

Working Papers



Technische Hochschule
Ingolstadt

*Zukunft in
Bewegung*



*Harm Bandholz, Jörg Clostermann und
Franz Seitz*

***Die Entwicklung der Langfristzinsen
in den USA und das „Quantitative
Easing“ der FED***

Abstract

Seit der Finanzkrise verfolgt die FED einen sehr expansiven geldpolitischen Kurs. Die Zinsen wurden auf historische Niedrigstniveaus gesenkt, darüber hinaus griff die FED auf verschiedene Maßnahmen quantitativer Lockerungen zurück. Trotz dieser Ereignisse zeigen die ökonometrischen Analysen in diesem Papier, dass die klassischen Einflussfaktoren (Notenbankzinsen, Inflationserwartungen, Auslandsnachfrage nach US-Bonds) weiterhin signifikante Erklärungskraft besitzen. Allerdings sind diese Zusammenhänge in den letzten Jahren instabiler geworden. Darüber hinaus kann man feststellen, dass das Anleihenaufkaufprogramm der amerikanischen Notenbank einen messbaren Einfluss auf die Langfristzinsen hat.

JEL: E43, E52, E58.

Die Entwicklung der Langfristzinsen in den USA und das „Quantitative Easing“ der FED

von Harm Bandholz^a, Jörg Clostermann^b und Franz Seitz^c

Inhalt

Abkürzungsverzeichnis.....	2
Schaubildverzeichnis.....	3
Abbildungsverzeichnis.....	4
1. Einführung.....	5
2. Das theoretische Modell und die Daten.....	6
3. Ökonometrische Ergebnisse.....	8
4. Die Erweiterung um die Monetäre Basis.....	11
5. Zusammenfassung.....	18
Literaturverzeichnis.....	19

^a UniCredit Bank AG, 150 East 42nd Street, New York, NY 10017, USA*

^b Technische Hochschule Ingolstadt, Esplanade 10, 85049 Ingolstadt

^c Ostbayerische Technische Hochschule Amberg-Weiden, Hetzenrichter Weg 15, 92637 Weiden

*Disclaimer: Alle Meinungsäußerungen oder Einschätzungen in diesem Dokument geben die Einschätzung des Verfassers bzw. der Verfasser wieder. Die hierin zum Ausdruck gebrachten Meinungen spiegeln nicht zwangsläufig die Meinungen der UniCredit Bank AG wider. Verantwortlich für den Inhalt ist allein der jeweilige Autor.

Abkürzungsverzeichnis

BCS-Modell:	Zinsmodell von Bandholz et. al. (2009)
CORE:	US Core Inflation (Headline CPI ohne Nahrungsmittel und Energie)
EZB:	Europäische Zentralbank
FED:	Federal Reserve System (US-Notenbank)
HOLDING:	Anteil der vom Ausland gehaltenen US-Staatsanleihen gebildet aus dem Verhältnis von „Rest of the World Treasury Securities“ und „Federal Government Debt Securities“
ISM:	Index des Verarbeitenden Gewerbes vom Institute for Supply Management
K_MB_GDP:	Das Verhältnis zwischen der Monetären Basis der FED und dem nominalen US-BIP
KZINS:	US-Geldmarktzins für Dreimonatsgeld
LZINS:	Zins für 10jährige US-Staatsanleihen
RMSE:	Root Mean Squared Error
SEECM:	Einzelgleichungsfehlerkorrekturmodell
VECM:	Vektorfehlerkorrekturmodell

Schaubildverzeichnis

Schaubild 1: Die Variablen des BCS-Modells	7
Schaubild 2: Residuen des BCS-Modells mit erweitertem Schätzzeitraum	9
Schaubild 3: Monetäre Basis im Verhältnis zu nominalen BIP	12

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1: Schätzergebnisse für das BCS-Modell 1986.01-2005.09.....	8
Abbildung 2: Schätzergebnisse für das BCS-Modell 1986.01-2015.12.....	8
Abbildung 3: Wald-Test auf Koeffizientengleichheit.....	9
Abbildung 4: Chow Breakpoint Test.....	10
Abbildung 5: Vergleich von RMSE und Vorzeichentreffer des BCS-Modells	11
Abbildung 6: Test auf Laglänge	13
Abbildung 7: Test auf Anzahl der Kointegrationsbeziehung.....	13
Abbildung 8: VECM	14
Abbildung 9: Test auf (schwache) Exogenität von im VECM.....	15
Abbildung 10: SEECM mit Monetärer Basis.....	15
Abbildung 11: RMSE und Vorzeichentrefferquote des erweiterten SEECM.....	17

1. Einführung

Mit der Finanzkrise ist die amerikanische Notenbank (FED) auf einen sehr expansiven geldpolitischen Kurs eingeschwenkt. Das Federal Funds Rate Target wurde bereits 2009 auf nahe 0% gesenkt; darüber hinaus griff die FED auf verschiedene Maßnahmen quantitativer Lockerungen (QE 1, QE 2, QE 3) zurück.¹

Schon vor der Finanzmarktkrise waren die US-Langfristzinsen aus historischer Perspektive betrachtet sehr niedrig. Man rätselte über die Gründe. Dies veranlasste den damaligen Chairman der FED Alan Greenspan im Februar 2005 von einem „Conundrum“ zu sprechen.² Viele „außergewöhnliche Ursachen“ für diese Entwicklung wurden in der Folgezeit ins Feld geführt.³ Trotz der vermeintlich aus der Zinsperspektive betrachteten „schwer erklärlichen“ Situation zeigen Bandholz et. al. (2009), dass man mit wenigen klassischen Determinanten (Kurzfristzins, Inflationserwartungen, Konjunktur, Auslandsnachfrage nach US-Staatspapieren) die Entwicklung der 10-jährigen Treasury Yields während der Greenspan Ära (1985-2005) sehr gut erklären kann und daraus abgeleitete Zinsprognosen besser als Random-Walk-Modelle sind. Vor diesem Hintergrund scheint es angebracht, das Zinsmodell von Bandholz et. al. (2009) als Referenzmodell zu definieren, und zu prüfen, ob es weiterhin, d.h. auch in Zeiten des „quantitative easing“ und der Nullzinspolitik der FED, geeignet ist, die Entwicklung zu erklären und gute Prognosen für die zehnjährigen US-Staatsanleiherenditen zu generieren.

