$$b_t = \eta (i_t, y_t, h_t), \quad (57)$$

wobei \dot{y} für die Änderungsrate des BIP und $\dot{\pi}$ für die Änderungsrate der Inflation steht. Für die Koeffizienten gilt $\xi, \beta_1, \beta_2, \beta_3 > 0$. Gleichung 55 ist eine Standard euler'sche Konsumentengleichung, wobei i_t für den nominalen Zinssatz, r_t für den „natürlichen“ Zinssatz und σ^{-1} für die intertemporale Substitutionselastizität steht. Gleichung 56 steht für eine vorwärtsgerichtete Phillips-Kurve mit β_2 als Koeffizient für die Starrheit der Preise. Gleichung 57 ist aus Woodford (2012) entnommen worden und integriert eine stetige Variable b_t für die Messung von finanziellen Ungleichgewichten auf den Vermögensmärkten. η steht dabei für die endogene Wachstumsrate der Preisblase. Sie ist abhängig vom nominalen Zinssatz, vom BIP der Volkswirtschaft und von einer Sammelvariablen h_t , die die politische Umgebung, Erwartungen der Marktteilnehmer, Schulden- zu Eigenkapitalverhältnis und psychologische Komponenten wie irrational Exuberance oder Herdenverhalten subsummiert. Nach einigen Umformungen ermittelt Mislin (2016) eine

³⁴Zu erwähnen wären Schweden (1984-1994), Großbritannien (1985-1992) oder die Finanzkrise 2008/2009.

erweiterte nicht-lineare Taylor-Regel.

$$i_t = r_t + \left(1 - \Theta\xi \left(\beta_2 + \beta_3 \frac{\partial \eta_t}{\partial y_t}\right)\right) \pi_t + \eta_t(i_t, y_t, h_t) \quad (58)$$

Die Reaktion der Zentralbank auf finanzielle Ungleichgewichte hängt von der nichtlinearen Wachstumsrate der Preisblase ab. Diese wiederum hängt davon ab, wie groß der Effekt einer Veränderung des nominalen Zinssatzes i_t und der kombinierten Variable h_t ist. Sollte $|\partial \eta(i_t, y_t, h_t) / \partial i_t| > \partial \eta(i_t, y_t, h_t) / \partial h_t$ sein, existiert eine theoretische Handlungsempfehlung für die Zentralbank „Leaning against the Wind“ anzuwenden. Andererseits, selbst bei $|\partial \eta(i_t, y_t, h_t) / \partial i_t| < \partial \eta(i_t, y_t, h_t) / \partial h_t$, ist die Zentralbank in der Position, ebenfalls restriktive Maßnahmen durchzuführen. Das Setzen des Zinssatzes über den Durchschnittszinssatz \bar{i}_t führt auf dem Markt zu einem Liquiditätsentzug und kann damit Finanzmarktstabilität gewährleisten. Mislin (2016) schlägt eine one-size-fits-all-Lösung vor, jedoch werden die dafür notwendigen Annahmen in der Literatur kontrovers diskutiert ((Smets, 2013), (Woodford, 2012) und (Borio und Lowe, 2002)). Die von Mislin (2016) entwickelte erweiterte, nichtlineare Taylor-Regel zeigt, dass Zentralbanken in der Lage sind, den Zinssatz über einen Grenzwert zu setzen und damit Finanzmarktstabilität zu gewährleisten.

Eines der Argumente, die Leaning against the Wind-Strategie nicht in die Zielfunktion von Zentralbanken zu implementieren, ist die eindeutige Identifikation von finanziellen Ungleichgewichten in Form von Vermögenspreisblasen (Bernanke und Gertler, 2000). Die Gefahr, einer Volkswirtschaft unbegründet Liquidität zu entziehen, um eine Vermögenspreisblase in der Entstehung zu verhindern, die jedoch keine ist, ist zu groß (Meltzer, 2003). Die zu erwartenden negativen Auswirkungen einer solch unbegründeten Maßnahme auf die Verbraucherpreise und die Entwicklung des BIP's der Volkswirtschaft begründen, dass die Entwicklung der Vermögenspreise bisher nur eine untergeordnete Rolle für die Zentralbanken spielt. Ein weiteres Gegenargument ist, dass die einer Zentralbank zur Verfügung stehenden Instrumente, einem Vermögensmarkt Liquidität zu entziehen und damit ein korrekt identifiziertes Ungleichgewicht zu verhindern bzw. zu korrigieren, zu grob sind (Bernanke und Gertler, 2000). So scheint es auf Grund der Natur der monetären Transmissionsmechanismen, dass ein geringer Anstieg des Leitzinses keine signifikanten Auswirkungen auf die Entwicklung der Vermögenspreise hat (Berger et al., 2007). Wohingegen eine stärkere restriktive geldpolitische Maßnahme negative Auswirkungen für die gesamte Volkswirtschaft auslösen kann (Bernanke und Gertler, 2000). Borio und Lowe (2002) machen auf ein weiteres Gegenargument aufmerksam. Es könnte zu Verwirrungen innerhalb der Volkswirtschaft bezüglich der Ziele der Zen-

tralbank kommen, wenn sie nun zusätzlich auf Ungleichgewichte auf Vermögensmärkten reagieren würde. Das könnte die Glaubwürdigkeit der Zentralbanken negativ beeinträchtigen.

Diese Gegenargumente zeigen deutlich, dass eine Implikation der Vermögenspreise in die geldpolitische Strategie mit erheblichen Herausforderungen verbunden ist. Jedoch zeigt die stärker werdende Kritik am Benign Neglect-Ansatz, dass die Bedeutung von Vermögenspreisen und deren Fehlentwicklung in den Fokus der Zentralbanken und Behörden rücken wird (Cecchetti, 2005). Im nächsten Abschnitt wird mit der makroprudenziellen Politik eine Möglichkeit beschrieben, wie die Vermögenspreise in die Kontrolle und Aufsicht der Zentralbanken und Behörden integriert werden können, ohne sie in die geldpolitische Strategie implementieren zu müssen.

5.1.3 Makroprudenzielle Politik

In diesem Abschnitt wird mit der makroprudenziellen Politik eine alternative zur Implikation der Vermögenspreise in die geldpolitische Zielfunktion beschrieben. Dieser Ansatz ist in der praktischen Umsetzung bisher am weitesten fortgeschritten. Mit dem Inkrafttreten des Gesetzes zur Überwachung der Finanzstabilität zum Jahresbeginn 2013 hat die makroprudenzielle Überwachung in Deutschland eine gesetzliche Grundlage erhalten. Am 4. November 2014 wurden die makroprudenziellen Befugnisse durch die Europäische Zentralbank übernommen, um die Systemrisiken im Finanzsektor zu reduzieren.

Das Wort „makro“ kommt aus dem griechischen und steht für groß. Dieser Teil des Wortes macht den übergeordneten und globalen Charakter deutlich, dem die Maßnahmen dieser Politik inne wohnen. Das Wort „prudenziell“ steht für vernünftiges Handeln beziehungsweise präventive Maßnahmen (Kießling, 2014). Es existiert bisher bezüglich der Definition, Ziele und Aufgaben makroprudentieller Politik noch kein einheitlicher Konsens. Brunnermeier und Sannikov (2014) beschreiben die Hauptaufgabe der makroprudenziellen Politik als ausgleichende Kraft, zwischen dem natürlichen Rückgang des Systemrisikos in einer Boom-Phase und dem anschließenden Anstieg des Systemrisikos bei der nachfolgenden Bust-Phase zu agieren. Borio und Drehmann (2009) definieren hingegen makroprudenzielle Politik als Begrenzung von systemrelevanten Stress-Episoden, bei denen signifikante Kosten für eine Volkswirtschaft entstehen. Ein weiterer Vorschlag für eine Definition besteht in der Abgrenzung der Aufgabengebiete von makro- und mikroprudenzieller Politik (Crockett, 2000). Borio (2003) stellt die unterschiedlichen Aufgabengebiete von makro- und mikroprudenzieller Politik in folgender Tabelle gegenüber.

Tabelle 37: Makro- und mikroprudenzielle Aufgabengebiete

	makroprudenziell	mikroprudenziell
unmittelbares Ziel	Begrenzung finanzieller Notlagen	Begrenzung von Notlagen einzelner Institutionen
Hauptziel	Vermeidung von makroökonomischen Kosten, die durch finanzielle Instabilität entstanden sind	Schutz des Konsumenten
Risikomerkmale	endogen	exogen
Korrelationen zwischen den Institutionen	wichtig	unwichtig
Kalibrierung der prudenziellen Überwachung	systemrelevantes Risiko (top-down)	Risiko für einzelnes Institut (bottom-up)

Quelle: Borio (2003)

Es zeigt sich, dass die makroprudenzielle gegenüber der mikroprudenziellen Politik aggregierte Größen und die Gesamtsituation der Volkswirtschaft fokussiert, mit dem Hauptziel, makroökonomische Kosten zu vermeiden. Bei der mikroprudenziellen Überwachung steht der Schutz des Konsumenten im Vordergrund und die Korrelation zwischen den Instituten ist irrelevant. Bei der makroprudenziellen Überwachung ist gerade diese Korrelation zwischen den Instituten entscheidend und bestimmt unter anderem den Handlungsbedarf makroprudenzieller Behörden.

Eine wesentlich spezifischere Definition als die Abgrenzung von der mikroprudenziellen Politik bietet der Vorsitzende der BIS (Bank für internationalen Zahlungsausgleich) Caruana (2010). Er beschreibt das Ziel der makroprudenziellen Politik als “to reduce systemic risk by explicitly addressing the interlinkages between, and common exposures of, all financial institutions, and the procyclicality of the financial system“ Caruana (2010).

Diesen Definitionen folgend, stellen sich für die makroprudenzielle Politik drei wesentliche Kernelemente heraus. Erstens ist es das Ziel der makroprudenziellen Politik, systematische Risiken zu verringern. Mit der Bestimmung von Finanzdienstleistungen, welche ernsthafte negative Konsequenzen für die gesamte Volkswirtschaft haben können, soll

eine höhere Finanzstabilität gewährleistet werden. Zweitens ist, als Hauptabgrenzungsmerkmal zur mikroprudenziellen Politik, der Geltungsbereich auf das Finanzsystem als Gesamtes festgelegt. Drittens sind die prudenziellen Instrumente und damit verbundene Steuerung darauf ausgerichtet, auf die Wurzel von Systemrisiken zu zielen (Brockmeijer et al., 2011).

Für die Umsetzung der Ziele der makroprudenziellen Politik stehen der EZB verschiedene Instrumente zur Verfügung. Die Deutsche Bundesbank (2013c) stellt in ihrem Bericht heraus, dass dieses Instrumentarium für eine effektive Anwendung auf alle Finanzintermediäre anwendbar sein muss. Ähnlich wie bei der Geldpolitik können die Instrumente der makroprudenziellen Politik bezüglich ihrer Marktwirkung in weich, mittel und hart unterschieden werden. Als weiches Instrument gilt in diesem Zusammenhang die öffentliche Kommunikation der EZB. Mit diesem Instrument greift die Zentralbank nicht direkt in das Marktgeschehen der Teilnehmer ein, sondern beeinflusst deren Erwartungen über die Entwicklung des Marktes beziehungsweise des Marktsegmentes. Somit können Investitionsentscheidungen von Anlegern mit der Veröffentlichung von Wirtschaftsanalysen der EZB beeinflusst werden. Damit dieses Instrument der Beeinflussung der Erwartungsbildung effektiv mehr Finanzstabilität gewährleisten kann, ist die Glaubwürdigkeit und das Vertrauen in die Expertise der EZB entscheidend. Ein wichtiges Argument, das für den Einsatz der Kommunikation der Zentralbanken mittels Finanzstabilitätsberichten, Forschungspapieren und Pressemitteilungen spricht, ist die resultierende Transparenz, die wiederum für mehr Glaubwürdigkeit in die Instanzen der makroprudenziellen Politik sorgt. Als mittleres Instrument gilt der Einsatz von Warnungen und Empfehlungen. Dieses Instrument wird eingesetzt, wenn der Einsatz der öffentlichen Kommunikation bei einem finanziellen Ungleichgewicht nicht mehr ausreicht (Deutsche Bundesbank, 2013c). Bei diesen Instrumenten weisen die makroprudenziellen Behörden konkret auf entstandene Risiken hin, ohne Handlungsanweisungen zu geben. Die Empfehlungen hingegen können beispielsweise die Aktivierung eines antizyklischen Kapitalpuffers nahelegen. In der Regel werden diese Warnungen und Empfehlungen aus Gründen der Transparenz öffentlich bekannt gegeben, obwohl auch die Möglichkeit besteht, den Adressaten direkt zu kontaktieren (Lim et al., 2011). Hat sich jedoch ein Ungleichgewicht zu einer Gefährdung der Finanzstabilität entwickelt, ist es denkbar, dass die Warnung beziehungsweise Empfehlung direkt und unter Ausschluss der Öffentlichkeit kommuniziert wird. Die als hart eingestuften makroprudenziellen Instrumente bedürfen einer rechtlichen Grundlage und ihre Anwendung muss einer demokratischen Kontrolle unterliegen (Deutsche Bundesbank, 2013c). Als Abgrenzung der Eingriffsinstrumente der makroprudenziellen Politik zu anderen Regulierungsbereichen wie Geldpolitik, Fiskalpolitik oder Infrastrukturpoli-

tik geben Galati und Moessner (2013), Lim et al. (2011) sowie die Deutsche Bundesbank (2013c) geeignete Übersichten. Die nachfolgende Darstellung der harten makroprudenziellen Instrumente orientiert sich an dem Bericht der Deutsche Bundesbank (2013c).

Tabelle 38: Übersicht der Eingriffsinstrumente makroprudenzieller Politik

Instrument	Definition
Eigenkapitalbezogene Instrumente	
Antizyklische Kapitalpuffer	Vom Wirtschaftszyklus abhängiger zusätzlicher Kapitalzuschlag, der als Quotient aus hartem Kernkapital und risikogewichteten Aktiva definiert ist (CCCB)
Verschuldungsobergrenze	Quotient aus dem Kernkapital und der Summe aller bilanziellen sowie außerbilanziellen Positionen (LR)
Tragfähigkeitsbezogene Instrumente	
Beleihungsobergrenze	Quotient aus Kreditbetrag und Beleihungswert des Beleihungsobjektes (LTV)
Verschuldungsquote	Quotient aus Kreditbetrag und verfügbarem Einkommen des Schuldners (LTI) sowie Quotient aus Gesamtverschuldung und verfügbarem Einkommen des Schuldners (DTI)
Vorgaben zur Liquidität und Refinanzierung	
Liquiditätsdeckung	Quotient aus dem Bestand an hochliquiden Aktiva zu Netozahlungsabgängen unter Stress (LCR)
Liquiditätsanforderungen gegenüber Aktivpositionen	Quotient aus dem Bestand an hochliquiden Aktiva zur Bilanzsumme (LAR)
Vorgaben zur Nutzung stabiler Refinanzierungsquellen	Quotient aus den aus sicheren Refinanzierungsquellen stammenden Verbindlichkeiten zum notwendigen Refinanzierungsvolumen (NSFR)
Sektorale Risikogewichte	Im Rahmen der Berechnung risikogewichteter Aktiva können die Risikogewichte für einzelne Forderungsklassen angepasst und eine Variation des Kapitalpuffers für diese Forderungen erreicht werden
Kapitalzuschläge für systemisch relevante Banken (SIBs)	SIBs müssen einen erhöhten Kapitalpuffer vorhalten

Quelle: Eigene Darstellung, in Anlehnung an Deutsche Bundesbank (2013c)

Eigenkapitalbezogene Instrumente wie antizyklische Kapitalpuffer oder Verschuldungsobergrenzen sind die bisher in der Öffentlichkeit am meisten diskutierten Instrumente. In einer Boom-Phase sind Finanzintermediäre dazu angehalten, Kapitalrücklagen zu bilden, die in einer Bust-Phase bei Bedarf wieder aufgelöst werden können. Die Erhöhung der Risikokapitalpuffer in einer Aufschwungphase wirkt sich verkürzend auf die Bilanzsumme der Institute aus. Da steigende Eigenkapitalanforderungen die marginalen Refinanzierungskosten erhöhen³⁵, reduziert diese Maßnahmen die Kreditvergabe und senkt somit die Geldwachstumsrate. Für den Fall, dass Forderungen der Finanzintermediäre in einer Bust-Phase nicht mehr bedient werden können, erhöhen Risikopuffer das Verlustabsorptionspotenzial der Finanzinstitute Deutsche Bundesbank (2013c). In der Regel erhöhen eigenkapitalbezogene Instrumente bei antizyklischer Anwendung die Widerstandsfähigkeit der Finanzintermediäre (Bank for International Settlements, 2012). In der Finanzkrise 2008 sind Institute, die Unterstützung beansprucht haben, in der Regel mit weniger Eigenkapital ausgestattet gewesen, als Institute, die nicht in Schieflage geraten sind. Ein weiterer Vorteil antizyklischer Kapitalpuffer liegt in den gesetzten Rahmenbedingungen des Basel-III-Regelwerks, in denen durch das Reziprozitätsprinzip sogenannte Regulierungsarbitragegewinne eingeschränkt werden. Setzt ein Land einen bestimmten Puffer für Forderungen an inländische Kreditnehmer, müssen andere Länder ihren Banken für grenzüberschreitende Forderungen an Kreditnehmer des ersten Landes den gleichen Puffer auferlegen. Dieses Prinzip gilt bis zu einem Kapitalpuffer von 2,5 % (Deutsche Bundesbank, 2013c). Entscheidend in der Anwendung antizyklischer Kapitalpuffer ist jedoch die exakte Steuerung des Auf- und Abbaus der Kapitalpuffer, angepasst an die Boom- und Bust-Phasen. Kommt es dabei zu Ungenauigkeiten durch die Wahl ungeeigneter Indikatoren, kann der Einsatz antizyklischer Kapitalpuffer sogar prozyklisch wirken (ESRB, 2013). Verschuldungsobergrenzen hingegen sollen den Verschuldungsgrad des gesamten Finanzsystems begrenzen (Buch et al., 2016) und damit für mehr Stabilität zu sorgen.

Insbesondere mit Hilfe der tragfähigkeitsbezogenen Instrumente versucht die makroprudenzielle Politik, dem Problem des „too big to fail“ entgegenzuwirken. Beleihungsobergrenzen tragen bei massiven Kreditausfällen zur Verlustbeschränkung der Institute bei und können damit das Attribut „systemrelevant“ für zu große Institute verhindern. Eine Vermeidung eines potenziellen Marktaustritts eines gescheiterten Instituts durch das Attribut „systemrelevant“ führt zu Fehlanreizen und dem Aufbau hoher Risiken für die Finanzmarktstabilität (Buch et al., 2016). Maximale Verschuldungsquoten schränken die Kreditvergabe ein und erhöhen die Risiko-Qualität der vergebenen Kredite. Das Kredi-

³⁵Wenn die Kosten der Eigenkapitalbeschaffung über den Kosten der Fremdkapitalrefinanzierung liegen.

tiausfallrisiko kann somit stark reduziert werden und das Sinken des Kreditausfallrisikos trägt somit zur Stabilität des Finanzmarktes bei (Deutsche Bundesbank, 2013c). Tragfähigkeitsbezogene Instrumente können sektoral eindeutig festgelegt werden und bieten damit einen entscheidenden Vorteil gegenüber anderen makroprudenziellen und geldpolitischen Instrumenten. Die Nachteile liegen bei der aufwendigen Verwertung von Kreditsicherheiten, bei denen es zu Preisrisiken für den Kreditgeber kommen kann. Somit besteht die Gefahr von Ausweichreaktionen zu unbesicherten Krediten, was das Kreditausfallrisiko wiederum erhöhen könnte (Deutsche Bundesbank, 2013c). Demary und Haas (2015) beschreiben mit dem Einsatz der Beleihungsobergrenzen in Hong Kong und Korea, wie variabel und flexibel einsetzbar diese Instrumente sind. In Hong Kong galten Anfang der 1990er Jahre Beleihungsobergrenzen von 90 % des Wertes einer Immobilie. Die Beleihungsobergrenze wurde im Zuge der Asienkrise auf 70 % verschärft und Ende der 1990er Jahre sogar nach dem Wert der Immobilie differenziert. Demnach wurden Immobilien unter 12 Millionen Hong-Kong-Dollar³⁶ mit einer Beleihungsobergrenze von 70 % und die darüber liegenden Immobilien mit einer Beleihungsobergrenze von 60 % versehen (Demary und Haas, 2015).

Vorgaben zur Liquiditätssituation eines Finanzinstituts sollen im Allgemeinen einem „Bank run“ entgegenwirken. Dieses Instrument stellt sicher, dass Finanzintermediäre in der Lage sind, einen erhöhten kurzfristigen Liquiditätsbedarf mit der Veräußerung von liquiden Vermögensteilen zu bedienen (Lim et al., 2011). Die Liquiditätsdeckungsquote schreibt diesbezüglich vor, die Verbindlichkeiten der ersten 30 Tage nach Eintritt einer Krise bedienen zu können. Bei den Vorgaben zur Nutzung stabiler Refinanzierungsquellen und der Festlegung der Liquiditätsanforderungen gegenüber Aktivpositionen steht die Refinanzierungsstruktur der Institute im Vordergrund (Kießling, 2014). Hierbei werden Anreize gesetzt, kurzfristige mit langfristigen Refinanzierungsquellen zu tauschen (Deutsche Bundesbank, 2013b). Kurzfristige Refinanzierungsquellen sind im Gegensatz zu langfristigen wesentlich volatil und damit auch unter Stress weniger stabil. Die Anwendung dieser Liquiditätsvorgaben können die Wahrscheinlichkeit von Liquiditätskrisen bei Finanzintermediären reduzieren und erhöhen damit in Stresssituationen das gegenseitige Vertrauen der Institute auf dem Interbankenmarkt (Deutsche Bundesbank, 2013c). Andererseits ist die korrekte Definition der Liquiditätsgewichte für die Sicherung der Zahlungsfähigkeit der Institute im Bedarfsfall essentiell. Weiterhin kann die Anwendung dieses Instruments einen Anreiz für die Finanzintermediäre setzen, die Vergabe von Buchkrediten einzuschränken, um mehr liquide Wertpapiere in der Bilanz zu haben. Dieser Fehlanreiz würde die Finanzierung der Realwirtschaft einschränken und könnte

³⁶Dies entsprach 1,4 Millionen Euro.

eine prozyklische Wirkung nach sich ziehen (Deutsche Bundesbank, 2013c).

Bei der Anwendung von sektoralen Risikogewichten wirken höhere Eigenkapitalanforderungen branchenspezifisch. Somit kann sogar die Kreditvergabe in den jeweiligen Sektoren indirekt beschränkt werden, wenn die zusätzlichen Eigenkapitalunterlegungen die marginalen Refinanzierungskosten in diesem Bereich erhöhen (Deutsche Bundesbank, 2013c). Der Vorteil der Anwendung sektoraler Risikogewichte liegt in der Wirkung bestimmter Forderungsklassen. So können beispielsweise bei einer Überbewertung des Immobilienmarktes vor allem Hypothekendarlehen besonders gewichtet und damit die Kreditvergabe in diesem Bereich reduziert werden ((Sachverständigenrat, 2014) sowie (Deutsche Bundesbank, 2013b)). Für den Einsatz sektoraler Risikogewichte ist jedoch die eindeutige Identifikation spekulativer Übertreibungen notwendig. Ein Identifikationsverfahren wie in Kapitel 4.2 beschrieben, kann für den gezielten Einsatz dieses Instruments entscheidend sein. Damit die spekulative Übertreibung einem bestimmten Sektor zugeordnet werden kann und die sektoralen Risikogewichte zum Einsatz kommen können, ist die Bildung von sektorspezifischen Indices notwendig. Dafür sind eine hohe Datenqualität- und -verfügbarkeit notwendig. Weiterhin kann nicht ausgeschlossen werden, dass sich die spekulative Übertreibung nach dem Einsatz dieses Instruments in einen anderen Bereich verschiebt (Deutsche Bundesbank, 2013c).

Kapitalzuschläge für systemisch relevante Banken sind bei der Implementierung besonders kontrovers diskutiert worden. Der höhere Kapitalpuffer für systemrelevante Banken erhöht die Widerstandsfähigkeit großer Institute in Stresssituationen und dämmt damit die Ansteckungsgefahr und den Zwang eines Bail-Outs ein (Deutsche Bundesbank, 2013c). Finanzintermediäre besitzen grundlegend einen Anreiz, als systemrelevant eingestuft zu werden, da sie dann in einer Stresssituationen mit staatlicher Unterstützung rechnen können. Ein erhöhter Kapitalpuffer bei der Einstufung des Instituts als systemrelevant, könnte diesen Fehlanreiz reduzieren. Es stellt sich jedoch die Frage, ab wann eine Bank als systemrelevant eingestuft wird. Bisher sind in Europa circa 30 Banken anhand bestimmter Kriterien von dem Finanzstabilitätsrat als systemrelevant eingestuft worden. Diese Einstufung wird jährlich aktualisiert und entwickelt sich in seinen Kriterien stetig weiter (Basel Committee, 2011).

Wie in diesem Abschnitt beschrieben, ergeben sich für die Behörden insgesamt drei verschiedene Möglichkeiten im Umgang mit Vermögenspreisblasen. Eine dieser Möglichkeiten ist der Benign Neglect und das nach dem Platzen einer Vermögenspreisblase versorgen der Märkte mit ausreichender Liquidität (mobbing up). Diese expansive Geldpolitik ist in der Zeit nach dem Ausbruch der Finanzkrise 2008 von der EZB mit unkonventionellen geldpolitischen Maßnahmen wie der quantitativen Lockerung und Forward

Guidance umgesetzt worden. Im nachfolgendem Abschnitt wird mit Hilfe einer Studie untersucht, welche Auswirkungen diese unkonventionelle Geldpolitik auf die Struktur der euroäischen Aktienmärkte hatte.

5.2 Auswirkungen unkonventioneller Geldpolitik auf Vermögenspreise

Zur Bewältigung der Auswirkungen der Banken-, Finanz- und Staatsschuldenkrise 2007 greifen die Zentralbanken länderübergreifend zu unkonventionellen geldpolitischen Maßnahmen wie der Quantitativen Lockerung und Forward Guidance. In Europa wird in dieser Zeit eine extrem expansive Geldpolitik ausgeübt und als der Hauptrefinanzierungssatz der EZB im Jahr 2014 nahe null ist und damit der Handlungsspielraum weitestgehend ausgeschöpft scheint, entwickelt die EZB weitere Maßnahmen, um den Märkten mehr Liquidität zur Verfügung stellen zu können (Deutsche Bundesbank, 2016). Beispiele für diese unkonventionellen Maßnahmen sind negative Einlagefazilitäten, Forward Guidance und Quantitative Lockerung. Diese Maßnahmen zielen vor allem darauf ab, Liquidität zur Verfügung zu stellen und das Vertrauen der Marktteilnehmer wiederherzustellen. So reduziert beispielsweise die am 5. Juni 2014 eingeführte negative Einlagefazilität von -0,10 % den Anreiz von Banken, Liquidität bei der Zentralbank einzulegen. Die Einlagefazilität sinkt bis zum März 2016 weiter bis auf -0,40 %. Auch die Kommunikation der EZB ändert sich seit dem 4. Juli 2013. Bis zu diesem Zeitpunkt vermeidet es die EZB mit der Aussage: „...wir legen uns niemas vorab fest...“, den Finanzmärkten und der Öffentlichkeit die Möglichkeit einer Prognose für zukünftige Schritte zu geben. Der EZB-Präsident Mario Draghi gibt in seiner Rede mit dem Hinweis, den Leitzins für einen ausgedehnten Zeitraum niedrig zu lassen, an diesem Tag erstmals Informationen über zukünftige geldpolitische Maßnahmen an die Öffentlichkeit weiter. Diese modifizierte Form der geldpolitischen Kommunikation wird Forward Guidance genannt und ist der Versuch, Glaubwürdigkeit und Commitment der EZB zu erzeugen. Da die Leitzinsen sich zu diesem Zeitpunkt bereits nahe der Nullgrenze befinden, wirkt die Aussicht, dass sie sich auch langfristig weiterhin auf diesem Niveau befinden werden wie eine weitere Zinssenkung. Zusätzliche Maßnahmen, den Märkten mehr Liquidität zur Verfügung zu stellen ohne den Leitzins weiter senken zu können, waren Wertpapierankaufprogramme. Am 04. September 2014 beschließt die EZB das Programm zum Ankauf forderungsbasierter Wertpapiere (Asset-Backed-Securities-Purchase-Programme: ABSPP) und das Programm zum Ankauf gedeckter Schuldverschreibungen (Covered-Bond-Purchase-Program: CBPP3). Mit der Ankündigung des erweiterten Kaufprogramms für Vermögenswerte (Expanded-Asset-Purchase-Program: APP) im Januar 2015 werden die bisherigen Ankaufprogramme modifiziert und die Quantitative Lockerung der EZB eingeleitet, da zu diesem Zeitpunkt eine Deflationsgefahr für den europäischen Währungsraum identifiziert wurde (Deutsche Bundesbank, 2016). Das APP startet am 09. März 2015 und beinhaltet neben den Ankaufprogrammen ABSPP und CBPP3 den Ankauf von Wertpapieren des öffentlichen Sektors (Public-Sector-Purchase-Program: PSPP). Diese Erweiterung ist dafür verant-

wortlich, dass dieses Programm als Beginn der Quantitativen Lockerung bezeichnet wird. Vorgesehen sind monatliche Ankäufe von Wertpapieren im Umfang von 60 Milliarden Euro und ein Zeithorizont von ca. 1,5 Jahren (bis Ende September 2016). Im März 2016 wird das Programm auf Grund gesunkener Inflationserwartungen bis März 2017 verlängert und das Volumen ab April 2016 auf monatlich 80 Milliarden Euro erhöht (Deutsche Bundesbank, 2016).

In dieser Arbeit wird nachfolgend untersucht, wie sich diese unkonventionellen geldpolitischen Maßnahmen der Quantitativen Lockerung und der Forward Guidance auf die Entwicklung der europäischen Aktienpreisindices auswirken.

5.2.1 Forschungsstand

Spätestens mit der Japankrise 1990 und der nachfolgenden Nullzinspolitik sowie den unkonventionellen geldpolitischen Maßnahmen der Bank of Japan als Reaktion auf diese Krise wird teilweise der Forschungsschwerpunkt spezifiziert. Es entsteht die Frage, wie volkswirtschaftliche Variablen auf bestimmte geldpolitische Maßnahmen reagieren, wenn der Hauptrefinanzierungssatz bereits an der Nullgrenze liegt. Saiki und Frost (2014) untersuchen für Japan unter anderem den Einfluss der Quantitativen Lockerungsprogramme der Bank of Japan in den Jahren 2001 bis 2006 und 2008 auf die Verteilungseffekte der Einkommen einer Volkswirtschaft. Dabei verwenden sie ein VAR-Modell mit den Variablen reales Bruttoinlandsprodukt, Konsumentenpreisindex, monetäre Basis, Aktienpreisindex Nikkei 225 sowie einen autonomen Gini-Koeffizienten und analysieren es mit einer Impulse-Response-Function. Sie kommen zu dem Teilergebnis, dass unkonventionelle geldpolitische Maßnahmen Aktienpreise unverhältnismäßig ansteigen lassen und höhere Einkommensgruppen einer Volkswirtschaft davon mehr profitieren als Gruppen mit geringerem Einkommen.

Als nach dem Ausbruch der Finanzkrise 2008 unkonventionelle geldpolitische Maßnahmen auch als Instrument der EZB eingesetzt wurden, erfährt die Forschung zu den Auswirkungen einer solchen unkonventionellen Geldpolitik einen erneuten Aufschwung. Im Fokus der Forschungsarbeiten für den europäischen Raum stehen ebenfalls die Auswirkungen auf volkswirtschaftliche Variablen wie die Entwicklung der Verbraucherpreise, Arbeitslosigkeit und reales Bruttoinlandsprodukt ((Boeckx et al., 2014), (Peersman, 2011) sowie (Gambacorta et al., 2014)). Die Auswirkungen auf die volkswirtschaftlichen Variablen des europäischen Wirtschaftsraumes decken sich weitestgehend mit den Erkenntnissen aus den Forschungsarbeiten zum japanischen Wirtschaftsraum, obwohl eine andere methodische Herangehensweise verwendet wird. Boeckx et al. (2014), Gambacorta et al. (2014) und Peersman (2011) implementieren den geldpolitischen Schock in das

Modell über die Erweiterung der Zentralbankbilanz. Einen weiteren Ansatz zur Implementierung eines geldpolitischen Schocks präsentieren beispielsweise Eser und Schwaab (2016), Altavilla et al. (2014) und Rieth et al. (2016). Sie ermitteln auf unterschiedliche Herangehensweise einen hypothetischen geldpolitischen Schock und implementieren diesen in ein makroökonomisches Modell. Mittels geschätzter Impulsantworten werden die Auswirkungen des Schocks auf das Modell gemessen. So zeigen beispielsweise Eser und Schwaab (2016) in ihrer Studie, dass mit der Ankündigung des SMP, welches stellvertretend für eine unkonventionelle geldpolitische Maßnahme steht, die Renditen für Staatsanleihen sinken. Diese Effekte auf die Renditen von Staatsanleihen werden in der Studie von Altavilla et al. (2014) am Beispiel der Ankündigung des OMT-Programms der EZB bestätigt. Auch Rieth et al. (2016) zeigen in ihrer Studie, dass die Kommunikation einer unerwarteten geldpolitischen Lockerung die Renditen von Staatsanleihen senkt und somit zu einem signifikanten Anstieg des realen Bruttoinlandproduktes, der Verbraucherpreise, der Inflationserwartungen und des Kreditvolumens führt. In dieser Studie werden unerwartete Veränderungen in den Renditen von Staatsanleihen an jenen Tagen berechnet, an denen die EZB ihre Maßnahmen der Öffentlichkeit verkündet hat. Dafür verwenden sie ein Panelmodell, welches die unerwartete Veränderung in den Renditedifferenzen von Staatsanleihen verschiedener europäischer Länder und Laufzeiten Deutschland gegenüber isoliert. Dabei handelt es sich um Anleihenlaufzeiten von zwei, fünf und zehn Jahren der Länder Italien, Spanien, Portugal und Irland. Diese implementieren sie dann in ein VAR-Modell und nutzen dafür einen makroökonomischen Ansatz, der an die Arbeit von Gertler und Karadi (2015) angelehnt ist. Mittels geschätzter Impulsantworten auf einen dieser implementierten unkonventionellen geldpolitischen Schocks werden die Anpassungseffekte untersucht. Es wird also ein hypothetischer geldpolitischer Schock in das geschätzte makroökonomische Modell integriert und dann analysiert, wie sich dieser Schock in der Wirtschaft verbreitet, während die anderen treibenden Einflüsse auf die Modellvariablen konstant gehalten werden. Der in dem Panelmodell ermittelte hypothetische Schock entspricht einer Senkung der durchschnittlichen zweijährigen Rendite von Staatsanleihen des Euroraumes (ausgenommen Deutschland) um 0,25 Prozentpunkte.³⁷

Die beiden Herangehensweisen, die sich in der aktuellen Literatur zur Messung der Auswirkungen von unkonventionellen geldpolitischen Maßnahmen etabliert haben, unterliegen einigen Nachteilen. Beispielsweise werden die Effekte der öffentlichen Kommunikation der EZB, welches eines der wichtigsten Steuerungsinstrumente einer Zentralbank ist,

³⁷Daten: Zwei-Jahres-Rendite von Staatsanleihen der Eurozonen-Mitgliedsländer mit Ausnahme von Deutschland

bei der Variante der Implementierung des geldpolitischen Schocks in die Zentralbankbilanz nicht abgebildet. Somit ist diese Methode für die Messung der Auswirkungen des Forward Guidance gänzlich ungeeignet. Mit dem Instrument der öffentlichen Kommunikation hat die EZB jedoch enormen Einfluss auf das Marktvertrauen und somit auch einen großen Einfluss auf die Investitionsentscheidungen auf den Aktienmärkten.

