Studien zu Finanzen, Geld und Kapital

Band 7

Die Erwartungstheorie der Zinsstruktur, Geldpolitik und zeitvariable Risikoprämien

Eine empirische Analyse des Euro-DM-Geldmarktes

Von

Jörn Wasmund

Duncker & Humblot · Berlin

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

JÖRN WASMUND

Die Erwartungstheorie der Zinsstruktur, Geldpolitik und zeitvariable Risikoprämien

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Studien zu Finanzen, Geld und Kapital

Band 7

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die Erwartungstheorie der Zinsstruktur, Geldpolitik und zeitvariable Risikoprämien

Eine empirische Analyse des Euro-DM-Geldmarktes

Von

Jörn Wasmund

Duncker & Humblot · Berlin

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die Deutsche Bibliothek – CIP-Einheitsaufnahme

Wasmund, Jörn:
Die Erwartungstheorie der Zinsstruktur, Geldpolitik und zeitvariable Risikoprämien : eine empirische Analyse des Euro-DM-Geldmarktes / von Jörn Wasmund. – Berlin : Duncker und Humblot, 1999
(Studien zu Finanzen, Geld und Kapital ; Bd. 7)
Zugl.: Giessen, Univ., Diss., 1998
ISBN 3-428-09714-9

Alle Rechte vorbehalten
© 1999 Duncker & Humblot GmbH, Berlin
Fotoprint: Berliner Buchdruckerei Union GmbH, Berlin
Printed in Germany

ISSN 0939-5113
ISBN 3-428-09714-9

Gedruckt auf alterungsbeständigem (säurefreiem) Papier
entsprechend ISO 9706 ♾

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Vorwort

Die vorliegende Studie stellt den Versuch dar, die empirisch festgestellte Ablehnung der Erwartungstheorie der Zinsstruktur durch das geldpolitische Steuerungsverfahren und geldpolitische Zielsetzungen von Zentralbanken in Verbindung mit zeitvariablen Risikoprämien zu erklären. Während sich einige Autoren im angelsächsischen Raum bereits dieses Problems angenommen haben, stellt eine derartige empirische Analyse für Deutschland ein Novum dar. Die sich aus dieser Arbeit ergebenden Erkenntnisse sind nicht nur theoretisch relevant, sie lassen sich auch zur Zinsprognose effizient einsetzen.

Die Arbeit ist während meiner Zeit als wissenschaftlicher Mitarbeiter am Lehrstuhl Geld, Kredit, Währung der Justus-Liebig-Universität entstanden und im Sommer 1998 vom Fachbereich Wirtschaftswissenschaften als Dissertation angenommen worden. Mein besonderer Dank gilt meinem Doktorvater PD Dr. Jochen Michaelis, der die Arbeit fachlich kompetent betreut, von überflüssigem Ballast befreit und für ein produktives und angenehmes Arbeitsklima am Lehrstuhl gesorgt hat. Besonderer Dank gebührt ferner Professor Dr. Horst Rinne für die bereitwillige Übernahme und zügige Anfertigung des Zweitgutachtens.

Bedanken möchte ich mich zudem bei meinem Kollegen Dr. Peter Anker, der mir in unzähligen Diskussionen wertvolle Hinweise und Anregungen gegeben hat, sowie bei Ralf Ahrens und Dr. Stefan Wirths, die die Arbeit mit spitzer Feder Korrektur gelesen und mich auf Schwachstellen aufmerksam gemacht haben. Herzlich danken möchte ich schließlich Ivonne Tebbe und meinen Eltern.

Gießen, im Dezember 1998 Jörn Wasmund

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Inhaltsverzeichnis

1. Einleitung 15

1.1. Problemstellung 15

1.2. Vorgehensweise 21

2. Grundkonzepte 24

2.1. Grundformen festverzinslicher Wertpapiere 24

2.1.1. Null-Kupon-Anleihen 24

2.1.2. Kupon-Anleihen 28

2.2. Theorien der Zinsstruktur 32

2.2.1. Die Erwartungstheorie der Zinsstruktur 32

2.2.2. Die Liquiditätspräferenztheorie und der Preferred-Habitat-Ansatz 35

2.2.3. Die Theorie segmentierter Märkte 38

2.2.4. Interpretation von Zinsstrukturverläufen 39

2.3. Empirische Testansätze der Erwartungstheorie 41

2.3.1. Kointegration als notwendige Bedingung der Erwartungshypothese 42

2.3.2. Der Informationsgehalt des Spread für Änderungen kurzfristiger Zinsen 44

2.3.3. Der Informationsgehalt des Spread zwischen Monatszinsen und Tagesgeldzins 50

2.3.4. Der Informationsgehalt des Spread für Änderungen langfristiger Zinsen 51

2.3.5. Der kumulierte und marginale Informationsgehalt des Spread 55

2.3.6. Zusammenfassung 56

3. Empirische Untersuchungen der Erwartungshypothese am Euro-DM-Geldmarkt 57

3.1. Bisherige Evidenzen für Deutschland 57

3.2. Datenauswahl 58

3.3. Integrations- und Kointegrationseigenschaften deutscher Geldmarktsätze 70

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

3.3.1. Integrationseigenschaften ... 70
3.3.2. Kointegrationseigenschaften ... 77
3.4. Test der Erwartungshypothese ... 82
3.4.1. Der Informationsgehalt des Spread für Änderungen kurzfristiger Zinsen 82
3.4.2. Der Informationsgehalt des Spread zwischen Monatszinsen und Tagesgeldzins ... 88
3.4.3. Der Informationsgehalt des Spread für Änderungen langfristiger Zinsen 90
3.4.4. Die Bedeutung von Spezifikationsfehlern ... 96
3.5. Zusammenfassung ... 99