Die weiteren Ausführungen gliedern sich wie folgt: In einem ersten Schritt wird die zugrundeliegende Theorie des Modells von Bandholz et. al. (2009) nachgezeichnet und das daraus folgende empirische Modell geschätzt, einmal für den von Bandholz et. al. (2009) gewählten, dann für den bis zum aktuellen Rand verlängerten Zeitraum. Nach einem Vergleich der Ergebnisse erweitern wir das Modell um eine weitere Variable, die Monetäre Basis. Diese Variable steht für die massive Ausweitung der Zentralbankbilanz infolge verschiedener geldpolitischer Maßnahmen der FED als Reaktion auf die Finanzkrise und deren Folgewirkungen. Auch dieses Modell wird interpretiert und seine Erklärungskraft und Prognoseperformance evaluiert. Die Arbeit endet mit einer Zusammenfassung der Ergebnisse und Schlussfolgerungen.

¹ Eine ausführliche Beschreibung dieser geldpolitischen Maßnahmen findet sich Belke et. al. (2016) und Fawley/Neely (2013).

² Greenspan (2005).

³ Bernanke (2006). Eine intensive Analyse für das seit 30 Jahren zu beobachtenden Absinken der langfristigen US-Zinsen findet sich in Obstfeld/Tesar (2015) und The Executive Office of the President of the United States (2015)

2. Das theoretische Modell und die Daten

Wie viele Zinsanalysen von Banken, Zentralbanken und internationalen Organisationen wie IWF, OECD oder BIZ stellen auch Bandholz et. al. (2009) bezüglich der Entwicklung des US-Langfristzinses u.a. auf folgende drei Faktoren ab: Die Inflationserwartungen, den Konjunkturverlauf und die Zinspolitik der US-Notenbank. Theoretisch lässt sich die Wahl dieser drei Faktoren wie folgt begründen.

Nach der Fisher-Gleichung kann man den Nominalzins in den Realzins und die erwartete Inflationsrate zerlegen. Sind die Realzinsen stationär, schlagen sich die Inflationserwartungen 1:1 in Schwankungen des Nominalzinses nieder.

Nach der "Loanable-Funds"-Theorie erhöht sich bei einem Konjunkturaufschwung das Angebot an als auch die Nachfrage nach langfristigen Wertpapieren. Zusätzlich sinkt mit einem verbesserten konjunkturellen Umfeld die Risikoprämie dieser Wertpapiere. Ist der Nachfrageeffekt nur schwach ausgeprägt, schwanken die Renditen positiv mit der Konjunktur.

Nach der Erwartungs- und der Liquiditätsprämientheorie der Zinsstruktur besteht ein direkt proportionaler Zusammenhang zwischen dem aktuellen kurzfristigen und dem langfristigen Zins. Zudem postulieren diese Theorien, dass die langfristigen Zinsen den zukünftigen Pfad der kurzfristigen Zinsen widerspiegeln (gegeben die Laufzeitenprämie). Demnach würde man einen kausalen Zusammenhang vom aktuellen langfristigen zum aktuellen kurzfristigen Zins vermuten. Allerdings hat die Notenbank eine dominante Stellung am kurzfristigen Ende des Marktes. Jede Verlautbarung und Aktion wird von den Märkten geprüft und hinsichtlich der zukünftigen Entwicklung der (kurzfristigen) Zinsen bewertet. Demnach ist es realistisch, anzunehmen, dass die kurzfristigen Zinsen auch die langfristigen Zinsen beeinflussen.

Neben diesen drei klassischen Zinsbestimmungsfaktoren inkludieren Bandholz et. al. (2009) noch eine weitere Variable, welche die strukturelle Erhöhung der Auslandsnachfrage nach US-Staatspapieren einfangen soll.⁴

Bei den ökonometrischen Schätzungen in den nächsten Kapiteln greifen wir auf folgende monatlichen US-Daten zurück:⁵ Die 10-jährige US-Rendite (=LZINS), den dreimonatigen US-Geldmarktzins (=KZINS), als Maß für die Inflationserwartungen die Jahreswachstumsrate der

⁴ Bandholz et. al. (2009) vermuten, dass die Erhöhung von Devisenreserven einiger asiatischer Länder, das Recycling der Petro-Dollar, das veränderte Anlageverhalten von institutionellen Investoren und die weltweite Erhöhung der Liquidität die Risikoprämie für US-amerikanische Staatspapiere und infolgedessen auch das Zinsniveau reduziert hat.

⁵ Die Daten können von den Autor angefordert werden.

Core Inflation (Headline CPI ohne Nahrungsmittel und Energie) (=CORE), als Konjunkturmaß den ISM Index des Verarbeitenden Gewerbes vom Institute for Supply Management (=ISM) und als Auslandsnachfrage (=HOLDING) auf den Quotienten von „Rest of the World Treasury Securities“ zu „Federal Government Debt Securities“. ⁶ In Schaubild 1 sind die Variablen dargestellt.