Bei der zweiten methodischen Variante, einen hypothetisch ermittelten, geldpolitischen Schock in ein makroökonomisches Modell zu integrieren, können hingegen die Auswirkungen der öffentlichen Kommunikation der EZB abgebildet werden. Allerdings haben unterschiedlich kommunizierte Inhalte der EZB auch unterschiedlich intensive Auswirkungen auf die Struktur des Aktienmärkte. Diese Feinheiten der Kommunikation der EZB können in dieser Methodik nicht abgebildet werden. Eine entscheidende Rolle spielt auch der Zeitpunkt der getätigten Aussagen. Beispielsweise hat eine Aussage, die eine Periode unkonventioneller Geldpolitik einleitet, eine größere Auswirkung auf die Struktur und Spill-Over-Effekte der Aktienmärkte als eine Aussage, die inmitten einer solchen Periode getätigt wird.³⁸ Der Zeitpunkt einer unkonventionellen geldpolitischen Maßnahme bzw. Kommunikation fand in den bisherigen Arbeiten keine Beachtung. Weiterhin ist die Ermittlung des hypothetischen geldpolitischen Schocks nur unter der Anwendung von stark einschränkenden Annahmen möglich. Auch die Identifikation des makroökonomischen Modells hat zur Folge, dass der Realitätsgehalt weiter eingeschränkt wird. Sicherlich ist das die Natur der modellhaften Analyse, jedoch soll nachfolgend mit der Anwendung von einfachen VAR-Modellen auf Aktienpreisindizes eine Analysevariante vorgeschlagen werden, die sich dieser beschriebenen Einschränkungen entziehen kann und die die Feinheiten der getätigten Aussagen sowie den Zeitpunkt der unkonventionellen Maßnahme bzw. Kommunikation berücksichtigen kann. Anders als bei den vorangegangenen Arbeiten liegt der Fokus dieser Untersuchung auf der Veränderung der Struktur der europäischen Aktienpreisindices und der Spill-Over-Effekte.

Im nachfolgenden Abschnitt werden die Auswirkungen der unkonventionellen geldpolitischen Maßnahmen auf die Struktur von vier europäischen Aktienpreisindices mit der Anwendung von VAR-Modellen untersucht.

5.2.2 VARMA-Modell und Methode

In diesem Abschnitt wird mit Hilfe einer empirischen Untersuchung gezeigt, wie sich unkonventionelle geldpolitische Maßnahmen auf die Struktur europäischer Aktienpreisindices auswirken. Dazu werden die Auswirkungen der von Rieth et al. (2016) zusammen-

³⁸Dieser Effekt wird im Laufe dieser Untersuchung deutlich.

getragenen unkonventionellen geldpolitischen Maßnahmen der EZB (Anhang 7.15) im Zeitraum vom 22.08.2007 bis 22.02.2015 auf die Aktienpreisindices DAX, CAC, IBEX und FTSE haben mittels VARMA-Modellen (vektorautoregressives movingaverage Modell: VARMA) direkt untersucht. Diese Herangehensweise soll die Analysemethoden der im vorherigen Abschnitt beschriebenen Arbeiten, Implementierung eines geldpolitischen Schocks in ein makroökonomisches Modell oder Erweiterung der Zentralbankbilanz, um eine Variante erweitern.

Die unkonventionellen geldpolitischen Maßnahmen wirken in zwei Varianten auf die Entwicklung der Vermögenspreise (Deutsche Bundesbank, 2016). Zum einen haben sie über den Bankkapitalkanal und Bilanzkanal einen direkten Einfluss auf die Vermögenspreise und zum anderen beeinflussen sie über den Signalkanal die Erwartungen der Marktteilnehmer sowie den Zinssatz und somit indirekt die Entwicklung der Vermögenspreise.

Der Einfluss über den Bankkapital- und Bilanzkanal entsteht durch den Eintritt der EZB als Nachfrager auf dem Wertpapiermarkt. Preise für Wertpapiere steigen und somit auch die Vermögenswerte der Banken, die wiederum den Zugang zu Finanzmitteln zur Refinanzierung der Kreditvergabe erleichtern (Deutsche Bundesbank, 2016). Die Bereitschaft der Kreditvergabe der Banken steigt und damit auch die Nachfrage nach Vermögensgütern. Ein solcher Anstieg der Vermögenspreise kann auch über den Bilanzkanal bezogen auf den Kreditnehmer erklärt werden (Bernanke et al., 1999). Die gestiegenen Preise der Wertpapiere haben durch den gestiegenen Wert der hinterlegten Kreditsicherheiten eine Erhöhung der Kreditwürdigkeit der Kreditnehmer zur Folge. Damit sinkt die Risikoprämie und die Kreditvergabe wird für den Kreditnehmer insgesamt günstiger. Somit können Investitionen in Vermögensgüter leichter getätigt werden und die Preise der Vermögensgüter steigen.

Der Signalkanal hingegen basiert auf der Erwartungstheorie und beeinflusst direkt den Zinssatz, indem sich der langfristige Zinssatz dem Durchschnitt der erwarteten kurzfristigen Zinssätze angleicht. Da unkonventionelle geldpolitische Maßnahmen wie beispielsweise das APP meist für einen längeren Zeitraum beschlossen werden, ist von den Marktteilnehmern die zusätzlich zur Verfügung stehende Liquidität antizipierbar und drückt sich direkt in einer Senkung der langfristigen Zinsen aus. Das allgemeine Zinsniveau nimmt ab und das wiederum beeinflusst die Kreditvergabebedingungen positiv. Eine solche Entwicklung hat ebenfalls positive Auswirkungen auf die Vermögenspreise. Eine unkonventionelle geldpolitische Maßnahme löst verschiedene Dynamiken auf den Kapitalmärkten aus, zum einen die treibenden Kräfte, die über die zuvor beschriebenen Transmissionskanäle entstehen, und zum anderen die Veränderung der Struktur und des Einflusses der europäischen Kapitalmärkte untereinander. Somit ergibt sich nicht nur

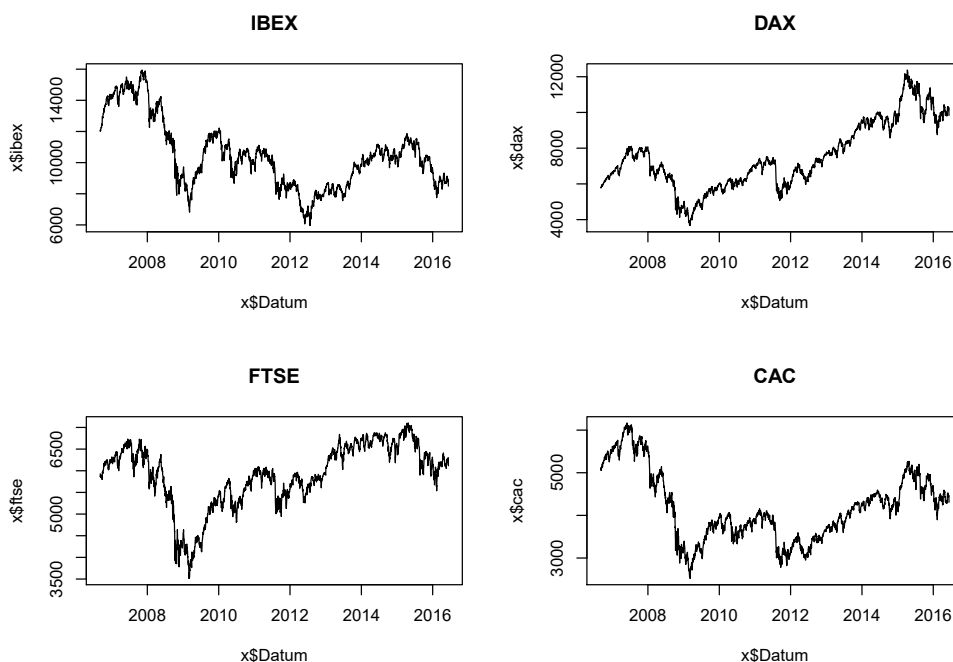
die Frage, welchen direkten Einfluss eine unkonventionelle geldpolitische Maßnahmen auf einen Aktienpreisindex hat, sondern auch, welche Spill-Over-Effekte eine solche Maßnahme der EZB auf den verschiedenen Aktienmärkten in Europa ausübt. Ist eventuell ein europäischer Kapitalmarkt zu einem großen Teil für eine Veränderung auf einem anderen europäischen Kapitalmarkt verantwortlich und verliert durch eine unkonventionelle geldpolitische Maßnahme der EZB seinen Einfluss? Eine unkonventionelle geldpolitische Maßnahme kann auch die autoregressive Struktur auf einem Aktienmarkt beeinflussen. Wie verändert also die Maßnahme der EZB den Einfluss des vorherigen Aktienpreises auf den aktuellen Preis? Ein priorisiertes Ziel der EZB durch eine unkonventionelle geldpolitische Maßnahme ist es, einen positiven Einfluss auf die Erwartungen und damit das Vertrauen der Marktteilnehmer zu haben. Es stellt sich also die Frage, ob die Marktteilnehmer mehr Vertrauen in die Kapitalmärkte haben, nachdem die EZB eine unkonventionelle geldpolitische Maßnahme kommuniziert bzw. umgesetzt hat. Nachfolgend sind die Forschungsfragen dieser Studie dargestellt.

- Wie verändert sich der Einfluss der vorherigen Beobachtung auf den aktuellen Wert?
- Wie verändern sich die Spill-Over-Effekte?
- Wie verändert sich das Marktvertrauen?

Für die Analyse dieser Forschungsfragen wird in dieser Arbeit ein Untersuchungszeitraum der vier europäischen Aktienpreisindices gewählt, der die Zeitpunkte der unkonventionellen geldpolitischen Maßnahmen der EZB aus der Tabelle 68 aus Anhang 7.15 umfasst. Die Aktienpreisindices entsprechen dem Tages-Datensatz aus dem Kapitel 4.5 von Thomas Reuters Datastream für den DAX, CAC, IBEX und FTSE vom 06.09.2006 bis zum 10.06.2016.³⁹ Der IBEX hat in diesem Zeitraum eine Datenspanne von 5956 bis 15950 Punkten und einen Durchschnittswert von 10480 Punkten. Der DAX hingegen hat in diesem Zeitraum ein Minimum von 3666 Punkten, ein Maximum von 12370 Punkten und einen Durchschnittswert von 7529 Punkten. Für den FTSE gilt in diesem Zeitraum ein Minimum von 3512 Punkten, ein Maximum von 7104 Punkten und ein Durchschnittswert von 5903 Punkten. Der CAC bewegt sich in einer Spanne von 2519 bis 6168 Punkten und mit einem Durchschnittswert von 4185 Punkten. Die Aktienpreisindices sind nachfolgend grafisch dargestellt.

³⁹Dabei werden die Handelstage exklusive Wochenend- und Feiertage berücksichtigt.

Abbildung 19: Europäische Aktienpreisindices



Zur Beantwortung der formulierten Forschungsfragen wird in dieser Arbeit ein VARMA-Modell mit einer autoregressiven Ordnung und einer Ordnung der gleitenden Durchschnitte von jeweils eins verwendet. Dieses VARMA(1,1)-Modell liefert mit Hilfe der Maximum-Likelihood-Methode für jede unkonventionelle geldpolitische Maßnahme zwei geschätzte Parametermatrizen, dessen Schätzer konsistent, asymptotisch effizient und normalverteilt sind. Sei $Y_t \in \mathbb{R}^k$ eine k -dimensionale Zufallsvariable zum Zeitpunkt t . Die VARMA(p, q) Spezifikation für die Zeitreihe Y_t ist nachfolgend dargestellt

$$Y_t = c + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t + B_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + B_q \varepsilon_{t-q}, \quad (59)$$

mit $c \in \mathbb{R}^k$, wobei $A_1, A_2, \dots, A_p, B_1, B_2, \dots, B_q$ eine $k \times k$ Matrix ist und $\varepsilon_t \in \mathbb{R}^k$ weißes Rauschen, $E[\varepsilon_t] = 0_k$ und $Var(\varepsilon_t) = \sigma$. Die (bedingten) Maximum-Likelihood Schätzer für die unbekannte Parameter bezeichnen wir mit $\hat{c}, \hat{A}_1, \hat{A}_2, \dots, \hat{A}_p, \hat{B}_1, \hat{B}_2, \dots, \hat{B}_q$ und $\hat{\sigma}$.

Eine Parametermatrix wird für die 4 Aktienpreisindices für einen Beobachtungszeitraum bis einen Tag vor der Bekanntgabe bzw. Umsetzung einer dieser unkonventionellen geldpolitischen Maßnahmen und eine zweite Parametermatrix mit der gleichen Anzahl an Beobachtungen ab dem Zeitpunkt der unkonventionellen geldpolitischen Maßnahme (in-

klusive) ermittelt. Die Anzahl der Beobachtungen, die zur Ermittlung beider geschätzter Parametermatrizen zu einem unkonventionellen geldpolitischen Ereignis verwendet und miteinander verglichen werden, sind immer gleich groß. Jedoch variiert die Beobachtungsanzahl über die unkonventionellen geldpolitischen Ereignisse hinweg. Es ist entscheidend, dass die Beobachtungsanzahl immer möglichst klein ist, damit nicht unkonventionelle geldpolitische Ereignisse zusätzlich in den Beobachtungszeitraum fallen. Jedoch ist die Qualität der Datenlage zu den Zeitpunkten der Maßnahmen unterschiedlich, sodass mal mehr und mal weniger Beobachtungen für die Anwendung der Maximum-Likelihood-Methode notwendig sind. Die beiden geschätzten Parametermatrizen zu einer unkonventionellen geldpolitischen Maßnahme der EZB werden miteinander verglichen. Mit dieser Herangehensweise ist es möglich, die verschiedenen Dynamiken multivariater Datensätze besser zu verstehen und somit die Forschungsfragen explizit beantworten zu können. Zusätzlich ist es bei dieser Herangehensweise kaum notwendig, einschränkende modellbasierte Annahmen treffen zu müssen.

In der Literatur zeigt sich, dass unkonventionelle geldpolitische Maßnahmen drei verschiedenen Kategorien zugeordnet werden können (Rieth et al., 2016). Zum einen sind das Maßnahmen hinsichtlich der Liquidität und Finanzierung von Banken (Punkt 1 der nachfolgenden Auflistung), zum zweiten Maßnahmen der Quantitativen Lockerung (Punkt 2 der nachfolgenden Auflistung) sowie Maßnahmen zur Kreditlockerung und die sogenannte Forward Guidance, bei der Zentralbanken ihre mittel- und langfristige Zinsplanung der Öffentlichkeit mitteilen (Punkt 4 der nachfolgenden Auflistung). Zur Interpretation und Auswertung der Ergebnisse in dieser Arbeit wird eine representative Auswahl der Maßnahmen aus der Tabelle 68 aus Anhang 7.15 getroffen, die diesen drei Kategorien entspricht.⁴⁰

- 08.10.2008 - Umstellung auf Mengentenderverfahren mit Vollzuteilung
- 10.05.2010 - SMP
- 26.07.2012 - „What ever it takes“-Rede von Mario Draghi
- 04.07.2013 - Forward Guidance

Nachfolgend werden diese vier Ereignisse mit dem beschriebenen Modell analysiert und ausgewertet.

⁴⁰ Alle weiteren geschätzten Parametermatrizen befinden sich im Anhang 7.16.

5.2.3 Vom Zinstender- zum Mengentenderverfahren

Die in dieser Arbeit als erste analysierte unkonventionelle geldpolitische Maßnahme ist die von der EZB kommunizierte Umstellung des Verfahrens für die Hauptrefinanzierungsgeschäfte von einem Zinstenderverfahren zu einem Mengentenderverfahren mit Vollzuteilung am 08.10.2008. Im September 2008 kommt es zum Stillstand an den Geldmärkten. Die Finanzinstitute leihen sich untereinander auf Grund einer enormen Unsicherheit kein Geld mehr und es entsteht eine große Abhängigkeit bei der Refinanzierung über das Eurosystem (Europäische Zentralbank, 2009). Die Kommunikation dieser unkonventionellen Maßnahme hat ein enormes Gewicht für die Versorgung der Märkte mit Liquidität. Die EZB legt bei einem Mengentenderverfahren vorab den Zinssatz und die Menge des Zentralbankgeldes fest, welches es dem Bankensystem zur Verfügung stellen will. Die Finanzinstitute teilen der EZB ihren benötigten Betrag an Zentralbankgeld mit und bekommen diesen zu den festgelegten Konditionen. Sollte die Gesamtnachfrage der Institute das Angebot des Eurosystems übersteigen, erhält jedes Finanzinstitut nur einen Teil des geforderten Betrages, der sich nach dem Anteil des Gesamtangebots an der Gesamtnachfrage bemisst. Mit diesem Verfahren sind für die Finanzinstitute die Unsicherheiten bezogen auf den Zinssatz für das Zentralbankgeld minimiert und somit die Zuteilung von Liquidität stark erleichtert. Banken haben nun die Gewissheit, ihren gesamten Liquiditätsbedarf über die wöchentlichen Tender der EZB decken zu können (Europäische Zentralbank, 2009).

Tabelle 39: Parameter **bis** zum 08.10.2008 (69 Beobachtungen)

	VAR-Parameter				MA-Parameter			
	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
IBEX _t	0.139	1.581	0.090	-1.055	-2.116	2.461	-2.199	4.429
DAX _t	-0.350	1.793	0.183	-0.754	-1.061	1.229	-1.391	2.577
FTSE _t	-0.458	1.033	1.158	-0.843	-1.292	1.891	-1.565	2.304
CAC _t	-0.375	0.932	0.175	0.118	-0.990	1.393	-1.227	1.910

Tabelle 40: Parameter **nach** dem 08.10.2008 (69 Beobachtungen)

	VAR-Parameter				MA-Parameter			
	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
IBEX _t	0.656	2.510	-0.807	-2.215	-0.471	0.981	-0.185	0.450
DAX _t	-0.002	1.098	-0.165	-0.389	-0.185	0.078	-0.112	0.687
FTSE _t	-0.111	1.178	0.493	-1.105	-0.110	0.704	0.050	-0.669
CAC _t	-0.042	0.614	-0.297	0.317	-0.041	0.124	-0.378	0.433

Die Auswertungstabellen zeigen auf der linken Seite die VAR-Parameter und auf der rechten Seite die MA-Parameter für die europäischen Aktienpreisindices IBEX, DAX, FTSE und CAC. Bei der Betrachtung der VAR-Parameter in Tabelle 39 ist zu sehen, dass alle Indices eine positive autoregressive Struktur aufweisen. So hat beispielsweise eine Veränderung von 1 % des Vortageswertes des IBEX einen Einfluss von 0.139 auf den aktuellen Wert des IBEX. Mit 1.793 hat der DAX den stärksten autoregressiven Einfluss vor der Bekanntgabe der unkonventionellen geldpolitischen Maßnahme und der CAC mit 0.118 den geringsten autoregressiven Einfluss. Der aktuelle Wert des IBEX vor der Bekanntgabe der unkonventionellen geldpolitischen Maßnahme erklärt sich insgesamt zu 0.139 aus dem Vortageswert des IBEX, zu einem großen Teil aus dem Vortageswert des DAX (1.581), zu einem sehr geringen Teil aus dem Vortageswert des FTSE und zu -1.055 aus dem Vortageswert des CAC. Der Vortageswert des IBEX hat einen negativen Einfluss mit -0.350 auf den aktuellen Wert des DAX. Der Vortageswert des DAX selbst hat einen Erklärungsgehalt von 1.793 für den aktuellen Wert des DAX. Weiterhin erklärt sich der aktuelle Wert des DAX aus einem geringen Anteil (0.183) aus dem Vortageswert des FTSE und mit einem Teil von -0.754 aus dem Vortageswert des CAC. Der aktuelle Wert des FTSE hat einen negativen Erklärungsgehalt von den Indices IBEX (-0.375) sowie CAC (-0.843) und erklärt sich zu großen Anteilen aus den Vortageswerten des DAX (1.033) sowie seinem eigenen Vortageswert (1.158). Der aktuelle Wert des CAC hat einen Erklärungsgehalt von -0.375 des Vortageswertes des IBEX, 0.932 des Vortageswertes des DAX, 0.175 des Vortageswertes des FTSE und 0.118 des Vortageswertes des CAC. Generell ist zu erkennen, dass die Entwicklung des DAX einen großen Erklärungsgehalt für den DAX selbst und die anderen europäischen Kapitalmärkte hat. Weiterhin hat die Entwicklung des FTSE einen sehr kleinen Erklärungsanteil für die anderen europäischen Kapitalmärkte. Der Vortageswert des IBEX hingegen hat für alle anderen aktuellen Indexwerte einen negativen Erklärungsgehalt. Bei der Betrachtung der MA-Parameter ist zu erkennen, dass die Vergangenheit der geschätzten Fehler vom Index CAC einen star-

ken Einfluss auf die Entwicklung des aktuellen Wertes des IBEX (4.429) haben. Auf alle europäischen Indices haben die geschätzten Fehler des Vortages des DAX einen großen Einfluss auf die aktuellen Werte, auch in diesem Fall mit dem größten Einfluss auf den IBEX mit 2.461. Die Beträge der MA-Parameter sind generell sehr hoch und können als hohe Unsicherheit auf den Märkten interpretiert werden.

Nach der Bekanntgabe der EZB, auf das Mengentenderverfahren mit Vollzuteilung umzustellen, verändert sich die Struktur auf den europäischen Kapitalmärkten. Im Allgemeinen gilt, wenn die autoregressive Struktur durch die unkonventionelle geldpolitische Maßnahme steigt, stärkt das den jeweiligen Index und macht ihn unabhängiger von den anderen Indices. Das kann als Unterstützung des jeweiligen Trends, indem sich der Index und damit die Volkswirtschaft gerade befindet, interpretiert werden. Sollte die autoregressive Struktur durch die unkonventionelle geldpolitische Maßnahme sinken, schwächt das den Index und macht ihn anfälliger für externe Einflüsse und eventuell abhängiger von der Entwicklung der anderen Kapitalmärkte. Es zeigt sich für den aktuellen Wert des IBEX beispielsweise, dass der Einfluss des Vortageswertes des DAX auf 2.510 steigt, wohingegen die Parameter der Vortageswerte des FTSE (-0.807) und des CAC (-2.215) sinken. Der Einfluss des Vortageswertes des FTSE auf die anderen europäischen Indices nimmt durch die unkonventionelle geldpolitische Maßnahme ab. Gegenteilig verhält sich die Entwicklung beim IBEX. Der Einfluss des Vortageswertes des IBEX erhöht sich leicht auf die aktuellen Werte der europäischen Indices. Die Bekanntgabe der Umstellung auf das Mengentenderverfahren senkt die autoregressive Struktur beim DAX auf 1.098 und beim FTSE auf 0.493 und erhöht sie beim CAC auf 0.317 und beim IBEX auf 0.656. Somit verliert der Vortageswert des DAX und des FTSE an Erklärungsgehalt für den aktuellen Wert. Beim CAC und beim IBEX gewinnt der Vortageswert an Einfluss auf den aktuellen Wert. Auch der Einfluss der geschätzten Fehler verändert sich nach der unkonventionellen geldpolitischen Maßnahme. Bei der Veränderung der MA-Parameter gilt, sinken durch die unkonventionelle geldpolitische Maßnahme die MA-Parameter, kann das als Rückgang der Verunsicherung der Kapitalanleger interpretiert werden und diese scheinen durch Rückschläge der Wirtschaft nicht mehr so stark wie zuvor den Anreiz zu haben, ihr Kapital in die anderen europäischen Indices zu transferieren. Steigen durch die unkonventionelle geldpolitische Maßnahme jedoch die MA-Parameter, scheinen Kapitalanleger noch stärker verunsichert als zuvor und ziehen bei leichten Rückgängen der Wirtschaft ihr Kapital ab und transferieren es in die anderen europäischen Indices. Es zeigt sich, dass durch die Bekanntgabe der EZB, auf das Mengentenderverfahren umzustellen, der Einfluss der geschätzten Fehler des Vortages des CAC auf den aktuellen Wert des IBEX drastisch (auf 0.450) sinkt. Die Unsicherheit des französischen Kapital-

marktes des Vortages hat somit durch die unkonventionelle geldpolitische Maßnahme weniger Einfluss auf die Entwicklung des aktuellen Wertes des IBEX. Die Beträge der geschätzten Fehler senken sich zum Teil drastisch. So sinkt beispielsweise der Einfluss der vergangenen geschätzten Fehler des DAX auf den aktuellen Wert des FTSE auf 0.704. Diese Bewegung kann als Rückgang der Unsicherheit auf den europäischen Märkten interpretiert werden.

Die unkonventionelle geldpolitische Maßnahme der EZB scheint demnach die autoregressive Struktur auf den europäischen Kapitalmärkten insgesamt anzugleichen und damit eine glättende Wirkung auf die Entwicklung der europäischen Kapitalmärkte zu haben. Weiterhin senkt sie die Unsicherheiten auf den europäischen Kapitalmärkten und damit die Ansteckungsgefahren. Insgesamt verliert in der Betrachtung der DAX seinen starken Einfluss auf die anderen europäischen Indices, was als Rückgang der Spill-Over-Effekte interpretiert werden kann. Damit stärkt die Bekanntgabe der Umstellung auf das Mengentenderverfahren die Entwicklung der Indices und sorgt dafür, dass sie unabhängiger von den Aktivitäten anderer Indices werden.

5.2.4 Securities Markets Program

Die zweite in dieser Arbeit zu analysierende unkonventionelle geldpolitische Maßnahme ist die Umsetzung des Securities Markets Program. Dabei handelt es sich um ein Programm des Eurosystems zum Ankauf von Anleihen, insbesondere von Staatsanleihen, auf dem Sekundärmarkt. Dieses Programm wird mit dem Ziel begründet, die im Zuge der Finanzkrise entstandenen Probleme im geldpolitischen Transmissionsmechanismus zu beheben. Im Fokus liegt die ausreichende Versorgung von Banken im Eurosystem mit Liquidität und die Gewährleistung mittelfristiger Preisstabilität. Im Rahmen des SMP kauft die EZB bis zum 02.08.2012 Staats- und Unternehmensanleihen. Am 02.08.2012 wird das SMP von dem OMT-Programm abgelöst. Insgesamt erreicht der Ankauf von Staatsanleihen durch das Eurosystem im Rahmen des SMP ein Gesamtvolumen von 210 Milliarden Euro. Verschiedene Arbeiten zeigen, wie sich das Anleihenankaufprogramm auf die Liquidität von Banken, auf die Kreditvergabe an Unternehmen und auf die Geldpolitik anderer Zentralbanken auswirken ((Cycon und Koetter, 2015), (Krishnamurthy et al., 2017) und (Falagiarda et al., 2015)). Nachfolgend wird analysiert, wie sich das SMP auf die Struktur der europäischen Kapitalmärkte auswirkt.

Tabelle 41: Parameter **bis** zum 10.05.2010 (68 Beobachtungen)

	VAR-Parameter				MA-Parameter			
	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
IBEX _t	0.664	-1.298	1.899	0.769	0.396	-1.139	1.027	3.341
DAX _t	-0.062	0.593	0.691	-0.007	0.162	1.947	-0.625	-0.546
FTSE _t	-0.044	-0.305	1.275	0.276	0.142	0.581	-0.376	0.765
CAC _t	-0.044	-0.339	0.511	1.052	0.094	0.660	-0.154	0.552

Tabelle 42: Parameter **nach** dem 10.05.2010 (68 Beobachtungen)

	VAR-Parameter				MA-Parameter			
	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
IBEX _t	1.068	-0.432	0.135	-0.286	1.058	2.097	0.199	-6.039
DAX _t	0.028	0.261	-0.029	0.734	0.122	1.035	0.051	-1.818
FTSE _t	0.040	-0.464	1.059	0.110	0.198	0.874	0.496	-2.376
CAC _t	0.025	-0.320	0.078	1.035	0.121	0.641	0.413	-1.727

Bei der Betrachtung der VAR-Parameter aus der Tabelle 41 ist zu erkennen, dass der Vortageswert des FTSE den größten positiven (1.899) und der Vortageswert des DAX den größten negativen (-1.298) Erklärungsgehalt für den aktuellen Wert des IBEX haben. Nach dem Start des Anleihenankaufprogrammes der EZB verändert sich die Erklärungsstruktur für den IBEX. So steigt der Einfluss des Vortageswertes des IBEX von 0.664 auf 1.068 und der Erklärungsgehalt der Vortageswerte der anderen europäischen Indices sinkt. Anders als beim IBEX sinkt der autoregressive Einfluss auf den aktuellen Wert des DAX nach der unkonventionellen geldpolitischen Maßnahme von 0.593 auf 0.261. Wie auch schon bei der Ankündigung zur Umstellung auf das Mengentenderverfahren zuvor am 08.10.2008 steigt der Einfluss des Vortageswertes des CAC (von -0.007 auf 0.734) und sinkt der Einfluss des FTSE (von 0.691 auf -0.029) auf den aktuellen Wert des DAX. Die Zunahme des Einflusses des Vortageswertes des IBEX ist so gering, dass sie vernachlässigt werden kann. Gleiches gilt auch beim FTSE und beim CAC. Der Einfluss des Vortageswertes des DAX auf den aktuellen Wert des FTSE sinkt in geringem Maße (von -0.305 auf -0.464). Der autoregressive Einfluss beim FTSE ist vor der Maßnahme mit 1.275 im Vergleich zu den autoregressiven Werten der anderen Indices sehr stark und nimmt nach dem Start des Anleihenankaufprogrammes leicht ab (1.059). Der Erklärungsgehalt für den aktuellen Wert des CAC ist sowohl vor der unkonventionel-

len geldpolitischen Maßnahme als auch danach nicht stark abhängig von den anderen europäischen Indices. Auch die autoregressive Struktur wird durch das Anleihenankaufprogramm der EZB kaum verändert (von 1.052 auf 1.035).

Die geschätzten Fehler vor der unkonventionellen geldpolitischen Maßnahme haben insgesamt nicht so hohe Ausschläge sowohl positiv als auch negativ im Vergleich zur Tabelle 39. So haben die geschätzten Fehler zum Zeitpunkt $t-1$ des CAC einen Erklärungsgehalt des aktuellen Wertes des IBEX von 3.341. Das Anleihenankaufprogramm hat unterschiedliche Auswirkungen auf die geschätzten Fehler des Vortages der jeweiligen Indices auf sich selbst. Beim IBEX (von 0.396 auf 1.058) und beim FTSE (von -0.376 auf 0.496) steigen die geschätzten Fehler, wohingegen sie beim DAX (von 1.947 auf 1.035) und beim CAC (von 0.552 auf -1.727) sinken. Die Umsetzung des SMP hat unterschiedliche Auswirkungen auf das Marktvertrauen für die europäischen Indices. Für den DAX und den CAC steigt das Marktvertrauen, weil der autoregressive Einfluss der MA-Parameter nach der unkonventionellen geldpolitischen Maßnahme sinkt. Für den IBEX und den FTSE sinkt das Marktvertrauen hingegen, da die autoregressive Struktur der MA-Parameter steigt. Die geschätzten Fehler des Vortageswertes des FTSE steigen für alle anderen Indices an, außer für den IBEX (von 1.027 auf 0.199). Das bedeutet, dass die Marktunsicherheit des FTSE für die anderen europäischen Kapitalmärkte an Bedeutung gewinnt. Der Einfluss der geschätzten Fehler des Vortages des DAX auf die anderen Indices, außer für den IBEX (von -1.139 auf 2.097), bleibt fast gleich. Der Einfluss der Unsicherheiten auf dem europäischen Kapitalmarkt verändert sich durch die unkonventionelle geldpolitische Maßnahme der EZB für den CAC und den FTSE kaum. Lediglich der Einfluss auf den IBEX steigt. Demnach haben Unsicherheiten auf dem deutschen Kapitalmarkt nach der Einführung des SMP einen größeren Einfluss auf den aktuellen Wert des IBEX. Der Einfluss der geschätzten Fehler des Vortages des IBEX auf die anderen europäischen Kapitalmärkte verändert sich durch das SMP ebenfalls kaum. Die Veränderung der geschätzten Fehler durch die unkonventionelle geldpolitische Maßnahme der EZB auf den Einfluss des CAC des Vortages auf die anderen europäischen Indices ist am deutlichsten. So verändern sich beispielsweise die geschätzten Fehler des Vortages des CAC auf den aktuellen Wert des IBEX von 3.341 vor der Maßnahme auf -6.039 nach der Maßnahme. Dieser Rückgang ist auch für die anderen europäischen Indices zu erkennen. Die Unsicherheiten auf dem französischen Kapitalmarkt scheinen nach der Einführung des Anleihenankaufprogramms für die Entwicklung der anderen europäischen Kapitalmärkte abgenommen zu haben.

Das SMP hat die Spill-Over-Effekte auf den europäischen Märkten nicht ganz so stark beeinflusst wie die Ankündigung der Umstellung auf das Mengentenderverfahren. Ins-

gesamt nehmen diese aber für die Umsetzung des SMP ab. Die autoregressive Struktur nimmt bei allen Indices ab außer beim IBEX. Demnach stärkt die unkonventionelle geldpolitische Maßnahme alle aktuellen Entwicklungen der europäischen Indices außer die des IBEX. Der IBEX scheint weiterhin stark von äußeren Einflüssen abhängig. Weiterhin auffällig ist, dass die autoregressive Struktur bei allen Indices auch nach der unkonventionellen geldpolitischen Maßnahme positiv bleibt. Insgesamt zeigt sich, dass die Einführung des Anleihenankaufprogrammes der EZB nicht einen ganz so starken Einfluss auf die Struktur der europäischen Indices hat wie die Umstellung auf das Mengentenderverfahren mit Vollzuteilung. Eine Erklärung für die Abschwächung der Wirkung könnte sein, dass die Verfahrensumstellung auf das Mengentenderverfahren als die erste europäische unkonventionelle geldpolitische Maßnahme gesehen werden kann und die europäischen Kapitalmärkte sich erstmals auf eine Veränderung der Politik einstellen mussten.

5.2.5 „What ever it takes“

Die dritte in dieser Arbeit zu analysierende unkonventionelle geldpolitische Maßnahme ist die am 26.07.2012 gehaltene Rede des EZB-Präsidenten Mario Draghi (Draghi, 2012). In dieser Rede bekräftigt der EZB-Präsident, dass die EZB alles in ihrer Macht stehende realisieren werde, um die „Euro-Krise“ zu beruhigen. Zu dem Zeitpunkt vor der Rede hat unter anderem Italien große Schwierigkeiten, seinen Haushalt zu finanzieren, und es entstehen Spekulationen, dass die Währungsunion zerbrechen werde. Der Renditeunterschied zwischen 10-jährigen deutschen und italienischen Staatsanleihen beträgt vor der Rede Mario Draghis circa 5 % und gleicht sich anschließend stark an. Die Märkte beruhigen sich, obwohl keine konkrete Maßnahme umgesetzt wurde. Diese Rede entfacht eine grundlegende Diskussion darüber, ob die EZB sich noch innerhalb ihres Mandates bewegt. Die Wirkung, die diese Rede auf die Renditen von europäischen Staatsanleihen hat, bestätigen unter anderem Fratzscher et al. (2016). Nachfolgend wird analysiert, welche Auswirkungen diese Rede von Mario Draghi auf die Struktur der europäischen Indices hat.