4. Zeitvariable Risikoprämien ... 101
4.1. Der Einfluß zeitvariabler Risikoprämien auf Tests der Erwartungshypothese 101
4.1.1. Zeitvariable Risikoprämien und Änderungen kurzfristiger Zinsen ... 101
4.1.2. Zeitvariable Risikoprämien und Änderungen langfristiger Zinsen ... 106
4.1.3. Implikationen für die Zinsprognose ... 108
4.2. Erklärungsansätze für zeitvariable Risikoprämien ... 109
4.2.1. Risikoprämien am Interbankenmarkt ... 110
4.2.2. Risikoprämien im CAPM ... 111
4.3. Modellierung zeitvariabler Risikoprämien im Rahmen von ARCH-Modellen 114
4.3.1. ARCH-Modelle ... 114
4.3.1.1. Univariate ARCH-Modelle ... 114
4.3.1.2. Multivariate ARCH-Modelle ... 119
4.3.2. ARCH-in-Mean-Modelle ... 121
4.3.2.1. Univariate ARCH-M-Modelle ... 121
4.3.2.2. Multivariate ARCH-M-Modelle ... 123
4.4. Risikoprämien am Euro-DM-Geldmarkt ... 125
4.4.1. Die durchschnittliche Höhe der Risikoprämien ... 125
4.4.2. Zeitvariable Risikoprämien ... 127
4.4.2.1. Risikoprämien in univariaten ARCH-M-Modellen ... 127
4.4.2.2. Risikoprämien in multivariaten ARCH-M-Modellen ... 130
4.5. Zusammenfassung ... 137

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

5. Irrationale Erwartungen ... 139

5.1. Der Einfluß irrationaler Erwartungen auf Tests der Erwartungshypothese ... 139

5.2. Die Überreaktionshypothese ... 140

5.3. Das Peso-Problem in der Zinsstruktur ... 143

5.4. Empirische Überprüfung der rationalen Erwartungsannahme ... 145

6. Zentralbankverhalten und Zinsstruktur ... 149

6.1. Konzeptionelle Überlegungen ... 149

6.2. Theoretische Aspekte ... 152

6.2.1. Das Modell von McCallum ... 152

6.2.1.1. Geldpolitische Reaktionen und Änderungen kurzfristiger Zinsen ... 152

6.2.1.2. Geldpolitische Reaktionen und Änderungen langfristiger Zinsen ... 156

6.2.1.3. Kritische Würdigung des Modells ... 157

6.2.2. Der Ansatz von Rudebusch (1995) ... 159

6.2.2.1. Einordnung der Geldmarktsteuerung in das geldpolitische Gesamtkonzept ... 159

6.2.2.2. Die Geldmarktsteuerung der Zentralbank ... 160

6.2.2.3. Anpassungen des Operationsziels ... 163

6.3. Empirische Evidenzen ... 165

6.3.1. Geldmarktsteuerung und Zinsstruktur in den USA ... 165

6.3.2. Geldmarktsteuerung und Zinsstruktur in Deutschland ... 169

6.3.2.1. Die Geldpolitik der Deutschen Bundesbank ... 169

6.3.2.2. Zinsstrukturevidenzen in unterschiedlichen geldpolitischen Regimen ... 176

6.3.2.2.1. Der Spread zwischen Monats- und Tagesgeldzins ... 178

6.3.2.2.2. Der Spread zwischen Drei- und Einmonatszins ... 178

6.3.2.2.3. Der Informationsgehalt in längerfristigen Spreads ... 180

6.3.2.2.4. Die Bedeutung der Mindestreserve ... 182

6.4. Zusammenfassung ... 184

7. Abschließende Bemerkungen ... 186

Literaturverzeichnis ... 192

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabellenverzeichnis

Tabelle 2.1: Der Informationsgehalt der US-Zinsstruktur für Änderungen kurzfristiger Zinsen ... 48

Tabelle 2.2: Der Informationsgehalt der US-Zinsstruktur für Änderungen des Tagesgeldsatzes in den nächsten ein bis drei Monaten ... 51

Tabelle 2.3: Der Informationsgehalt der US-Zinsstruktur für Änderungen langfristiger Zinsen ... 54

Tabelle 3.1: Zeitreiheneigenschaften der Zinsniveaus ... 59

Tabelle 3.2: Eigenschaften täglicher Zinsänderungen ... 63

Tabelle 3.3: Eigenschaften wöchentlicher Zinsänderungen ... 64

Tabelle 3.4: Eigenschaften monatlicher Zinsänderungen ... 65

Tabelle 3.5: Ergebnisse der ARCH-Tests für tägliche Zinsänderungen ... 68

Tabelle 3.6: Ergebnisse der ARCH-Tests für wöchentliche Zinsänderungen ... 68

Tabelle 3.7: Ergebnisse der ARCH-Tests für monatliche Zinsänderungen ... 69

Tabelle 3.8: Kritische Werte der Integrationstests ... 72

Tabelle 3.9: Ergebnisse der Unit-Root-Tests für deutsche Geldmarktsätze (Tagesdaten) ... 74

Tabelle 3.10: Ergebnisse der Unit-Root-Tests für deutsche Geldmarktzinsen (Wochendaten) ... 75

Tabelle 3.11: Ergebnisse der Unit-Root-Tests für deutsche Geldmarktzinsen (Monatsdaten) ... 76