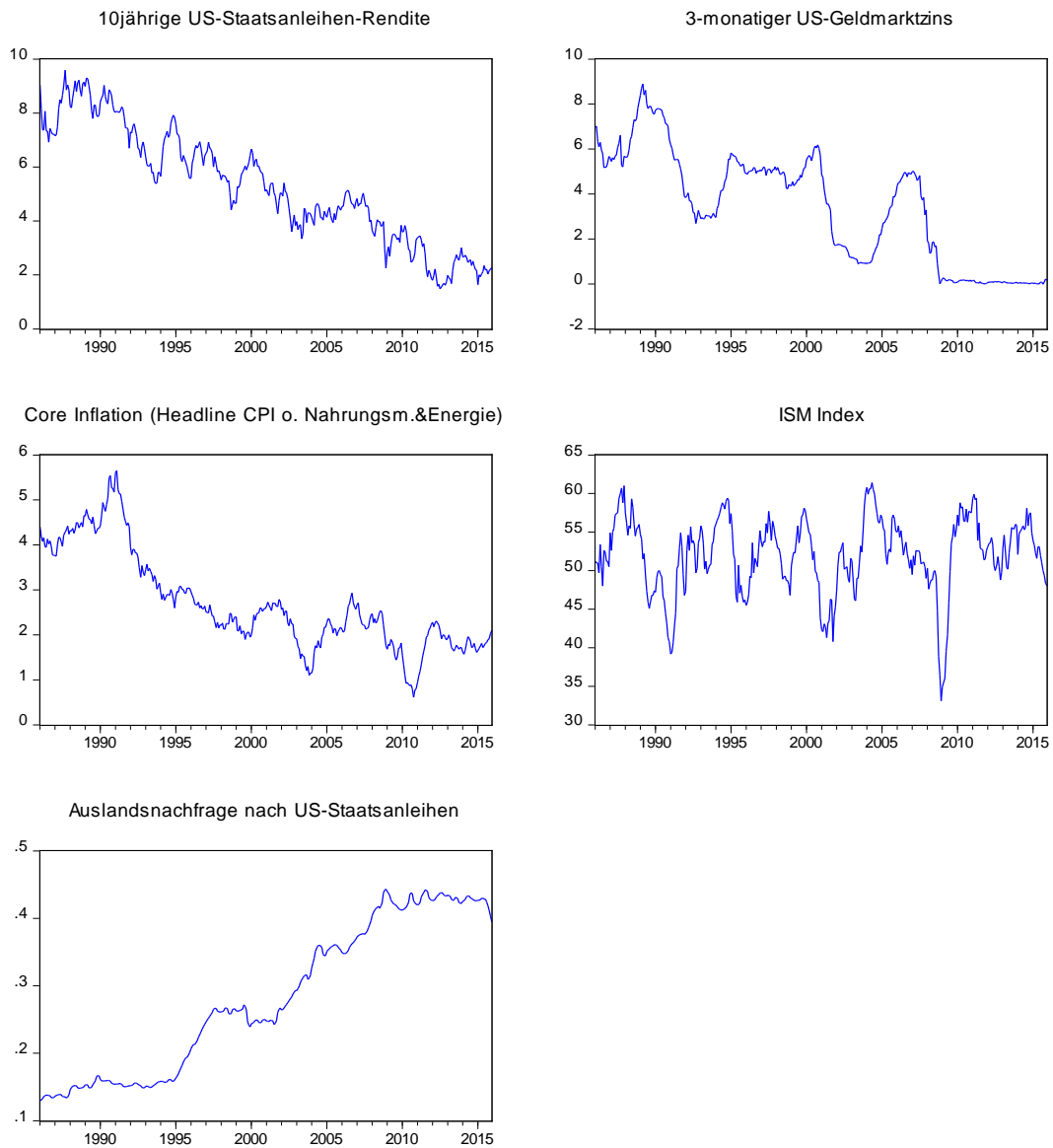


Schaubild 1: Die Variablen des BCS-Modells

⁶ Board of Governors (2016), L132, Zeile 10 und L106 Zeile 20, jeweils von Quartalszahlen in Monatsdaten umgerechnet.

3. Ökonometrische Ergebnisse

Nach einer Vielzahl von Spezifikationstests präsentierten Bandholz et. al. (2009) als „Best Of“ ein Einzelgleichungsfehlerkorrekturmodell. Schätzt man dieses Modell nach (im folgenden BCS-Modell genannt), so erhält man für den gleichen damals zugrunde gelegten Schätzzeitraum:

$$\Delta LZINS_t = -0.26 \cdot (LZINS_{t-1} + 9.99 - 0.31 \cdot KZINS_{t-1} - 0.65 \cdot CORE_{t-1} + 5.87 \cdot HOLDING_{t-1}) + 0.14 \cdot \Delta LZINS_{t-1} + 0.55 \cdot \Delta KZINS_t - 0.21 \cdot \Delta KZINS_{t-1} + 1.91 \cdot \ln(ISM_t) - 0.99 \cdot \ln(ISM_{t-1})$$

(5,7) (2,6) (6,6) (5,2) (3,4)
(2,2) (7,1) (2,4) (3,8) (2,1)

R² = 0.32; R² = 0.30; Standardfehler = 0.25; F-Wert= 11,98.

Abbildung 1: Schätzergebnisse für das BCS-Modell 1986.01-2005.09 (t-Werte in Klammern)

Auf den ersten Blick fällt auf, dass die Koeffizienten in Abbildung 1 nicht vollkommen identisch den Koeffizienten in der Originalpublikation von Bandholz et. al. (2009) sind. Verantwortlich für die leichten Abweichungen dürften Datenrevisionen sein.

Verlängert man den Schätzzeitraum bis 2015.12, erhält man folgende Schätzergebnisse:

$$\Delta LZINS_t = -0.14 \cdot (LZINS_{t-1} + 0.76 - 0.33 \cdot KZINS_{t-1} - 0.40 \cdot CORE_{t-1} + 8.37 \cdot HOLDING_{t-1}) + 0.07 \cdot \Delta LZINS_{t-1} + 0.47 \cdot \Delta KZINS_t - 0.14 \cdot \Delta KZINS_{t-1} + 1.72 \cdot \ln(ISM_t) - 1.51 \cdot \ln(ISM_{t-1})$$

(5,2) (0,2) (4,7) (2,3) (4,8)
(1,4) (7,5) (2,1) (4,4) (4,0)

R² = 0.25; Adj. R² = 0.23; Standardfehler = 0.25; F-Wert= 12,78.

Abbildung 2: Schätzergebnisse für das BCS-Modell 1986.01-2015.12 (t-Werte in Klammern)

Folgende Dinge sind auffällig:

Der Anteil der erklärten Streuung fällt von 30% auf 25%.

Abweichungen von der langfristigen Kointegrationsbeziehung werden nun langsamer abgebaut. Der Koeffizient des Fehlerkorrekturterms sinkt von 0,26 auf 0,14.

Die langfristige Semi-Elastizität der Kerninflation ist deutlich von 0,65 auf 0,40 gesunken.

Die langfristige Reaktion des Langfristzinses auf Veränderungen der Auslandsnachfrage ist dagegen elastischer geworden (von -5,87 auf -8,37).

Führt man einen Wald-Test auf Koeffizientengleichheit insgesamt durch, muss diese Nullhypothese mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von nahezu 0% abgelehnt werden (siehe Abbildung 3).

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	4.160772	(10, 350)	0.0000
Chi-square	41.60772	10	0.0000

Abbildung 3: Wald-Test auf Koeffizientengleichheit

Ein Blick auf die Residuen der Schätzgleichung aus Abbildung 2 erweckt allerdings nicht den Eindruck, dass sich seit der amerikanischen Finanzkrise etwas Grundlegendes geändert hat (siehe Schaubild 2). Die Ausschläge am aktuellen Rand halten sich im historischen Rahmen. Auch das Muster scheint sich nicht auffällig geändert zu haben.