Tabelle 43: Parameter **bis** zum 26.07.2012 (68 Beobachtungen)

	VAR-Parameter				MA-Parameter			
	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
IBEX _t	0.981	-0.431	0.297	-0.205	1.404	-4.342	-0.468	7.616
DAX _t	0.055	0.749	0.101	0.062	0.212	-2.702	1.331	4.139
FTSE _t	0.004	-0.245	0.848	0.548	0.109	-2.472	0.959	4.291
CAC _t	0.020	-0.117	0.020	1.003	0.199	-1.375	0.436	2.406

Tabelle 44: Parameter **nach** dem 26.07.2012 (68 Beobachtungen)

	VAR-Parameter				MA-Parameter			
	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
IBEX _t	1.063	0.308	-1.295	0.212	0.063	2.758	-1.658	-2.518
DAX _t	0.228	0.806	-0.473	-0.181	-0.207	0.352	-0.862	1.611
FTSE _t	-0.029	0.208	0.454	0.060	-0.166	0.117	-0.504	1.262
CAC _t	0.100	-0.089	-0.209	0.821	-0.092	0.201	-0.433	0.730

Bei der Betrachtung der VAR-Parameter in Tabelle 43 zeigt sich, dass alle Parameter insgesamt näher an null liegen als noch in den beiden Analysen zuvor. Die autoregressive Struktur steigt beim IBEX und beim DAX und sinkt beim FTSE und beim CAC nach der Rede von Mario Draghi. So steigt der Einfluss des Vortages beim IBEX (von 0.981 auf 1.063) sowie beim DAX (von 0.749 auf 0.806) und sinkt beim FTSE (von 0.848 auf 0.454) sowie beim CAC (von 1.003 auf 0.821). Der aktuelle Wert des IBEX hat nach der Rede einen höheren Erklärungsgehalt des Vortageswertes des DAX (von -0.431 auf 0.308) und ist damit abhängiger von der Entwicklung des DAX. Diese Entwicklung für den aktuellen Wert des IBEX ist auch beim Vortageswert des CAC zu erkennen. Auch dieser Parameter verändert sich nach der Rede vom Negativen ins Positive (von -0.205 auf 0.212). Genau entgegengesetzt wirkt die Rede auf den aktuellen Wert des IBEX in Bezug auf den Vortageswert des FTSE. Dieser hat vorher einen Erklärungsgehalt von 0.297 und sinkt anschließend auf -1.295. Der IBEX ist nach der Rede von Mario Draghi negativ abhängig von der Entwicklung des FTSE. Beim aktuellen Wert des DAX steigt der Erklärungsgehalt und damit der Einfluss des Vortageswertes des IBEX nach der Rede (von 0.055 auf 0.228). Der Erklärungsgehalt des Vortageswertes des FTSE (von 0.101 auf -0.473) und des CAC (von 0.062 auf -0.181) auf den aktuellen Wert des DAX sinkt. Der Erklärungsgehalt des aktuellen Wertes des FTSE verändert sich durch die

unkonventionelle geldpolitische Maßnahme weniger drastisch. So sinkt der Einfluss des Vortageswertes des IBEX (von 0.004 auf -0.029) und der Einfluss des Vortageswertes des CAC sinkt (von 0.548 auf 0.060). Der Einfluss des DAX auf den aktuellen Wert des FTSE steigt hingegen (von -0.245 auf 0.208). Der aktuelle Wert des CAC ist schon vor der Rede von Mario Draghi wenig abhängig von den anderen europäischen Indices. So sinkt der Einfluss des Vortageswertes des IBEX (von 0.020 auf 0.100) und des FTSE (von 0.020 auf -0.209) auf den aktuellen Wert des CAC nach der unkonventionellen geldpolitischen Maßnahme leicht. Der Einfluss des Vortageswertes des DAX auf den aktuellen Wert des CAC steigt leicht (von -0.117 auf -0.089).

Bei der Analyse der MA-Parameter zeigt sich, dass die Parameter teilweise drastisch auf die Rede von Mario Draghi reagieren. So sinken die geschätzten Fehler des Vortages des CAC für den aktuellen Wert des IBEX, wie in den beiden Analysen zuvor, drastisch (von 3.341 auf -6.039). Die Marktunsicherheiten des Vortages des FTSE spielen nach der Rede von Mario Draghi eine geringere Rolle für die Entwicklung des aktuellen IBEX (von 1.027 auf 0.199). Weiterhin auffällig ist, dass die Marktunsicherheiten des DAX für die anderen europäischen Indices an Einfluss gewinnen. So steigen sie sowohl für den IBEX (von -1.139 auf 2.097) als auch für den FTSE (von 0.581 auf 0.874). Für den CAC bleiben die geschätzten Fehler für den Vortag des DAX nahezu gleich (von 0.660 auf 0.641). Die Veränderung der geschätzten Fehler des IBEX auf die anderen europäischen Indices durch die Rede von Mario Draghi ist so gering, dass sie vernachlässigt werden kann. Somit hat die unkonventionelle geldpolitische Maßnahme keine signifikante Auswirkung auf das Marktvertrauen des spanischen Kapitalmarktes und löst keine Spill-Over-Effekte auf die anderen europäischen Märkte aus. Der Einfluss der Marktunsicherheiten des CAC auf die Entwicklung der anderen europäischen Indices sinkt. Am drastischsten, wie bereits erwähnt, auf den IBEX, beim DAX (von -0.546 auf -1.818) und beim FTSE (von 0.765 auf -2.376) weniger drastisch.

Insgesamt hat die Rede von Mario Draghi die Struktur in den europäischen Indices deutlich verändert. Es ist zu erkennen, dass die Spill-Over-Effekte für einige Indices zunehmen und für andere abnehmen. So nimmt beispielsweise der Einfluss des FTSE auf den IBEX zu und gleichzeitig verliert der FTSE an Einfluss auf den CAC. Ähnlich differenziert verhält es sich beim DAX und beim CAC. Lediglich beim IBEX steigt der Einfluss auf alle anderen europäischen Indices. Somit ist eine allgemeingültige Aussage über die Wirkungswege der Spill-Over-Effekte, die durch die Rede von Mario Draghi entstanden sind, nicht möglich. Durch die Analyse wird jedoch deutlich, dass die von Mario Draghi kommunizierten Inhalte einen erheblichen Einfluss auf die Struktur der europäischen Indices haben.

5.2.6 Forward Guidance

Die vierte in dieser Arbeit zu analysierende unkonventionelle geldpolitische Maßnahme ist die von der EZB am 04.07.2013 erstmals angewendete Praktik des sogenannten Forward Guidance. Bis zu diesem Zeitpunkt ist es gängige Praxis, keine Aussagen über den zukünftigen geldpolitischen Kurs der EZB an die Öffentlichkeit weiterzugeben. In der EZB-Rat-Sitzung Anfang Juli 2013 ändert sich diese Vorgehensweise jedoch und die EZB veröffentlicht erstmals einen geldpolitischen Ausblick (Europäische Zentralbank, 2014a). Die Mitteilung des EZB-Rates, dass die Leitzinsen für einen längeren Zeitraum auf einem niedrigen Niveau bleiben werden, vermittelt Banken, Finanzmarktteilnehmern, Unternehmen und Verbrauchern eine bessere Vorstellung über die Entwicklung der Kreditkosten und erleichtert somit Investitionen wie beispielsweise in die Infrastruktur. Die EZB gewinnt somit weiteren Handlungsspielraum, obwohl sich die Leitzinsen bereits auf einem sehr niedrigen Niveau befinden. Die Europäische Zentralbank (2014a) beschreibt das unkonventionelle geldpolitische Instrument Forward Guidance als geeignet, die Markterwartungen über die kurzfristige Zinsentwicklung zu kontrollieren und damit die Volatilität auf den Geldmärkten zu reduzieren. Ein hohes Risiko der Anwendung von Forward Guidance für die EZB ist ein möglicher Vertrauensverlust der Marktteilnehmer gegenüber der Geldpolitik. Sollten sich die Konjunktur und die Märkte in Europa besser entwickeln, als von der EZB prognostiziert, und ein geldpolitisches Handeln notwendig machen, obwohl dieses Handeln vorab nicht kommuniziert ist, könnte das Forward Guidance und darüber hinaus das Instrument der geldpolitischen Kommunikation in Zukunft seine Wirksamkeit verlieren. Nachfolgend wird analysiert, welche Auswirkungen das Forward Guidance auf die Struktur der europäischen Indices hat.

Tabelle 45: Parameter **bis** zum 04.07.2013 (68 Beobachtungen)

	VAR-Parameter				MA-Parameter			
	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
IBEX _t	0.909	-0.224	0.097	0.342	0.065	-0.647	1.784	-1.850
DAX _t	0.078	0.833	-0.139	0.342	-0.320	0.521	1.052	-2.325
FTSE _t	0.119	-0.012	1.003	-0.318	0.161	-0.009	1.106	-2.254
CAC _t	0.062	-0.008	0.044	0.755	-0.087	0.100	0.679	-1.227

Tabelle 46: Parameter **nach** dem 04.07.2013 (68 Beobachtungen)

	VAR-Parameter				MA-Parameter			
	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
IBEX _t	1.193	0.018	0.347	-0.928	-0.411	-1.358	1.891	1.173
DAX _t	-0.008	0.871	0.209	-0.071	-0.506	-0.596	0.056	2.401
FTSE _t	0.037	-0.031	0.966	-0.235	-0.236	-0.496	0.490	0.918
CAC _t	0.084	-0.033	0.140	0.635	-0.160	-0.356	0.320	0.679

Bei der Betrachtung der VAR-Parameter in Tabelle 45 zeigt sich, dass alle autoregressiven Parameter wie bei den Analysen zuvor sowohl vor als auch nach der unkonventionellen geldpolitischen Maßnahme im positiven Bereich sind. Der Einfluss der Vortageswerte auf die jeweiligen aktuellen Werte der Indices FTSE und CAC sinken nach der Einführung des Forward Guidance leicht. Der Erklärungsgehalt des Vortageswertes des DAX (von 0.833 auf 0.871) und des IBEX (von 0.909 auf 1.193) jeweils auf sich selbst steigen hingegen leicht. Die Auswirkungen auf die autoregressive Struktur dieser unkonventionellen geldpolitischen Maßnahme sind insgesamt nicht so groß wie die Auswirkungen der zuvor betrachteten Maßnahmen. Der Einfluss des Vortageswertes des IBEX sinkt sowohl auf den aktuellen Wert des DAX (von 0.078 auf -0.008) als auch auf den aktuellen Wert des FTSE (von 0.119 auf 0.037). Außer in der Analyse für das SMP sinkt der Einfluss des Vortageswertes des IBEX auf den aktuellen Wert des DAX immer. Das zeigt, dass die unkonventionellen geldpolitischen Maßnahmen den DAX unabhängiger von der Entwicklung des IBEX machen. Der Erklärungsgehalt des Vortageswertes des IBEX auf den CAC hat sich durch die Einführung des Forward Guidance nicht verändert. Der Einfluss des Vortageswertes des DAX auf den aktuellen Wert des IBEX steigt leicht (von -0.224 auf 0.018) und er verändert sich auf die aktuellen Werte des FTSE (von -0.012 auf -0.031) und des CAC (von -0.008 auf -0.033) kaum. Der Erklärungsgehalt des Vortageswertes des FTSE für die anderen europäischen Indices steigt durch die Einführung des Forward Guidance. So erhöht sich der Einfluss auf den aktuellen Wert des IBEX (von 0.097 auf 0.347), den aktuellen Wert des DAX (von -0.139 auf 0.209) und den aktuellen Wert des CAC (von 0.044 auf 0.140). Der Erklärungsgehalt des Vortageswertes des CAC sinkt durch die Einführung des Forward Guidance sowohl auf den aktuellen Wert des IBEX (von 0.342 auf -0.928) als auch auf den aktuellen Wert des DAX (von 0.342 auf -0.071). Die Einführung des Forward Guidance lässt den Einfluss des Vortageswertes des CAC auf den aktuellen Wert des FTSE leicht ansteigen (von -0.318 auf -0.235).

Bei der Analyse der MA-Parameter zeigt sich, dass die Parameter weniger drastisch auf

die Einführung des Forward Guidance reagieren, als sie es in den bisherigen Analysen getan haben. Der Einfluss der geschätzten Fehler des Vortages des CAC auf die anderen europäischen Indices verändert sich durch die unkonventionelle geldpolitische Maßnahme noch am deutlichsten. Die Entwicklung der Marktunsicherheiten des CAC spielen nach der Einführung des Forward Guidance für den aktuellen Wert des IBEX (von -1.850 auf 1.173), für den aktuellen Wert des DAX (von -2.325 auf 2.401) und für den aktuellen Wert des FTSE (von -2.254 auf 0.918) eine größere Rolle als zuvor. Somit scheint die Einführung des Forward Guidance die geschätzten Fehler des CAC für die Erklärung der anderen Indices ansteigen zu lassen und Marktunsicherheiten auf dem französischen Kapitalmarkt bekommen mehr Gewicht bei der Entwicklung der Werte der anderen europäischen Indices. Die Veränderungen der geschätzten Fehler des IBEX auf die anderen europäischen Indices fällt insgesamt geringer aus. Sie sinken für jeden betrachteten europäischen Index (beispielsweise für den Dax von -0.320 auf -0.506) und damit reduziert die unkonventionelle geldpolitische Maßnahme die Ansteckungsgefahren durch Marktunsicherheiten des spanischen Kapitalmarktes für die anderen europäischen Indices. Gleiches gilt für die geschätzten Fehler des Vortages des DAX. Auch sie sinken (beispielsweise für den FTSE von -0.009 auf -0.496) und scheinen damit die Ansteckungsgefahren, die durch Marktunsicherheiten auf dem deutschen Kapitalmarkt für die anderen betrachteten europäischen Indices entstehen, zu reduzieren. Diese Maßnahme scheint besonders Indices starker Volkswirtschaften vor hektischen Kapitalabflüssen aus Unsicherheit zu schützen. Kapitalanleger bleiben trotz eventueller „Dämpfer,, der Wirtschaft in den Indices investiert und ziehen ihre Investitionen nicht so schnell ab, da das Vertrauen in die Entwicklung dieses Marktes gestiegen ist. Der Einfluss der Marktunsicherheiten des FTSE des Vortages auf die Entwicklung des IBEX nach der Einführung des Forward Guidance hingegen bleibt weitestgehend konstant (von 1.784 auf 1.891). Für den DAX sinken sie (von 1.052 auf 0.056) und demnach stabilisiert die unkonventionelle geldpolitische Maßnahme auch den Kapitalmarkt Großbritanniens. Kapitalanleger scheinen durch Rückschläge der Wirtschaft Großbritanniens nicht mehr so verunsichert zu sein und haben nicht mehr so stark wie zuvor den Anreiz, ihr Kapital in den deutschen Kapitalmarkt zu transferieren. Der gleiche Effekt für die Marktunsicherheiten zeigt sich auch für den CAC (von 0.679 auf 0.320).

Es zeigt sich, dass die Einführung des Forward Guidance kaum eine Auswirkung auf die autoregressive Struktur der europäischen Indices hat.⁴¹ Insgesamt ist im Vergleich zu den anderen unkonventionellen geldpolitischen Maßnahmen zu erkennen, dass die Einführung des Forward Guidance die Struktur auf dem europäischen Kapitalmarkt nicht ganz

⁴¹ Ausgeschlossen die autoregressive Struktur des IBEX. Diese verändert sich erheblich.

so stark beeinflusst hat wie die bisher analysierten unkonventionellen geldpolitischen Maßnahmen. Auch bei dieser unkonventionellen geldpolitischen Maßnahme kann keine allgemeingültige Aussage über die Entwicklung der Spill-Over-Effekte getroffen werden. So steigt beispielsweise der Einfluss des DAX auf den IBEX und sinkt auf den FTSE und den CAC. Der Einfluss des CAC auf den IBEX, den DAX und den FTSE sinkt durch diese Maßnahme. Zu sehen ist, dass die Einführung des Forward Guidance einen Einfluss auf die Spill-Over-Effekte hat und damit die Struktur der europäischen Kaptalmärkte verändert. Insgesamt kann festgehalten werden, dass die Einführung des Forward Guidance Unsicherheiten und geringes Marktvertrauen reduziert. Besonders Unsicherheiten auf den großen Kapitalmärkten spielen für die Entwicklung der kleineren Kapitalmärkte eine weniger wichtige Rolle.

5.2.7 Zusammenfassung und Kritik

In diesem Abschnitt wird untersucht, welche Auswirkungen die unkonventionellen geldpolitischen Maßnahmen der EZB im Zeitraum von 08.2007 bis 02.2015 auf die Erklärungsstruktur der vier großen europäischen Aktienpreisindices haben. Es zeigt sich, dass die Struktur, wie sich der aktuelle Wert eines jeweiligen Indices aus den Vortageswerten der anderen Indices zusammensetzt, durch die Maßnahmen teilweise stark verändert wird. Diese Veränderungen betreffen zum einen die Spill-Over-Effekte auf den europäischen Kapitalmärkten und zum zweiten die autoregressive Struktur der jeweiligen Aktienpreisindices.

Die Ergebnisse dieser Arbeit zeigen deutlich, dass die verschiedenen unkonventionellen geldpolitischen Maßnahmen unterschiedliche Auswirkungen auf die Spill-Over-Effekte haben. So verliert beispielsweise der DAX insgesamt seinen starken Einfluss auf die anderen europäischen Indices bei der Umstellung auf das Mengentenderverfahren und bei der Rede von Mario Draghi zeigen die Ergebnisse, dass der Einfluss des DAX auf den FTSE und auf den CAC hingegen zunimmt. Das SMP hat die Spill-Over-Effekte auf den europäischen Märkten nicht ganz so stark beeinflusst, wie die Ankündigung der Umstellung auf das Mengentenderverfahren. Insgesamt nehmen diese aber eher ab. Weiterhin zeigen die Ergebnisse, dass die Einführung des Forward Guidance ebenfalls einen geringen Einfluss auf die Spill-Over-Effekte hat und damit die Struktur der europäischen Kaptalmärkte verändert. Der Einfluss auf die Spill-Over-Effekte ist bei der ersten Maßnahme noch besonders groß und nimmt im Laufe der Zeit generell ab. Es scheint, dass eine Aussage, die eine Periode unkonventioneller Geldpolitik einleitet, eine größere Auswirkung auf die Struktur und Spill-Over-Effekte des Aktienmarktes hat, als eine Aussage, die inmitten einer solchen Periode getätigt wird.

Zusätzlich zeigen die Ergebnisse, dass die unkonventionellen geldpolitischen Maßnahmen der EZB generell die autoregressive Struktur der europäischen Indices verändern und damit Auswirkungen auf die Entwicklung der jeweiligen Trends, in denen sich der jeweilige Kapitalmarkt gerade befindet, haben. Hierbei zeigt sich, dass die verschiedenen Maßnahmen unterschiedlich auf die jeweiligen Indices wirken. Beispielsweise wirken alle vier betrachteten Maßnahmen positiv auf die autoregressive Struktur des IBEX und verstärken somit die jeweilige Entwicklung auf dem spanischen Kapitalmarkt. Beim DAX hingegen wirkt die Umstellung auf das Mengentenderverfahren und die Einführung des SMP negativ und die Rede von Mario Draghi positiv auf die autoregressive Struktur.⁴² Beim FTSE hingegen haben die Umstellung auf das Mengentenderverfahren, die Einführung des SMP und die Rede von Mario Draghi einen negativen Einfluss auf die autoregressive Struktur.⁴³ Allgemeingültige Aussagen über die Wirkung der unkonventionellen geldpolitischen Maßnahmen auf die autoregressive Struktur der europäischen Indices scheinen demnach nicht bzw. kaum möglich zu sein. Weiterhin ist zu erkennen, dass die Einführung des Forward Guidance fast keine Auswirkungen auf die autoregressive Struktur der europäischen Indices hatte.⁴⁴ Eine mögliche Erklärung könnte sein, dass die Anleger die von der EZB kommunizierte langfristige expansive Geldpolitik bereits antizipiert und in die Investitionsentscheidungen integriert haben. Zusätzlich zeigt sich, dass die Entwicklungen großer Volkswirtschaften wie Deutschland für den Erklärungsgehalt kleinerer Volkswirtschaften wie Spanien durch die unkonventionellen geldpolitischen Maßnahmen weniger Bedeutung haben. Anleger entwickeln durch die unkonventionelle Geldpolitik der EZB mehr Vertrauen in die großen Volkswirtschaften und deren Kapitalmärkte. Dieses durch die unkonventionelle geldpolitische Maßnahme der EZB induzierte Marktvertrauen ist nicht fundamental gerechtfertigt und suggeriert Kapitalanlegern eine Investitionssicherheit, die die Marktsituation strukturell nicht hergibt. Das führt zu einer Verzerrung der Investitionsentscheidung und kann spekulatives Verhalten begünstigen. Zusätzlich zu dem Renditedruck, der in einer Niedrigzinsphase entsteht, kann dieses spekulative Verhalten einer der Gründe sein, weshalb die Kapitalmärkte einen solchen Boom erfahren und weitere Aktienpreisblasen entstehen können.

Die Ergebnisse dieser Untersuchung zeigen, dass die unkonventionellen geldpolitischen Maßnahmen der EZB unterschiedliche Auswirkungen auf die Struktur der europäischen

⁴²Die Veränderung der autoregressiven Struktur bei der Einführung des Forward Guidance ist so gering, dass sie vernachlässigt werden kann.

⁴³Der Einfluss der Einführung des Forward Guidance hat eine so geringe Auswirkung auf die autoregressive Struktur des FTSE, dass diese vernachlässigt werden kann.

⁴⁴Bei allen Indices ist die autoregressive Struktur nahezu konstant geblieben außer beim IBEX, bei dem sie leicht angestiegen ist.

Indices und damit deren Kapitalmärkte haben. Welche strukturellen Veränderungen auf den Kapitalmärkten und welche Wechselwirkungen zwischen den verschiedenen europäischen Indices durch die unkonventionelle Geldpolitik stattfinden, ist für eine Zentralbank von großem Interesse. Die in dieser Studie für die Gewinnung dieser Erkenntnisse angewendete Herangehensweise ist in der bisherigen Literatur noch nicht verwendet worden. So könnte die Aussagekraft der Parameter durch die kleine Datengrundlage von 68 bis 73 Beobachtungen zu gering sein. Der kleine Stichprobenumfang ist in dieser Studie so gewählt worden, damit nicht so viele (geldpolitische) Ereignisse mit in die Berechnungen der Parameter integriert werden. Eine Möglichkeit für einen größeren Stichprobenumfang wäre die Verwendung von Hochfrequenzdatensätzen. Eine weitere Schwierigkeit könnte sein, dass nicht ausgeschlossen werden kann, ob nicht in dem Betrachtungszeitraum ein anderes Ereignis für die Strukturveränderung verantwortlich sein könnte. Unabhängig davon kann asymptotisch mit der in dieser Studie verwendete Herangehensweise die Wirkungsrichtung der unkonventionellen Geldpolitik auf die Struktur und die Abhängigkeit der Märkte untereinander ermittelt werden, wenn eine Vielzahl an unkonventionellen geldpolitischen Maßnahmen untersucht wird. Auch hier könnte ein enger getakteter Datensatz die Wahrscheinlichkeit reduzieren, ein anderes Ereignis mitzubetrachten. Die Optimierung der in dieser Studie verwendeten Herangehensweise kann der EZB und anderen Zentralbanken die Möglichkeit geben, bei der Anwendung von unkonventionellen geldpolitischen Maßnahmen die Auswirkungen auf die Struktur der Kapitalmärkte mitzuberücksichtigen und die Maßnahmen somit gezielter einzusetzen.

Nachdem in diesem Kapitel gezeigt werden konnte, dass eine unkonventionelle Geldpolitik der EZB große Auswirkungen auf die Struktur der europäischen Kapitalmärkte hat, wird im nachfolgenden Kapitel untersucht, ob Vermögenspreise überhaupt auf geldpolitische bzw. makroprudenzielle Maßnahmen reagieren und damit für Behörden überhaupt steuerbar sind.

5.3 Auswirkungen regulierender Maßnahmen auf Vermögenspreise

Die im vorherigen Abschnitt beschriebenen Verzerrungen auf dem Kapitalmarkt durch die unkonventionelle Geldpolitik der EZB und die in Kapitel 3 beschriebenen volkswirtschaftlichen Kosten durch das Platzen einer Vermögenspreisblase bekräftigen die Frage nach einem anderen Umgang mit der Entwicklung von Vermögenspreisen als dem bisherigen. In der wissenschaftlichen Diskussion kristallisieren sich zwei Richtungen deutlich heraus. Zum einen die Integration von Vermögenspreisblasen in die geldpolitische Ziel-funktion und zum anderen die Überwachung und Steuerung der Vermögenspreise mittels makroprudentieller Politik. In diesem Abschnitt wird der aktuelle Forschungsstand zur Reaktion von Vermögenspreisen auf geldpolitische und makroprudenzielle Maßnahmen dargestellt. Dabei wird ein besonderer Fokus auf Immobilien- und Aktienpreise gelegt.

5.3.1 Makroprudenzielle Maßnahmen

In diesem Abschnitt werden die Forschungsarbeiten zur Reaktion der Vermögenspreise auf makroprudenzielle Maßnahmen dargestellt. Für die wissenschaftliche Diskussion zum Umgang mit der Entwicklung der Vermögenspreise ist die Reaktion auf die Maßnahmen entscheidend. Bei einem schwachen Einfluss der makroprudenziellen Politik auf die Entwicklung der Vermögenspreise rücken die Ansätze des Benign Neglect und Leaning against the Wind wieder stärker in den Fokus. Bei einem starken Einfluss auf die Entwicklung der Vermögenspreise gewinnt die Anwendung der makroprudenziellen Politik in der Argumentation an Gewicht. Im Anhang 7.13 befindet sich eine Zusammenfassung der in diesem Abschnitt dargestellten Ergebnisse.

Macroeconomic Assessment Group (2010) entwickeln in ihrer Studie verschiedene Szenarien von Verschiebungen in Kapital und Liquiditätsanforderungen über unterschiedliche Übergangszeiträume und übertragen diese auf allgemeine Methoden, die speziell zur Analyse von Zentralbanken und internationalen Organisationen entwickelt wurden.⁴⁵ Es ist auf Grund der Komplexität für einzelne Standardmodelle der Makroökonomie bisher nicht möglich, die direkten Effekte von makroprudenziellen Veränderungen auf die relevanten Mechanismen zu untersuchen und zu beschreiben. Einzelne Modelle können das Verhalten von Finanzinstituten in Folge einer makroprudenziellen Einschränkung nicht abbilden und auch die makroprudenziellen Instrumente der Behörden sind in ihrer Anwendung so komplex, dass sie nicht in einzelne makroökonomische Modelle implementiert werden können. Die Macroeconomic Assessment Group haben einige Modelle entwickelt, die die meisten relevanten Mechanismen abdecken, aber auch in diesen Modellen können

⁴⁵Semi-structural large-scale models, reduced-form VAR-type models, DSGE models.

nicht alle Effekte abgebildet werden. Diesem Problem der Modellspezifikation begegnen Macroeconomic Assessment Group (2010) in ihrer Studie, in dem sie die Ergebnisse von mehreren Modellen und unterschiedlichen Ländern subsumieren. Sie präsentieren sowohl die einzelnen erhaltenen Ergebnisse als auch die mit einer zentralen Schätzung zusammengefassten Ergebnisse. In den meisten Fällen wird ein „two-step approach“ verwendet. Im ersten Schritt werden die Auswirkungen von höheren Kapitalanforderungen auf die Kreditzinsspannen und die Kreditvergabe untersucht und in einem zweiten Schritt werden diese prognostizierten Veränderungen der Kreditzinsspannen und der Kreditvergabe in makroökonomische Modelle implementiert, damit die Auswirkungen auf Konsum, Investitionen und andere volkswirtschaftliche Variablen geschätzt werden können. Diese Ergebnisse können also als robuste Schätzung der entstandenen Kosten durch die Implementierung der stärkeren Einschränkungen durch makroprudenzielle Politik gesehen werden. Für die Schätzung aus den Ergebnissen der verschiedenen Modelle stellen Macroeconomic Assessment Group (2010) eine Bandbreite von Modellen mit unterschiedlich getätigten Annahmen zusammen. Ein Großteil der verwendeten Modelle bedient sich der Annahme, dass engere Kapitalanforderungen zu höheren Kreditzinsspannen führen. Einige Modelle integrieren darüber hinaus die Annahme, dass Banken zusätzlich auch das Kreditangebot einschränken. Andere Modelle beinhalten auch die Annahme, dass die geldpolitische Reaktion auf ein geringeres Wirtschaftswachstum und der damit verbundene reduzierte Inflationsdruck im Einklang mit dem Mandat der Zentralbanken steht. Ein Vergleich der Ergebnisse dieser mit unterschiedlichen Annahmen getätigten Modelle bietet entscheidende Erkenntnisse über die Wirkungsmechanismen der makroprudenziellen Politik. Veränderungen der Kreditzinsspanne um 1 % bei einer 4-Jahres-Implementation der makroprudenziellen Maßnahme reduzieren das BIP relativ zu seinem Trend bzw. Potenzial um 0,16 %. Weiterhin führt eine Reduktion der Kreditvergabe zu einem Rückgang des Medians des BIPs von 0,32 %. Abschließend kann bestätigt werden, dass eine Lockerung der Geldpolitik den Wirtschaftswachstumsverlust reduziert. In Modellen, die Kreditvergabebeschränkungen mit integriert haben, reduziert sich der Wirtschaftswachstumsverlust in 18 Quartalen von 0,32 % auf 0,17 %.

Crawford et al. (2009) untersuchen in ihrer Studie den Effekt der Anwendung von Verschuldungsobergrenzen für Banken in Kanada. Ende der 1970er Jahre erreichte die durchschnittliche Verschuldungsquote⁴⁶ von kanadischen Banken knapp 40 % und die kanadischen Behörden reagierten mit der Implementierung einer Verschuldungsobergrenze Anfang der 1980er Jahre von 30 %. Ab 1991 war die Verschuldungsobergrenze auf 20 % gesetzt worden. Ab dem Jahr 2000 wurde Banken mit einer sehr guten Reputation

⁴⁶Verhältnis des Bilanzgewinns zum gesamten Eigenkapital.

erlaubt, ihre Verschuldungsquote auf 23 % zu erhöhen. Crawford et al. (2009) untersuchen Trends in den Verschuldungsquoten der Banken, um beurteilen zu können, wie die gesetzten Verschuldungsobergrenzen die Verschuldungsquoten der kanadischen Banken im Durchschnitt beeinflusst haben. Eines der zentralen Ergebnisse der Untersuchung ist, dass Verschuldungsobergrenzen Vorgaben zum risikogewichteten Eigenkapital nicht ersetzen, sondern ergänzen sollten. Crawford et al. (2009) halten fest, dass die Verschuldungsquoten der kanadischen Banken im Vergleich zu Banken von Ländern ohne Verschuldungsobergrenzen während der Finanzkrise relativ konstant waren. Ebenfalls kann bestätigt werden, dass einige Banken dazu neigen, ihre Verschuldungspuffer zu erhöhen, wenn eine Krise die Verschuldungsquote zu nahe an die von den Behörden gesetzte Verschuldungsobergrenze drückt. Dieses Verhalten lässt darauf schließen, dass eine Verschuldungsobergrenze die Verschuldungsquote auch in Boom-Phasen von Kreditzyklen begrenzt. Weiterhin ist zu erkennen, dass während des Beginns der Finanzkrise eine relativ geringe Verschuldungsquote während der Bust-Phase den Druck, die Kreditvergabe einzuschränken, reduziert. Abschließend halten Crawford et al. (2009) fest, dass es weiterhin wichtig sein wird, den Anreiz für Banken abzuschwächen, ihre Aktivitäten in außerbilanzielle Posten oder riskante Anlagen zu verschieben.

Crowe et al. (2013) untersuchen in ihrer Studie, unter welchen Umständen ein politisches Eingreifen auf dem Immobilienmarkt gerechtfertigt ist und welche Instrumente dafür geeignet sind. Sie bieten dafür erste Erkenntnisse für die Implementierung makroprudenzieller Instrumente, um den Schaden für die Finanzstabilität bei einer Immobilienpreisblase zu beschränken. Im Fokus für den makroprudenziellen Eingriff stehen die Instrumente Kapitalvorgaben, Risikogewichte, dynamische Rückstellungen, Beleihungsobergrenzen und Verschuldungsquoten. Crowe et al. (2013) machen darauf aufmerksam, dass die Analyse der Effektivität der makroprudenziellen Instrumente mit den bisher zur Verfügung stehenden Daten in seiner Validität hinterfragt werden muss. Bisher haben nur wenige Länder Erfahrungen im Einsatz mit makroprudenziellen Instrumenten. Die der Studie zur Verfügung stehenden Daten kommen aus insgesamt 36 Länder ab September 2010, von denen beispielsweise circa die Hälfte der Länder Erfahrungen mit Beleihungsobergrenzen und Verschuldungsquoten gemacht haben. Im weiteren Verlauf beschreiben Crowe et al. (2013) die jeweiligen Instrumente, deren Herausforderungen in der Implementierung und ihre empirische Wirkung auf den Immobilienmarkt. Bei den Auswirkungen von Kapitalvorgaben und Risikogewichten sind die Ergebnisse unterschiedlich. Einige Länder setzten diese Instrumente ein, um das rasante Wachstum der Kreditvergabe an den privaten Sektor und damit den Boom auf den Immobilienmärkten zu beschränken. Kapitalvorgaben wurden erhöht und Risikogewichte wurden auf be-

stimmte Immobiliendarlehen gesetzt. In Ländern wie Bulgarien, Kroatien, Estland und der Ukraine konnte der Boom nicht aufgehalten werden und führte zu einer prozyklischen Wirkung auf den Vermögensmärkten, was den Finanzsektor nach der Finanzkrise in seiner Erholung stark einschränkte. In Ländern wie beispielsweise Polen wirkten diese Maßnahmen und der Boom auf dem polnischen Immobilienmarkt konnte reduziert werden. Die Erklärung für die unterschiedliche Wirkung der Maßnahmen begründen Crowe et al. (2013) mit Unterschieden in den institutionellen, wirtschaftlichen sowie politischen Strukturen, sodass die Instrumente in entsprechend unterschiedlicher Intensität hätten implementiert werden müssen. Bei den dynamischen Rückstellungen zeigt sich hingegen ein einheitlicheres Bild. Dieses Instrument ist besonders geeignet, das Finanzsystem gegen die negativen Auswirkungen einer Bust-Phase auf dem Immobilienmarkt zu stärken. Weiterhin reduziert der Einsatz dieses Instruments auch die Boom-Phase in ihrem Wachstum. Der Einsatz von dynamischen Rückstellungen wirkt sowohl vor einer Krise gegen den Aufbau von Ungleichgewichten und nach einer Krise schützt es Institute vor einer drohenden Zahlungsunfähigkeit. Bei dem Einsatz von Beleihungsobergrenzen ist der Zusammenhang zwischen Preis- und Kreditdynamiken nicht eindeutig nachzuweisen. Sie erhalten für 21 Länder zwischen 2000 und 2007 einen positiven Zusammenhang zwischen Beleihungsobergrenzen und Immobilienpreisen. Bei einem Anstieg von 10 % der Beleihungsobergrenze kommt es zu einem Anstieg der Immobilienpreise von 13 %. Crowe et al. (2013) sehen jedoch gravierende Schwierigkeiten, diese Ergebnisse auf Grund der geringen Verfügbarkeit von Daten als Grundlage für die Anwendung von makroprudenziellen Instrumenten zu verwenden. Für eine präzisere Evaluation der makroprudenziellen Maßnahmen entwickeln sie ein DSGE-Modell mit einem integrierten Immobilien- und Kreditmarkt. Diese Märkte werden mit drei Komponenten in das Modell integriert. Erstens, Haushalte entscheiden über Investitionen in nicht konsumierbare (Immobilien) und konsumierbare Güter. Zweitens, für die Abbildung eines Kreditmarktes werden zwei Typen von Haushalten unterschieden. Einer, der eine Präferenz für gegenwärtigen Konsum hat und eine hohe Bereitschaft für die Aufnahme von Krediten aufweist und einer, der eine Präferenz für zukünftigen Konsum hat und keine Bereitschaft für die Aufnahme von Krediten aufweist. Drittens, der Kreditzins wird als Spanne über den Leitzins modelliert, der von der Bilanzposition potenzieller Kreditnehmer, dem Preisaufschlag des Banksektors und dem Politikinstrument abhängt. Somit bewirkt beispielsweise eine Erhöhung der Immobilienpreise die Bewertung der Sicherheiten der Kreditnehmer, daraufhin verbessert sich deren Bilanzposition und der Kreditzins sinkt, auch wenn die Geldpolitik nicht gelockert wurde. Die Bedingungen auf dem Kreditmarkt können sich durch die veränderte Wahrnehmung der Kreditrisiken ändern. Banken haben dadurch den An-

reiz ihren Preiszuschlag anzupassen und das ändert die Zinsspanne. In diesem Modell kommen Crowe et al. (2013) zu dem Ergebnis, dass makroprudenzielle Instrumente, die einen direkten Effekt auf die Zinsspanne zwischen verliehenen Krediten und Depositen haben, zyklische Bewegungen auf dem Finanzmarkt stabilisieren können. Eines dieser Instrumente ist die antizyklische Anpassung von Beleihungsobergrenzen. Behörden würden bei steigenden Immobilienpreisen mit der Senkung der Beleihungsobergrenzen das Kreditvolumen beschränken. Diese Maßnahme erhöht die Zinsspanne zwischen verliehenen Krediten und Depositen und reduziert damit den in Abschnitt 3.2 beschriebenen Akzelerator-Effekt. Bei einer permanenten Senkung der Beleihungsobergrenze von 1 % erhöhen sich zunächst die Zinsspannen um 25 Basispunkte und die Kreditvergabe geht durch den Anstieg der Kreditzinsen um 0,3 % zurück. Der Anstieg der Kreditzinsen führt zu einem Rückgang des privaten Konsums von 0,15 %, der Konsumentenpreise um 0,02 %, der Nachfrage nach Immobilien um 0,2 % und der Immobilienpreise von 0,07 %. Um diesem kontraktiven Effekt entgegenzuwirken, senken die Behörden den Leitzins⁴⁷. Mittelfristig gelangen die Nachfrage nach Immobilien und die Immobilienpreise zu ihrem Ausgangswert zurück und die Kreditvergabe hat sich um insgesamt 1 % reduziert.