Tabelle 3.12: Unit-root-Tests für Zinsspreads (Tagesdaten) ... 79

Tabelle 3.13: Unit-root-Tests für Zinsspreads (Wochendaten) ... 80

Tabelle 3.14: Unit-root-Tests für Zinsspreads (Monatsdaten) ... 81

Tabelle 3.15: Der Informationsgehalt der Euro-DM-Zinsstruktur für Änderungen kurzfristiger Zinsen (Tagesdaten) ... 84

Tabelle 3.16: Der Informationsgehalt der Euro-DM-Zinsstruktur für Änderungen kurzfristiger Zinsen (Wochendaten) ... 85

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 3.17: Der Informationsgehalt der Euro-DM-Zinsstruktur für Änderungen kurzfristiger Zinsen (Monatsdaten) ... 86

Tabelle 3.18: Der Informationsgehalt der Euro-DM-Zinsstruktur für Änderungen kurzfristiger Zinsen in unterschiedlichen Teilzeiträumen ... 87

Tabelle 3.19: Der Informationsgehalt der Euro-DM-Zinsstruktur für Änderungen des Tagesgeldzinses in den nächsten Wochen und Monaten ... 89

Tabelle 3.20: Der Informationsgehalt der Euro-DM-Zinsstruktur für einperiodige Änderungen langfristiger Zinsen (Tagesdaten) ... 92

Tabelle 3.21: Der Informationsgehalt der Euro-DM-Zinsstruktur für einperiodige Änderungen langfristiger Zinsen (Wochendaten) ... 93

Tabelle 3.22: Der Informationsgehalt der Euro-DM-Zinsstruktur für einperiodige Änderungen langfristiger Zinsen (Monatsdaten) ... 94

Tabelle 3.23: Der Informationsgehalt der Euro-DM-Zinsstruktur für einperiodige Änderungen langfristiger Zinsen in unterschiedlichen Teilzeiträumen ... 95

Tabelle 3.17a: Der Informationsgehalt der Euro-DM-Zinsstruktur für Änderungen kurzfristiger Zinsen, Instrumentenvariablen-Schätzung ... 97

Tabelle 3.22a: Der Informationsgehalt der Euro-DM-Zinsstruktur für einperiodige Änderungen langfristiger Zinsen; Instrumentenvariablenschätzung 98

Tabelle 4.1: Einperiodige Überschußrenditen ... 126

Tabelle 4.2: Mehrperiodige Überschußrenditen ... 127

Tabelle 4.3: Risikoprämien im univariaten GARCH-M-Modell ... 129

Tabelle 4.4: Risikoprämien im CAPM ... 132

Tabelle 4.5: Risikoprämien im multivariaten GARCH-M-Modell ... 134

Tabelle 4.6: Deskriptive Statistiken der geschätzten Risikoprämien ... 135

Tabelle 6.1: Zinsstrukturergebnisse für die USA ... 168

Tabelle 6.2: Hauptcharakteristika verschiedener Geldmarktsteuerungsverfahren 175

Tabelle 6.3: Zinsstrukturevidenzen in unterschiedlichen geldpolitischen Regimen ... 177

Tabelle 6.4: Mittelwert und Varianz täglicher Zinsänderungen ... 182

Tabelle 6.5: Der Informationsgehalt des Spread zwischen Monats- und Tagesgeldzins im Verlauf eines Monats ... 183

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 2.1: Zinsstruktur am Interbankenmarkt 25

Abbildung 2.2: Alternative Verläufe erwarteter Einperiodenrenditen 40

Abbildung 2.3: Renditenstruktur und einperiodige Terminrenditen 41

Abbildung 2.4: $\hat{\beta}$-Koeffizient und Restlaufzeit des einperiodigen Papiers 49

Abbildung 3.1: Zinsstrukturkurven am Euro-DM-Geldmarkt (I,II) 60

Abbildung 3.2: Zinsstrukturverlauf in der BRD (1977-1997) 62

Abbildung 4.1: plim $\hat{\beta}$ und die Varianz erwarteter Zinsänderungen 104

Abbildung 4.2: plim $\hat{\delta}$ als Funktion der relativen Variabilität der Risikoprämie q 107

Abbildung 4.3: Risikoprämien am Geldmarkt 136

Abbildung 6.1: Anpassung des Operationsziels durch die Zentralbank 164

Abbildung 6.2: Der Euro-DM Tagesgeldzins in unterschiedlichen geldpolitischen Regimen (I,II) 171

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Verzeichnis der Abkürzungen und Symbole

ADF	augmented Dickey/Fuller
AR	autoregressive
ARCH	autoregressive conditional heteroskedasticity
ARCH-M	ARCH-in-mean
ARIMA	autoregressive integrated moving average
ARMA	autoregressive moving average
bzw.	beziehungsweise
C	Kupon-Zahlung
CAPM	Capital Asset Pricing Model
Cov (•)	Kovarianzoperator
$D_t^{c(n)}$	Duration; in Periode t ermittelte mittlere Restlaufzeit einer Kupon-Anleihe mit einer Laufzeit von n Perioden
d.h.	das heißt
E_t	bedingter Erwartungswert in Periode t
et al.	und andere
etc.	et cetera
EWS	Europäisches Währungssystem
f	folgende Seite
ff	folgende Seiten
$F_t^{(i,j)}$	Forwardrate; aus der Zinsstruktur zum Zeitpunkt t extrahierte implizite Verzinsung einer Anleihe mit einer Restlaufzeit von i Perioden in t+j
GARCH	generalized autoregressive conditional heteroskedasticity
GARCH-M	GARCH-in-mean
GMM	generalized method of moments
HF	Hasza/Fuller