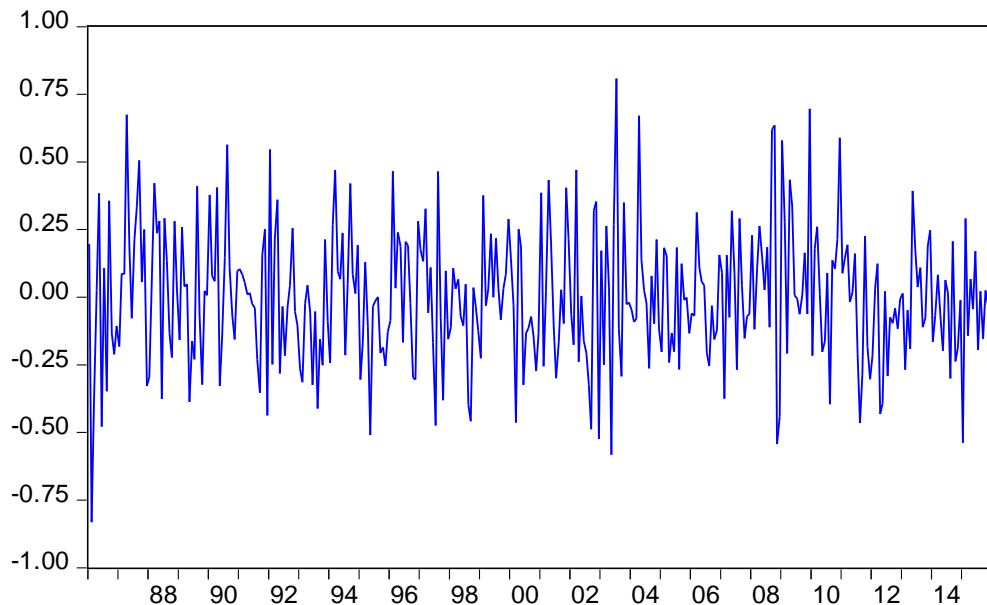


Schaubild 2: Residuen des BCS-Modells mit erweitertem Schätzzeitraum

Der Cusum-Test und der Cusum-Square-Test (Irrtumswahrscheinlichkeit < 10%) geben keine Hinweise auf Instabilitäten des Schätzansatzes. Auf der anderen Seite zeigt der Chow-Strukturbruch-Test (siehe Abbildung 4), dass die Nullhypothese keines Strukturbruchs ab 2005.10 abgelehnt werden muss.

Chow Breakpoint Test: 2005M10
 Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints
 Varying regressors: All equation variables
 Equation Sample: 1986M01 2015M12

F-statistic	2.785799	Prob. F(10,340)	0.0025
Log likelihood ratio	28.35049	Prob. Chi-Square(10)	0.0016
Wald Statistic	27.85799	Prob. Chi-Square(10)	0.0019

Abbildung 4: Chow Breakpoint Test

Bandholz et. al. (2009) führen in ihrem Papier auch umfangreiche Out-Of-Sample-Tests durch. Im Rahmen der Prognoseprozedur „Fully Dynamic“ generieren sie 120 rekursive Vorhersagen bis zu 12 Monate im Voraus, wobei sie die unabhängigen Variablen jeweils auf Basis eines für die jeweilige Variable angepassten Random-Walk-Modells prognostizieren. Als Prognosekriterien dienen der sogenannte Root-Mean-Squared-Error (RMSE), der die durchschnittliche Prognoseabweichung misst, und die Vorzeichentrefferquote, die angibt, wie hoch der Anteil der korrekten Richtungsvorhersage ist. Vergleicht man anhand dieser beiden Prognosegütemaße die Prognosen für den zehnjährigen US-Bond, sieht man, dass die Vorhersagequalität des BCS-Modells auch für den bis Dezember 2015 erweiterten Stützzeitraum ähnlich gut ist (s. Abbildung 5).

Prognoseprozedure: Fully Dynamic (n=120)				
Vorhersagezeit- raum	RMSE in %		Vorzeichentrefferquote in %	
... Monate voraus	Bandholz et.al.	Neuer Zeitraum	Bandholz et.al.	Neuer Zeitraum
1	26.76	25.11	54.17	55.00
2	38.40	36.63	55.00	60.00
3	45.16	43.53	58.33	60.83
4	51.46	50.25	61.67	60.83
5	55.48	56.07	56.67	60.00
6	57.12	60.32	60.00	55.83
7	58.60	63.07	65.00	59.17
8	60.76	64.55	60.00	60.83
9	62.71	65.18	67.50	65.00
10	65.72	65.95	69.17	65.83
11	68.38	67.38	66.67	68.33
12	71.49	69.15	70.00	69.17

Abbildung 5: Vergleich von RMSE und Vorzeichentreffer des BCS-Modells

4. Die Erweiterung um die Monetäre Basis

Wie eingangs erwähnt, verfolgt die FED seit der Finanzkrise einen sehr expansiven geldpolitischen Kurs.⁷ Die Notenbankzinsen wurden kräftig gesenkt, darüber hinaus griff die FED auf verschiedene Maßnahmen quantitativer Lockerungen zurück. Ziel des „Quantitative Easing“ ist, die Kapitalmarktzinsen auf breiter Front zu drücken und damit das gesamte Zinsspektrum zu beeinflussen, um letztendlich Kreditnachfrage und Güternachfrage anzukurbeln. Als Maß für die quantitative Lockerung greift man gerne auf die Monetäre Basis zurück. Setzt man diese Größe in Relation zum nominalen Bruttoinlandsprodukt der USA, so sieht man in Schaubild 3, dass seit dem Ausbruch der Finanzkrise 2008 dieses Verhältnis kräftig gestiegen ist.

⁷ Dieser wurde durch die sukzessive Rückführung der Wertpapierkäufe seit Oktober 2014 und die im Dezember 2015 erfolgte geringfügige Zinserhöhung um 0,25 Prozentpunkte im Zeitablauf abgeschwächt.