Kraft und Galac (2011) untersuchen in ihrer Studie die Auswirkungen der Implementierung von makroprudenziellen Maßnahmen in Kroatien auf das Kreditwachstum und die Kapitalzuflüsse während der Boom-Phase in den 2000er Jahren. Kroatien führte Reserveanforderungen bezogen auf das Kreditwachstum, marginale Reserveanforderungen bei ansteigenden Auslandsverbindlichkeiten, ein Minimum für Fremdwährungen und angehobene Kapitalunterlegungsquoten ein. Kraft und Galac (2011) entwickeln mit diesen eingeführten Instrumenten eine Schätzgleichung für die Analyse des Kreditwachstums und eine für die Analyse der Kapitalzuflüsse. Eindeutige Erkenntnisse aus dieser quantitativen Analyse zu ziehen, ist aufgrund der erheblichen Überschneidungen der eingeführten Maßnahmen und dem kurzen Zeithorizont kaum möglich. Kraft und Galac (2011) kommen mit ihrer ökonometrischen Studie zu dem Ergebnis, dass die Maßnahmen sehr effektiv sind, Banken dazu anzuhalten, mehr liquides Eigenkapital und höhere Kapitalpuffer für Bust-Phasen zu halten, jedoch weniger effektiv sind, das Kreditwachstum und Kapitalzuflüsse zu beschränken. Sie kommen zwar auf das Ergebnis, dass eine Erhöhung der Reserveanforderungen bezogen auf das Kreditwachstum das Kreditwachstum um 0,11 % reduziert, jedoch ist dieses Ergebnis nicht statistisch signifikant. Bezogen auf die Kapitalzuflüsse in den Bankensektor finden Kraft und Galac (2011) einen signifikanten positiven Zusammenhang zwischen den marginalen Reserveanforderungen bei ansteigenden Auslandsverbindlichkeiten und der Kapitalbildung von kroatischen Ban-

⁴⁷In diesem Modell entspricht der Leitzins den Zinsen für Depositen.

ken. Weiterhin zeigt sich, dass die Effektivität der marginalen Reserveanforderungen bei ansteigenden Auslandsverbindlichkeiten auf die Stimulation der Bankenrekapitalisierung von der Präsenz von anderen makroprudenziellen Maßnahmen abhängig ist. Abschließend stellen auch Kraft und Galac (2011) in ihrer Studie fest, dass die erhöhten Kapitalanforderungen die Widerstandsfähigkeit der Banken gegenüber Krisen steigen lässt und damit die Liquiditäts- und Kapitalanpassungen während der Finanzkrise geringer sind.

Die Studie von Kannan et al. (2012) gehört zu dem wachsenden Forschungsbereich, die die Auswirkungen von makroprudenziellen Instrumenten mit Hilfe von DSGE-Modellen mit integriertem Finanzsektor untersuchen. Im Allgemeinen ist die Kritik an diesen Modellen, dass die Quelle des Schocks für den Vermögenspreisboom nicht identifiziert werden kann. Mit der Beschreibung des Indikators in Abschnitt 4.2 kann dieses Argument relativiert werden. Kannan et al. (2012) zeigen, dass geldpolitische Maßnahmen Kreditwachstum und Hauspreise über den Akzelerator-Mechanismus steigen lassen. Wenn eine Volkswirtschaft mit einem Nachfrageschock auf dem Finanz- oder Immobilienmarkt konfrontiert ist, können spezielle makroprudenzielle Instrumente dafür sorgen, das Kreditwachstum in diesem Bereich einzuschränken und damit mehr Stabilität zu gewährleisten. Ein Eingreifen mit lediglich geldpolitischen Instrumenten, um finanzielle Ungleichgewichte oder das Entstehen einer Preisblase zu verhindern, wird im Allgemeinen als zu grob betrachtet. Makroprudenzielle Instrumente gelten demnach als Ergänzung für die Gewährleistung von Finanzstabilität. Nach Kannan et al. (2012) müssen sich Behörden drei Fragen stellen, damit sie optimal auf die Entstehung von finanziellen Ungleichgewichten reagieren können.

- Was sind die potenziellen Gewinne aus der Reaktion auf die schädlichen Entwicklungen am Finanzmarkt?
- Sollten bei Zeichen für Preisblasen oder finanzielle Ungleichgewichte geldpolitische oder andere Instrumente angewendet werden?
- Was sind die Wechselwirkungen zwischen einer Politik, die die Wirtschaftsleistung und die Inflationsrate fokussiert und einer Politik, die versucht, das Risiko einer Bust-Phase der Vermögenspreise zu reduzieren?

In Bezug auf diese drei Fragen entwickeln Kannan et al. (2012) ein Modell, in dem sich Haushalte ähnlich wie in dem Modell von Crowe et al. (2013) zwischen einer Investition in eine Immobilie und Investitionen in Verbrauchsgüter entscheiden können. Weiterhin unterscheiden sie zwischen Kreditnehmer und Kreditgeber, womit die Möglichkeit von

Verschuldung in dem Modell etabliert ist. Es ist nicht möglich, dass Sparer direkt Geld an potenzielle Kreditnehmer verleihen. Dieses Geschäft wird über Finanzintermediäre mit Hilfe von Einlagen und Kreditvergaben abgewickelt. Wie bei Crowe et al. (2013) modellieren Kannan et al. (2012) den Kreditzins als Spanne über den Leitzins, der von Beleihungsobergrenzen, dem Preisaufschlag beim Finanzierungszins und makroprudenziellen Instrumenten abhängt. Somit verändert sich der Kreditzins, wenn Immobilienpreise ansteigen und dadurch die Marktbewertung der Kreditnehmer erhöht wird, führt das zu einem Sinken der Beleihungsobergrenze und das führt zu einem Rückgang der Kreditzinsen, obwohl die Geldpolitik nicht gelockert wurde. Die Kreditmarktbedingungen haben ebenfalls Auswirkungen auf die Kreditzinsen. Eine veränderte Wahrnehmung des Kreditausfallrisikos veranlasst Banken, den Preisaufschlag bei Kreditgeschäften anzupassen und das hat Auswirkungen auf den Kreditzinssatz. Beide Mechanismen können von Behörden verwendet werden, um Einfluss auf die Immobilienpreise, den Konsum von Gebrauchsgütern und damit auch die Entwicklung von Konsumentenpreisen zu nehmen. Weiterhin ist das Modell mit klassischen neukeynesianischen Grundlagen gebildet worden. Der theoretische Rahmen besteht aus einem Gleichgewicht auf zwei Märkten für verzichtbare Güter (Immobilien) und unverzichtbare Güter (Gebrauchsgüter). Auf beiden Märkten agieren die Teilnehmer unter monopolistischer Konkurrenz und nominalen Preisrigiditäten. Ein Wechsel für einen Arbeiter von der Produktion von Verbrauchsgütern zur Produktion von Häusern und andersherum ist kostspielig. Vereinfachend nehmen Kannan et al. (2012) an, dass in der Produktion von Gütern kein Kapital gebraucht wird und die Volkswirtschaft geschlossen ist. Die Ergebnisse der Studie zeigen, dass eine aggressive geldpolitische Reaktion nach einem Vermögenspreisboom durchaus Vorteile für eine Volkswirtschaft hat. Makroprudenzielle Instrumente können dabei zusätzlich eingesetzt werden, um einer Lockerung der Finanzbedingungen entgegenzuwirken. Weiterhin ist es entscheidend zwischen Angebots- und Nachfrageschock unterscheiden zu können. Bei einem Angebotsschock, der für den Vermögenspreisboom verantwortlich ist, ist die optimale makroprudenzielle Regel, nicht zu intervenieren beziehungsweise einzugreifen. Die Identifikation der Quelle des Vermögenspreisbooms ist demnach in der Anwendung von makroprudenzieller Politik entscheidend.

In der Studie von Macroeconomic Assessment Group (2011) werden die Kosten und Erträge der Implementierung von makroprudenziellen Instrumenten untersucht und gegenübergestellt. Im Fokus stehen die langfristigen makroökonomischen Auswirkungen der strengeren Kapitalanforderungen für systemrelevante Banken. Die angewandte Methodik, verwendeten Daten und untersuchte Länder, die verwendet werden, um die Auswirkungen von höheren Kapitalanforderungen an Banken auf das Bruttoinlandsprodukt

zu messen, entsprechen der Auswahl aus dem Bericht Macroeconomic Assessment Group (2010). Für die Ermittlung der Kosten benutzen sie die Kreditvergabe als Skalierungsfaktor zur Gewichtung und es ergibt sich bei einer 1 % Erhöhung der Kapitalanforderung für systemrelevante Banken über einen Zeitraum von acht Jahren ein moderater Rückgang von 0,06 % unter das potenzielle Bruttoinlandsprodukt. Verantwortlich für diese Auswirkungen ist der Anstieg der Zinsspanne um fünf bis sechs Basispunkten. Nachdem die Implementierung der erhöhten Kapitalanforderungen vollständig durchgeführt ist, übersteigt das geschätzte Wachstum seinen Trend, bis es sein Potenzial wieder erreicht hat. Es existieren signifikante Unterschiede zwischen den einzelnen Ländern, was mit den strukturellen Unterschieden bezogen auf das Finanzsystem zu erklären ist. Macroeconomic Assessment Group (2011) untersuchen ebenfalls die Kosten der Implementierung aller Basel-III-Komponenten, die die Kapitalanforderung von systemrelevanten Banken beeinflussen. Diese haben bei einer Implementierungsdauer von acht Jahren einen negativen Effekt auf das BIP von 0,34 %. Für die Berechnung der Erträge von höheren Kapitalanforderungen entwickeln Macroeconomic Assessment Group (2011) weitere Annahmen. Eine davon ist die Annahme, dass Krisen permanente oder vorübergehende Kosten verursachen. Bei der Analyse mit der Verwendung des Medians über alle geschätzten, durch Krisen verursachten Kosten ergibt sich, dass durch den Einsatz makroprudenzieller Instrumente ein jährlicher Ertrag durch die Vermeidung dieser Kosten von 0,38 % bis 0,47 % entsteht. Es ist dabei hervorzuheben, dass die Erträge jährlich erzielt werden und die Kosten über einen Implementierungszeitraum von acht Jahren entstehen. Bei einem Vergleich der jährlichen Kosten und Erträge durch die Implementierung von höheren Kapitalanforderungen kommen Macroeconomic Assessment Group (2011) in ihrer Studie zu dem Ergebnis, dass die Erträge die Kosten weit übersteigen. Für die höheren Kapitalanforderungen übersteigen die Erträge die Kosten um 1 bis 1,5 Prozentpunkte. Bei der Schätzung für die Implementierung der gesamten Basel-III-Komponenten übersteigen die Erträge die Kosten um vier bis sieben Prozentpunkte. Diese Resultate legen eine Verwendung von makroprudenziellen Instrumenten für die Stabilisierung des Finanzmarktes nahe. Bei der Bewertung dieser Ergebnisse ist es jedoch notwendig zu erwähnen, dass nicht alle Faktoren, die das Bruttoinlandsprodukt durch die Verwendung von makroprudenziellen Instrumenten beeinflussen, berücksichtigt werden. Beispielsweise ist die Geldpolitik in der Reaktion auf ein geringes Wirtschaftswachstum eingeschränkt, was weitere Kosten darstellt. Ein weiterer nicht berücksichtigter Faktor ist, dass Banken ihre Kreditvergabe deutlich mehr einschränken könnten, als das der Anstieg der Kreditzinsspanne notwendig machen würde. Macroeconomic Assessment Group (2011) postulieren, dass die Erträge der strengeren Kapitalanforderungen die Kosten auch mit der Integra-

tion der nicht berücksichtigten Kosten übersteigen würden.

Zur Wirkungsweise makroprudenzieller Instrumente gibt es bisher wenig Erfahrungen. Ebenfalls werden oft Maßnahmenpakete angewendet, wobei die Effizienz der Auswirkungen auf den Stabilitätseffekt schwer den jeweiligen Einzelmaßnahmen zuzuordnen ist. Die Wirkungsweise der Instrumente scheint auch unter länderspezifischen Faktoren zu divergieren, so dass die Anwendung und Beurteilung der Wirkungsweise makroprudenzieller Politik unter Berücksichtigung nationaler ökonomischer Bedingungen erfolgen muss (Deutsche Bundesbank, 2013c).

5.3.2 Geldpolitische Maßnahmen

In diesem Abschnitt werden zusammenfassend aktuelle Forschungsarbeiten zur Reaktion der Vermögenspreise auf geldpolitische Maßnahmen/Schocks dargestellt. Unabhängig davon, wie geeignet geldpolitische Maßnahmen zur Steuerung der Vermögenspreise mit der Anwendung des Leaning against the Wind-Ansatzes sind, muss sichergestellt sein, dass die jeweiligen Vermögenspreise auch tatsächlich auf geldpolitische Maßnahmen reagieren (Europäische Zentralbank, 2005). Im Anhang 7.14 befindet sich eine Zusammenfassung der in diesem Abschnitt dargestellten Ergebnisse.

In der Studie von Greiber und Setzer (2007) wird der Zusammenhang zwischen den Immobilienmärkten und der Geldpolitik untersucht. Sie wird in zwei unterschiedlichen Währungsräumen durchgeführt. Zum einen in der EU und zum anderen in den USA. Der Beobachtungszeitraum umfasst für die EU die Jahre 1981 bis 2006 und für die USA die Jahre von 1986 bis 2006. Als Methode, um die Auswirkungen monetärer Veränderungen auf Vermögenspreise untersuchen zu können, benutzen Greiber und Setzer (2007) ein vektor-autoregressives (VAR)-Modell. Ein VAR-Modell ist in der Lage, auch Rückkopplungseffekte zwischen den Variablen zu erfassen und kann somit Wechselbeziehungen berücksichtigen. Für die Schätzung der langfristigen Beziehungen zwischen Immobilienpreisen und monetären Variablen haben Greiber und Setzer (2007) eine gängige Geldnachfragefunktion mit einer immobilienmarktspezifischen Variable erweitert.

$$\left(m - p^{def}\right)_t = \alpha + \beta_1 \cdot gdp_t + \beta_2 \cdot r_t + \beta_3 \cdot prop_t + u_t \quad (60)$$

Wobei m für die nominale Geldmenge, p für den BIP-Deflator, gdp für das reale BIP und r für den Zinssatz stehen. Ergänzt wurden die Variablen der Geldnachfragefunktion um die Variable $prop$, die für Immobilienpreise und Immobilienvermögen steht. Die nominale Geldmenge wird mit saisonal angepassten Quartalsdaten abgebildet. Zehnjährige Staatsanleihen wurden für die EU verwendet, um den Zinssatz darzustellen. Der Zins-

satz für die USA wurde anhand der Spanne zwischen dreimonatigen Geldmarktpapieren und der Rate der nominalen Geldmenge ermittelt. Mit diesem erweiterten Modell bestätigen Greiber und Setzer (2007) einen langfristigen signifikanten Zusammenhang zwischen geldpolitischen Maßnahmen und den Preisbewegungen auf dem Immobilienmarkt sowohl für Europa als auch für die USA. Die angenommenen Zusammenhänge, dass Immobilienpreise im Transmissionsprozess von der Geldpolitik beeinflusst werden, können mit Hilfe der Studie bestätigt werden. Demzufolge verbessern geldpolitische Maßnahmen die Möglichkeiten der Finanzierung und entsprechend steigt die Nachfrage nach Immobilien (Greiber und Setzer, 2007).

In der Studie von Bjørnland und Jacobsen (2010) wird ebenfalls mit Hilfe eines strukturellen VAR-Modells die Rolle der Immobilienpreise im monetären Transmissionsmechanismus für Norwegen, Schweden und Großbritannien untersucht. Dafür verwenden sie für den Zeitraum von 1983 bis 2006 Quartalsdaten der Variablen jährliche Veränderungsrate des logarithmierten Konsumentenpreisindex (π_t), logarithmiertes Bruttoinlandsprodukt (gdp_t), dreimonatiger Zinssatz (i_t), Auslandszinssatz (i_t^*), logarithmierter realer Wechselkurs (wk_t) und logarithmierter Immobilienpreise (hp_t). Mit diesen differenz-stationären Variablen definieren sie einen 6×6 Vektor $V_t = [\pi_t, gdp_t, i_t, i_t^*, wk_t, hp_t]'_t$. Unter der Annahme, dass V_t invertierbar ist, kann der Vektor auch als gleitender Durchschnitt dargestellt werden.

$$V_t = B(L) u_t \quad (61)$$

Wobei u_t ein 6×1 Vektor der reduzierten Form der Residuen unter den klassischen Annahmen und $B(L)$ eine 6×6 konvergente Matrix mit einem polynomialen Lag-Operator L , $B(L) = \sum_{j=0}^{\infty} B_j L^j$ sind. Bjørnland und Jacobsen (2010) kommen zu dem Ergebnis, dass Immobilienpreise sehr stark auf unerwartete geldpolitische Schocks reagieren. Ein Anstieg des Leitzinses von einem Prozentpunkt führt länderübergreifend zum Sinken der Immobilienpreise von 3 - 5 %. Weiterhin bestätigen sie, dass Immobilienpreise länderspezifisch unterschiedlich auf geldpolitische Schocks reagieren. Als Resultat halten Bjørnland und Jacobsen (2010) fest, dass die Geldpolitik zu einem großen Anteil für die Fluktuation der Immobilienpreise verantwortlich gemacht werden kann.

Goodhart und Hofmann (2008) untersuchen in ihrer Studie für 17 industrialisierte Länder⁴⁸ von 1970 - 2006 den Zusammenhang zwischen Geldmenge, Kreditvergabe, Immobilienpreisen und Wirtschaftswachstum. Dafür verwenden sie ein fixed-effects-panel-VAR-

⁴⁸USA, Japan, Deutschland, Frankreich, Italien, Großbritannien, Kanada, Schweiz, Schweden, Norwegen, Finnland, Dänemark, Spanien, Niederlanden, Belgien, Irland und Australien.

Modell der folgenden Form.

$$Y_{i,t} = A_i + A(L)Y_{i,t} + u_{i,t} \quad (62)$$

Wobei $Y_{i,t}$ für einen Vektor der abhängigen Variable und $u_{i,t}$ für einen Vektor der Residuen steht. A_i ist eine Matrix der länderspezifischen fixed-effects und $A(L)$ eine Matrix mit einem polynomialen Lag-Operator von vier.⁴⁹ Ähnlich der Studie von Bjørnland und Jacobsen (2010) umfasst die abhängige Variable die logarithmierten Differenzen des realen Bruttoinlandsprodukts (Δy), die logarithmierten Differenzen der Konsumentenpreise (Δcpi), den nominalen Zinssatz (ir), die logarithmierten Differenzen der nominalen Immobilienpreise (Δhp), die logarithmierten Differenzen der nominalen Geldmenge (Δm) und die logarithmierten Differenzen der Kreditvergabe an den privaten Sektor (Δc). Somit ergibt sich folgender Einfluss auf $Y_{i,t}$.

$$Y = [\Delta y, \Delta cpi, ir, \Delta hp, \Delta m, \Delta c] \quad (63)$$

Goodhart und Hofmann (2008) schätzen dieses Modell mit fixed-effects OLS und stellen drei Ergebnisse ihrer Studie heraus. Erstens, es existiert ein in alle Richtungen wirkenden Zusammenhang zwischen Immobilienpreisen, monetären Variablen und der makroökonomischen Aktivität einer Volkswirtschaft. Zweitens, der bestätigte Zusammenhang zwischen Immobilienpreisen und monetären Variablen ist in den aktuellen Perioden stärker geworden. Drittens, die Effekte geldpolitischer Schocks auf die Kreditvergabe und die Geldmenge sind stärker, wenn sich die Immobilienpreise gerade in einer Boom-Phase befinden.

Auch Assenmacher-Wesche und Gerlach (2010) untersuchen in ihrer Studie den Einfluss von geldpolitischen Schocks auf Wohnimmobilienpreise, Inflation und Bruttoinlandsprodukt. Dabei werden 18 Ländern in einem Zeitraum von 1986-2008 betrachtet. Sie verwenden sowohl ein VAR-Modell als auch ein Panel-VAR-Modell, jedoch unterscheiden sie die 18 Länder in zwei Gruppen bezogen auf ihr Finanzsystem. Das zugrundeliegende Modell und die Auswahl der Variablen orientieren sich aus Gründen der Vergleichbarkeit stark an dem Modell von Goodhart und Hofmann (2008). Sie kommen durch die Anwendung des Panel-VAR-Modells zu dem Ergebnis, dass der Einfluss eines geldpolitischen Schocks auf Wohnimmobilienpreise nur halb so groß ist wie der auf das Bruttoinlandsprodukts. Demnach ist es für Assenmacher-Wesche und Gerlach (2010) nicht sinnvoll, mit dem Instrument Geldpolitik Finanzstabilität auf den Immobilienmärkten erreichen zu wollen. Zusätzlich können sie bestätigen, dass die Finanzstruktur einer Volkswirtschaft

⁴⁹Dieser Lag-Operator wurde mit Hilfe von dem Akaike Informations Kriterium ermittelt.

die Auswirkungen der Geldpolitik auf das Bruttoinlandsprodukt über die Kreditvergabe und die Wohnimmobilienpreise beeinflusst.

Die Studie von Dreger und Wolters (2009) untersucht den Einfluss der Geldpolitik sowohl auf Immobilienpreise als auch auf Aktienkurse. Sie betrachten dafür den Zeitraum von 1985 - 2007 für die Regionen USA, EU, Japan und Großbritannien. Dreger und Wolters (2009) verwenden in ihrer Studie für die Schätzung des Einflusses der Geldpolitik auf Immobilien- und Aktienpreise ebenfalls ein VAR-Modell. Auch sie erweitern ein klassisches Geldnachfragemodell um reale Vermögenspreise. Die Berücksichtigung der Immobilienpreise erfolgt anhand der Preise für neu gebaute Häuser. Für die Abbildung der Aktienpreise werden die jeweils länderspezifischen Aktienindices verwendet. Die Studie von Dreger und Wolters (2009) zeigt, dass sich ein Geldmengenschock, besonders in der USA und in Japan, positiv auf die Immobilienpreise auswirkt. Außerdem lässt sich festhalten, dass im Euroraum und in Großbritannien die Geldpolitik in der längeren Frist an Bedeutung in Bezug auf Immobilienpreise zunimmt. Demnach hat die Geldpolitik einen signifikanten Einfluss auf Immobilienmärkte, wohingegen der Einfluss zwischen der Geldpolitik und den Kursentwicklungen an den Aktienmärkten nicht bestätigt werden konnte (Dreger und Wolters, 2009).

In der Studie von Ioannidis und Kontonikas (2008) wird der Einfluss der Geldpolitik speziell auf Aktienkurse untersucht und entgegen dem Ergebnis von Dreger und Wolters (2009) bestätigt. Dafür wird analysiert, ob eine restriktive beziehungsweise expansive Geldpolitik Auswirkungen auf Aktienerträge hat. Untersucht werden die dreizehn OECD Länder USA, Großbritannien, Japan, Deutschland, Frankreich, Italien, Kanada, Schweden, Finnland, Schweiz, Belgien, Niederlande und Spanien im Zeitraum von 1972 - 2002. Anders als bei Dreger und Wolters (2009) benutzen Ioannidis und Kontonikas (2008) für die Analyse die Methode der kleinsten Quadrate (OLS-Schätzung). Für die Kategorisierung in restriktive und expansive geldpolitische Perioden benutzen sie eine deskriptive Statistik der monatlichen Aktienkurse, der nominalen Aktienerträge und der Zinssätze aller 13 OECD-Länder.⁵⁰ Sie schätzen als abhängige Variable in jeweils eigenständigen Regressionen den nominalen Aktienertrag, den ex-post realen Aktienertrag und den nominalen dividenden-adjustierten Aktienertrag auf eine Veränderung der Geldpolitik. Die Ergebnisse der Regressionen ergeben, dass ein signifikanter Zusammenhang zwischen Geldpolitik und den Aktienerträgen in allen 13 OECD-Ländern besteht. Allerdings unterscheidet sich je nach Land die Stärke des Zusammenhangs, was mit den strukturellen geldpolitischen und institutionellen Unterschieden in den jeweiligen Län-

⁵⁰Dafür wurden Maximum- und Minimumwerte, Durchschnittswerte und Standardabweichungen für die Aktienerträge und den kurzfristigen Zinssatz innerhalb des Untersuchungszeitraumes gebildet.

dem zusammenhängt. Eine restriktive Geldpolitik führt zu sinkenden Aktienerträgen. Dieser Einfluss lässt sich nicht nur bei aktuellen sondern auch bei zukünftigen Aktienerträgen erkennen (Ioannidis und Kontonikas, 2008).

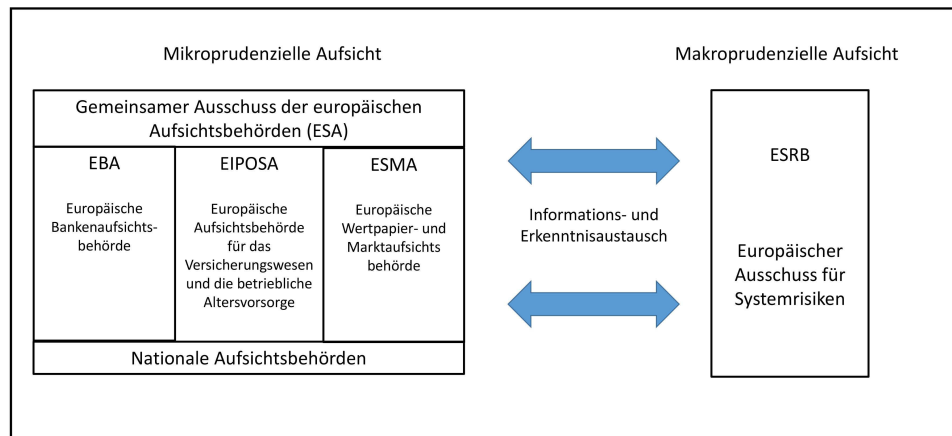
In allen vorgestellten Studien konnte der Zusammenhang zwischen geldpolitischen Schocks und der Entwicklung der Immobilienpreise bestätigt werden. Ein expansiver geldpolitischer Schock führt in allen Studien zu einem Anstieg der Immobilienpreise. Der Einfluss von geldpolitischen Schocks auf Aktienpreise hingegen konnte von allen Studien bis auf den von Dreger und Wolters (2009) und Assenmacher-Wesche und Gerlach (2010) bestätigt werden. Demnach könnte die Geldpolitik durch die Integration der Entwicklung der Vermögenspreise in ihre geldpolitische Zielfunktion mehr Finanzstabilität gewährleisten. Assenmacher-Wesche und Gerlach (2010) weisen jedoch darauf hin, dass eine restriktive Geldpolitik sich fast doppelt so stark (negativ) auf die wirtschaftliche Aktivität einer Volkswirtschaft auswirkt als auf die Vermögenspreise und liefern damit ein starkes Argument gegen eine Erweiterung der geldpolitischen Zielfunktion. Ein weiteres Argument gegen die Ausrichtung der Geldpolitik zu mehr Finanzstabilität liefern Rigobon und Sack (2004) mit dem Kritikpunkt, dass diese Studien nicht alle Variablen abdecken, die einen Einfluss auf die Vermögenspreise haben. Somit kann die Entwicklung der Vermögenspreise nicht ausschließlich auf die geldpolitischen Schocks zurückgeführt werden. Einflüsse, wie beispielsweise die institutionellen Rahmenbedingungen der jeweiligen Länder oder ihre jeweilige geldpolitische Strategie, können die Auswirkungen auf Vermögenspreise erheblich beeinflussen. Diesem Kritikpunkt kann jedoch gegenübergestellt werden, dass die Realität bisher nicht in einem einzigen Modell nachgebildet werden kann. Jedoch konnten drei unterschiedliche Modelle mit ihren jeweiligen Annahmen den Zusammenhang zwischen geldpolitischen Schocks und der Entwicklung von Vermögenspreisen bestätigen. Sie konnten bestätigen, dass die Geldpolitik Vermögenspreise steuern kann. Inwieweit die Geldpolitik jedoch als Instrument zur Steuerung der Vermögenspreise tatsächlich geeignet ist, kann erst abschließend beantwortet werden, wenn die Steuerung der Vermögenspreise durch die Geldpolitik in die Realität umgesetzt ist.

5.4 Institutionelle Integration makroprudenzieller Politik in Europa

Nachdem in den beiden vorangegangenen Abschnitten mit Hilfe einer Meta-Analyse gezeigt werden konnte, dass Vermögenspreise sowohl auf geldpolitische als auch auf makroprudenzielle Maßnahmen reagieren, stellt sich in diesem Kapitel die Frage nach der institutionellen Integration der makroprudenziellen Politik. Für diese Herausforderung finden verschiedene Länder unterschiedliche Lösungen. Der Fokus in dieser Arbeit liegt jedoch in der europäischen institutionellen Integration.

In Europa wurde mit der Gründung des Europäischen Ausschusses für Finanzkrisen (ESRB) zum Jahresbeginn 2011 der makroprudenziellen Politik ein institutioneller Rahmen geschaffen. In den Wirtschaftswissenschaften entsprang mit dieser Maßnahme ein Diskurs über die Frage, ob nicht eventuell eine mikroprudenzielle Überwachung für die Gewährleistung der Finanzstabilität einer Volkswirtschaft ausreicht. Borio (2014) begegnete diesem Diskurs mit einer Analogie zu der Regulierung des Straßenverkehrs und machte damit auf die Grenzen der mikroprudenziellen Überwachung aufmerksam. Demnach sind mikroprudenzielle Regeln in der Ausgestaltung für alle Marktteilnehmer in der gleichen Weise wirksam. Bezogen auf den Straßenverkehr bedeutet das, dass Verkehrsregeln wie Überholverbote und Geschwindigkeitsbegrenzungen für alle Verkehrsteilnehmer unabhängig davon, ob es sich um einen Motorradfahrer oder einen LKW-Fahrer handelt, gelten. Ein weiterer Punkt, auf den Borio (2014) aufmerksam macht, ist, dass mikroprudenzielle Regeln unabhängig von der Situation des Finanzsystems gelten. Übertragen auf den Straßenverkehr bedeutet das, dass Überholverbote und Geschwindigkeitsbegrenzungen unabhängig von Witterungsverhältnissen oder Verkehrsaufkommen auf den Straßen gelten. Ein entscheidendes Merkmal für die Notwendigkeit einer makroprudenziellen Überwachung ist der Fakt, dass Finanzinstitute auf Grund unterschiedlicher Aktivitäten, unterschiedlicher Größe und einem unterschiedlichen Grad der Vernetzung auch ein unterschiedlich großes Risiko für die Finanzstabilität darstellen. Diesbezüglich ergänzen sich die mikro- und makroprudenzielle Überwachung gegenseitig in der institutionellen Ausgestaltung. Diese Beziehung ist in der nachfolgenden Abbildung dargestellt.

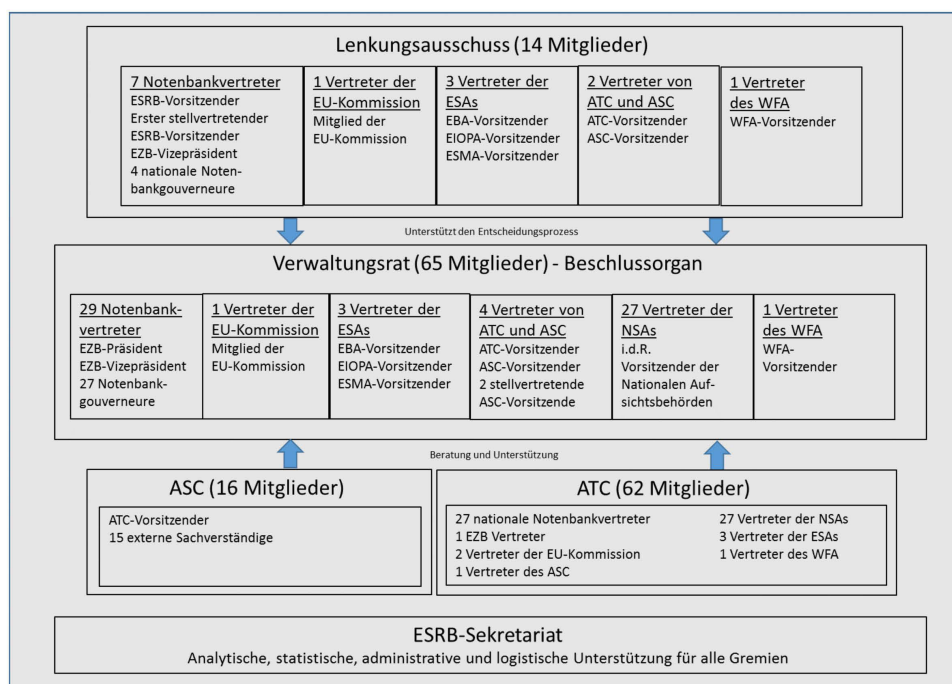
Abb. 20: Struktur des Europäischen Finanzaufsichtssystems



Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an Deutsche Bundesbank (2012)

In dem neuen europäischen System der Finanzaufsicht steht der Austausch zwischen mikro- und makroprudenzieller Politik im Mittelpunkt der institutionellen Ausgestaltung. Die drei EU-Aufsichtsbehörden die Europäische Bankenaufsichtsbehörde (EBA), die Europäische Aufsichtsbehörde für das Versicherungswesen und die betriebliche Altersvorsorge (EIPOSA) und die Europäische Wertpapier- und Marktaufsichtsbehörde (ESMA) sowie deren gemeinsamer Ausschuss (ESA) und die nationalen Aufsichtsbehörden bilden dabei die mikroprudenziellen Instanzen. Der ESRB hingegen stellt die makroprudenzielle Instanz in der neuen Finanzaufsicht dar und ist für die Überwachung des gesamten EU-Finanzsystems zuständig (Deutsche Bundesbank, 2012). Der ESRB setzt sich aus Vertretern aller Notenbanken und Vertretern europäischer sowie nationaler Behörden zusammen. In der nachfolgenden Abbildung ist die detaillierte Zusammensetzung des ESRB dargestellt.