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$H_t^{(i,j)}$	Holding Yield; Rendite, die sich ergibt, wenn ein Papier mit einer Restlaufzeit von i Perioden in Periode t erworben und in Periode t+j verkauft wird
Hrsg.	Herausgeber
I(d)	integriert vom Grad (d)
IV	instrumental-variables
L	Lag-Operator
MA	moving-average
OECD	Organization for Economic Cooperation and Development
OLS	ordinary least squares
plim	Wahrscheinlichkeitslimes
PP	Phillips/Perron
$P_t^{c(n)}$	Preis einer Kupon-Anleihe mit einer Restlaufzeit von n Perioden zum Zeitpunkt t
$P_t^{(n)}$	Preis einer Null-Kupon-Anleihe mit einer Restlaufzeit von n Perioden zum Zeitpunkt t
$R_t^{c(n)}$	interner Zinsfuß einer Kupon-Anleihe mit einer Restlaufzeit von n Perioden zum Zeitpunkt t
$R_t^{(n)}$	interner Zinsfuß einer Null-Kupon-Anleihe mit einer Restlaufzeit von n Perioden zum Zeitpunkt t
R^2	Bestimmtheitsmaß
S.	Seite
$S_t^{(n,m)}$	Spanne zwischen $R_t^{(n)}$ und $R_t^{(m)}$
Tab.	Tabelle
Var (•)	Varianzoperator
VAR	Vektorautoregressives System
z.T.	zum Teil
Δ	Differenzenoperator
$\Theta_t^{(n,m)}$	"rolling-risk" Prämie
$\Phi_t^{(i,j)}$	"holding-risk" Prämie
$\Psi_t^{(j,i)}$	"forward-risk" Prämie
Ω_t	Informationsmenge zum Zeitpunkt t

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

1. Einleitung

1.1. Problemstellung

Zinssätze sind Preise, die Kreditnehmer Kreditgebern dafür zahlen, daß diese ihnen für eine bestimmte Zeit einen positiven Geldbetrag zur Verfügung stellen. Die Beziehung, die zwischen diesen Preisen und der Laufzeit von Krediten besteht, wird durch die Zinsstruktur erfaßt. In der Literatur sind unterschiedliche Theorien zur Erklärung der Zinsstruktur entwickelt worden, von denen die Erwartungstheorie sicherlich die populärste ist.[1]

Die Erwartungstheorie der Zinsstruktur besagt, daß der langfristige Zinssatz ein geometrischer Durchschnitt aus dem heutigen und den für die Zukunft erwarteten kurzfristigen Zinssätzen ist. Daraus folgt unmittelbar, daß eine steigende Zinsstrukturkurve ein Indikator für einen erwarteten Anstieg kurzfristiger Zinssätze darstellt, während eine fallende Zinsstrukturkurve auf einen Rückgang kurzfristiger Zinsen schließen läßt. Die Erwartungshypothese impliziert ferner, daß bei einem positiven Zinsspread ein Anstieg, bei einem negativen Zinsspread ein Rückgang des langfristigen Zinses innerhalb der Laufzeit des kurzfristigen Zinses erwartet wird. Grundlage für diese Überlegungen ist eine Art Arbitrageprozeß, nach dem im Gleichgewicht die erwarteten Erträge unterschiedlicher Anlagealternativen mit gleichem Risiko innerhalb eines vorgegebenen Zeitraums übereinstimmen müssen.

Bei Gültigkeit der Erwartungshypothese lassen sich somit aus dem Verlauf der Zinsstrukturkurve Rückschlüsse auf die am Markt vorhandenen Erwartungen über zukünftige Zinssätze ziehen. Wird von einem rationalen Verhalten der Marktteilnehmer ausgegangen, sind diese Erwartungen optimale Prognosen zukünftiger Zinssätze. Unter optimal ist eine Prognose zu verstehen, bei der alle am Markt vorhandenen Informationen in die Prognose einbezogen werden.

Die Prognose zukünftiger Zinssätze ist von entscheidender Bedeutung für eine Vielzahl von Transakteuren. Dazu gehören Privatpersonen, die zur Finanzierung eines Hauses zwischen einem Kredit mit fester oder variabler Verzinsung wählen müssen, Unternehmen, welche die relative Vorteilhaftigkeit unterschiedlicher Fristigkeitsstrukturen ihrer Verschuldung einschätzen oder auch

[1] Vgl. Cox/Ingersoll/Ross (1985).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Anleger, die bei gegebenem Risiko den Ertrag ihrer Anlage maximieren möchten. Von speziellem Interesse ist die Zinsprognose für die Einschätzung von Zinsänderungsrisiken im Rahmen eines Risikomanagements. Dies gilt insbesondere deshalb, weil infolge des rasanten Wachstums von Derivaten und deren hoher Sensitivität gegenüber Zinsänderungen sehr schnell hohe Verluste entstehen können.

Relevanz besitzt die Zinsstruktur schließlich für Zentralbanken. Bei Gültigkeit der Erwartungshypothese und unter der Annahme stationärer Realzinssätze enthält die Zinsstruktur Informationen über die am Markt vorhandenen Inflationserwartungen. Unterstellt man, daß Zentralbanken mehr oder weniger direkt eine Politik des "Inflation-targeting" betreiben, lassen sich die Inflationserwartungen als Indikator für die Glaubwürdigkeit einer Zentralbank nutzen. Zugleich ist die Zentralbank in der Lage, schon frühzeitig auf veränderte Inflationserwartungen zu reagieren.