Monetäre Basis / Nominalen BIP

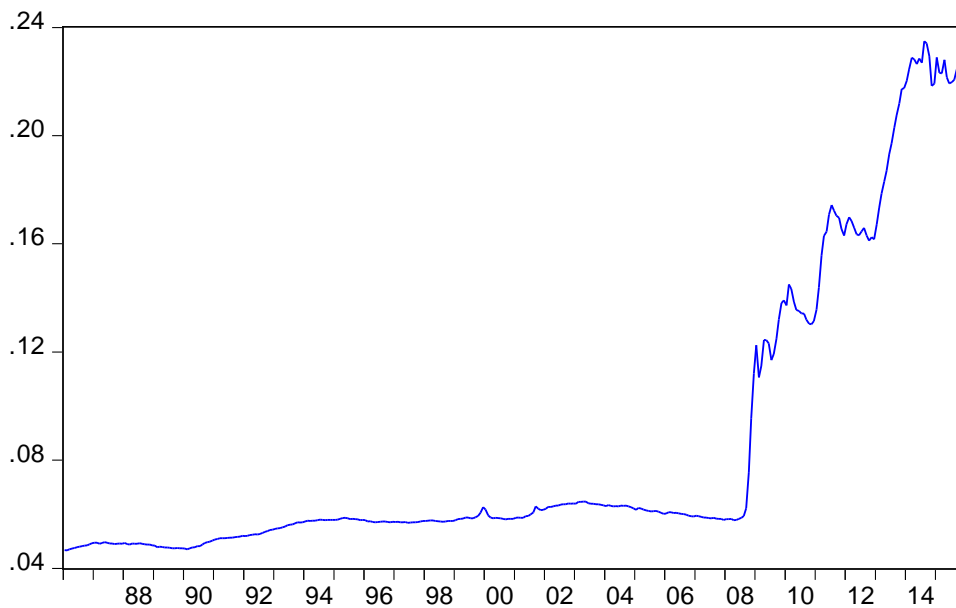


Schaubild 3: Monetäre Basis im Verhältnis zu nominalen BIP

Im nächsten Schritt versuchen wir, diese Variable in den Schätzansatz zu integrieren, um beurteilen zu können, ob und wie stark eine Ausweitung der Monetären Basis auf den zehnjährigen US- Zins wirkt. Wir wählen dabei das von Bandholz et. al. (2009) beschriebene Prozedere, d.h. wir schätzen ein Vektorfehlerkorrekturmodell (=VECM) und prüfen, ob es in einen Einzelgleichungsfehlerkorrekturansatz (=SEECM) überführbar ist.

Bis auf den ISM Index des Verarbeitenden Gewerbes vom Institute for Supply Management (=ISM) sind alle Variablen - die 10jährige Rendite von US-Anleihen (=LZINS), der dreimonatigen US-Geldmarktzins (=KZINS), Core Inflation (Headline CPI ohne Nahrungsmittel und Energie) (=CORE), die Auslandsnachfrage nach amerikanischen Staatspapieren (=HOLDING) und das Verhältnis zwischen der Monetären Basis und dem nominalen BIP (=K_MB_GDP) - integriert vom Grade 1. Damit ist die Grundvoraussetzung für die Anwendung der Kointegrationsanalyse erfüllt. Im nächsten Schritt wird die Lagordnung bestimmt. Dafür wird ein unrestringiertes VAR-Modell nur mit den I(1)-Variablen geschätzt. Die Informationskriterien von Schwarz und Hannan-Quinn (siehe Abbildung 6) empfehlen eine optimale Laglänge von 2.

Lag	Schwartz	Hannan-Quinn
0	1.5549	1.5224
1	-18.7031	-18.8982
2	-19.0260	-19.3836
3	-18.7454	-19.2656
4	-18.6037	-19.2865
5	-18.3245	-19.1698
6	-18.0449	-19.0528
7	-17.7906	-18.9611
8	-17.6525	-18.9855

Abbildung 6: Test auf Laglänge

Die Anzahl der Kointegrationsbeziehungen zwischen den I(1)-Variablen wird mit Hilfe der Trace- und der Maximum-Eigenvalue-Statistik bestimmt. Beide Tests empfehlen eine Restriktion des Systems auf nur eine Kointegrationsbeziehung (Irrtumswahrscheinlichkeit < 1%, siehe Abbildung 7).

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized	Trace		0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.12	84.82	69.82	0.00
At most 1	0.05	37.99	47.86	0.30
At most 2	0.03	20.20	29.80	0.41
At most 3	0.01	8.47	15.49	0.42
At most 4	0.01	3.67	3.84	0.06
Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized	Max-Eigen		0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.12	46.82	33.88	0.00
At most 1	0.05	17.79	27.58	0.51
At most 2	0.03	11.73	21.13	0.57
At most 3	0.01	4.80	14.26	0.77
At most 4	0.01	3.67	3.84	0.06
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

Abbildung 7: Test auf Anzahl der Kointegrationsbeziehung

Kointegrationsgleichung						
LZINS ₋₁	1.00000					
KZINS ₋₁	-0.26525					
	[-4.35713]					
HOLDING ₋₁	8.21711					
	[5.41273]					
CORE ₋₁	-0.48026					
	[-3.41231]					
K_MB_GDP ₋₁	5.71388					
	[2.42409]					
Konstante	-5.89297					
Kurzfristgleichung	Δ LZINS	Δ KZINS	Δ HOLDING	Δ CORE	Δ K_MB_GDP	
Fehlerkorrekturterm	-0.15605	0.00073	-0.00019	0.01904	0.00077	
	[-5.28019]	[0.03058]	[-0.68799]	[1.35029]	[2.84953]	
Δ LZINS ₋₁	0.10647	0.06238	0.00054	-0.02321	-0.00040	
	[1.94411]	[1.40579]	[1.05008]	[-0.88820]	[-0.80238]	
Δ KZINS ₋₁	-0.13628	0.02009	-0.00157	0.02883	-0.00056	
	[-1.91391]	[0.34822]	[-2.34103]	[0.84853]	[-0.87094]	
Δ HOLDING ₋₁	-9.06862	-6.57977	0.61092	-0.81610	0.05090	
	[-2.01327]	[-1.80275]	[14.4159]	[-0.37969]	[1.24242]	
Δ CORE ₋₁	0.15094	-0.04981	-0.00081	0.11323	-0.00079	
	[1.36012]	[-0.55392]	[-0.77244]	[2.13826]	[-0.77767]	
Δ K_MB_GDP ₋₁	15.89592	5.21385	-0.00028	-0.30317	0.41374	
	[2.88721]	[1.16873]	[-0.00539]	[-0.11540]	[8.26323]	
Konstante	-2.82349	-2.94354	-0.01289	-0.32415	0.01316	
	[-3.96326]	[-5.09916]	[-1.92281]	[-0.95355]	[2.03152]	
LN(ISM)	2.28073	1.01341	-0.00698	-0.03716	-0.00619	
	[5.59923]	[3.07044]	[-1.82137]	[-0.19118]	[-1.67110]	
Ln(ISM ₋₁)	-1.57025	-0.27165	0.01031	0.11811	0.00291	
	[-3.93317]	[-0.83976]	[2.74399]	[0.62002]	[0.80028]	
R ²	0.15786	0.14289	0.41205	0.03784	0.25231	
Adj. R ²	0.13867	0.12336	0.39865	0.01591	0.23526	
Standardfehler	0.26547	0.21511	0.00250	0.12667	0.00241	
F-Wert	8.22450	7.31448	30.74834	1.72569	14.80531	