Abb. 21: Organisationsstruktur des ESRB



Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an Deutsche Bundesbank (2012)

Die Mitglieder des ESRB sind unparteiisch und können somit weitestgehend unabhängige Entscheidungen im Interesse der gesamten EU treffen.⁵¹ Den Vorsitz des ESRB führt der Präsident der EZB für eine Amtszeit von fünf Jahren nach dem Inkrafttreten dieser Verordnung.⁵² Der ESRB setzt sich aus einem Verwaltungsrat, einem Lenkungsausschuss, einem Sekretariat, einem beratenden wissenschaftlichen Ausschuss und einem beratenden Fachausschuss zusammen.⁵³ Der Verwaltungsrat mit seinen 65 Mitgliedern ist das Beschlussorgan der makroprudenziellen Überwachung. Nicht jedes Mitglied ist mit einem Stimmrecht ausgestattet. Die 27 Vertreter der nationalen Aufsichtsbehörden und der Vertreter des Wirtschafts- und Finanzausschusses haben lediglich eine beratende Funktion im Verwaltungsrat. Die anderen 37 Mitglieder haben jeweils eine Stimme. Der Verwaltungsrat trifft seine makroprudenziellen Entscheidung nach einfacher Mehrheit der anwesenden stimmberechtigten Mitglieder. Für die Annahme einer Empfehlung beziehungsweise Warnung oder der Veröffentlichung einer Empfehlung ist eine Zweidrit-

⁵¹Vgl.: Art. 7 Abs. 1 der Verordnung (EU) Nr. 1092/2010

⁵²Art. 5 Abs. 1 der Verordnung (EU) Nr. 1092/2010

⁵³Vgl.: Art. 1 Abs. 1 der Verordnung (EU) Nr. 1092/2010

telmehrheit erforderlich (Deutsche Bundesbank, 2012).⁵⁴ Der Lenkungsausschuss ist mit 14 Mitgliedern deutlich kleiner als der Verwaltungsrat und ist somit flexibler und weniger starr. Im Lenkungsausschuss werden die Sitzungen des Verwaltungsrats vorbereitet und der Fortschritt der Arbeit der Behörde überwacht. Die Sitzungen des Lenkungsausschusses werden vom Vorsitz des ESRB mindestens vierteljährlich vor jeder Sitzung des Verwaltungsrats einberufen. Der Vorsitz des ESRB kann auch Ad-hoc-Sitzungen einberufen.⁵⁵ Der ASC und der ATC unterstützen den Verwaltungsrat mit Analysen und wissenschaftlichen Einschätzungen (Deutsche Bundesbank, 2012). Das ESRB-Sekretariat unterstützt die Arbeit des beratenden wissenschaftlichen Ausschusses und der Leiter des Sekretariats nimmt an dessen Sitzungen teil.⁵⁶

Mit dem Start der Bankenunion Ende 2014 und dem Einheitlichen Aufsichtsmechanismus (SSM) hat sich sowohl die Zuständigkeit für die mikroprudenzielle als auch die Zuständigkeit für makroprudenzielle Aufsicht auf die europäische Ebene verlagert. Die EZB kann damit als Bankenaufsichtsbehörde der Mitgliedstaaten der EU eine Verschärfung nationaler Regulierungsmaßnahmen im Bankensektor veranlassen (Buch et al., 2016). Die SSM-Verordnung vom 03. November 2013 überträgt die Verantwortung und Überwachung für relevante Kredit- und Einlageninstitute der Währungsunion auf die EZB und damit auf die europäische Ebene. In dem Bericht der Deutsche Bundesbank (2013a) werden Institute, die folgende Kriterien erfüllen, als relevant kategorisiert:

- Banken mit einer Bilanzsumme von mehr als 30 Milliarden Euro oder mehr als 20 % des nationalen Bruttoinlandsprodukts, wobei die Bilanzsumme auch im letzteren Fall mindestens fünf Milliarden Euro betragen muss
- Banken mit direkter EFSF-/ESM-Unterstützung
- die drei größten Banken in jedem teilnehmenden Mitgliedstaat

Der Austausch zwischen den europäischen und nationalen Behörden ist für einen effektiven Einsatz der mikro- und makroprudenziellen Instrumente unerlässlich. Aus diesem Grund wird für jedes relevante Institut ein gemeinsames Aufsichtsteam (JST) gegründet, dass sich aus Mitarbeitern der EZB und Mitgliedern der jeweiligen nationalen Aufsichtsbehörde zusammensetzt. Der ESRB empfiehlt für eine Verstärkung der Wirkung der makroprudenziellen Maßnahmen auf nationaler Ebene Institutionen mit makroprudenziellen Befugnissen auszustatten (ESRB, 2011). Die Zusammenarbeit und der grenzüberschreitende Informationsaustausch sollen zur Identifizierung und Evaluierung von

⁵⁴Vgl.: Art. 6 Abs. 1-4 der Verordnung (EU) Nr. 1092/2010

⁵⁵Art. 11 Abs. 2 der Verordnung (EU) Nr. 1092/2010

⁵⁶Art. 12 Abs. 4 der Verordnung (EU) Nr. 1092/2010

Risiken für das Finanzsystem sowie zur Implementierung von Gegenmaßnahmen beitragen. In dem Bericht ESRB (2011) wird auf die Rechenschaftspflicht gegenüber dem Parlament und der funktionalen Unabhängigkeit von politischen Organen sowie der Finanzbranche hingewiesen. In Deutschland werden die Empfehlungen des ESRB seit dem Finanzstabilitätsgesetz 2012 im Ausschuss für Finanzstabilität umgesetzt. Dafür können sie auf identifizierte Gefahren hinweisen beziehungsweise formelle Warnungen an die jeweiligen Institute richten (Deutsche Bundesbank, 2013b). Den Einsatz von harten makroprudenziellen Instrumenten kann der Ausschuss für Finanzstabilität der Bundesanstalt für Finanzdienstleistungsaufsicht lediglich empfehlen.

6 Zusammenfassung und Ausblick

Zu Beginn dieser Arbeit wurden vier zentrale Forschungsfragen formuliert und anschließend ausführlich diskutiert. Erstens: Ist mit einem geeignetem Frühwarnsystem eine eindeutige und korrekte Identifikation von fundamental nicht gerechtfertigten Überbewertungen von Aktien beziehungsweise Aktienpreisblasen möglich? Zweitens: Ist eine Steuerung der Vermögenspreise mit der Anwendung sowohl makroprudenzieller als auch geldpolitischer Maßnahmen möglich? Drittens: Welche Auswirkungen haben unkonventionelle geldpolitische Maßnahmen auf die Struktur von Aktienpreisindices? Viertens: Wie reagieren Aktien- und Immobilienpreise auf geldpolitische beziehungsweise makroprudenzielle Maßnahmen?

Im Rahmen dieser Arbeit und der Beantwortung dieser Forschungsfragen wurde zunächst durch eine geeignete Definition von Vermögenspreisblasen und einigen theoretischen Grundlagen eine Vermögenspreisblase von einer Preisbewegung, die durch eine Veränderung der fundamentalen Datenlage entstanden ist, abgegrenzt. Somit steht die spekulative Übertreibung der Marktteilnehmer bezogen auf die Preisentwicklung im Vordergrund der Betrachtung. Es konnte gezeigt werden, dass sowohl rationales als auch irrationales Verhalten von Marktteilnehmern in der Entstehung einer Vermögenspreisblase münden kann. Demnach ermöglichen Informationsasymmetrien zwischen Principal und Agent sowie Verhaltensanomalien wie Herdenverhalten oder Noise Trading die Bildung von Vermögenspreisblasen.

Weiterhin wird mit der Beschreibung der Auswirkungen von Vermögenspreisblasen auf die realwirtschaftlichen Komponenten Konsum, Investitionen und Preisniveau die Notwendigkeit der Änderung im Umgang mit der Entwicklung von Vermögenspreisen aufgezeigt. Es werden mit der Analyse der Transmissionsmechanismen sowohl positive Effekte als auch negative Effekte auf die Realwirtschaft beleuchtet. Die angeführten empirischen Studien bestätigen insgesamt einen negativen Nettoeffekt von Vermögenspreisblasen auf die realwirtschaftlichen Komponenten. Eine drastische Veränderung der Vermögenspreise hat besondere Auswirkungen auf die Kreditsicherheiten der Individuen und beeinflussen damit massiv den Zugang zu Liquidität und damit auch zur Verschuldungsquote einer Volkswirtschaft. Dieser Zusammenhang wird in den angeführten empirischen Studien als starker Einflussfaktor bestätigt und wirkt sich auf den Konsum, die Investitionen und vor allem auf die Erwartungen der wirtschaftlichen Entwicklung aus. Obwohl der langfristige Zusammenhang zwischen der Entwicklung der Vermögenspreise und den realwirtschaftlichen Komponenten einer Volkswirtschaft in den empirischen Studien teilweise widersprüchlich ist, können die kurzfristigen Auswirkungen weitestgehend bestätigt

werden. Demnach können mit den bisherigen empirischen Ergebnissen keine expliziten Aussagen über die Auswirkungen auf das allgemeine Preisniveau getätigt werden. Aus theoretischer Sicht kann aus steigenden beziehungsweise sinkenden Vermögenspreisen eine inflationäre beziehungsweise eine deflationäre Preisentwicklung resultieren.

Der Frage nach der korrekten und rechtzeitigen Identifikation von Vermögenspreisblasen ist bisher mit Verfahren wie einem rekursiven HP-Filter, der Bry-Boschan Methode, dem Signalansatz und dem Discrete-Choice Ansatz begegnet worden. Diesen Ansätzen mangelt es an einer theoretischen Fundierung, da die Festlegung der Variablen und die Bestimmung der Schwellenwerte aus vergangenen Fehlentwicklungen resultieren. Die Anwendung der aus der Vergangenheit gewonnenen Werte auf zukünftige Fehlentwicklungen von Vermögenspreisen ist nur begrenzt möglich, da die Dynamiken von spekulativen Preisblasen sehr variabel sind. Somit ergeben sich in der praktischen Anwendung dieser Verfahren für Zentralbanken beziehungsweise Behörden, die für die Steuerung der Entwicklung von Vermögenspreisen verantwortlich sind, enorme Unsicherheiten. Eine fehlerhafte Regulierung der Vermögenspreise hat negative Auswirkungen auf alle Bereiche der Volkswirtschaft und somit ist die Anwendung dieser Verfahren und die Regulierung der Vermögenspreise für Zentralbanken und Behörden eher unattraktiv. Der subjektive Charakter der existierenden Verfahren besteht auf Grund der theoretischen Fundierung beim Verfahren von Taipalus (2012) nicht mehr. Somit kann durch die Anwendung des Dickey Fuller-Tests auf logarithmierte Dividendenrenditen die Subjektivität der Auswahl der Variablen und das Setzen der Schwellenwerte aus vergangenen Preisblasen umgangen werden. Mit der Modifikation der Größe des rollenden Fensters und des kritischen Wertes können innerhalb der Monte-Carlo Simulation niedrige *ants*-Ratios erreicht sowie in den europäischen Ländern Deutschland, Großbritannien, Frankreich und Spanien die Überbewertungen in den Leitindizes der jeweiligen Aktienmärkte der letzten 20 Jahre identifiziert werden. Der modifizierte Indikator ist in der Lage bei einem autoregressiven Koeffizienten von 0,95 zwischen 60-80 % der simulierten Preisblasen korrekt zu identifizieren. Bei der Anwendung auf die europäischen Indices zeigt sich, dass die Definition einer Aktienpreisblase als Abweichung von ihrem Fundamentalwert notwendig ist, denn nicht jeder drastische Aktienpreisanstieg und nachfolgender Rückgang entspricht einer Aktienpreisblase. So steigt in Deutschland zwar um die Jahrtausendwende zu Zeiten der New-Economy Blase der DAX und fällt anschließend, jedoch kann diese Preisbewegung als fundamental gerechtfertigt angesehen werden, da sich während dieses Zeitpunktes keines der extrem überbewerteten Unternehmen in dem Index befindet. Im Gegensatz dazu sind in den Indices der anderen Länder überbewertete Technologie- und Internetunternehmen integriert und der Indikator signalisiert somit für diese Länder die New-Economy Blase

korrekt und rechtzeitig. Ein Indikator und ein Index, die für diese europäischen Länder die New-Economy Blase nicht anzeigen, ist für Zentralbanken und Behörden nicht praktisch anwendbar. Gerade für den Fall der New-Economy Blase in Deutschland zeigt sich, dass der Datengrundlage eine entscheidende Rolle bei der Identifikation von Aktienpreisblasen zukommt. So wären zu diesem Zeitpunkt logarithmierte Dividendenrenditen des TECDAX wohl in der Lage gewesen, die New-Economy Blase für Deutschland zu signalisieren. Die Anwendung des Verfahrens auf branchenspezifische Indices hat den Vorteil, dass die spekulative Übertreibung einem bestimmten Bereich zugeordnet werden kann und somit makroprudenzielle Maßnahmen gezielt eingesetzt werden können. Demnach ist die Entwicklung neuer branchenspezifischer Indices für die praktische Anwendung des Verfahrens und der Zuordnung der Überbewertung notwendig. Mit der in den letzten Jahrzehnten europäischen Integration spielen geografische Grenzen der Nationalstaaten eher weniger eine Rolle in der Identifikation von Aktienpreisblasen. Vielmehr ist die Anwendung des Verfahrens auf mehrere branchenspezifische, länderübergreifende Indices zu empfehlen. Für Zentralbanken und Behörden ist es auch durchaus sinnvoll, Überbewertungen auf nicht europäischen Märkten frühzeitig zu identifizieren. So empfiehlt es sich, das Verfahren beispielsweise auf den US-amerikanischen Immobilienmarkt anzuwenden, weil die Auswirkungen einer Überbewertung auf diesem Markt durch spezielle Finanzmarktinstrumente wie beispielsweise verbriefte Zertifikate sich global verbreiten können. Insofern sind präventive makroprudenzielle Maßnahmen beispielsweise in Form einer Warnung für eine Investition in diesem Markt zur Reduzierung des Liquiditätszuflusses durchaus sinnvoll.

In der Vergangenheit haben Zentralbanken wie beispielsweise die EZB auf solche Maßnahmen zur Regulierung der Vermögenspreise verzichtet und sie sich frei entwickeln lassen (Benign Neglect). In dem Fall, dass eine Vermögenspreisblase platzte, haben Zentralbanken im Rahmen des Lender of Last Resort Ansatzes den Märkten Liquidität zur Verfügung gestellt. Nachdem die Immobilienpreisblase 2008 in den USA platzte und die Auswirkungen für den europäischen Währungsraum bis in das Jahr 2012 nicht behoben werden konnten, reagierte die EZB mit unkonventionellen geldpolitischen Maßnahmen. Diese Art der sehr drastischen expansiven Geldpolitik verändert über monetäre Transmissionsmechanismen die Investitionsentscheidungen der Individuen und hat damit Auswirkungen auf die Effekte sowie auf die Struktur der Kapitalmärkte. In dieser Arbeit konnte gezeigt werden, dass allgemeingültige Aussagen über die Wirkung der unkonventionellen geldpolitischen Maßnahmen auf die autoregressive Struktur sowie auf die Spill-Over-Effekte der europäischen Indices nicht bzw. kaum möglich sind. Beispielsweise wirken alle vier betrachteten Maßnahmen positiv auf die autoregressive Struktur des

IBEX und verstärken somit die jeweilige Entwicklung auf dem spanischen Kapitalmarkt. Beim DAX hingegen wirkt die Umstellung auf das Mengentenderverfahren und die Einführung des SMP negativ und die Rede von Mario Draghi positiv auf die autoregressive Struktur. Es wird durch die Ergebnisse sehr deutlich, dass jede unkonventionelle geldpolitische Maßnahme auch unterschiedliche Dynamiken auf den Kapitalmärkten auslöst. Weiterhin zeigen die gewonnenen Daten, dass der Einfluss auf die Spill-Over-Effekte bei der ersten Maßnahme noch besonders groß ist und im Laufe der Zeit generell abnimmt. Es scheint, dass eine Aussage, die eine Periode unkonventioneller Geldpolitik einleitet, eine größere Auswirkung auf die Spill-Over-Effekte der Aktienmärkte hat als eine Aussage, die inmitten einer solchen Periode getätigt wird. Die Frage für zukünftige Untersuchungen zu den Auswirkungen von unkonventionellen geldpolitischen Maßnahmen auf die Struktur der europäischen Aktienpreisindices wird sein, ob die in dieser Arbeit ermittelten Ergebnisse spezifisch für eine Kategorie von einer unkonventionellen geldpolitischen Maßnahme sich in zukünftigen Phasen unkonventioneller Geldpolitik bestätigt. Beispielsweise welche Auswirkungen die Umstellung von einem Zins- zu einem Mengentenderverfahren zukünftig auf die europäischen Aktienpreisindices haben und diese dann mit den in dieser Arbeit ermittelten Auswirkungen vergleichen.

Das modifizierte Identifikationsverfahren und die volkswirtschaftlichen Verzerrungen der unkonventionellen Geldpolitik nach dem Platzen einer Vermögenspreisblase auf den Kapitalmärkten liefern weitere wichtigen Argumente für Zentralbanken und Behörden, die Entwicklung von Vermögenspreisen zu berücksichtigen und Maßnahmen gegen Fehlentwicklungen anzuwenden. Dafür werden in dieser Arbeit mit der Beschreibung des Benign Neglect-Ansatzes, Leaning against the Wind-Ansatzes und der makroprudenziellen Politik verschiedene Ansätze beschrieben, wie die Vermögenspreise gesteuert werden können. Es zeigt sich, dass alle Ansätze sowohl Vor- als auch Nachteile haben und die Entscheidung für eine Umsetzung dieser Ansätze abgewogen werden muss. Dafür werden in dieser Arbeit die Ergebnisse der Forschungsarbeiten, die die Reaktionen der Vermögenspreise sowohl auf geldpolitische Maßnahmen als auch auf makroprudenziellen Maßnahmen untersuchen, zusammengefasst. Eines der zentralen Ergebnisse ist, dass makroprudenzielle Maßnahmen einen Einfluss auf die Vermögenspreise haben, aber dieser stark von der ausgewählten Maßnahme und des Vermögenspreistyps abhängt. So führt beispielsweise die permanente Senkung einer Beleihungsobergrenze von 1 % zu einem Rückgang der Immobilienpreise von 0,07 %. In Kanada führt die Implementation einer Verschuldungsobergrenze während der Finanzkrise zur Begrenzung der Verschuldungsquoten von Banken im Zeitraum von 2000 bis 2009 bei einem konstantem Stand von knapp 25 %. Dieser Einfluss auf die Vermögenspreise hat wiederum auch eine Auswirkung auf die

Wirtschaftsleistung einer Volkswirtschaft. In der Studie von Macroeconomic Assessment Group (2010) konnte gezeigt werden, dass restriktive makroprudenzielle Maßnahmen einen Rückgang des Bruttoinlandsprodukts von 0,32 % verantworten. Die negative Auswirkung restriktiver geldpolitischer Maßnahmen auf die Wirtschaftsleistung einer Volkswirtschaft ist wesentlich größer (Assenmacher-Wesche und Gerlach, 2010) als die in der Studie von Macroeconomic Assessment Group (2010) ermittelte Auswirkung makroprudenzieller Politik. Jedoch ist der Einfluss der Geldpolitik auf die Entwicklung der Vermögenspreise auch größer als die der makroprudenzieller Maßnahmen. Bjørnland und Jacobsen (2010) kommen in ihrer Studie auf einen Rückgang der Immobilienpreise von 3 - 5 % bei einem Anstieg des Leitzinses von einem Prozentpunkt. Diese Ergebnisse offenbaren die Möglichkeit, dass bei einer identifizierten Vermögenspreisblase makroprudenzielle Maßnahmen eventuell einen zu geringen Einfluss auf die Vermögenspreise haben und die spekulative Übertreibung nicht reduziert werden können. In diesem Fall wäre der zusätzliche Einsatz restriktiver geldpolitischer Maßnahmen durchaus sinnvoll, um mit Hilfe von weniger zur Verfügung stehender Liquidität, das auf Spekulationen basierende Wachstum der Vermögenspreise einzudämmen. Demnach ergibt sich, dass die Steuerung der Vermögenspreise nicht separat mit geldpolitischen oder makroprudenziellen Instrumenten vollzogen werden sollte, sondern ergänzend. Es ist anzunehmen, dass wenn geldpolitische Maßnahmen und makroprudenzielle Maßnahmen ergänzend eingesetzt werden, die Wirkung auf Vermögenspreise zunimmt. Wie makroprudenzielle Politik und Geldpolitik ergänzend auf Vermögenspreise wirken und welche Wechselbeziehungen zwischen ihnen bestehen, bleibt Gegenstand der aktuellen Forschung. Die Deutsche Bundesbank (2015) beschreibt in ihrer Studie kurzfristige Konflikte zwischen makroprudenzieller Politik und Geldpolitik. Weiterhin untersucht Portes (2014), ob makroprudenzielle Politik und Geldpolitik eher komplementär oder substitutionell eingesetzt werden sollten. Es setzt sich zusätzlich immer mehr die Meinung durch, dass Finanzstabilität, Entwicklung der Verbraucherpreise und fiskalische Entwicklungen sehr eng zusammenhängen und dass die Steuerung der Vermögenspreise und damit die Gewährleistung von Finanzstabilität für das Inflationsziel der Verbraucherpreise unabdingbar ist (Brunnermeier und Sannikov, 2013).

Der Forschungsbedarf zur Wechselwirkung von makroprudenzieller Politik und Geldpolitik ist groß und zwingend erforderlich, denn mit der Möglichkeit, dass beide Politikbereiche ergänzend zur Steuerung der Vermögenspreise eingesetzt werden können, erhöht sich der Handlungsspielraum für Zentralbanken und Behörden immens. Sie können somit über die Intensität der Regulation der Vermögenmärkte bestimmen und damit wesentlich sensibler beziehungsweise grober in den jeweiligen Markt eingreifen. Ziel muss es

sein, die Wechselwirkungen und die damit verbundenen Auswirkungen auf die gesamte Volkswirtschaft genauer zu untersuchen.

7 Anhang

7.1 AIC-BIC-Kriterien

Tabelle 47: AIC-Kriterien

AR-Koeffizient	Lag			
	1	2	3	4
0.8	14265875	16813458	17994468	18657020
0.9	14235432	17226586	18795069	19793447
0.95	14247159	17469690	19256365	20460153

Tabelle 48: BIC-Kriterien

AR-Koeffizient	Lag			
	1	2	3	4
0.8	14265915	16813499	17994509	18657060
0.9	14235472	17226627	18795109	19793487
0.95	14247199	17469731	19256405	20460194

Die Länge der simulierten Preisblasen hat keinen Einfluss auf die Werte des AIC- und BIC-Kriteriums.

7.2 Kritische Werte

Eine nicht stationäre Beobachtung

Tabelle 49: Krit. Werte no constant no trend

AR-Koeffizient	Fensterlänge			
	24	36	48	60
0.8	-0.101	-0.111	-0.119	-0.123
0.9	-0.041	-0.054	-0.059	-0.058
0.95	-0.015	-0.026	-0.028	-0.029

10 nicht-stationäre Beobachtungen

Tabelle 50: Krit. Werte with constant no trend

AR-Koeffizient	Fensterlänge			
	24	36	48	60
0.8	0.015	-0.004	-0.021	-0.036
0.9	0.011	-0.001	-0.013	-0.021
0.95	0.010	0.001	-0.005	-0.010

7.3 Ants-Ratio Variante 1

Tabelle 51: Signale bei Krise (A)

AR-Koeffizient	simulierte Länge der Preisblase	Fensterlänge			
		24	36	48	60
0.8	24	9750	6637	4763	3333
	36	15150	11842	9112	7086
	48	20218	16994	13785	10959
	60	24893	21907	19135	15641
0.9	24	11676	9010	6500	4411
	36	16938	14486	11536	8645
	48	21982	19880	17008	13492
	60	26668	24991	22803	19276
0.95	24	12407	11238	9804	7828
	36	16976	16314	14544	12472
	48	21573	20877	19813	17397
	60	25797	25452	24895	22724

Tabelle 52: Signale obwohl keine Krise (B)

AR-Koeffizient	simulierte Länge der Preisblase	Fensterlänge			
		24	36	48	60
0.8	24	25749	4071	588	89
	36	25433	4019	576	88
	48	25111	3951	565	82
	60	24740	3898	554	81
0.9	24	86859	31955	11713	4177
	36	85712	31504	11572	4118
	48	84676	31095	11381	4046
	60	83727	30651	11195	3965
0.95	24	159012	93245	56047	33288
	36	157078	92051	55412	32793
	48	155192	90951	54560	32310
	60	153448	89750	53882	31796

Tabelle 53: Keine Signale bei Krise (C)

AR-Koeffizient	simulierte Länge der Preisblase	Fensterlänge			
		24	36	48	60
0.8	24	225250	288363	350237	411667
	36	279850	343158	405888	467914
	48	334782	398006	461215	524041
	60	390107	453093	515865	579359
0.9	24	223324	285990	348500	410589
	36	278062	340514	403464	466355
	48	333018	395120	457992	521508
	60	388332	450009	512197	575724
0.95	24	222593	283762	345196	407172
	36	278024	338686	400456	462528
	48	333427	394123	455187	517603
	60	389203	449548	510105	572276

Tabelle 54: Keine Signale wenn keine Krise (D)

AR-Koeffizient	simulierte Länge der Preisblase	Fensterlänge			
		24	36	48	60
0.8	24	4624251	4525929	4409412	4289911
	36	4564567	4465981	4349424	4229912
	48	4504889	4406049	4289435	4169918
	60	4445260	4346102	4229446	4109919
0.9	24	4563141	4498045	4398287	4285823
	36	4504288	4438496	4338428	4225882
	48	4445324	4378905	4278619	4165954
	60	4386273	4319349	4218805	4106035
0.95	24	4490988	4436755	4353953	4256712
	36	4432922	4377949	4294588	4197207
	48	4374808	4319049	4235440	4137690
	60	4316552	4260250	4176118	4078204

Tabelle 55: ants-Ratio für jede Beobachtung

AR-Koeffizient	simulierte Länge der Preisblase	Fensterlänge			
		24	36	48	60
0.8	24	2.416768 e^{-12}	4.589962 e^{-13}	7.885510 e^{-14}	1.499855 e^{-14}
	36	1.239796 e^{-12}	2.138735 e^{-13}	3.501639 e^{-14}	6.180841 e^{-15}
	48	7.723235 e^{-13}	1.270354 e^{-13}	2.011364 e^{-14}	3.353923 e^{-15}
	60	5.357557 e^{-13}	8.611446 e^{-14}	1.279343 e^{-14}	2.117687 e^{-15}
0.9	24	6.807692 e^{-12}	2.653957 e^{-12}	1.151033 e^{-12}	5.318902 e^{-13}
	36	3.737187 e^{-12}	1.370507 e^{-12}	5.556686 e^{-13}	2.370759 e^{-13}
	48	2.395337 e^{-12}	8.546484 e^{-13}	3.283797 e^{-13}	1.344187 e^{-13}
	60	1.692464 e^{-12}	5.935785 e^{-13}	2.169392 e^{-13}	8.411385 e^{-14}
0.95	24	1.172850 e^{-11}	6.208923 e^{-12}	3.651591 e^{-12}	2.388534 e^{-12}
	36	6.833533 e^{-12}	3.555758 e^{-12}	2.110487 e^{-12}	1.308613 e^{-12}
	48	4.473343 e^{-12}	2.380415 e^{-12}	1.351367 e^{-12}	8.324780 e^{-13}
	60	3.206538 e^{-12}	1.706592 e^{-12}	9.563953 e^{-13}	5.721751 e^{-13}

7.4 Ants-Ratio Variante 2 (5er Pakete)

5er Pakete der Koeffizienten ohne Einheitswurzel. Bei den Koeffizienten, die mit einem 24er Fenster generiert werden (insgesamt 977), sind die ersten zwei Koeffizienten nicht berücksichtigt worden. Bei den Koeffizienten, die mit einem 36iger Fenster generiert werden (insgesamt 965), sind alle Beobachtungen berücksichtigt worden. Bei den Koeffizienten, die mit einem 48iger Fenster generiert werden (insgesamt 953), sind die ersten drei Koeffizienten nicht berücksichtigt worden. Bei den Koeffizienten, die mit einem 60iger Fenster generiert werden (insgesamt 941), ist der Erste Koeffizienten nicht berücksichtigt worden. Damit aus den Koeffizientenreihen auch 5er Pakete gebildet werden können. Somit ergibt sich für die jeweiligen Fenster eine unterschiedlich große Anzahl von 5er Paketen (195, 193, 190, 188). Die daraus resultierenden Verzerrungen sind für das Ergebnis in dieser Arbeit nicht von Bedeutung und werden daher vernachlässigt.

Tabelle 56: 5er Pakete der Koeffizienten ohne Einheitswurzel

simulierte Länge der Preisblase	Fensterlänge			
	24	36	48	60
24	1-95; 105-195	1-93; 105-193	1-90; 105-190	1-88; 105-188
36	1-95; 108-195	1-93; 108-193	1-90; 107-190	1-88; 108-188
48	1-95; 110-195	1-93; 110-193	1-90; 110-190	1-88; 110-188
60	1-95; 113-195	1-93; 113-193	1-90; 113-190	1-88; 113-188

Das letzte 5er Paket mit Koeffizienten mit Einheitswurzel besteht nicht in jedem Fall aus 5 Koeffizienten mit Einheitswurzeln. Bei einem 24er Fenster besteht das 104. 5er Paket aus 3 Koeffizienten, die aus einer Zeitreihe mit Einheitswurzel generiert wurden, und 2 Koeffizienten, die aus einer stationären Zeitreihe generiert wurden. Die nachfolgende Tabelle zeigt die Aufteilung aller letzten 5er Pakete, die sich noch innerhalb der simulierten Preisblase befinden.