Im Mittelpunkt der vorliegenden Arbeit steht der Informationsgehalt von Zinsspreads für zukünftige Änderungen nominaler Zinssätze. Dagegen wird auf den Informationsgehalt von Zinsspreads für die Inflationsentwicklung nur am Rande eingegangen. Die in diesem Zusammenhang relevanten Aspekte werden in den Arbeiten von Fama (1975) und Mishkin (1990) erläutert. Nicht betrachtet wird der Informationsgehalt von Zinsspreads für die Konjunkturentwicklung. Studien von Estrella/Hardouvelis (1991) und Estrella/Mishkin (1997) zeigen, daß eine inverse Zinsstruktur ein Indikator für eine nachfolgende Rezession darstellt, während eine positive Steigung der Zinsstruktur Zeichen einer zukünftigen Boomphase ist.

Unterstellt man rationale Erwartungen der Marktteilnehmer, kann die Erwartungstheorie der Zinsstruktur empirisch getestet werden, indem die durchschnittlichen Änderungen kurzfristiger Zinssätze innerhalb der Laufzeit des langfristigen Papiers auf den Zinsspread regressiert werden. Bei Gültigkeit der Erwartungstheorie sollte der Regressionskoeffizient des Spread Eins sein. Ein Regressionskoeffizient, der von Eins abweicht, aber signifikant von Null verschieden ist, zeigt, daß der Zinsspread einen signifikanten Informationsgehalt für zukünftige kurzfristige Zinssätze besitzt und somit zur Prognose genutzt werden kann.

Empirische Untersuchungen der Erwartungshypothese für die USA gelangen zu dem Ergebnis, daß die geschätzten Koeffizienten vielfach einen Wert weit unter Eins annehmen.[2] Die empirischen Evidenzen zeigen dabei einen "U-förmigen" Verlauf des Informationsgehalts von Spreads zwischen lang- und kurz-

[2] Hier sind in erster Linie die Arbeiten von Fama (1984), Mankiw/Miron (1986), Hardouvelis (1988), Mishkin (1988) und Campbell/Shiller (1991) zu nennen. Einen Überblick geben Shiller (1990) und Rudebusch (1995).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

fristigen Zinsen für zukünftige kurzfristige Zinsen: Der Prognosegehalt des Spread zwischen Drei- und Einmonatszinssatz für die durchschnittliche Änderung des Einmonatszinssatzes in den nächsten beiden Monaten ist verhältnismäßig hoch, der Informationsgehalt des Spread zwischen Sechs- und Dreimonatszins für den Dreimonatszins in drei Monaten und zwischen Zwölf- und Sechsmonatszins für den Sechsmonatszins in sechs Monaten ist annähernd Null und der Informationsgehalt von Spreads zwischen Zwei- und Einjahreszins, Vier- und Zweijahreszins und Zehn- und Fünfjahreszins für die korrespondierenden kurzfristigen Zinsen in einem, zwei bzw. fünf Jahren steigt erneut an.

Eine zweite Möglichkeit, die Erwartungshypothese zu testen, besteht darin, ein deterministisches Vielfaches der Änderung des langfristigen Zinssatzes innerhalb der Laufzeit des kurzfristigen Papiers auf den Spread zwischen lang- und kurzfristigem Zinssatz zu regressieren. Gemäß der Erwartungshypothese darf auch hier der geschätzte Regressionskoeffizient nicht signifikant von Eins verschieden sein. Warum ein positiver Spread einen Anstieg langfristiger Zinsen prognostiziert, wird aus der Sicht eines Anlegers deutlich, der die Wahl hat zwischen einer langfristigen und einer einperiodigen Anleihe. Erwartet der Anleger einen Anstieg des langfristigen Zinses in der nächsten Periode, so wird er bei heutigem Erwerb der langfristigen Anleihe durch die mit dem Zinsanstieg verbundene Preissenkung einen Kapitalverlust erleiden. Um die erwarteten Renditen von langfristiger und einperiodiger Anleihe über die nächste Periode auszugleichen, muß die langfristige Anleihe somit zwingend einen höheren Zins aufweisen als das kurzfristige Papier.

Die Resultate von Shiller/Campbell/Shoenholtz (1983), Fama/Bliss (1987), Campbell/Shiller (1991) und Hardouvelis (1994) zeigen allerdings, daß die Regressionskoeffizienten signifikant von diesem theoretischen Wert abweichen und häufig sogar negativ sind. Ein positiver Spread impliziert demnach nicht einen Anstieg, sondern einen Rückgang langfristiger Zinssätze in der nächsten Periode. Diese Ergebnis bedeutet, daß ein naiver Investor, der Wertpapiere allein nach ihrer Rendite auswählt und langfristige Wertpapiere kauft, wenn diese eine verhältnismäßig hohe Rendite aufweisen, in der Vergangenheit Überschußrenditen erzielt hat. Ein solches Resultat steht im Widerspruch zur Annahme effizienter Märkte.

Konkret ergeben sich aus diesen Ergebnissen folgende Fragestellungen:

1. Worauf ist der angesprochene U-förmige Verlauf des Informationsgehalts von längerfristigen Zinssätzen für zukünftige kurzfristige Zinssätze zurückzuführen?

2. Warum weisen Änderungen kurzfristiger Zinsen die von der Erwartungshypothese prognostizierte positive Korrelation mit dem Zinsspread auf, während dies für einperiodige Änderungen langfristiger Zinsen nicht der Fall ist?