Abbildung 8: VECM (t-Werte in Klammern)

Bei der Schätzung des VECM berücksichtigen wir in Analogie zu Bandholz et. al. (2009) den ISM als Konjunkturvariable (logarithmiert) kontemporär und mit der ersten Verzögerung als stationäre exogene Variable. Die Schätzergebnisse (Abbildung 8) zeigen, dass alle Langfristvariablen signifikant sind und das richtige Vorzeichen aufweisen. In diesem Zusammenhang fällt auf, dass die Monetäre Basis einen negativen Effekt auf den Zins hat. Dieser Effekt wird auch durch andere Untersuchungen bestätigt.⁸ Der Koeffizient des Fehlerkorrekturterms der

⁸ Wu (2014). Wu zeigt darüber hinaus, dass das Anleiheaufkaufprogramm der FED über mehrere Kanäle die Staatsanleiherenditen beeinflusst.

LZINS-Gleichung ist hoch signifikant negativ (s. Abbildung 8) und deutet auf die (schwache) Endogenität der zehnjährigen US-Bondrendite hin. Restringiert man das System in der Art, das man (schwache) Exogenität aller anderen Variablen außer LZINS unterstellt, kann man diese Hypothese nur mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 4,5% nicht ablehnen (Abbildung 9).

Cointegration Restrictions:	
A(2,1)=0, A(3,1)=0, A(4,1)=0, A(5,1)=0	
Convergence achieved after 4 iterations.	
Not all cointegrating vectors are identified	
LR test for binding restrictions (rank = 1):	
Chi-square(4)	9.749467
Probability	0.044866

Abbildung 9: Test auf (schwache) Exogenität von im VECM

Der Befund einer schwach endogenen Bondrendite erlaubt es, auf ein Einzelgleichung-Fehlerkorrekturmodell (=SEECM) überzugehen⁹, wodurch sich die Effizienz der Schätzung verbessern kann. Das SEECM entspricht der Zinsgleichung des VECM, nur dass für alle stationären Variablen der Kurzfristgleichung kontemporäre und wie von Banerjee et. al. (1998) empfohlen u.a. bis zu drei Perioden verzögerte Werte aufgenommen werden.¹⁰ In einem nachfolgenden Auswahlprozess ("stepwise backward procedure") werden die nicht signifikanten Koeffizienten der stationären Variablen (Irrtumswahrscheinlichkeit > 1%) sukzessive auf Null gesetzt.¹¹ Als "finales" Ergebnis erhalten wir Abbildung 10.

$$\Delta LZINS_t = -0.14 \cdot (LZINS_{t-1} - 0.28 \cdot KZINS_{t-1} - 0.50 \cdot CORE_{t-1} + 6.65 \cdot HOLDING_{t-1} + 4.68 \cdot K_MB_GDP_{t-1}) + 0.39 - 0.14 \cdot \Delta LZINS_{t-2} + 0.50 \cdot \Delta KZINS_t + 1.07 \cdot \ln(ISM_t) - 0.99 \cdot \ln(ISM_{t-3})$$

(5.0) (3.5) (2.7) (3.4) (1.5)
(0.6) (2.9) (8.2) (4.6) (4.7)

R² = 0.26; Adj. R² = 0.25; Standardfehler = 0.25; F-Wert= 13,98; LM(1) = 2,22; LM(4) = 1.09; ARCH(1) = 0.66; ARCH(4) = 1.29; JB = 5,53; CUSUM: stabil; CUSUM Square: stabil.

Abbildung 10: SEECM mit Monetärer Basis (t-Werte in Klammern)

⁹ Engle et. al. 1983, Johansen 1992.

¹⁰ Banerjee et al. (1998, S. 275) empfehlen, das SEECM auch durch Leads der stationären Variablen anzureichern, um Stichprobenfehler in zu kleinen Stichproben zu reduzieren. Wir verzichten auf dieses Vorgehen, zum einen, weil die Stichprobe mit n=360 relativ groß ist, zum anderen, weil wir später mit diesem Ansatz out-of-sample-Prognosen generieren möchten und uns dies nötigen würde, Lead-Variablen zu prognostizieren.

¹¹ Derksen/Keselman (1992).

Die Koeffizienten der Langfristbeziehung bzw. Kointegrationsbeziehung haben das erwartete Vorzeichen und sind bis auf den Koeffizienten der Monetären Basis hoch signifikant. Die geschätzten Koeffizienten gleichen im Großen und Ganzen den Ergebnissen der Langfristgleichung, die sich aus dem Johansen-Verfahren (siehe Abbildung 7) ableiten lassen, und den Ergebnissen bei Bandholz et. al. (2009). Dies lässt auf eine gewisse methodenunabhängige Stabilität des Zusammenhangs schließen.

Der Koeffizient des kurzfristigen Zinsens in der Kointegrationsbeziehung beträgt 0,28. Ein Anstieg des Kurzfristzinses um 10 Basispunkte würde den zehnjährigen Zins um ca. 3 Basispunkte ansteigen lassen. Die Zinsstrukturkurve würde in diesem Fall bzw. bei einer Zinsstrafungspolitik der Notenbank flacher (oder sogar invers) werden.

Der Koeffizient der Kerninflation als Maß für die Inflationserwartungen in der Langfristbeziehung beträgt 0,5. Ein Anstieg dieser Variable um 1% würde den zehnjährigen Zins also um 50 Basispunkte ansteigen lassen.