Tabelle 57: Aufteilung der letzten 5er Pakete aus den simulierten Preisblasen

simulierte Länge der Preisblase	Fensterlänge							
	24		36		48		60	
	mit	ohne	mit	ohne	mit	ohne	mit	ohne
24	3	2	5	0	2	3	4	1
36	5	0	2	3	4	1	1	4
48	2	3	4	1	1	4	3	2
60	4	1	1	4	3	2	5	0

Tabelle 58: Signale bei Krise (A) (5er Pakete)

AR-Koeffizient	simulierte Länge der Preisblase	Fensterlänge			
		24	36	48	60
0.8	24	4658	2854	1872	1281
	36	7044	5171	3700	2720
	48	9206	7103	5490	4109
	60	11115	9043	7420	5820
0.9	24	5353	3840	2728	1759
	36	7495	6137	4666	3417
	48	9804	8091	6706	5147
	60	11600	10056	8779	7150
0.95	24	5535	4525	3998	3078
	36	7243	6708	5704	4818
	48	9582	8307	7702	6492
	60	11099	10260	9395	8271

Tabelle 59: Signale obwohl keine Krise (B) (5er Pakete)

AR-Koeffizient	simulierte Länge der Preisblase	Fensterlänge			
		24	36	48	60
0.8	24	17194	2829	420	65
	36	17001	2787	412	64
	48	16727	2746	406	60
	60	16503	2715	401	59
0.9	24	48857	17905	6576	2470
	36	48359	17575	6506	2418
	48	47548	17396	6383	2390
	60	47157	17101	6292	2347
0.95	24	80704	44743	26200	15573
	36	80048	44007	25948	15296
	48	78680	43598	25463	15123
	60	78078	42829	25234	14915

Tabelle 60: Keine Signale bei Krise (C) (5er Pakete)

AR-Koeffizient	simulierte Länge der Preisblase	Fensterlänge			
		24	36	48	60
0.8	24	40342	52146	68128	78719
	36	47956	64829	76300	92280
	48	60794	72897	89510	100891
	60	68885	85957	97580	109180
0.9	24	39647	51160	67272	78241
	36	47505	63863	75334	91583
	48	60196	71909	88294	99853
	60	68400	84944	96221	107850
0.95	24	39465	50475	66002	76922
	36	47757	63292	74296	90182
	48	60418	71693	87298	98508
	60	68901	84740	95605	106729

Tabelle 61: Keine Signale wenn keine Krise (D) (5er Pakete)

AR-Koeffizient	simulierte Länge der Preisblase	Fensterlänge			
		24	36	48	60
0.8	24	912806	907171	879580	859935
	36	902999	892213	869588	844936
	48	888273	882254	854594	834940
	60	878497	867285	844599	824941
0.9	24	881143	892095	873424	857530
	36	871641	877425	863494	842582
	48	857452	867604	848617	832610
	60	847843	852899	838708	822653
0.95	24	849296	865257	853800	844427
	36	839952	850993	844052	829704
	48	826320	841402	829537	819877
	60	816922	827171	819766	810085

Tabelle 62: ants-Ratio für die 5er Pakete

AR- Koeffizient	Länge der Preisblase	Fensterlänge			
		24	36	48	60
0.8	24	8.820272 e ⁻¹¹	4.769849 e ⁻¹¹	2.868141 e ⁻¹¹	2.073674 e ⁻¹¹
	36	2.180892 e ⁻¹⁰	1.275132 e ⁻¹⁰	7.655655 e ⁻¹¹	5.677736 e ⁻¹¹
	48	3.484031 e ⁻¹⁰	2.184145 e ⁻¹⁰	1.296169 e ⁻¹⁰	9.824983 e ⁻¹¹
	60	1.980500 e ⁻¹¹	8.602830 e ⁻¹²	5.460413 e ⁻¹²	3.632574 e ⁻¹²
0.9	24	9.316205 e ⁻¹¹	4.571073 e ⁻¹¹	3.036784 e ⁻¹¹	2.057564 e ⁻¹¹
	36	1.975616 e ⁻¹⁰	1.047147 e ⁻¹⁰	7.412916 e ⁻¹¹	5.050655 e ⁻¹¹
	48	3.642191 e ⁻¹²	1.599876 e ⁻¹²	9.104665 e ⁻¹³	6.091082 e ⁻¹³
	60	3.913242 e ⁻¹¹	2.003365 e ⁻¹¹	1.171849 e ⁻¹¹	8.077885 e ⁻¹²
0.95	24	1.063844 e ⁻¹⁰	6.536046 e ⁻¹¹	4.070205 e ⁻¹¹	3.027215 e ⁻¹¹
	36	7.375234 e ⁻¹³	2.931101 e ⁻¹³	1.665480 e ⁻¹³	1.068507 e ⁻¹³
	48	2.040998 e ⁻¹¹	8.815176 e ⁻¹²	5.296244 e ⁻¹²	3.459834 e ⁻¹²
	60	7.353858 e ⁻¹¹	3.954857 e ⁻¹¹	2.656952 e ⁻¹¹	1.900699 e ⁻¹¹

7.5 Variance Ratio Test

Tabelle 63: Anzahl der Werte die unter -2.822549 liegen

AR-Koeffizient	simulierte Länge der Preisblase	unter -2.822549
0.8	24	250204
	36	267503
	48	285578
	60	304616
0.9	24	566700
	36	581161
	48	596368
	60	612127
0.95	24	952785
	36	963883
	48	975356
	60	988046

7.6 Weitere LAG-Längen DAX

Abb. 22: Signalisierte Preisblasen DAX LAG=2 24F

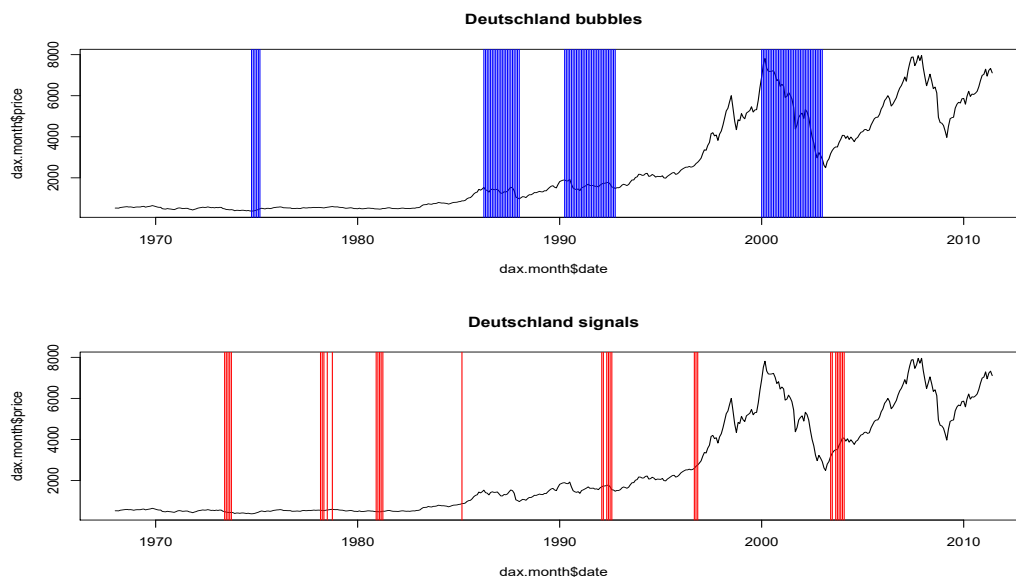


Abb. 23: Signalisierte Preisblasen DAX LAG=3 24F

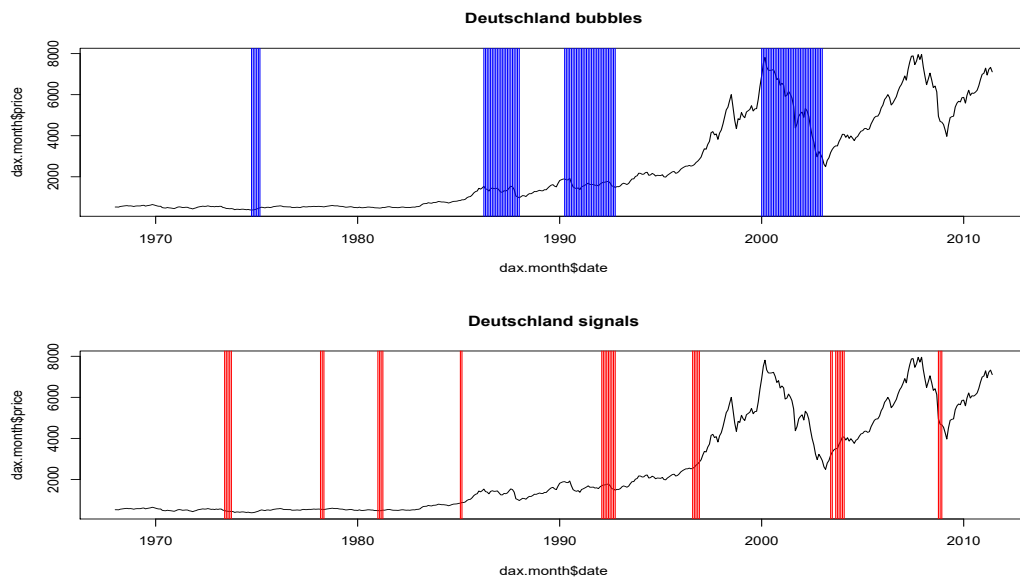
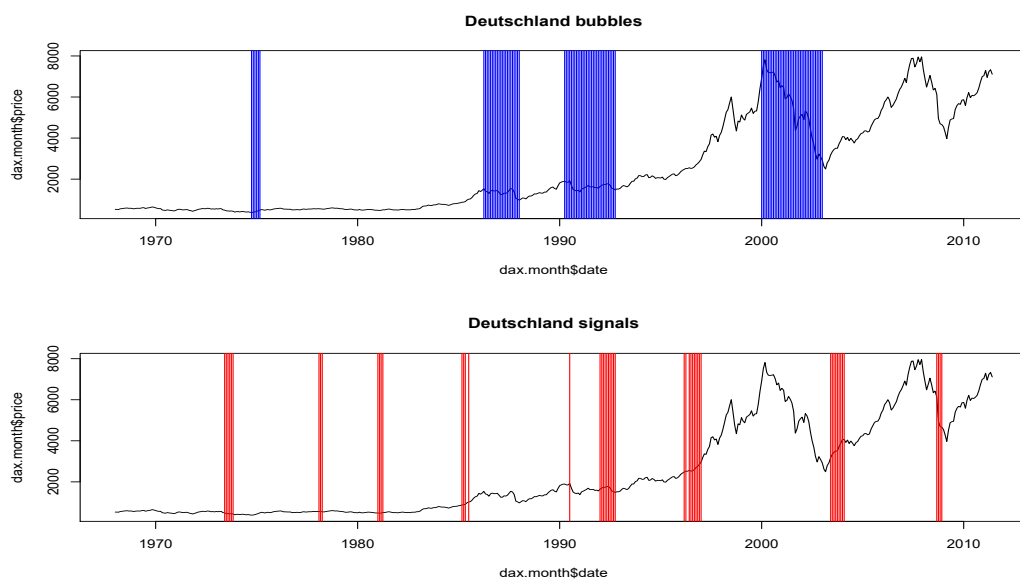


Abb. 24: Signalisierte Preisblasen DAX LAG=4 24F



Bemerke: Je höher die Anzahl der LAGS ist, umso höher ist die Anzahl der gegebenen Signale.

7.7 DAX Preisblasen im Detail

Abb. 25: Nifty-Fifty-Blase DAX

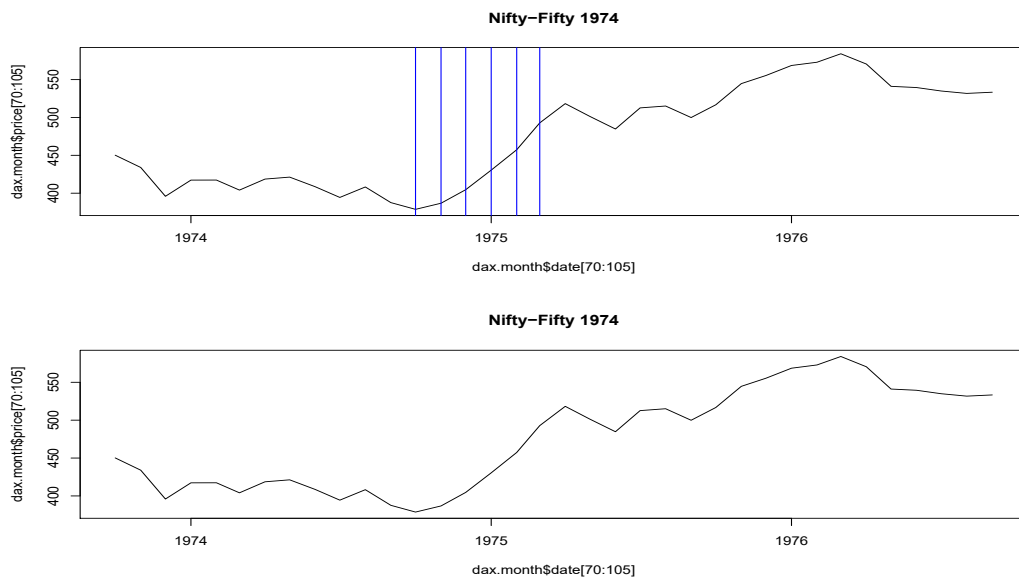
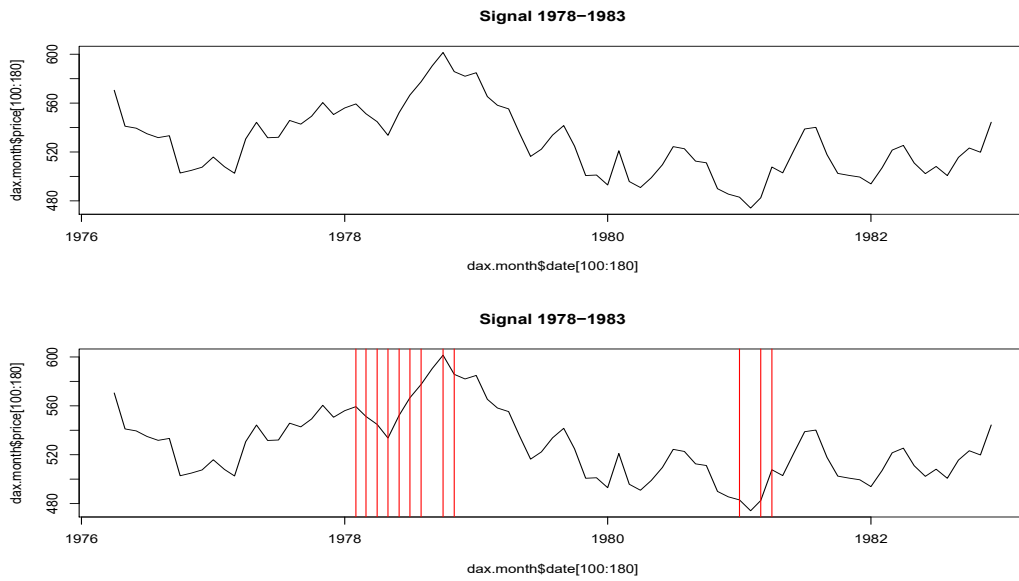


Abb. 26: Signal 1980 DAX



+

Abb. 27: Wiedervereinigung

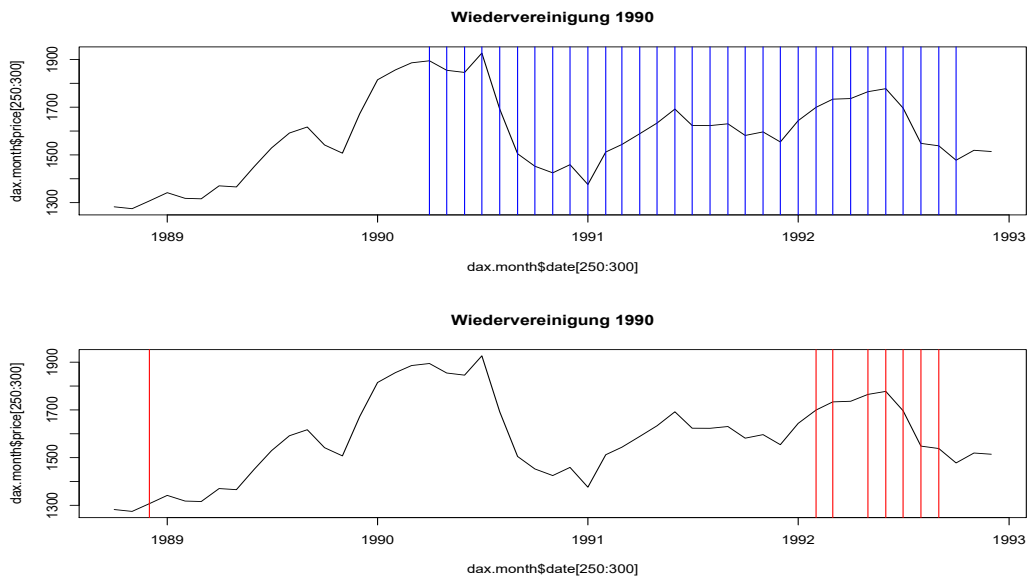
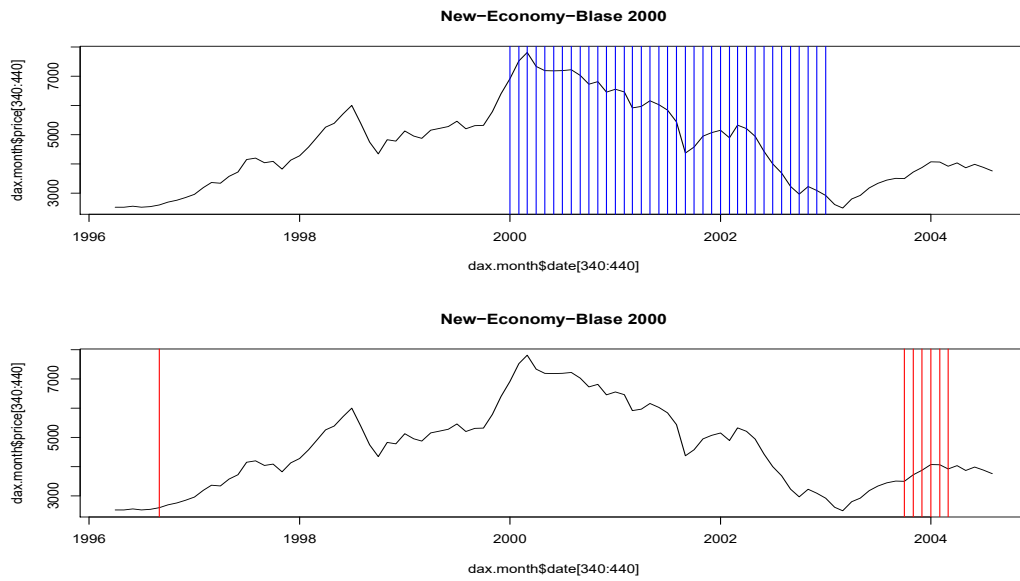


Abb. 28: New-Economy-Blase



7.8 Weitere LAG-Längen FTSE

Abb. 29: Signalisierte Preisblasen FTSE LAG=2 24F

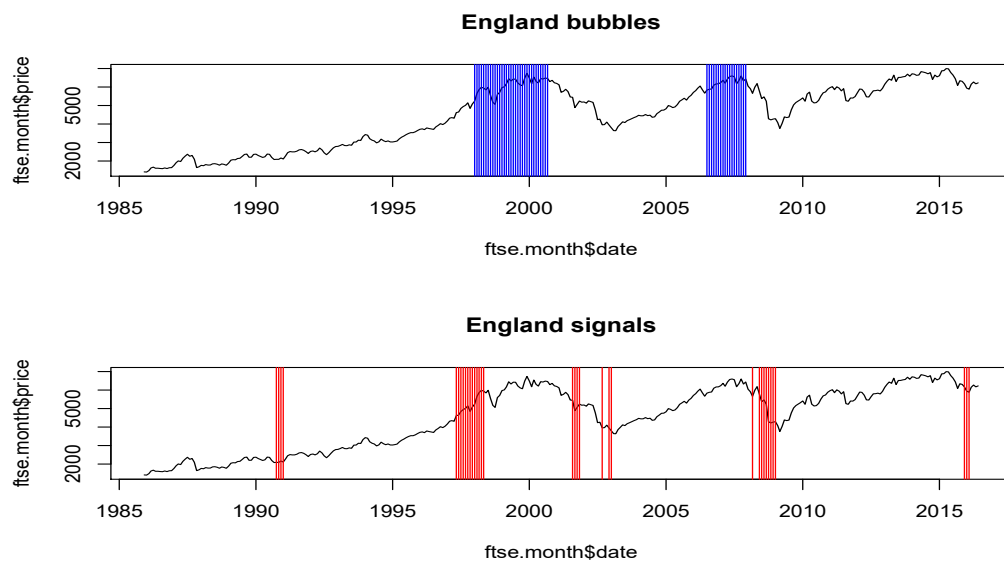


Abb. 30: Signalisierte Preisblasen FTSE LAG=3 24F

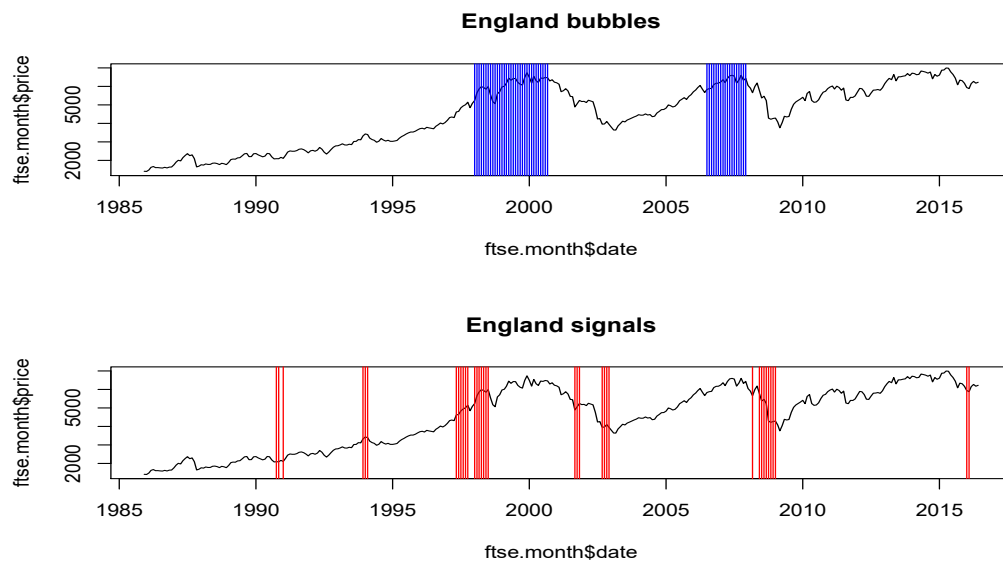
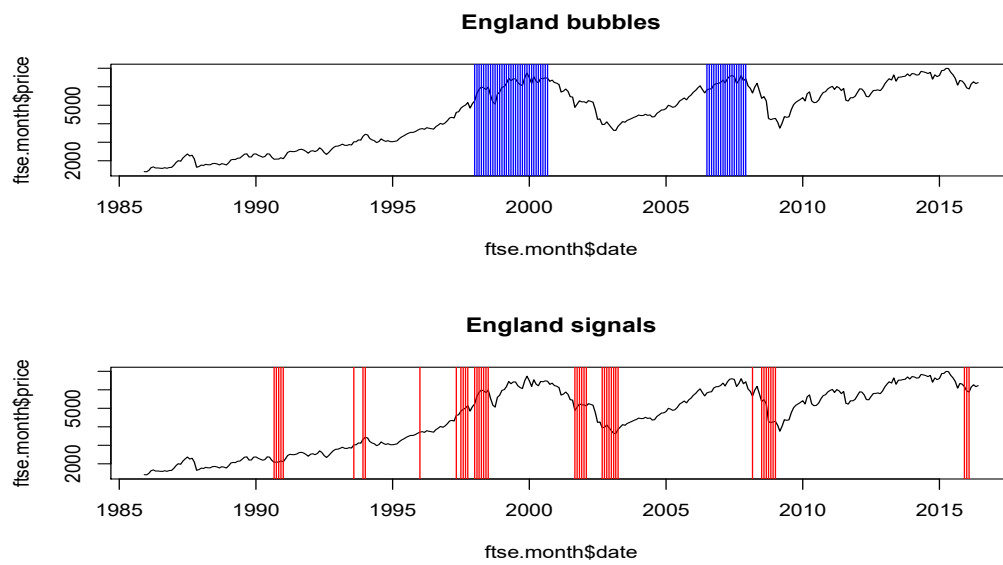


Abb. 31: Signalisierte Preisblasen FTSE LAG=4 24F



7.9 Vergleich mit Taipalus Signalen UK

Tabelle 64: Vergleich mit Taipalus Signalen UK

Meine Signale	AR-Signal	ADF-Signal	Aktienpreisblase	Boom/Bust
05.1997 - 05.1998	10.1997 - 07.1998	07.1997 - 08.1998	technology related boom	boom
		05.1999 - 07.1999	TMT-stocks peak	boom
01.2003 - 02.2003	08.2002 - 03.2003	07.2002 - 06.2003	Through of the TMT-related bust, WorldCom bankruptcy	bust (negative bubble)
03.2008 - 11.2008	06.2008 - 03.2009	06.2008 - 07.2009	Burst of debt-bubble and bust related to global financial crises	bust (negative bubble)

7.10 Weitere LAG-Längen CAC

Abb. 32: Signalisierte Preisblasen CAC LAG=2 24F

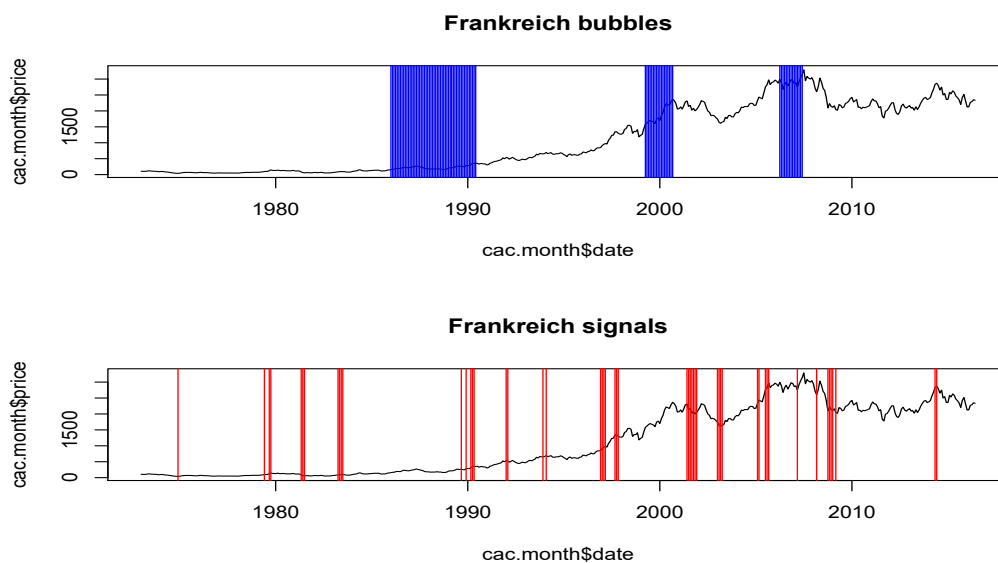


Abb. 33: Signalisierte Preisblasen CAC LAG=3 24F

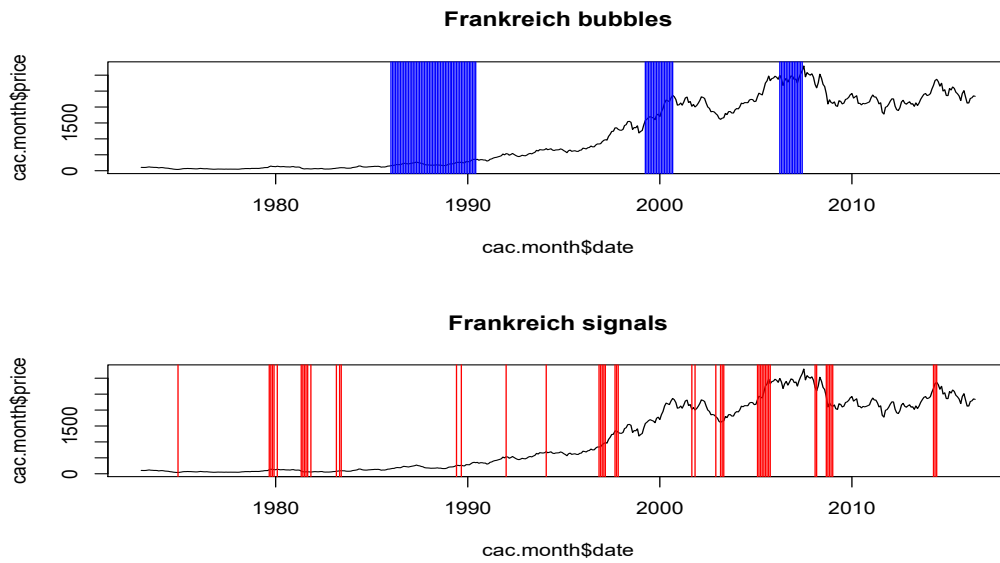
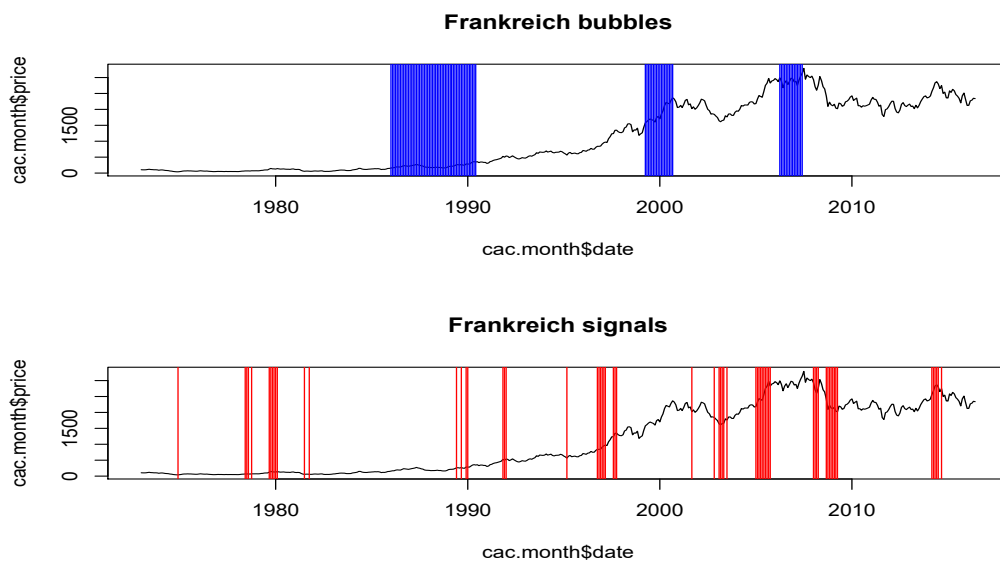


Abb. 34: Signalisierte Preisblasen CAC LAG=4 24F



7.11 Weitere LAG-Längen IBEX

Abb. 35: Signalisierte Preisblasen IBEX LAG=2 24F

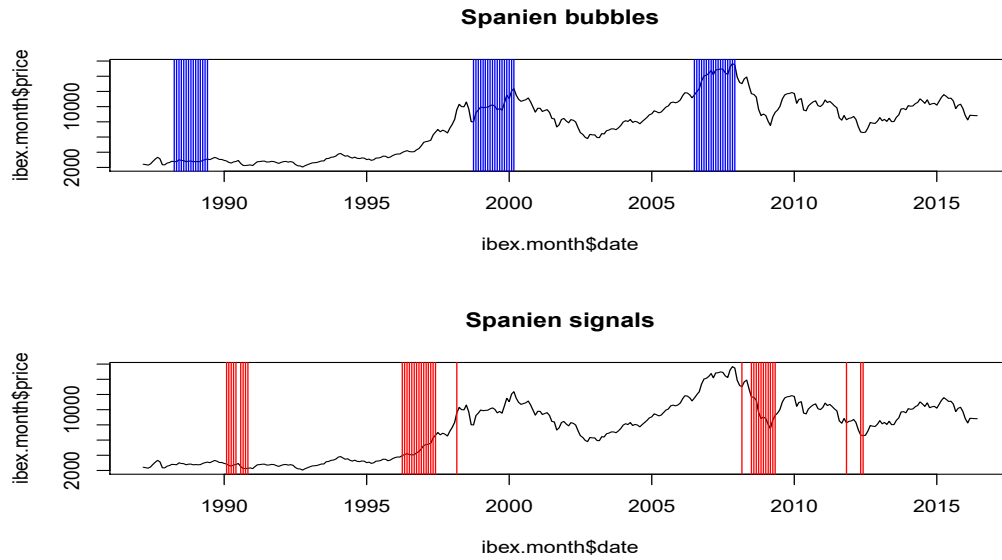


Abb. 36: Signalisierte Preisblasen IBEX LAG=3 24F

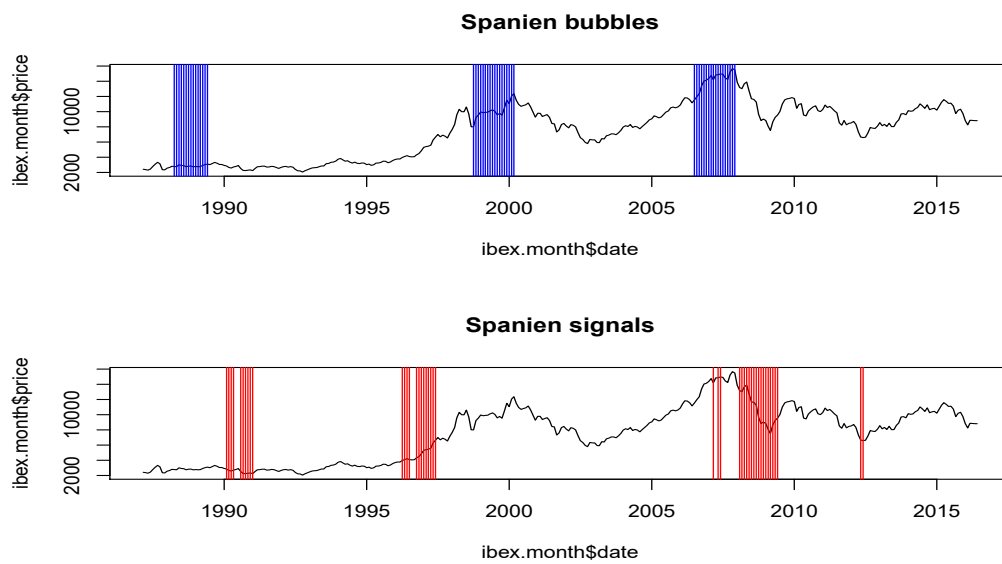
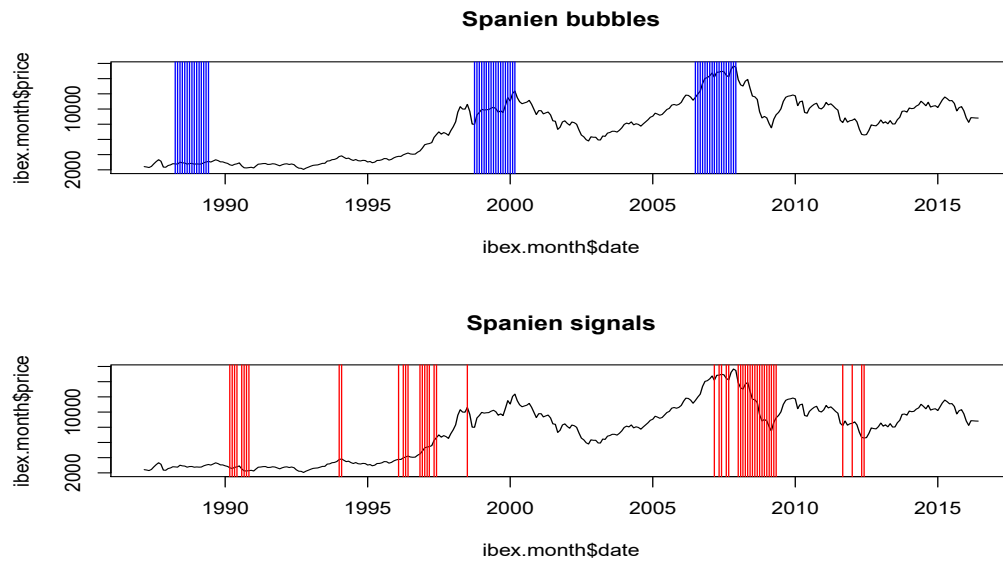
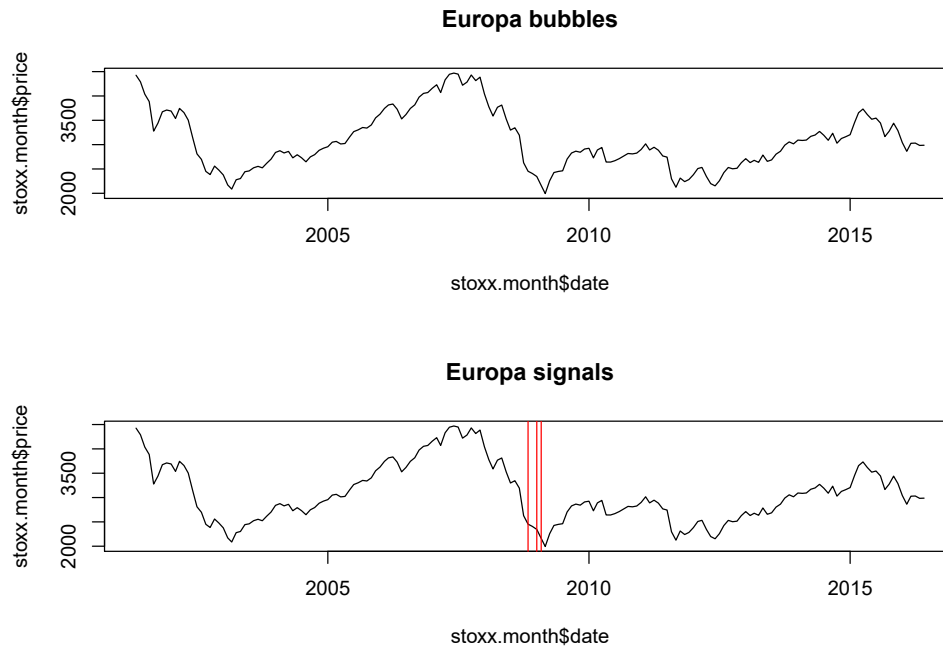


Abb. 37: Signalisierte Preisblasen IBEX LAG=4 24F



7.12 Euro Stoxx

Abb. 38: Signalisierte Preisblasen Euro Stoxx LAG=1 24F



Quelle: Eigene Darstellung

Tabelle 65: Aktienpreisblasen im Euro Stoxx

Bubble	Boom/Bust	Datum	Signal	Div.rendite
Subprime	Hochpunkt	2006:3	-	-
	Tiefpunkt	2007:4	11.2008	4.98

Quelle: Eigene Darstellung

7.13 Studententabelle zu makroprudenziellen Instrumenten

Tabelle 66: Forschungsarbeiten zur Reaktion von Vermögenspreisen auf makroprudenzielle Maßnahmen

Autoren	Untersuchung	Zentrale Ergebnisse
Macroeconomic Assessment Group (2010)	Schätzen den Einfluss von antizyklischen Kapitalpuffer auf die Kreditbedingungen	<ul style="list-style-type: none"> • Veränderungen der Kreditzinsspanne um 1% reduzieren das Bruttoinlandsprodukt relativ zu seinem Trend bzw. Potenzial um 0,16% (bei einer 4-Jahres-Implementation) • Eine Reduktion der Kreditvergabe führt zu einem Rückgang des Medians des Bruttoinlandsprodukts von 0,32% • Eine Lockerung der Geldpolitik reduziert den Wirtschaftswachstumsverlust.
Crawford et al. (2009)	Untersuchen Einfluss von Verschuldungsobergrenzen auf das Bilanzwachstum von Banken in Kanada	<ul style="list-style-type: none"> • Die Leverage Ratio begrenzte das Bilanzwachstum der inländischen Banken. • Verschuldungsobergrenzen führen zu weniger Volatilität der Verschuldungsquoten • Banken sind gegenüber Krisen widerstandsfähiger • Setzen Anreiz für außerbilanzielle Posten und riskanteren Anlagen
Crowe et al. (2013)	Sie untersuchen wie sich Kapitalvorgaben, Risikogewichte, dynamische Rückstellungen, Beleihungsobergrenzen und Verschuldungsquoten auf die Boomphasen von Immobilienboomphasen auswirken	<ul style="list-style-type: none"> • Empirische Ergebnisse deuten tendenziell darauf hin, dass Beleihungs- und Verschuldungsobergrenzen zu einer Senkung der Kreditausfallraten und der Begrenzung von Preisübertreibungen auf bestimmten Vermögensmärkten führen. • dynamische Rückstellungen machen das Finanzsystem widerstandsfähiger • 10% Anstieg der Beleihungsobergrenze führt zu 13% Anstieg der Immobilienpreise