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Internationale Vergleiche stellen heraus, daß der Informationsgehalt der US-Zinsstruktur für die Entwicklung kurzfristiger Zinssätze deutlich niedriger ist als in anderen Ländern. Kugler (1988, 1990) und Kugler/Borutta (1993) finden, daß die Entwicklung des Einmonatszinses in den nächsten beiden Monaten in den übrigen G-7 Ländern, Spanien, Schweden und den Niederlanden besser prognostiziert werden kann als in den USA. Ergänzend zeigen Gerlach/Smets (1997) in einer Untersuchung der Zinsstrukturen von 17 Ländern, daß auch der Informationsgehalt der US-Zinsstruktur für Änderungen des Einmonatszinses in den nächsten sechs und zwölf Monaten unterdurchschnittlich ist. Drastische Unterschiede ergeben sich bei einem Vergleich des Informationsgehalts in Sechs- und Zwölfmonatszinssätzen. Cuthbertson (1996) zeigt für Großbritannien, daß der Informationsgehalt der Zinsstruktur am Interbankenmarkt im Bereich von ein bis zwölf Monaten durchgängig hoch ist. Einen hohen Informationsgehalt des Spread zwischen Sechs- und Dreimonatszins für den Dreimonatszins in drei Monaten und zwischen Zwölf- und Sechsmonatszins für den Sechsmonatszins in sechs Monaten stellen Dahlquist/Jonsson (1995) auch in Schweden fest. Dagegen zeigt Engsted (1996), daß der U-förmige Verlauf des Informationsgehalts in Spreads nicht allein in den USA auftritt: für dänische Geldmarktzinssätze mit Laufzeiten bis zu sechs Monaten ist zwischen 1988 und 1992 ein ähnliches Muster festzustellen. Eine weitaus höhere Konformität ergibt sich im Hinblick auf die mangelhafte Prognostizierbarkeit von Änderungen langfristiger Zinsen. Mankiw (1986) und Hardouvelis (1994) weisen nach, daß der Spread zwischen einem zehnjährigen Kapitalmarktzins und dem Dreimonatszins in Kanada, Deutschland, Großbritannien bzw. den übrigen G-7 Staaten ebenfalls keine signifikanten Informationen über den Kapitalmarktzins in drei Monaten enthält.

Im Unterschied zu der Vielzahl von Studien für die USA sind empirische Untersuchungen der Erwartungshypothese für die BRD selten. Eine Ausnahme stellen die Arbeiten von Anker (1993) und Gerlach (1997) dar. Diese untersuchen anhand von monatlichen Beobachtungen den Informationsgehalt der von der Bundesbank geschätzten Renditenstruktur für Laufzeiten zwischen einem und zehn Jahren. Kugler (1988, 1990) und Gerlach/Smets (1997) analysieren, ebenfalls anhand von Monatsdaten, den Informationsgehalt am kurzen Ende der deutschen Zinsstruktur; allerdings lediglich für Änderungen des Einmonatszinses.

Die vorliegende Arbeit ergänzt und erweitert diese Analysen. Es erfolgt eine umfassende Untersuchung der Erwartungshypothese für Zinssätze mit Laufzeiten bis zu fünf Jahren. Dazu wird ein langer, hochfrequenter Satz von Euro-Zinssätzen für Ausleihungen am Geldmarkt mit Laufzeiten von einem Tag bis zu fünf Jahren verwendet. Da die Geldmarktausleihungen de-facto Null-Kupon-Anleihen darstellen, können die im Fall von Kupon-Anleihen notwendigen Approximationen vermieden werden. Zudem ist es durch die Verwen-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

dung hochfrequenter Zeitreihen möglich, explizit die Volatilität von Zinssätzen durch neuere ökonometrische Verfahren zu erfassen. Im Mittelpunkt der durchgeführten Analyse stehen folgende Fragen:

3. Wie hoch ist der Informationsgehalt der *deutschen* Zinsstruktur für zukünftige kurz- und langfristige Zinssätze?
4. Sind die empirischen Evidenzen für die USA in ähnlicher Form auch für Deutschland feststellbar, und lassen etwaige Unterschiede oder Gemeinsamkeiten einen Schluß auf die Ursachen der oben geschilderten "Puzzle" zu?

In der Literatur existieren mehrere Erklärungsansätze für die unter (1) und (2) skizzierten Fragen. Da der Test der Erwartungstheorie eine verbundene Hypothese überprüft, können die empirischen Evidenzen Beleg dafür sein, daß die Erwartungstheorie falsch ist oder die Annahme rationaler Erwartungen der Realität nicht entspricht. Ein populärer Ansatz zur Erklärung des Puzzle geht davon aus, daß Marktteilnehmer sich nicht rational verhalten, sondern auf 'news' zu stark reagieren (Mankiw/Summers (1984), Campbell/Shiller (1991)). Diese "Überreaktionshypothese" besagt, daß neue Informationen zu stark von Marktteilnehmern gewichtet werden, beispielsweise indem sie im Rahmen eines Announcements der Zentralbank über eine restriktivere Geldpolitik zu hohe Erwartungen über zukünftige kurzfristige Zinsen bilden. Damit verbunden steigen der heutige langfristige Zins als Durchschnitt erwarteter kurzfristiger Zinsen und dadurch der Spread stärker, als dies bei einer rationalen Einschätzung der Fall wäre. Innerhalb der nächsten Periode realisieren Marktteilnehmer die vorangegangene Überreaktion und passen ihre Erwartungen nach unten an. Entsprechend fällt der langfristige Zins; es kommt zu der beobachteten negativen Korrelation zwischen langfristiger Zinsänderung und vorangegangenem Zinsspread. Gleichzeitig führt die restriktivere Geldpolitik zu dem prognostizierten Anstieg kurzfristiger Zinsen (vgl. Hardouvelis (1994)).