Die Auslandsnachfrage nach US-Staatsanleihen hat sich seit Mitte der achtziger Jahre bis zum heutigen Zeitpunkt fast vervierfacht (von 12% auf 40%). Bringt man diesen Sachverhalt mit den Schätzergebnissen in Verbindung, bedeutet dies für sich genommen allein schon ein Absinken der Rendite für zehnjährige US-Staatsanleihen um rund 190 Basispunkte $[(0,4-0,12) \cdot 6,65 = -1,86]$.¹²

Der Koeffizient des Verhältnisses von Monetärer Basis und dem nominalen US-BIP beträgt -4,7. Dieser Quotient stieg von 2008 bis 2015 von 6% auf 22%. Dieser starke Anstieg impliziert eine langfristige Senkung der Bondrendite um ca. 75 Basispunkte $[(0,22-0,06) \cdot -4,7 = 0,75]$.¹³ Dieses Ergebnis ist mit Vorsicht zu interpretieren, da der Koeffizient mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 12,3% nur schwach abgesichert ist.

Eine Erhöhung des ISM-Index erhöht den zehnjährigen Zins. Konjunkturänderungserwartungen haben allerdings nur in der sehr kurzen Frist eine hohe Bedeutung, da dieser Effekt in den darauf folgenden 3 Monaten wieder schnell ausebbt. Man kann deshalb von einer Art Überschießen des Zinses auf Konjunkturerwartungen sprechen.

¹² Beltran et. al. (2013) stellen in ihrer Untersuchung auch einen signifikanten Effekt der Auslandsnachfrage auf die US-Staatsanleiherenditen fest (siehe auch Kaminska/Zinna, 2014). Dieser Effekt scheint auch für das Euroland zu gelten, siehe Carvalho/Fidora (2015).

¹³ Kaminska/Zinna (2014) kommen in ihrer Analyse zu einer ähnlichen Größenordnung, allerdings stellen sie bei ihrer Schätzung auf die Realrendite ab.

Der Koeffizient des Fehlerkorrekturterms ist negativ und gemessen an den kritischen Werten von Banerjee et al. (1998) signifikant von null verschieden. Damit ist die Bedingung für ein langfristiges stabiles Gleichgewicht bzw. eine Kointegrationsbeziehung zwischen den I(1)-Variablen erfüllt. Die Anpassungsgeschwindigkeit der Bondrendite an seinen fundamental bestimmten Gleichgewichtswert mit einem Parameterwert von -0,14 kann mit einer Halbwertszeit von 4-5 Monaten gleichgesetzt werden, d. h. dass die Bondrendite nach einem exogenen Schock in weniger als 5 Monaten den Abstand zu seinem Gleichgewichtskurs zur Hälfte abbaut.

Bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von < 5% geben Breusch-Godfrey Lagrange Multiplikator Tests (LM) keine Hinweise auf Autokorrelation in den Residuen (1. und 4. Ordnung), desgleichen kann der Lagrange Multiplikator Test auf autoregressiv bedingte Heteroskedastizität (1. und 4. Ordnung) in den Störtermen keine Verletzungen der Grundannahmen des Schätzansatzes feststellen. Ferner bestätigt der Jarque-Bera-Test die Normalverteilungsannahme für die Residuen und CUSUM-Tests geben keine Hinweise auf Parameter- oder Varianzinstabilität.

Prognosezeitraum ... Monate voraus	Prognoseprozedure: Fully Dynamic			
	RMSE in %	Irrtumswahrscheinlichkeit	Vorzeichentrefferquote in %	Irrtumswahrscheinlichkeit
1	24.01	53.4%	52.5	53.77%
2	34.82	41.9%	55.8	23.08%
3	41.34	42.2%	58.3	15.85%
4	47.36	38.8%	60.0	8.61%
5	52.38	34.1%	61.7	7.85%
6	56.12	38.4%	56.7	33.51%
7	58.32	41.4%	60.8	13.87%
8	59.17	38.4%	60.0	17.93%
9	59.18	32.5%	65.8	2.77%
10	59.50	26.0%	67.5	1.48%
11	60.85	27.5%	70.8	0.27%
12	62.63	30.6%	70.8	0.49%

Abbildung 11: RMSE und Vorzeichentrefferquote des erweiterten SEECM

Mit diesem „neuen“ SEECM führen wir nun auch Out-Of-Sample-Tests in der schon in Kapitel 3 beschriebenen Art durch. Die Ergebnisse dazu finden sich in Abbildung 11. Vergleicht man RMSE und Vorzeichentrefferquote mit den Ergebnissen in Abbildung 5, sieht man, dass der RMSE sich meistens leicht verringert hat, während sich die Vorzeichentrefferquoten allesamt sehr ähneln. D.h., die Hinzunahme der Monetären Basis als weitere Erklärungsvariable bringt prognostisch keine großartige Verbesserung. Darüber hinaus zeigen Diebold-Marino-Tests¹⁴,

¹⁴ Zur Berechnung der Irrtumswahrscheinlichkeit des RMSE siehe Diebold/Mariano (1995).

dass der RMSE des erweiterten SEECM nicht signifikant besser ist als ein einfacher Random Walk (ohne Drift). Allerdings ist die Vorzeichentrefferquote des erweiterten SEECM ab einem Prognosezeitraum von mehr als 9 Monaten besser als ein „Münzwurf“. Ab diesem Zeitpunkt ist die Vorzeichentrefferquote signifikant größer als 50% (Irrtumswahrscheinlichkeit $< 5\%$, auf 10%-Niveau auch für Monate 4 und 5).¹⁵ Zusammenfassend deuten die Out-Of-Sample-Tests darauf hin, dass die Prognose der US-Bond-Zinsen auf Basis von Makro-Variablen seit der unorthodoxen Geldpolitik der FED schwieriger geworden ist.¹⁶

5. Zusammenfassung

Seit der Finanzkrise verfolgt die FED einen sehr expansiven geldpolitischen Kurs. Die Zinsen wurden auf historische Niedrigstniveaus gesenkt, darüber hinaus griff die FED auf verschiedene Maßnahmen quantitativer Lockerungen zurück. Trotz dieser Ereignisse zeigen die ökonomischen Analysen in diesem Papier, dass die klassischen Einflussfaktoren (Notenbankzinsen, Inflationserwartungen, Auslandsnachfrage nach US-Bonds) weiterhin gute Erklärungskraft haben. Allerdings sind diese Zusammenhänge in jüngster Zeit nicht mehr so stabil. Darüber hinaus kann man feststellen, dass das Anleiheaufkaufprogramm der amerikanischen Notenbank einen signifikanten und messbaren Einfluss auf den zehnjährigen US-Bond-Zins hat. Die Aufgabe der zukünftigen Forschung ist es, zu prüfen, ob es sich um vorübergehende Instabilitäten handelt oder nach dem Ende der expansiven unorthodoxen Geldpolitik der FED die ursprünglichen sehr stabilen fundamentalen Zusammenhänge zwischen Zinsen und seinen Fundamentalfaktoren wieder gültig sind.