Autoren	Untersuchung	Zentrale Ergebnisse
Macroeconomic Assessment Group (2011)	Untersucht die Reduzierung der Eintrittswahrscheinlichkeit von Krisen bei Erhöhung vom Eigenkapital	<ul style="list-style-type: none"> • Untersuchungsergebnisse bestätigen die Erhöhung der marginalen Refinanzierungskosten im Fall spezifischer Kapitalpuffer und deuten auf verschärfte Kreditvergabebedingungen sowie einen geringen negativen Einfluss auf das Wirtschaftswachstum in der Einführungsphase hin. Die Eintrittswahrscheinlichkeit systemischer Krisen sinkt
Kannan et al. (2012)	Welche Auswirkungen haben geldpolitische und makroprudenzielle Instrumente auf Immobilienpreise	<ul style="list-style-type: none"> • Die Verwendung von makroprudenziellen Instrumenten konzipiert, um das Kreditwachstum zu beschränken, hat einen positiven Einfluss auf die Finanzstabilität • Bei einem durch einen Angebotschock ausgelösten Vermögenspreisboom ist der Einsatz von makroprudenziellen Instrumenten ohne Auswirkung • Der Einsatz von makroprudenziellen Instrumenten ist nicht substituierend, sondern komplementär
Kraft und Galac (2011)	Untersuchen, welche Auswirkungen eine erhöhte Liquiditätsbindung auf das Kreditwachstum hat	<ul style="list-style-type: none"> • Untersuchungen deuten darauf hin, dass eine erhöhte Liquiditätsbindung während eines konjunkturellen Aufschwungs zur Vermeidung einer liquiditätsgetriebenen Kreditexpansion beitragen kann • Positiver Zusammenhang zwischen der marginalen Reserveanforderungen bei ansteigenden Auslandsverbindlichkeiten und der Kapitalbildung von kroatischen Banken • Erhöhte Kapitalanforderungen lassen die Widerstandsfähigkeit der Banken gegenüber Krisen steigen

7.14 Studententabelle geldpolitische Maßnahmen

Tabelle 67: Forschungsarbeiten zur Reaktion von Vermögenspreisen auf geldpolitische Maßnahmen

Autoren	Untersuchung	Zentrale Ergebnisse
Greiber und Sätzer (2007)	Zusammenhang zwischen Immobilienmärkten und der monetären Entwicklung USA von 1986 – 2006, Eurogebiet von 1981 - 2006	<ul style="list-style-type: none"> • Es besteht ein signifikanter Zusammenhang zwischen der Geldpolitik und den Vermögenspreisen • Geldpolitische Maßnahmen wie Zinsänderungen und Geldmengenwachstum, haben einen Einfluss auf die Immobilienmärkte • In den USA besteht ein stärkerer Zusammenhang zwischen Geldmengenwachstum und dem Immobilienmarkt als in der EU
Goodhart und Hofmann (2008)	Zusammenhang zwischen Häuserpreisen und Geldpolitik 17 Industrieländer von 1973 - 2006 und von 1985 - 2006	<ul style="list-style-type: none"> • Hoch signifikanter Zusammenhang zwischen monetären Variablen, Häuserpreisen • Geldmengenwachstum hat signifikanten Einfluss auf Häuserpreise und Kredite • Zusammenhang zwischen monetären Variablen und Häuserpreisen umso stärker in Boomphasen
Bjørnland und Jacobsen (2010)	Rolle von Immobilienpreisen im geldpolitischen Transmissionsprozess untersuchte Länder: Norwegen, Schweden und Großbritannien von 1983 - 2006	<ul style="list-style-type: none"> • Geldpolitische Schocks haben einen starken und anhaltenden Einfluss auf Immobilienpreise • Immobilienpreise sind ein wichtiger Kanal im geldpolitischen Transmissionsprozess • Bei einem geldpolitischer Schock fallen die Immobilienpreise unmittelbar • Immobilienpreise fallen um 3-5% bei geldpolitischen Schocks • Geldpolitische Schocks wirken sich unterschiedlich stark und schnell auf die betrachteten Länder aus

Autoren	Untersuchung	Zentrale Ergebnisse
Ioannidis und Kontonikas (2008)	Zusammenhang zwischen Geldpolitik und Aktienkurse 13 OECD Länder von 1972 - 2002	<ul style="list-style-type: none"> • Einfluss der Geldpolitik auf Aktienkurse kann bestätigt werden • In 80% der Länder hat ein Anstieg des Zinssatzes den Aktienkurs gesenkt
Dreger und Wolters (2009)	Einfluss Zusammenhang der Geldpolitik auf Aktienkurse und Immobilienpreise USA, Euroraum, Japan und Großbritannien von 1985 - 2007	<ul style="list-style-type: none"> • Die Geldpolitik hat einen signifikanten Einfluss auf die Immobilienmärkte • Besonders in den USA und in Japan lässt sich ein positiver Effekt eines Geldmengenschocks auf die Immobilienpreise feststellen • Die Geldpolitik hat keinen Einfluss auf die Kursentwicklungen an Aktienmärkten
Assemacher-Wesche und Gerlach (2010)	Einfluss geldpolitischer Schocks auf Immobilienpreise 18 OECD Länder von 1986 - 2008	<ul style="list-style-type: none"> • Geldpolitik hat einen starken und vorhersehbaren Einfluss auf Immobilienpreise • Geldpolitische Schocks haben einen stärkeren Einfluss auf fallende Immobilienpreise in Volkswirtschaften mit flexibleren Hypotheken • Es besteht ein schwacher aber signifikanter Zusammenhang zwischen geldpolitischen Schocks und Immobilienpreisen

Quelle: Eigene Darstellung

7.15 Unkonventionelle geldpolitische Maßnahmen der EZB

Tabelle 68: Unkonventionelle geldpolitische Maßnahmen

Datum	Ankündigung
22.08.2007	Ergänzende liquiditätszuführende LRG (längerfristige Refinanzierungsgeschäfte) mit einer Laufzeit von drei Monaten
28.03.2008	LRG's mit einer Laufzeit von 6 Monaten
29.09.2008	Refinanzierungsgeschäfte mit Sonderlaufzeiten
08.10.2008	Mengentenderverfahren mit Vollzuteilung auf das HRG (Hauptrefinanzierungsgeschäft)
15.10.2008	Verzeichnis der refinanzierungsfähigen Sicherheiten für die Kreditgeschäfte des Eurosystems erweitert
07.05.2009	LRGs mit einer Laufzeit von einem Jahr
04.06.2009	Details zum Programm CBPP (Ankauf gedeckter Schuldverschreibungen)
03.12.2009	Auslaufen von sechsmonatigen LRGs, Indexierung neuer einjähriger LRGs
04.03.2010	Auslaufen von dreimonatigen LRGs, Indexierung neuer sechsmonatiger LRGs
10.05.2010	SMP (Securities Markets Programme)
28.07.2010	Risikokontrollmaßnahmen im Besicherungsmodell überprüft
03.03.2011	Weitere LRGs
09.06.2011	HRG als FRFA (Mengentenderverfahren mit Vollzuteilung) für so lange wie notwendig, mindestens bis Oktober 2011
04.08.2011	Weitere LRGs mit Laufzeiten von drei und sechs Monaten
08.08.2011	EZB wird ihr SMP aktiv umsetzen
06.10.2011	Neues Ankauf-Programm CBPP2 (Ankauf gedeckter Schuldverschreibungen)
08.12.2011	Zwei zusätzliche LRGs mit einer Laufzeit von drei Monaten
21.12.2011	Ergebnisse der ersten dreijährigen LRGs
09.02.2012	EZB-Rat genehmigt Zulassungskriterien für zusätzliche Kreditforderungen
28.02.2012	Ergebnisse der zweiten dreijährigen LRGs
06.06.2012	FRFA auf HRG für so lange wie notwendig, mindestens bis Januar 2013
26.07.2012	„Whatever it takes“ („Alles Notwendige tun“)-Rede von EZB-Präsident Mario Draghi in London
02.08.2012	OMT-Programm (Outright Monetary Transactions)
06.09.2012	Technische Eigenschaften von OMT

Quelle: Rieth et al. (2016)

Tabelle 69: Unkonventionelle geldpolitische Maßnahmen

Datum	Ankündigung
06.12.2012	FRFA auf HRG für so lange wie notwendig, mindestens bis Juli 2013
22.03.2013	Regeländerungen für die Nutzung einiger ungedeckter staatlich garantierter Bankanleihen als Sicherheiten
02.05.2013	FRFA auf HRG für so lange wie notwendig, mindestens bis Juli 2014
04.07.2013	Forward Guidance: Der Rat erwartet, dass der EZB-Leitzins für eine längere Zeit auf dem gegenwärtigen Level bleiben oder sinken wird
08.11.2013	FRFA auf HRG für so lange wie notwendig, mindestens bis Juli 2015
05.06.2014	Gezielte längerfristige Refinanzierungsgeschäfte
03.07.2014	Veröffentlichung von Details zu diesen Geschäften
22.01.2015	Erweitertes Programm zum Ankauf von Anleihen

Quelle: Rieth et al. (2016)

7.16 VARMA-Modelle

Tabelle 70: Parameter **bis** zum 22.08.2007 (68 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
0.249	-0.395	-1.386	2.307	-0.041	-0.805	-1.330	2.238
-0.315	0.697	-0.405	0.916	0.070	-0.581	-0.712	1.200
-0.333	-0.075	-0.115	1.342	0.104	-0.562	-0.798	1.142
-0.296	-0.166	-0.415	1.797	0.017	-0.584	-0.581	1.220

Tabelle 71: Parameter **nach** dem 22.08.2007 (68 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
0.900	0.277	0.386	-0.518	-0.934	0.755	1.245	0.704
-0.001	1.001	-0.144	0.074	-0.584	1.063	0.357	0.037
-0.093	0.863	1.086	-1.136	-0.765	1.685	0.900	-0.932
-0.060	0.455	0.164	0.239	-0.544	1.031	0.496	-0.243

Tabelle 72: Parameter **bis** zum 28.03.2008 (68 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
0.635	0.167	-0.117	0.323	0.024	-0.422	3.929	-3.741
-0.128	0.825	0.075	0.375	-0.093	-0.512	1.225	-0.326
-0.170	-0.026	0.737	0.521	-0.262	-0.285	0.788	0.246
-0.097	0.114	-0.094	1.027	-0.085	-0.246	0.904	-0.399

Tabelle 73: Parameter **nach** dem 28.03.2008 (68 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
1.112	-0.609	-0.148	0.443	0.777	0.824	-2.379	3.388
0.071	0.760	0.063	-0.008	0.402	0.829	-0.911	0.609
0.205	-0.057	0.483	-0.004	0.033	0.347	0.182	0.524
0.087	-0.122	-0.021	0.904	0.176	0.364	-0.395	0.643

Tabelle 74: Parameter **bis** zum 29.09.2008 (68 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
0.099	1.912	-0.304	-0.750	-1.111	4.813	-1.895	2.527
-0.304	1.775	-0.004	-0.550	-0.630	1.786	-1.680	2.110
-0.334	0.851	0.804	-0.344	-0.895	2.349	-1.144	1.953
-0.326	0.850	-0.027	0.451	-0.750	1.522	-1.463	2.479

Tabelle 75: Parameter **nach** dem 29.09.2008 (68 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
0.741	1.821	-0.534	-1.976	-0.312	0.454	0.118	0.145
-0.110	1.212	-0.190	-0.308	-0.501	-0.007	-0.483	2.034
-0.140	0.685	0.729	-0.705	-0.073	0.092	0.263	-0.323
-0.094	0.538	-0.231	0.417	-0.090	0.044	-0.404	0.640

Tabelle 76: Parameter **bis** zum 15.10.2008 (70 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
-0.113	1.280	-1.007	1.257	-1.178	0.075	-4.599	9.666
-0.500	1.858	-0.135	-0.301	-0.350	0.294	-1.710	2.911
-0.452	0.726	0.652	0.125	-0.617	0.096	-0.897	2.847
-0.389	0.746	-0.215	0.787	-0.347	0.189	-1.352	2.579

Tabelle 77: Parameter **nach** dem 15.10.2008 (70 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
0.733	2.553	-1.039	-2.453	0.623	-4.126	0.950	2.757
-0.055	1.940	-0.535	-1.077	0.271	-1.803	0.683	0.951
-0.045	1.096	0.376	-1.110	0.373	-1.841	1.312	-0.044
-0.033	0.852	-0.470	0.104	0.346	-1.593	0.290	0.871

Tabelle 78: Parameter **bis** zum 07.05.2009 (69 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
0.601	1.120	-0.475	-0.115	-0.770	1.773	-0.285	0.164
-0.074	1.469	-0.131	-0.505	-0.317	1.083	-0.291	-0.226
-0.182	0.680	0.782	-0.384	-0.257	0.993	-0.079	-0.574
-0.075	0.454	-0.021	0.435	-0.215	0.752	-0.171	-0.215

Tabelle 79: Parameter **nach** dem 07.05.2009 (69 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
0.774	1.233	1.297	-3.144	-0.659	-2.871	-0.906	7.304
-0.098	1.626	1.012	-2.106	-0.405	-0.595	0.892	0.781
-0.056	0.485	1.405	-1.243	-0.218	-0.330	0.573	0.301
-0.050	0.387	0.465	-0.129	-0.140	-0.465	0.186	0.807

Tabelle 80: Parameter **bis** zum 04.06.2009 (68 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
0.784	0.188	0.322	-0.192	-1.599	-2.751	0.468	8.057
0.100	0.689	0.425	-0.380	-0.703	-1.532	0.187	4.086
0.004	0.105	1.205	-0.485	-0.422	-0.197	0.261	1.178
0.005	0.065	0.235	0.535	-0.494	-0.651	0.077	2.293

Tabelle 81: Parameter **nach** dem 04.06.2009 (68 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
0.804	0.262	2.492	-2.799	-0.324	-0.092	9.562	-11.120
-0.090	1.220	1.392	-1.792	0.003	1.438	5.266	-8.903
-0.030	0.084	1.736	-0.934	0.038	0.465	3.902	-5.812
-0.036	0.131	0.738	0.024	-0.011	0.580	3.082	-4.789

Tabelle 82: Parameter **bis** zum 03.12.2009 (68 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
-0.174	0.043	1.076	1.095	-0.934	-3.334	0.829	7.544
-0.271	0.934	0.201	0.268	-0.219	-2.427	-0.131	5.161
-0.207	-0.027	1.143	0.130	-0.207	-1.741	0.213	3.389
-0.201	0.004	0.151	1.057	-0.165	-1.476	0.192	2.816

Tabelle 83: Parameter **nach** dem 03.12.2009 (68 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
1.379	0.601	1.933	-4.635	1.074	-5.227	-0.435	4.659
0.143	1.182	0.607	-1.645	0.130	-0.926	-0.485	1.614
0.076	0.305	1.488	-1.362	0.050	-0.505	0.335	0.086
0.132	0.137	0.622	-0.490	0.101	-0.886	-0.069	1.059

Tabelle 84: Parameter **bis** zum 04.03.2010 (68 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
1.487	0.287	2.047	-4.774	0.982	-4.335	2.208	0.109
0.239	0.934	0.944	-2.031	0.265	-1.275	0.966	-0.397
0.130	0.139	1.605	-1.433	0.160	-1.641	1.628	0.101
0.187	-0.013	0.783	-0.650	0.124	-1.363	1.083	0.212

Tabelle 85: Parameter **nach** dem 04.03.2010 (68 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
0.914	-1.471	1.785	-1.008	-1.230	-8.916	-13.679	27.214
-0.020	0.470	0.206	0.101	-0.635	-2.494	-5.068	9.790
0.014	-0.406	0.997	0.155	-0.384	-2.631	-2.950	7.291
0.023	-0.405	0.300	0.755	-0.471	-2.637	-3.376	7.990

Tabelle 86: Parameter **bis** zum 28.07.2010 (71 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
0.886	0.112	0.243	-1.031	-1.411	-2.432	-6.294	16.584
-0.025	0.899	0.151	-0.333	-0.378	-1.382	-1.062	4.650
-0.005	-0.063	0.987	-0.202	-0.357	-1.081	-1.029	4.099
-0.027	-0.039	0.076	0.751	-0.382	-0.848	-1.414	4.367

Tabelle 87: Parameter **nach** dem 28.07.2010 (71 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
1.189	0.170	0.627	-1.988	1.278	-0.815	-1.537	0.076
0.172	1.055	0.304	-0.965	0.426	-0.842	-0.616	1.156
0.091	0.091	1.222	-0.793	0.347	-0.268	-0.280	-0.088
0.114	0.068	0.193	0.288	0.294	-0.481	-0.533	0.768

Tabelle 88: Parameter **bis** zum 03.03.2011 (70 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
0.953	-0.072	-0.216	0.137	0.424	1.207	4.556	-6.427
0.055	0.881	0.009	-0.146	0.304	0.988	1.625	-3.345
-0.037	0.052	0.637	0.137	0.238	0.359	0.632	-1.473
0.046	0.012	-0.051	0.708	0.122	0.022	0.929	-1.024

Tabelle 89: Parameter **nach** dem 03.03.2011 (70 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
0.885	-0.257	0.144	0.402	0.535	0.938	-0.370	-2.821
0.116	1.008	-0.028	-0.468	0.704	1.030	-0.032	-3.998
0.062	0.018	0.758	-0.078	0.538	0.540	0.268	-3.010
0.034	-0.003	-0.099	0.896	0.332	0.351	-0.185	-1.377

Tabelle 90: Parameter **bis** zum 09.06.2011 (69 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
0.829	-0.291	0.214	0.648	0.267	0.776	-0.166	-1.988
0.187	1.094	-0.066	-0.712	0.571	0.862	-0.068	-3.219
0.135	0.117	0.677	-0.332	0.387	0.774	-0.141	-2.405
0.076	0.043	-0.081	0.715	0.243	0.410	0.016	-1.507

Tabelle 91: Parameter **nach** dem 09.06.2011 (69 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
0.447	-0.075	-0.879	2.134	0.369	0.477	-3.226	3.229
-0.230	0.798	-0.372	1.265	0.408	-0.468	-1.792	2.762
-0.116	-0.136	0.718	0.751	0.264	-0.435	-1.084	1.945
-0.123	-0.085	-0.276	1.683	0.120	-0.273	-1.018	1.852

Tabelle 92: Parameter **bis** zum 04.08.2011 (68 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
0.564	-0.067	-0.955	1.689	-0.019	3.271	-1.044	-4.217
-0.094	1.088	-0.507	0.582	-0.127	1.756	-1.347	-0.888
-0.062	0.129	0.620	0.365	-0.079	1.124	-0.367	-1.107
-0.085	0.043	-0.360	1.422	-0.150	0.903	-1.127	0.272

Tabelle 93: Parameter **nach** dem 04.08.2011 (68 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
0.768	0.718	-0.607	-0.804	1.006	0.781	-1.207	-2.880
-0.058	1.313	-0.232	-0.710	0.213	0.705	-0.199	-1.955
-0.063	0.180	0.790	-0.303	-0.112	0.037	0.238	-0.398
-0.051	0.287	-0.280	0.642	-0.012	0.289	-0.398	-0.200

Tabelle 94: Parameter **bis** zum 08.08.2011 (69 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
0.540	0.144	-0.984	1.714	-0.110	2.684	-2.504	-1.037
-0.127	1.239	-0.533	0.620	-0.127	1.412	-2.112	1.012
-0.069	0.225	0.643	0.325	-0.061	0.851	-1.379	0.744
-0.088	0.130	-0.380	1.405	-0.145	0.741	-1.207	0.874

Tabelle 95: Parameter **nach** dem 08.08.2011 (69 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
0.861	0.593	-0.664	-0.809	0.637	-0.031	-1.093	-1.288
-0.052	1.341	-0.338	-0.661	-0.244	0.280	-0.406	-0.120
-0.059	0.245	0.665	-0.219	-0.519	-0.014	0.480	0.100
-0.050	0.260	-0.289	0.669	-0.206	0.093	-0.467	0.450

Tabelle 96: Parameter **bis** zum 06.10.2011 (69 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
0.704	0.429	-0.173	-0.459	-0.174	-0.813	-0.228	2.339
-0.093	1.133	-0.061	-0.189	-0.327	-0.956	0.148	2.471
-0.089	0.079	0.825	0.095	-0.353	-0.969	0.120	2.619
-0.057	0.121	-0.118	0.879	-0.240	-0.426	-0.137	1.659

Tabelle 97: Parameter **nach** dem 06.10.2011 (69 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
0.843	-0.582	0.029	0.999	0.182	-1.024	-0.216	1.660
-0.136	0.308	0.043	1.227	0.329	-0.982	-0.247	1.270
-0.099	-0.219	0.792	0.738	0.297	-0.649	-0.217	0.694
-0.024	-0.247	0.050	1.266	0.164	-0.530	-0.128	0.700

Tabelle 98: Parameter **bis** zum 08.12.2011 (69 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
0.825	0.355	-0.902	0.427	-0.100	1.734	-4.453	3.657
-0.089	1.294	-0.706	0.254	-0.540	1.407	-3.133	3.586
-0.139	0.300	0.216	0.622	-0.224	0.722	-2.010	2.269
-0.042	0.235	-0.454	1.085	-0.287	0.607	-1.737	2.273

Tabelle 99: Parameter **nach** dem 08.12.2011 (69 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
0.734	0.483	0.085	-1.296	-0.241	0.604	0.528	-2.042
-0.197	1.272	0.143	-0.817	-0.218	0.417	0.585	-1.704
-0.053	0.284	0.618	-0.349	0.018	0.175	0.230	-1.038
-0.102	0.271	-0.064	0.386	-0.083	0.343	0.158	-1.003

Tabelle 100: Parameter **bis** zum 21.12.2011 (72 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
0.866	-0.222	-0.183	0.480	1.081	-0.587	-4.588	3.885
-0.129	0.763	-0.153	0.645	0.200	-0.070	-3.513	3.571
-0.131	0.045	0.605	0.567	-0.032	0.139	-1.774	1.726
-0.031	-0.018	-0.122	1.059	0.227	-0.212	-1.873	1.991

Tabelle 101: Parameter **nach** dem 21.12.2011 (72 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
0.924	-0.588	0.486	0.421	0.056	-0.947	1.010	-0.062
-0.045	0.718	0.127	0.248	-0.022	0.267	-0.026	-0.450
0.053	-0.058	0.760	0.124	0.140	0.341	-0.197	-0.790
-0.021	-0.132	0.073	1.064	-0.039	0.058	-0.013	0.016

Tabelle 102: Parameter **bis** zum 09.02.2012 (68 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
0.495	-0.105	-0.151	1.115	-0.828	0.103	0.481	1.038
-0.476	0.912	0.116	0.744	-0.785	0.148	1.097	-0.373
-0.238	0.080	0.960	0.218	-0.714	-0.135	1.200	-0.239
-0.255	0.027	0.141	1.107	-0.460	-0.072	0.677	0.010

Tabelle 103: Parameter **nach** dem 09.02.2012 (68 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
0.768	-0.712	0.083	1.568	-0.257	-1.068	0.285	2.099
-0.123	0.578	-0.156	0.945	-0.434	-0.220	-1.578	4.269
-0.021	-0.059	0.847	0.160	-0.159	0.205	-1.130	1.985
-0.034	-0.222	0.028	1.337	-0.135	0.072	-0.728	1.495

Tabelle 104: Parameter **bis** zum 28.02.2012 (68 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
0.633	0.213	-0.481	0.270	0.820	-0.776	-0.998	-0.043
-0.196	1.070	-0.093	0.076	0.146	0.403	0.669	-2.511
-0.054	0.108	0.681	0.117	-0.184	-0.186	1.002	-0.288
-0.099	0.105	-0.074	0.879	0.155	-0.179	0.237	-0.543

Tabelle 105: Parameter **nach** dem 28.02.2012 (68 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
0.908	-0.850	0.398	1.112	0.203	-0.564	1.089	-1.496
0.051	0.485	0.095	0.350	0.082	-0.678	0.837	-0.470
0.006	-0.216	1.022	0.240	-0.003	-0.275	0.415	-0.206
0.016	-0.267	0.061	1.209	-0.007	-0.134	0.360	-0.388

Tabelle 106: Parameter **bis** zum 06.06.2012 (68 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
0.977	-0.616	0.378	0.518	0.393	-1.467	0.721	0.566
0.155	0.690	0.264	-0.461	-0.199	-1.553	1.075	1.732
0.026	-0.115	1.054	-0.062	-0.196	-0.868	0.496	1.400
0.077	-0.189	0.130	0.817	-0.037	-0.700	0.411	0.768

Tabelle 107: Parameter **nach** dem 06.06.2012 (68 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
0.712	-0.967	-1.680	3.665	0.248	-0.703	-0.417	2.990
-0.087	0.630	-0.765	1.385	-0.028	-0.083	-1.501	2.793
-0.061	-0.307	0.464	1.065	0.191	-0.565	0.524	0.589
-0.059	-0.189	-0.446	1.763	0.018	-0.196	-0.288	1.165

Tabelle 108: Parameter **bis** zum 02.08.2012 (68 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
0.790	-0.517	0.094	0.849	-0.315	-1.759	1.472	1.945
0.021	0.742	0.009	0.392	0.123	-0.403	1.557	-2.111
-0.029	-0.279	0.850	0.715	-0.018	-0.732	0.958	-0.078
-0.018	-0.079	0.065	0.981	-0.003	-0.293	0.846	-0.852

Tabelle 109: Parameter **nach** dem 02.08.2012 (68 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
0.907	0.342	-1.400	0.174	0.009	1.754	-1.372	-0.337
0.057	0.914	-0.549	-0.101	-0.230	0.568	-0.680	0.694
0.008	0.025	0.591	-0.050	-0.111	-0.075	0.024	0.395
0.037	-0.046	-0.282	0.851	-0.121	0.223	-0.306	0.608

Tabelle 110: Parameter **bis** zum 06.09.2012 (68 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
0.678	-0.944	-1.946	4.334	-0.474	-1.502	-1.336	5.317
-0.225	0.518	-0.755	1.926	-0.298	-0.247	-1.769	2.600
-0.061	-0.669	0.700	1.447	-0.081	-0.257	0.269	0.462
-0.120	-0.235	-0.486	2.067	-0.202	-0.290	-0.832	1.697

Tabelle 111: Parameter **nach** dem 06.09.2012 (68 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
0.706	0.273	-0.720	0.108	0.260	-0.225	0.577	-1.231
-0.073	1.141	-0.689	0.191	0.070	-1.999	1.749	1.152
-0.101	0.274	0.425	0.020	-0.040	-1.401	1.332	0.760
-0.107	0.109	-0.358	1.047	0.018	-0.996	0.918	0.532

Tabelle 112: Parameter **bis** zum 06.12.2012 (68 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
0.673	0.426	-0.858	0.299	0.278	0.153	0.055	-1.094
0.129	0.817	-0.475	0.159	0.326	-0.543	0.168	0.373
0.056	0.073	0.514	-0.026	0.199	-0.466	0.344	0.050
0.046	0.004	-0.356	0.981	0.233	-0.310	0.122	0.040

Tabelle 113: Parameter **nach** dem 06.12.2012 (68 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
1.031	0.375	0.015	-1.313	0.416	1.676	-1.643	-0.431
0.063	0.824	0.065	-0.191	0.524	0.150	-0.954	0.640
0.011	0.016	0.985	-0.044	-0.073	0.339	0.563	-0.492
0.066	0.209	0.052	0.212	0.113	0.294	-0.329	0.253

Tabelle 114: Parameter **bis** zum 22.03.2013 (68 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
1.001	0.369	-0.110	-1.130	-0.461	5.940	0.056	-9.018
-0.017	1.240	0.049	-0.637	-0.252	3.694	-0.099	-5.600
0.008	-0.0003	1.031	-0.240	-0.296	1.991	0.547	-3.146
0.021	0.185	0.033	0.407	-0.127	1.652	0.003	-2.506

Tabelle 115: Parameter **nach** dem 22.03.2013 (68 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
1.084	-0.152	0.172	-0.169	-0.604	-0.431	1.859	-0.909
0.017	0.643	0.173	0.435	-0.872	-0.980	2.276	0.039
0.153	0.033	1.160	-0.643	-0.436	-0.247	1.467	-1.039
0.049	-0.042	0.151	0.745	-0.435	-0.317	0.996	-0.095

Tabelle 116: Parameter **bis** zum 02.05.2013 (68 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
0.786	-0.393	0.570	0.048	-1.243	0.888	-0.558	1.238
0.085	0.640	0.400	0.042	-1.383	1.060	0.488	-0.206
0.072	0.0001	0.911	-0.241	-0.846	0.787	1.046	-1.411
0.045	-0.169	0.189	0.972	-0.736	0.516	0.347	-0.109

Tabelle 117: Parameter **nach** dem 02.05.2013 (68 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
0.829	-0.430	-0.294	1.536	0.641	1.837	2.369	-9.195
0.001	0.465	0.152	0.600	0.441	0.809	2.230	-6.348
0.012	-0.279	1.186	-0.021	0.466	1.060	2.081	-6.652
-0.029	-0.203	0.046	1.271	0.210	0.585	1.197	-3.653

Tabelle 118: Parameter **bis** zum 08.11.2013 (68 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
1.062	-0.188	-0.108	0.099	1.536	1.978	0.347	-4.702
0.119	0.692	0.180	0.038	0.348	1.515	0.425	-2.489
0.110	-0.111	1.049	-0.344	0.219	0.266	0.639	-1.278
0.065	-0.054	0.052	0.727	0.247	0.792	0.098	-1.262

Tabelle 119: Parameter **nach** dem 08.11.2013 (68 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
1.075	-0.473	0.884	-0.731	-0.175	-0.187	1.871	-2.197
0.121	0.591	0.530	-0.392	-0.047	0.111	0.825	-1.463
0.039	-0.130	1.096	-0.102	-0.013	0.035	0.488	-0.835
0.059	-0.196	0.254	0.765	-0.046	0.103	0.337	-0.665

Tabelle 120: Parameter **bis** zum 05.06.2014 (70 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
0.748	0.214	-0.043	0.003	0.883	0.588	-2.156	0.350
-0.189	1.037	0.219	-0.187	-0.078	0.185	-0.260	0.283
-0.045	-0.015	1.012	0.060	0.064	-0.047	-0.098	0.136
-0.020	0.016	0.034	0.808	0.033	-0.001	-0.265	0.415

Tabelle 121: Parameter **nach** dem 05.06.2014 (70 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
0.675	-0.093	0.499	0.728	0.636	-0.360	-0.893	0.187
-0.296	0.865	0.094	0.935	-0.251	0.104	-0.734	1.456
-0.064	-0.048	0.917	0.273	0.035	-0.170	-0.366	0.750
-0.038	-0.059	0.074	1.154	0.081	-0.034	-0.530	0.550

Tabelle 122: Parameter **bis** zum 03.07.2014 (68 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
0.783	0.342	-0.356	-0.198	0.379	-0.297	-0.172	0.033
-0.086	1.054	-0.186	-0.034	-0.669	-0.603	0.191	2.691
-0.011	-0.046	0.925	0.006	-0.226	-0.580	0.857	0.473
-0.073	0.086	-0.103	0.916	-0.120	-0.154	0.039	0.575

Tabelle 123: Parameter **nach** dem 03.07.2014 (68 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
0.521	0.119	0.316	0.752	2.002	-0.071	0.785	-1.780
-0.311	0.808	0.464	0.875	0.974	1.035	0.311	-1.691
-0.097	0.014	1.067	0.089	0.035	0.211	0.205	-0.027
-0.100	-0.025	0.165	1.165	0.637	0.147	0.350	-0.500

Tabelle 124: Parameter **bis** zum 22.01.2015 (73 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
0.772	-0.065	0.323	0.099	0.618	1.219	-0.299	-4.099
-0.166	0.963	0.039	0.150	0.588	0.843	-0.640	-2.646
-0.077	-0.054	0.673	0.490	0.275	0.293	-0.439	-0.808
-0.075	-0.016	-0.075	1.164	0.278	0.146	-0.428	-0.491

Tabelle 125: Parameter **nach** dem 22.01.2015 (73 Beobachtungen)

VAR-Parameter				VMA-Parameter			
IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}	IBEX _{t-1}	DAX _{t-1}	FTSE _{t-1}	CAC _{t-1}
0.889	0.022	-0.101	0.150	0.344	-0.117	-0.513	0.124
0.029	0.844	-0.629	0.410	-0.060	-0.047	-0.109	0.376
-0.039	-0.007	0.806	0.145	0.059	0.203	0.053	-0.619
0.002	-0.009	-0.143	1.023	0.026	0.033	-0.064	-0.046

Literatur

- Abiad, M.A. (2003):** Early warning systems: A survey and a regime-switching approach. 3-32. International Monetary Fund.
- Acharya, V.V./ Eisert, T./ Eufinger, C./ Hirsch, C.W. (2016):** Whatever it takes: The real effects of unconventional monetary policy.
- Alessi, L./ Detken, C. (2011):** Quasi real time early warning indicators for costly asset price boom/bust cycles: A role for global liquidity. *European Journal of Political Economy*, Bd. 27 (3): 520–533.
- Allen, F./ Gorton, G. (1993):** Churning bubbles. *The Review of Economic Studies*, Bd. 60 (4): 813–836.
- Altavilla, C./ Giannone, D./ Lenza, M. (2014):** The financial and macroeconomic effects of omt announcements. Centre for Economic Policy Research (CEPR).
- Altissimo, F./ Georgiou, E./ Sastre, T./ Valderrama, M.T./ Sterne, G./ Stocker, M./ Weth, M.A./ Whelan, K./ Willman, A. (2005):** Wealth and asset price effects on economic activity. *ECB Occasional Paper*, (29).
- Ando, A./ Modigliani, F. (1963):** The "life cycle" hypothesis of saving: Aggregate implications and tests. *The American economic review*, Bd. 53 (1): 55–84.
- Asch, S.E. (1952):** *Social psychology*. Englewood Cliffs: 48.
- Assenmacher-Wesche, K./ Gerlach, S. (2010):** Financial structure and the impact of monetary policy on property prices. University of Frankfurt.
- Babecký, J./ Havranek, T./ Mateju, J./ Rusnák, M./ Smidkova, K./ Vasicek, B. (2012):** Banking, debt and currency crises: Early warning indicators for developed countries. *EZB - Working Paper*.
- Backhaus, K./ Erichson, B./ Plinke, W./ Weiber, R. (2015):** *Multivariate Analysemethoden: Eine anwendungsorientierte Einführung*. Springer-Verlag.
- Baker, M./ Wurgler, J. (2007):** Investor sentiment in the stock market. *The Journal of Economic Perspectives*, Bd. 21 (2): 129–151.
- Bandholz, H./ Hülsewig, O./ Illing, G./ Wollmershäuser, T./ et al. (2006):** Gesamtwirtschaftliche Folgen von Vermögensblasen im internationalen Vergleich. *ifo Beiträge zur Wirtschaftsforschung*.