Andere Arbeiten (Hamilton (1988), Lewis (1991)) versuchen, die ex-post festgestellte "Irrationalität" von Marktteilnehmern durch Regimeunsicherheiten zu erklären. In der Literatur ist dieser Punkt als "Peso-Problem" bekannt: In einer Situation, in der Marktteilnehmer mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit eine Regimeänderung erwarten, diese jedoch nicht stattfindet, führen die ex-ante rationalen Regimeänderungserwartungen in kleinen Stichproben zu den ex-post festgestellten systematischen Prognosefehlern.

Ein alternativer Erklärungsansatz besteht in der Berücksichtigung zeitvariabler Prämien, die für risikobehaftete Assets gezahlt werden müssen. In den oben angesprochenen Untersuchungen werden zwar unterschiedliche Risikoprämien für verschiedene Laufzeiten zugelassen, aber unterstellt, daß diese im Zeitablauf konstant sind. Sind Risikoprämien zeitvariabel, enthält der Spread

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

gleichzeitig Informationen über Variationen der Risikoprämie und über zukünftige Zinssätze. Fama (1984) zeigt, daß zeitvariable und mit den erwarteten kurzfristigen Zinsänderungen korrelierte Risikoprämien bei einfachen OLS-Schätzungen zu verzerrten Koeffizientenschätzern und damit zu einer Ablehnung der Erwartungstheorie führen können. Ein effizienter Test der Erwartungshypothese erfordert daher die explizite Modellierung zeitvariabler Risikoprämien. Eine solche Möglichkeit bieten die auf die Arbeiten von Engle (1982) und Engle/Lilien/Robins (1987) zurückgehenden ARCH- bzw. ARCH-M-Modelle.

Ein interessanter Aspekt der neueren Literatur rückt die Rolle der Geldpolitik bei der Erklärung der Zinsstrukturevidenzen in den Mittelpunkt. Hier wird der Tagesgeldsatz als Instrument der Zentralbank betrachtet und unterstellt, daß Geldmarktzinssätze mit unterschiedlicher Laufzeit in hohem Maße von dem aktuellen und erwarteten Niveau des Tagesgeldzinses bestimmt werden. Die Erklärung des Zinsstrukturverhaltens erfordert daher Kenntnis über die Steuerung des Tagesgeldsatzes im Zeitablauf seitens der Zentralbank. Von besonderer Bedeutung zur Erklärung der Zinsstrukturpuzzle sind die Arbeiten von Rudebusch (1995) und McCallum (1994b). Rudebusch (1995) zeigt, daß der für die USA festgestellte U-förmige Verlauf des Informationsgehalts des Spread für zukünftige kurzfristige Zinsen auf die Geldmarktsteuerungsstrategie der amerikanischen Zentralbank zurückzuführen ist. Dabei kommen dem Instrumentarium der Zentralbank und der Umsetzung von Zinsglättungsmotiven besondere Bedeutung zu. McCallum (1994b) weist in einem rationalen Erwartungsmodell nach, daß die empirischen Evidenzen mit der Gültigkeit der Erwartungshypothese vereinbar sind und sich durch systematische geldpolitische Reaktionen erklären lassen. Entscheidend sind hier die mittelfristigen Ziele der Zentralbank.[3]

Neben Informationen über den Prognosegehalt von Zinsspreads kann die Analyse der bundesdeutschen Zinsstruktur Aufschluß über die Relevanz der angeführten Argumente geben. Insbesondere soll geklärt werden, ob Evidenzen für zeitvariable Risikoprämien feststellbar sind und welcher Zusammenhang zwischen der Geldpolitik der Deutschen Bundesbank und den empirischen Ergebnissen zur Zinsstruktur besteht. Dies erfordert eine Analyse der Geldpolitik und Geldmarktsteuerung der Deutschen Bundesbank. Um die Auswirkungen der Geldmarktsteuerung auf die Unsicherheit im Bankensektor abzu-

[3] Der Schnittpunkt beider Modelle ist das Zinsglättungsmotiv der Zentralbank. Damit stellen die Modelle in gewisser Weise eine Formalisierung des Arguments von Mankiw/Miron (1986) dar. Mankiw/Miron (1986) weisen nach, daß eine Politik der Zentralbank, die darauf gerichtet ist, kurzfristige Zinsen zu stabilisieren, dazu führt, daß der Zinsspread keinerlei Informationsgehalt für die Entwicklung kurzfristiger Zinssätze aufweist.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

schätzen, wird die Erwartungshypothese auch am ganz kurzen Ende der Zinsstruktur getestet (vgl. Roberds/Runkle/Whiteman (1996)).

Die Geldmarktsteuerungsstrategie der Deutschen Bundesbank unterlag in den letzten 20 Jahren einigen Regimewechseln. Es ist zu klären, ob die Regimewechsel einen signifikanten Einfluß auf den Informationsgehalt der Zinsstruktur und die Unsicherheit im Bankensektor haben und ob ein derartiger Einfluß mit den von Rudebusch (1995) aufgezeigten theoretischen Zusammenhängen kompatibel ist.

Ein solches Ergebnis ließe sich als Evidenz für die Erwartungstheorie interpretieren. Darüber hinaus würde es zeigen, daß die empirische Verwerfung von plausiblen, auf Arbitrageüberlegungen basierenden Hypothesen nicht zwangsläufig impliziert, daß diese Hypothesen falsch sind, sondern daß möglicherweise der empirische Testansatz nicht adäquat ist.