Ob „quantitative easing matters“, kann nicht letztendlich und generell beantwortet werden. Im Ansatz wurde nur untersucht, ob die FED-Politik auf die Zinsen wirkt. Die Antwort hierfür ist „ja“. Ob die FED damit allerdings die Kreditnachfrage, die Güternachfrage und die Konjunktur stimulieren konnte, bleibt ebenfalls weiterer Forschung vorbehalten.

¹⁵ Zur Berechnung der Irrtumswahrscheinlichkeit der Vorzeichentrefferquote siehe Cheung et. al. (2005).

¹⁶ Bauer/Hamilton (2015) und (2016) stellen grundsätzlich in Frage, ob eine Prognose von Zinsen auf Basis von Makro-Variablen überhaupt möglich ist.

Literaturverzeichnis

BANDHOLZ H., CLOSTERMANN. J., SEITZ, F. (2009), Explaining the US bond yield conundrum, *Applied Financial Economics*, 19, 539–550.

BANERJEE A., DOLADO J.J., MESTRE R.(1998), Error-Correction Mechanism Tests for Cointegration in a Single-Equation Framework, *Journal of Time Series Analysis*, 19 (3), 267-283.

BAUER M.D., HAMILTON J.D. (2015), Robust Bond Risk Premia, FRB San Francisco Working Paper 2015-15, [Zugriff am: 18.08.2016] <http://www.frbsf.org/economic-research/files/wp2015-15.pdf>.

BAUER M.D., HAMILTON J.D. (2016), Do Macro Variables Help Forecast Interest Rates?, FRB San Economic Letter 2016-20, [Zugriff am: 29.09.2016] <http://www.frbsf.org/economic-research/publications/economic-letter/2016/june/do-macroeconomic-variables-help-forecast-interest-rates/>.

BELKE A., GROS D., OSOWSKI T. (2016), Did quantitative easing affect interest rates outside the US? – New evidence based on interest rate differentials, CEPS Working Document No. 416.

BELTRAN D.O., KRETCHMER M., MARQUEZ J., THOMAS C.P. (2013), Foreign holdings of U.S. Treasuries and U.S. Treasury yields, *Journal of International Money and Finance*, 32, 1120-1143.

BERNANKE B. (2006), Remarks by Chairman Ben S. Bernanke Before the Economic Club of New York, New York March 20, 2006.

BOARD OF GOVERNORS OF THE FEDERAL RESERVE SYSTEM (2016), Financial Accounts of the United States, [Zugriff am: 18.08.2016] <https://www.federalreserve.gov/releases/z1/current/z1.pdf>

CARVALHO D., FIDORA M. (2015), Capital inflows an euro area long-term interest rates, ECB Working Paper 1798.

CHEUNG Y.-W., CHINN M.D., PASCUAL A.G. (2005), Empirical Exchange Rate Models of the Nineties: Are any fit to survive?, *Journal of International Money and Finance*, 24, 1150-1175.

DERKSEN S., KESELMAN H. J. (1992), Backward, Forward and Stepwise Automated Subset Selection Algorithms: Frequency of Obtaining Authentic and Noise Variables, *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 45, 265–282.

DIEBOLD F.X., MARIANO R. (1995), Comparing Predictive Accuracy, *Journal of Business and Economic Statistics*, 13, 253-265.

ENGLE C, HENDRY D., RICHARD J.F. (1983), Exogeneity, *Econometrica*, 51, 277-304

EXECUTIVE OFFICE OF THE PRESIDENT OF THE UNITED STATES (2015), Long Term Interest-Rate: A Survey, [Zugriff am: 18.08.2016] https://www.whitehouse.gov/sites/default/files/docs/interest_rate_report_final.pdf.

FAWLEY B.W., NEELY C.J. (2013), Four Stories of Quantitative Easing, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 95(1), 51-88.

GREENSPAN A. (2005), Testimony Before the Committee on Banking, Housing, and Urban Affairs of the U.S. Senate on February 16, 2005.

JOHANSEN, S. (1992), Cointegration in Partial Systems and the Efficiency of Single Equation Analysis, *Journal of Econometrics*, 52, 389-402.

KAMINSKA I., ZINNA G. (2014), Official Demand for U.S. Debt: Implications for U.S. real interest rates, *IMF Working Paper*, WP/14/66.

OBSTFELD M., TESAR L. (2015), The Decline in Long-Term Interest Rates, the WHITE HOUSE President Barack Obama, July 14, 2015 at 5:35 PM, [Zugriff am: 18.08.2016] <https://www.whitehouse.gov/blog/2015/07/14/decline-long-term-interest-rates>.

WU T. (2014), Unconventional Monetary Policy and Long-Term Interest Rates, IMF Working Paper WP/14/189.



*Harm Bandholz, Jörg Clostermann und
Franz Seitz*

***Die Entwicklung der Langfristzinsen
in den USA und das „Quantitative
Easing“ der FED***

Impressum

Herausgeber

Der Präsident der Technischen Hochschule Ingolstadt
Esplanade 10, 85049 Ingolstadt
Telefon: +49 841 9348-0
Fax: +49 841 9348-2000
E-Mail: info@thi.de

Druck

Hausdruck

Die Beiträge aus der Reihe „Arbeitsberichte – Working Papers“
erscheinen in unregelmäßigen Abständen. Alle Rechte,
insbesondere das Recht der Vervielfältigung und Verbreitung
sowie der Übersetzung vorbehalten. Nachdruck, auch
auszugsweise, ist gegen Quellenangabe gestattet,
Belegexemplar erbeten.

Internet

Alle Themen aus der Reihe „Arbeitsberichte – Working Papers“,
können Sie unter der Adresse www.thi.de nachlesen.