- Bank for International Settlements (2001):** 71. Jahresbericht. Basel.
- Bank for International Settlements (2012):** Operationalising the selection and application of macroprudential instruments. CGFS Papers, (48).
- Barberis, N./ Shleifer, A./ Vishny, R. (1998):** A model of investor sentiment. *Journal of financial economics*, Bd. 49 (3): 307–343.
- Barro, R.J. (1990):** The stock market and investment. *Review of Financial Studies*, Bd. 3 (1): 115–131.
- Basel Committee (2011):** Global systemically important banks: Assessment methodology and the additional loss absorbency requirement. Bank for international settlements, Basel.
- Bell, J./ Pain, D. (2000):** Leading indicator models of banking crises—a critical review. *Financial Stability Review*, Bd. 12.
- Bemanke, B./ Gertler, M./ Gilchrist, S. (1996):** The financial accelerator and the flight to quality. *The Review of Economics and Statistics*, Bd. 78 (1): 1–15.
- Berg, A./ Pattillo, C. (1999):** Predicting currency crises: The indicators approach and an alternative. *Journal of international Money and Finance*, Bd. 18 (4): 561–586.
- Berger, W./ Kießmer, F./ Wagner, H. (2007):** Monetary policy and asset prices: More bad news for ‘benign neglect’. *International Finance*, Bd. 10 (1): 1–20.
- Bernanke, B./ Gertler, M. (2000):** Monetary policy and asset price volatility. Techn. Ber., National Bureau of Economic Research.
- Bernanke, B./ Gertler, M./ Gilchrist, S. (1994):** The financial accelerator and the flight to quality. Techn. Ber., National Bureau of Economic Research.
- Bernanke, B.S./ Gertler, M. (1995):** Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission. Techn. Ber., National Bureau of Economic Research.
- Bernanke, B.S./ Gertler, M./ Gilchrist, S. (1999):** The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. *Handbook of macroeconomics*, Bd. 1: 1341–1393.
- Bjørnland, H.C./ Jacobsen, D.H. (2010):** The role of house prices in the monetary policy transmission mechanism in small open economies. *Journal of financial stability*, Bd. 6 (4): 218–229.

- Blanchard, O./ Rhee, C./ Summers, L. (1993):** The stock market, profit, and investment. *The Quarterly Journal of Economics*, Bd. 108 (1): 115–136.
- Blanchard, O.J./ Watson, M.W. (1982):** Bubbles, rational expectations and financial markets. NBER Working Paper Series, (945).
- Boeckx, J./ Dossche, M./ Peersman, G. (2014):** Effectiveness and transmission of the ecb's balance sheet policies. National Bank of Belgium Working Paper, (275).
- Bohl, M.T./ Siklos, P.L. (2004):** The present value model of us stock prices redux: A new testing strategy and some evidence. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Bd. 44 (2): 208–223.
- Borchers, D. (2010):** Zehn Jahre Dotcom–Bust: Als die Blase platzte.
- Borchert, M. (2003):** Geld und Kredit: Einführung in die Geldtheorie und Geldpolitik. Walter de Gruyter.
- Bordo, M.D./ Jeanne, O. (2002a):** Boom-busts in asset prices, economic instability, and monetary policy. Techn. Ber., National Bureau of Economic Research.
- Bordo, M.D./ Jeanne, O. (2002b):** Monetary policy and asset prices: Does 'benign neglect' make sense? *International Finance*, Bd. 5 (2): 139–164.
- Borio, C. (2003):** Towards a macroprudential framework for financial supervision and regulation? CESifo Economic Studies, Bd. 49 (2): 181–215.
- Borio, C. (2014):** Macroprudential frameworks: (too) Great expectations? Macroprudentialism. VoxEU eBook, CEPR, London: 29–45.
- Borio, C./ Drehmann, M. (2009):** Towards an operational framework for financial stability: Fuzzy measurement and its consequences. Techn. Ber., Bank for International Settlements.
- Borio, C.E./ Lowe, P.W. (2002):** Asset prices, financial and monetary stability: Exploring the nexus.
- Boysen-Hogrefe, J./ Gern, K.J./ Groll, D./ Jannsen, N./ Kooths, S./ Plödt, M./ van Roye, B./ Scheide, J./ Schwarzmüller, T./ et al. (2015):** Das europäische Verfahren zur Vermeidung und Korrektur makroökonomischer Ungleichgewichte: Auswertung der bisherigen Erfahrung und mögliche Reformansätze. Techn. Ber., Kiel Institute for the World Economy (IfW).

- Brockmeijer, J./ Moretti, M./ Osinski, J./ Blancher, N./ Gobat, J./ Jassaud, N./ Lim, C./ Loukoianova, E./ Mitra, S./ Nier, E. (2011):** Macro prudential policy: An organizing framework. IMF, March, Bd. 14.
- Brüggemann, A./ Linne, T. (1999):** Unterschiedliche Risikopotentiale für Währungsturbulenzen in Mittel- und Osteuropa. *Wirtschaft im Wandel*, Bd. 5 (13): 8–12.
- Brüggemann, A./ Linne, T. (2002):** Are the central and eastern European transition countries still vulnerable to a financial crisis? Results from the signals approach. Bank of Finland - Discussion Paper.
- Brunnermeier, M./ Sannikov, Y. (2013):** Reviving money and banking. Centre for Economic Policy Research (CEPR) - Is Inflation Targeting Dead? Central Banking after Crisis.
- Brunnermeier, M.K./ Sannikov, Y. (2014):** A macroeconomic model with a financial sector. *The American Economic Review*, Bd. 104 (2): 379–421.
- Bruns, C. (2013):** Bubbles und Excess Volatility auf dem deutschen Aktienmarkt. Springer-Verlag.
- Bry, G./ Boschan, C. (1971):** Cyclical analysis of time series: Selected procedures and computer programs. National Bureau of Economic Research. Technical Paper, (20).
- Buch, C.M./ Reich, J./ Weigert, B. (2016):** Makroprudenzielle Politik. *Wirtschaftsdienst*, Bd. 96 (8): 557–562.
- Bussiere, M. (2001):** Book review, assessing financial vulnerability: An early warning system for emerging markets, by goldstein, m., kaminsky, g., reinhart, c. *International Journal of Finance and Economics*, Bd. 6 (2): 185.
- Bussiere, M./ Fratzscher, M. (2006):** Towards a new early warning system of financial crises. *Journal of International Money and Finance*, Bd. 25 (6): 953–973.
- Campbell, J.Y. (2014):** Empirical asset pricing: Eugene Fama, Lars Peter Hansen, and Robert Shiller. *The Scandinavian Journal of Economics*, Bd. 116 (3): 593–634.
- Campbell, J.Y./ Lo, A.W.C./ MacKinlay, A.C. (1997):** The econometrics of financial markets, Bd. 2. Princeton University Press Princeton, NJ.

- Campbell, J.Y./ Shiller, R.J. (1986):** Cointegration and tests of present value models. National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA.
- Campbell, J.Y./ Shiller, R.J. (1988):** The dividend-price ratio and expectations of future dividends and discount factors. *Review of financial studies*, Bd. 1 (3): 195 – 228.
- Caruana, J. (2010):** Macroprudential policy: Working towards a new consensus. Bank for International Settlements, Basel, Switzerland.
- Cass, D./ Shell, K. (1983):** Do sunspots matter? *The Journal of Political Economy*: 193–227.
- Cavaliere, G./ Taylor, A.R. (2008):** Testing for a change in persistence in the presence of non-stationary volatility. *Journal of Econometrics*, Bd. 147 (1): 84–98.
- Cecchetti, S. (2005):** Asset price bubbles and inflation targeting. *Stability and Economic Growth: The Role of the Central Bank*: 301–18.
- Chirinko, R.S./ Schaller, H. (1996):** Bubbles, fundamentals, and investment: A multiple equation testing strategy. *Journal of Monetary Economics*, Bd. 38 (1): 47–76.
- Chirinko, R.S./ Schaller, H. (2001):** Business fixed investment and bubbles: The Japanese case. *The American Economic Review*, Bd. 91 (3): 663–680.
- Choi, I. (1999):** Testing the random walk hypothesis for real exchange rates. *Journal of Applied Econometrics*, Bd. 14 (3): 293–308.
- Cochrane, J.H. (1992):** Explaining the variance of price-dividend ratios. *Review of Financial Studies*, Bd. 5 (2): 243–280.
- Craine, R. (1993):** Rational bubbles: A test. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Bd. 17 (5): 829 – 846.
- Crawford, A./ Graham, C./ Bordeleau, E. (2009):** Regulatory constraints on leverage: The Canadian experience. *Financial System Review*: 45–50.
- Crockett, A. (2000):** Marrying the micro-and macro-prudential dimensions of financial stability. *BIS Speeches*, Bd. 21.
- Crowe, C./ Dell’Ariccia, G./ Igan, D./ Rabanal, P. (2013):** How to deal with real estate booms: Lessons from country experiences. *Journal of Financial Stability*, Bd. 9 (3): 300–319.

- Cycon, L./ Koetter, M. (2015):** Monetary policy under the microscope: Intra-bank transmission of asset purchase programs of the ecb. IWH Discussion Papers, Bd. 9/2015.
- DeJong, D.N./ Nankervis, J.C./ Savin, N.E./ Whiteman, C.H. (1992):** The power problems of unit root test in time series with autoregressive errors. *Journal of Econometrics*, Bd. 53 (1-3): 323–343.
- Demary, M./ Haas, H. (2015):** Auswirkungen makroprudenzieller Eingriffe in den deutschen Immobilienmarkt. *IW-Trends–Vierteljahresschrift zur empirischen Wirtschaftsforschung*, Bd. 42 (4): 55–71.
- Detken, C./ Smets, F. (2004):** Asset price booms and monetary policy. Working Paper 364, European Central Bank.
- Deutsche Bundesbank (2007):** Der Zusammenhang zwischen monetärer Entwicklung und Immobilienmarkt. *Monatsbericht*, Bd. 59: 15–27.
- Deutsche Bundesbank (2012):** Der Europäische Ausschuss für Systemrisiken: Vom institutionellen Fundament zur glaubwürdigen makroprudenziellen Überwachung. *Monatsbericht*, Bd. 64 (4): 29–40.
- Deutsche Bundesbank (2013a):** Gemeinsame europäische Bankenaufsicht - Erster Schritt auf dem Weg zur Bankenunion. *Monatsbericht*, Bd. 65 (7): 15–34.
- Deutsche Bundesbank (2013b):** Makroprudenzielle Politik in Deutschland nimmt Gestalt an. *Finanzstabilitätsbericht*: 101–108.
- Deutsche Bundesbank (2013c):** Makroprudenzielle Überwachung in Deutschland: Grundlagen, Institutionen und Instrumente. *Monatsbericht*, Bd. 65 (4): 41–57.
- Deutsche Bundesbank (2015):** Die Bedeutung der makroprudenziellen Politik für die Geldpolitik. *Monatsbericht*: 41–76.
- Deutsche Bundesbank (2016):** Zu den gesamtwirtschaftlichen Auswirkungen der quantitativen Lockerung im Euro-Raum. *Monatsbericht*: 29–54.
- Diba, B./ Grossman, H. (1983):** Rational asset price bubbles. *NBER Working Paper Series*.
- Diba, B.T./ Grossman, H.I. (1988a):** Explosive rational bubbles in stock prices? *The American Economic Review*, Bd. 78 (3): 520 – 530.

- Diba, B.T./ Grossman, H.I. (1988b):** The theory of rational bubbles in stock prices. *The Economic Journal*: 746–754.
- Dickey, D.A./ Fuller, W.A. (1979):** Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, Bd. 74 (366a): 427–431.
- Dillén, H./ Sellin, P. (2003):** Financial bubbles and monetary policy. *Economic Review*, Bd. 3: 119.
- Draghi, M. (2012):** Speech by mario draghi, president of the european central bank at the global investment conference in london 26 july 2012. *Via Internet am*, Bd. 11: 2013.
- Dreger, C./ Kholodilin, K.A. (2011a):** Methoden zur Analyse der Entwicklung von Vermögenspreisen mit Blick auf Erkennung von Anzeichen zur Blasenbildung. *DIW Wochenbericht*, Bd. Referat I A 3 – Forschungsvorhaben fe 5/10, Endbericht.
- Dreger, C./ Kholodilin, K.A. (2011b):** Spekulative Preisentwicklung an den Immobilienmärkten: Elemente eines Frühwarnsystems. *DIW Wochenbericht*, Bd. 78 (37/38): 2–9.
- Dreger, C./ Kholodilin, K.A. (2013):** Zwischen Immobilienboom und Preisblasen: Was kann Deutschland von anderen Ländern lernen? *DIW-Wochenbericht*, Bd. 80 (17): 3–10.
- Dreger, C./ Wolters, J. (2009):** Geldpolitik und Vermögensmärkte. *Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung*, Bd. 78 (1): 56–65.
- Eser, F./ Schwaab, B. (2016):** Evaluating the impact of unconventional monetary policy measures: Empirical evidence from the ecbs securities markets programme. *Journal of Financial Economics*, Bd. 119 (1): 147–167.
- ESRB (2011):** Empfehlungen zu dem makroprudenziellen Mandat der nationalen Behörden. *ESRB/2011/2*.
- ESRB (2013):** Empfehlungen zu Zwischenzielen und Instrumenten für makroprudenzielle Maßnahmen. *Amtsblatt der Europäischen Union*, Bd. C170/01.
- Europäische Zentralbank (2002):** Aktienmarkt und Geldpolitik. *Monatsbericht Februar*: 43–58.

- Europäische Zentralbank (2005):** Vermögenspreisblasen und Geldpolitik. Monatsbericht April: 53–69.
- Europäische Zentralbank (2009):** Die Umsetzung der Geldpolitik seit August 2007. Monatsbericht Juli: 85–100.
- Europäische Zentralbank (2014a):** The ecb's forward guidance. Monatsbericht April: 65–73.
- Europäische Zentralbank (2014b):** Frühwarnindikatoren für fiskalische Stresssituationen im Rahmen der europäischen Haushaltsüberwachung. Monatsbericht November: 101–119.
- Evans, G.W. (1991):** Pitfalls in testing for explosive bubbles in asset prices. *The American Economic Review*, Bd. 81 (4): 922–930.
- Falagiarda, M./ McQuade, P./ Tirpák, M. (2015):** Spillovers from the ECB's non-standard monetary policies on non-euro area EU countries: evidence from an event-study analysis. 1869. ECB Working Paper.
- Fama, E.F. (1970):** Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, Bd. 25 (2): 383–417.
- Fama, E.F./ Schwert, G.W. (1977):** Asset returns and inflation. *Journal of financial economics*, Bd. 5 (2): 115–146.
- Filardo, A. (2004):** Monetary policy and asset price bubbles: Calibrating the monetary policy trade-offs. Techn. Ber., Bank for International Settlements.
- Flood, R.P./ Garber, P.M. (1980):** Market fundamentals versus price-level bubbles: The first tests. *The Journal of Political Economy*: 745–770.
- Flood, R.P./ Hodrick, R.J./ Kaplan, P. (1986):** An evaluation of recent evidence on stock market bubbles. Techn. Ber., National Bureau of Economic Research, Inc.
- Frankel, J.A./ Rose, A.K. (1996):** Currency crashes in emerging markets: An empirical treatment. *Journal of international Economics*, Bd. 41 (3): 351–366.
- Fratzscher, M./ Duca, M.L./ Straub, R. (2016):** Ecb unconventional monetary policy: Market impact and international spillovers. *IMF Economic Review*, Bd. 64 (1): 36–74.

- Froot, K.A./ Obstfeld, M. (1991):** Intrinsic bubbles: The case of stock prices. *The American Economic Review*, Bd. 81 (5): 1189–1214.
- Galati, G./ Moessner, R. (2013):** Macroprudential policy—a literature review. *Journal of Economic Surveys*, Bd. 27 (5): 846–878.
- Gambacorta, L./ Hofmann, B./ Peersman, G. (2014):** The effectiveness of unconventional monetary policy at the zero lower bound: A cross-country analysis. *Journal of Money, Credit and Banking*, Bd. 46 (4): 615–642.
- Gertler, M./ Karadi, P. (2015):** Monetary policy surprises, credit costs, and economic activity. *American Economic Journal: Macroeconomics*, Bd. 7 (1): 44–76.
- Gilchrist, S./ Himmelberg, C.P./ Huberman, G. (2005):** Do stock price bubbles influence corporate investment? *Journal of Monetary Economics*, Bd. 52 (4): 805–827.
- Girouard, N./ Blöndal, S. (2001):** House prices and economic activity. *Economic Department Working Paper*, (279).
- Glaeser, E.L./ Gyourko, J./ Saiz, A. (2008):** Housing supply and housing bubbles. *Journal of Urban Economics*, Bd. 64 (2): 198–217.
- Glaser, M./ Weber, M. (2005):** September 11 and stock return expectations of individual investors. *Review of Finance*, Bd. 9 (2): 243–279.
- Goldstein, M./ Kaminsky, G.L./ Reinhart, C.M. (2000):** Assessing financial vulnerability: An early warning system for emerging markets. Peterson Institute.
- Goodhart, C. (2001):** What weight should be given to asset prices in the measurement of inflation? *Economic Journal*: F335–F356.
- Goodhart, C./ Hofmann, B. (2000):** Do asset prices help to predict consumer price inflation? *The Manchester School*, Bd. 68 (s1): 122–140.
- Goodhart, C./ Hofmann, B. (2008):** House prices, money, credit, and the macroeconomy. *Oxford Review of Economic Policy*, Bd. 24 (1): 180–205.
- Greenspan, A. (1996):** At the annual dinner and Francis Boyer lecture of the American Enterprise Institute for Public Policy Research. Washington, DC, December, Bd. 5.
- Greenspan, A. (1999):** Currency reserves and debt. In *Remarks before the World Bank Conference on Recent Trends in Reserves Management*, Washington, DC (April 29). <http://www.federalreserve.gov/boardDocs/speeches/1999/19990429.htm>.

- Greiber, C./ Setzer, R. (2007):** Money and housing: Evidence for the euro area and the us. Deutsche Bundesbank Discussion Paper, (12/2007).
- Gruber, A. (1988):** Signale, Bubbles und rationale Anlagestrategien auf Kapitalmärkten. Springer.
- Guidotti, P. (1999):** Currency reserves and debt. In Speech to World Bank Conference on Recent Trends in Reserves Management. Washington DC.
- Gujarati, D.N. (2003):** Basic econometrics. 4th. New York: McGraw-Hill.
- Gürkaynak, R.S. (2008):** Econometric tests of asset price bubbles: taking stock. Journal of Economic Surveys, Bd. 22 (1): 166–186.
- Hackl, P. (2008):** Einführung in die Ökonometrie. Pearson Studium - Economic BWL. Pearson Studium.
- Hall, S./ Sola, M. (1993):** Testing for collapsing bubbles: An endogenous switching adf test. Discussion Paper - London Business School Centre For Economic Forecasting.
- Hamilton, J.D. (1994):** Time series analysis, Bd. 2. Princeton university press Princeton.
- Harvey, D.I./ Leybourne, S.J./ Taylor, A.R. (2006):** Modified tests for a change in persistence. Journal of Econometrics, Bd. 134 (2): 441–469.
- Hassler, U./ Wolters, J. (1994):** On the power of unit root tests against fractional alternatives. Economics Letters, Bd. 45 (1): 1–5.
- Helbling, T./ Terrones, M. (2003):** When bubbles burst. World Economic Outlook, Bd. 2: 61–94.
- Hodrick, R.J./ Prescott, E.C. (1997):** Postwar us business cycles: An empirical investigation. Journal of Money, credit, and Banking: 1–16.
- Hodson, D. (2013):** The eurozone in 2012: 'whatever it takes to preserve the euro'? JCMS: Journal of Common Market Studies, Bd. 51 (S1): 183–200.
- Holtemöller, O. (2010):** Vermögenspreisblasen: Erklärungsansätze und wirtschaftspolitische überlegungen. Wirtschaft im Wandel, Bd. 16 (12): 558–564.
- Hülsewig, O./ Wollmershäuser, T. (2006):** Makroökonomische Bedeutung von Vermögenspreisblasen. ifo Schnelldienst, Bd. 59. Jahrgang (19).

- Hünecken, C. (2010):** Vermögenspreisblasen und Geldpolitik: Eine kritische Analyse geldpolitischer Handlungsmöglichkeiten. Kovač.
- International Monetary Fund (2000):** Asset prices and the business cycle. World Economic Outlook: 77–112.
- International Monetary Fund (2002):** Three essays on how financial markets affect real economy. World Economic Outlook: 61–103.
- Ioannidis, C./ Kontonikas, A. (2008):** The impact of monetary policy on stock prices. Journal of policy modeling, Bd. 30 (1): 33–53.
- Issing, O. (2002):** Monetary policy in a changing economic environment. Rethinking Stabilization Policy: 183–205.
- Ito, T./ Iwaisako, T. (1995):** Explaining asset bubbles in Japan. Techn. Ber., National Bureau of Economic Research.
- Jacobs, J./ Riegler, J./ Schulte-Mattler, H./ Weinrich, G. (2012):** Frühwarnindikatoren und Krisenfrühaufklärung. Springer.
- Jansen, W.J./ Nahuis, N.J. (2003):** The stock market and consumer confidence: European evidence. Economics Letters, Bd. 79 (1): 89–98.
- Jorgenson, D.W. (1963):** Capital theory and investment behavior. The American Economic Review, Bd. 53 (2): 247–259.
- Kaminsky, G./ Lizondo, S./ Reinhart, C.M. (1998):** Leading indicators of currency crises. Staff Papers, Bd. 45 (1): 1–48.
- Kaminsky, G.L./ Reinhart, C.M. (1999):** The twin crises: The causes of banking and balance-of-payments problems. American economic review: 473–500.
- Kannan, P./ Rabanal, P./ Scott, A.M. (2012):** Monetary and macroprudential policy rules in a model with house price booms. The BE Journal of Macroeconomics, Bd. 12 (1).
- Karlsch, R./ Stokes, R.G. (2003):** Faktor Öl: die Mineralölwirtschaft in Deutschland 1859-1974. CH Beck.
- Keynes, J. (1936):** The general theory of employment, interest and money. Books for college libraries. Harcourt, Brace.

- Kießling, A. (2014):** Finanzkrisen verhindern! Der Beitrag von Politik und Zentralbanken. Hamburg: igel Verlag RWS.
- Kindelberger, C.P./ Aliber, R.Z. (2005):** Manias, panics and crashes: A history of financial crisis. Palgrave Macmillan.
- Koivu, T. (2012):** Monetary policy, asset prices and consumption in china. *Economic Systems*, Bd. 36 (2): 307–325.
- Koustas, Z./ Serletis, A. (2005):** Rational bubbles or persistent deviations from market fundamentals? *Journal of Banking & Finance*, Bd. 29 (10): 2523–2539.
- Kraft, E./ Galac, T. (2011):** Macroprudential regulation of credit booms and busts. World Bank Policy Research Working Paper 5772.
- Kreiss, J./ Neuhaus, G. (2006):** Einführung in die Zeitreihenanalyse. Statistik und ihre Anwendungen. Springer Berlin Heidelberg.
- Krishnamurthy, A./ Nagel, S./ Vissing-Jorgensen, A. (2017):** Ecb policies involving government bond purchases: Impact and channels. *Review of Finance*, Bd. 22 (1): 1–44.
- Kwiatkowski, D./ Phillips, P.C./ Schmidt, P./ Shin, Y. (1992):** Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of econometrics*, Bd. 54 (1): 159–178.
- Lettau, M./ Ludvigson, S. (2003):** Understanding trend and cycle in asset values: Reevaluating the wealth effect on consumption. Techn. Ber., National Bureau of Economic Research.
- Levine, R./ Zervos, S. (1998):** Stock markets, banks, and economic growth. *American economic review*: 537–558.
- Leybourne, S./ Kim, T.H./ Smith, V./ Newbold, P. (2003):** Tests for a change in persistence against the null of difference-stationarity. *The Econometrics Journal*, Bd. 6 (2): 291–311.
- Leybourne, S.J./ Kim, T.H./ Robert Taylor, A. (2006):** Regression-based tests for a change in persistence. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Bd. 68 (5): 595–621.

- Lim, C.H./ Costa, A./ Columba, F./ Kongsamut, P./ Otani, A./ Saiyid, M./ Wezel, T./ Wu, X. (2011):** Macroprudential policy: What instruments and how to use them? Lessons from country experiences.
- Lo, A.W./ MacKinlay, A.C. (1989):** The size and power of the variance ratio test in finite samples: A monte carlo investigation. *Journal of econometrics*, Bd. 40 (2): 203–238.
- Lux, T. (1995):** Herd behaviour, bubbles and crashes. *The economic journal*: 881–896.
- Macroeconomic Assessment Group (2010):** Assessing the macroeconomic impact of the transition to stronger capital and liquidity requirements. MAG - Interim Report.
- Macroeconomic Assessment Group (2011):** Assessment of the macroeconomic impact of higher loss absorbency for global systemically important banks. MAG - Interim Report.
- Malkiel, B.G./ Fama, E.F. (1970):** Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The journal of Finance*, Bd. 25 (2): 383–417.
- Mariano, R.S./ Abiad, A.G./ Gultekin, B./ Shabbir, T./ Tan, A.H. (2002):** Markov chains in predictive models of currency crises-with applications to southeast asia. Research Collection School Of Economics.
- Meltzer, A.H. (2003):** Rational and nonrational bubbles. *Asset Price Bubbles: The Implications for Monetary, Regulatory, and International Policies*, Cambridge: 23–33.
- Meshnuni, S. (2012):** Spekulationsblasen und Finanzkrisen in den Jahren 2000-2010: Dotcom-Blase - Ölpreisschock - US-Immobilienblase. AV Akademikerverlag.
- Mishkin, F.S. (2001):** The transmission mechanism and the role of asset prices in monetary policy. Techn. Ber., National Bureau of Economic Research.
- Mishkin, F.S./ White, E.N. (2002):** Us stock market crashes and their aftermath: Implications for monetary policy. Techn. Ber., National Bureau of Economic Research.
- Mislin, A. (2016):** Monetary policy and asset price bubbles: A nonlinear policy rule. *Credit and Capital Markets–Kredit und Kapital*, Bd. 49 (4): 507–514.
- Modigliani, F. (1971):** Monetary policy and consumption: Linkages via interest rate and wealth effects in the fmp model, consumer spending and monetary policy: The linkages. In *Federal Reserve Bank of Boston Conference Series*, Bd. 5.

- Nastansky, A. (2008):** Schätzung vermögenspreisinduzierter Investitionseffekte in Deutschland. Techn. Ber., Universität Potsdam, Wirtschafts-und Sozialwissenschaftliche Fakultät.
- Neuberger, D. (1998):** Mikroökonomik der Bank. München: Verlag Vahlen.
- Neusser, K. (2011):** Zeitreihenanalyse in den Wirtschaftswissenschaften. Studienbücher Wirtschaftsmathematik. Vieweg+Teubner Verlag.
- Norden, S.v./ Vigfusson, R. (1996):** Avoiding the pitfalls: Can regime-switching tests detect bubbles? In Meeting papers, 9603001. EconWPA.
- Okina, K./ Shirakawa, M./ Shiratsuka, S. (2001):** The asset price bubble and monetary policy: Japan's experience in the late 1980s and the lessons. Monetary and Economic Studies (Special Edition), Bd. 19 (2): 395–450.
- Okina, K./ Shiratsuka, S. (2003):** Japan's experience with asset price bubbles: Is it a case for inflation targeting? Asset price bubbles: Implications for monetary, regulatory, and international policies, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- Otoo, M.W. (1999):** Consumer sentiment and the stock market. Federal Reserve Board, Finance and Economics Discussion Series, (60/1999).
- Pagan, A.R./ Sossounov, K.A. (2003):** A simple framework for analysing bull and bear markets. Journal of Applied Econometrics, Bd. 18 (1): 23–46.
- Pasternak, C. (2003):** The signals approach as an early warning system for currency crises. An application to transition economies-with special emphasis on poland. Techn. Ber., EconWPA.
- Peersman, G. (2011):** Macroeconomic effects of unconventional monetary policy in the euro area. ECB Working Paper, (1397).
- Pehl, G. (1987):** Deutsche Wirtschaft 1986/87. Eine Chance im Kampf gegen die Arbeitslosigkeit wurde nicht genutzt.
- Phillips, P.C./ Perron, P. (1988):** Testing for a unit root in time series regression. Biometrika: 335–346.
- Phillips, P.C./ Wu, Y./ Yu, J. (2011):** Explosive behavior in the 1990s nasdaq: When did exuberance escalate asset values? International economic review, Bd. 52 (1): 201 – 226.

- Portes, R. (2014):** Macroprudential policy and monetary policy. *Macroprudentialism*: 47–59.
- Posen, A.S. (2006):** Why central banks should not burst bubbles. *International Finance*, Bd. 9 (1): 109–124.
- Poterba, J.M. (2000):** Stock market wealth and consumption. *The Journal of Economic Perspectives*, Bd. 14 (2): 99–118.
- Poterba, J.M./ Samwick, A.A./ Shleifer, A./ Shiller, R.J. (1995):** Stock ownership patterns, stock market fluctuations, and consumption. *Brookings papers on economic activity*, Bd. 1995 (2): 295–372.
- Putnoki, H. (2010):** Große Spekulationsblasen und ihre Folgen: Von der Tulpomanie bis zur neuen Weltwirtschaftskrise. Wiley-VCH-Verlag.
- Remsperger, H./ Domanski, D. (2003):** Vermögenspreise und Geldpolitik. *Geldpolitik ohne Grenzen*, Berlin: Duncker-Humblodt: 83–104.
- Rieth, M./ Piffer, M./ Hachula, M. (2016):** EZB-Politik erfolgreich im Euroraum und in Deutschland. *DIW-Wochenbericht*, Bd. 83 (8): 139–147.
- Rigobon, R./ Sack, B. (2004):** The impact of monetary policy on asset prices. *Journal of Monetary Economics*, Bd. 51 (8): 1553–1575.
- Robert Taylor, A. (2005):** On the use of sub-sample unit root tests to detect changes in persistence. *Journal of Time Series Analysis*, Bd. 26 (5): 759–778.
- Rombach, T. (2011):** Preisblasen auf Wohnimmobilienmärkten: Eine theoretische und empirische Analyse der internationalen Märkte. *BoD–Books on Demand*.
- Röser, A./ Fuhrmann, W. (2006):** Früherkennung von Währungskrisen. Uni Potsdam.
- Roßbach, P. (2001):** Behavioral finance: Eine Alternative zur vorherrschenden Kapitalmarkttheorie? *Techn. Ber., Arbeitsberichte der Hochschule für Bankwirtschaft*.
- Sachverständigenrat (2014):** Mehr Vertrauen in Marktprozesse. *Jahresgutachten 2014/15*. *Techn. Ber., Jahresgutachten, Sachverständigenrat zur Begutachtung der Gesamtwirtschaftlichen Entwicklung*.
- Saiki, A./ Frost, J. (2014):** Does unconventional monetary policy affect inequality? evidence from japan. *Applied Economics*, Bd. 46 (36): 4445–4454.

- Scharfstein, D.S./ Stein, J.C. (1990):** Herd behavior and investment. *The American Economic Review*: 465–479.
- Schwert, G.W. (1990):** Stock volatility and the crash of '87. *Review of financial Studies*, Bd. 3 (1): 77–102.
- Schwert, G.W. (2002):** Tests for unit roots: A monte carlo investigation. *Journal of Business & Economic Statistics*, Bd. 20 (1): 5–17.
- Shi, S.P./ Phillips, P.C./ Yu, J. (2010a):** The hypothesis and model specification in the right-tail unit root test. *Techn. Ber., Working paper*.
- Shi, S.P./ Phillips, P.C./ Yu, J. (2010b):** Testing for periodically collapsing bubbles: An generalized sup adf test. In *Annual Conference of the Society for Computational Economics*, London.
- Shiller, R.J. (1981):** Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends? *The American Review*, Bd. 71 (3): 421 – 436.
- Shiller, R.J. (2015):** *Irrational exuberance*. Princeton university press.
- Shiller, R.J./ Fischer, S./ Friedman, B.M. (1984):** Stock prices and social dynamics. *Brookings papers on economic activity*, Bd. 1984 (2): 457–510.
- Shleifer, A./ Summers, L.H. (1990):** The noise trader approach to finance. *The Journal of Economic Perspectives*, Bd. 4 (2): 19–33.
- Siegel, J.J. (1995):** The nifty-fifty revisited: Do growth stocks ultimately justify their price? *The Journal of Portfolio Management*, Bd. 21 (4): 8–20.
- Siegel, J.J. (2003):** What is an asset price bubble? An operational definition. *European financial management*, Bd. 9 (1): 11–24.
- Simon, H.A. (1982):** *Models of bounded rationality: Empirically grounded economic reason*, Bd. 3. MIT press.
- Smets, F. (2013):** Financial stability and monetary policy: How closely interlinked? *Sveriges Riksbank Economic Review*, Bd. 3 (121.160).
- Sornette, D./ Johansen, A./ Bouchaud, J.P. (1996):** Stock market crashes, precursors and replicas. *Journal de Physique I*, Bd. 6 (1): 167–175.

- Statistisches Bundesamt (2006):** Bruttoinlandsprodukt 2005 für Deutschland. Informationsmaterialien zur Pressekonferenz am 12. Januar 2006 in Frankfurt/Main.
- Stiglitz, J.E. (1990):** Symposium on bubbles. *The Journal of Economic Perspectives*, Bd. 4 (2): 13–18.
- Stiglitz, J.E./ Weiss, A. (1981):** Credit rationing in markets with imperfect information. *The American economic review*, Bd. 71 (3): 393–410.
- Stöttner, R. (1989):** Zur Instabilität von Finanzmärkten aus finanztechnologischer und theoretischer Sicht. *Wirtschaftliche Dynamik und technischer Wandel*: 145–161.
- Svensson, L.E. (2014):** Why leaning against the wind is the wrong monetary policy for sweden. *International Journal of Central Banking*: 103–114.
- Taipalus, K. (2006):** A global house price bubble? Evaluation based on a new rent-price approach. *Bank of Finland Research Discussion Papers*, (29).
- Taipalus, K. (2012):** Detecting asset price bubbles with time-series methods. *Scientific monographs*, (E: 47): 1–208.
- Taylor, J.B. (1999):** A historical analysis of monetary policy rules. In *Monetary policy rules*. University of Chicago Press, 319–348.
- The World Bank (1986):** World development indicators. <http://data.worldbank.org/country/france>. 2017-06-27.
- The World Bank (1987):** World development indicators. <http://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.CD?locations=GB&view=chart>. 2017-06-26.
- The World Bank (2005):** World development indicators. <http://data.worldbank.org/country/united-kingdom>. 2017-06-27.
- Tietz, R. (1988):** Experimental economics: Ways to model bounded rational bargaining behavior. In *Bounded rational behavior in experimental games and markets*. Springer, 3–10.
- Tobin, J. (1969):** A general equilibrium approach to monetary theory. *Journal of money, credit and banking*, Bd. 1 (1): 15–29.
- Tobin, J. (1975):** Keynesian models of recession and depression. *The American Economic Review*, Bd. 65 (2): 195–202.

- Tobin, J. (1978):** Monetary policies and the economy: The transmission mechanism. *Southern economic journal*: 421–431.
- Vogel, W. (2008):** Frankreich Jahrbuch 2006: Politik und Kommunikation. Springer Science & Business Media.
- Wadhvani, S. (2008):** Should monetary policy respond to asset price bubbles? Revisiting the debate. *National Institute Economic Review*, Bd. 206 (1): 25–34.
- West, K.D. (1987):** A specification test for speculative bubbles. *The quarterly journal of economics*, Bd. 102 (3): 553–580.
- Wheale, P.R./ Amin, L.H. (2003):** Bursting the dot. com bubble: A case study in investor behaviour. *Technology Analysis & Strategic Management*, Bd. 15 (1): 117–136.
- White, W.R. (2006):** Is price stability enough? *BIS Working Papers*, Bd. 205.
- Woodford, M. (2012):** Inflation targeting and financial stability. *Techn. Ber.*, National Bureau of Economic Research.
- Wu, Y. (1997):** Rational bubbles in the stock market: Accounting for the us stock-price volatility. *Economic Inquiry*, Bd. 35 (2): 309.
- Zeise, L. (2008):** Ende der Party: Die Explosion im Finanzsektor und die Krise der Weltwirtschaft.