1.2. Vorgehensweise

Kapitel 2 enthält eine Darstellung der Grundkonzepte, auf denen die vorliegende Arbeit aufbaut. Es werden die Grundformen festverzinslicher Wertpapiere vorgestellt und die Begriffe (Kassazinssätze, implizite Terminrenditen, Holding-Yields und Durationen) definiert, die bei der anschließenden Formulierung der Zinsstrukturhypothesen Verwendung finden. Hier wird zunächst die Erwartungshypothese betrachtet und auf die zugrundeliegenden Arbitrageüberlegungen eingegangen. Danach wird die Liquiditätspräferenztheorie (Hicks (1946)) und die Theorie segmentierter Märkte (Culbertson (1957)) erläutert. Schließlich wird gezeigt, inwiefern sich bei Gültigkeit der Erwartungshypothese aus der Zinsstrukturkurve die erwarteten zukünftige Zinssätze und Inflationsraten extrahieren lassen. Neben der Zinsprognose können diese Größen unter anderem genutzt werden, um Aufschluß über die Glaubwürdigkeit von Zentralbanken zu erhalten. Basierend auf den theoretischen Zusammenhängen werden anschließend die in der Literatur verwendeten Testansätze der Erwartungstheorie aus den Integrations- und Kointegrationseigenschaften von Zinssätzen abgeleitet. Für den empirisch nachgewiesenen Fall instationärer Zinssätze stellt die Kointegration von Zinssätzen mit unterschiedlicher Fristigkeit eine notwendige Bedingung für die Gültigkeit der Erwartungstheorie dar (Evans/Lewis (1994)). Die Testansätze der Erwartungstheorie lassen sich in diesem Kontext als restringierte Fehlerkorrekturmodelle interpretieren. In Verbindung mit den abgeleiteten Testansätzen sind die empirischen Evidenzen zur amerikanischen Zinsstruktur dargestellt.

In Kapitel 3 werden die in Kapitel 2 beschriebenen Zusammenhänge auf deutsche Geldmarktzinssätze übertragen. Nach einer deskriptiven Analyse der Zeitreihen werden die Integrationseigenschaften überprüft und die theoreti-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

schen Kointegrationsbeziehungen getestet. Im Rahmen einer umfassenden Untersuchung wird anschließend die Erwartungshypothese für verschiedene Laufzeiten analysiert, um festzustellen, ob sich das in den USA beobachtete Zinsstrukturverhalten auch in bundesdeutschen Zinssätzen widerspiegelt. In Anlehnung an die ökonometrische Literatur werden die Koeffizienten mit OLS geschätzt und die Varianz-Kovarianzmatrix mit der Methode von Hansen (1982) um Autokorrelation und Heteroskedastizität der Prognosefehler bereinigt. Dies kann im Fall einer großen Anzahl von MA-Komponenten zu Problemen führen. Um dieses Problem zu umgehen und den Einfluß von Saisonschwankungen innerhalb einer Woche oder eines Monats auszuschalten, wird bei der Analyse zusätzlich auf Wochen- und Monatsdaten übergegangen. Ein weiteres methodisches Problem ergibt sich, wenn die Zinssätze fehlerhaft erfaßt werden (vgl. Hardouvelis (1994)). Aus diesem Grund werden Tests der Erwartungshypothese ergänzend mit der Methode der Hilfsvariablen durchgeführt. Die abschließende Zusammenfassung der empirischen Ergebnisse zeigt, daß ähnlich wie in den USA die rationale Erwartungshypothese für deutsche Geldmarktzinssätze häufig abgelehnt wird. Die nachfolgenden Kapitel beschäftigen sich mit möglichen Ursachen für dieses Ergebnis.

Kapitel 4 widmet sich den Auswirkungen zeitvariabler Risikoprämien auf die empirischen Tests der Erwartungshypothese. Es wird gezeigt, daß Verzerrungen entscheidend durch die relative Variabilität von Risikoprämien und erwarteten Zinsänderungen beeinflußt werden. Damit kommt der Modellierung zeitvariabler Risikoprämien eine zentrale Bedeutung zu. Unter anderem wird dabei auf das von Sharpe (1964) und Lintner (1965) entwickelte "Capital-Asset-Pricing-Model" (CAPM) zurückgegriffen. Im CAPM ist die Risikoprämie, die für ein bestimmtes Asset im Marktgleichgewicht gezahlt werden muß, proportional zur Kovarianz dieses Assets mit dem Marktportfolio. Durch das von Engle (1982) entwickelte ARCH-Modell ist es heute möglich, die Änderung von Varianzen und Kovarianzen zeitreihenanalytisch zu erfassen und zur Darstellung von Risikoprämien zu nutzen (vgl. Engle/Lilien/Robins (1987) und Bollerslev/Engle/Wooldridge (1988)). Nach einer Erläuterung des ARCH-Ansatzes werden Risikoprämien für bundesdeutsche Geldmarktzinssätze im Rahmen univariater und multivariater ARCH-M-Modelle geschätzt.

Die Erwartungstheorie der Zinsstruktur wird gewöhnlich in Verbindung mit konstanten Risikoprämien und der Annahme rationaler Erwartungen getestet. Eine Ablehnung der Nullhypothese kann somit auch ein Hinweis auf die Irrationalität von Marktteilnehmern sein. In Kapitel 5 wird die Auswirkung von Irrationalität auf die geschätzten Koeffizienten beschrieben. Anschließend wird mit der Überreaktionshypothese eine Theorie irrationalen Verhaltens erläutert und darauf eingegangen, ob die ex-post beobachtete Irrationalität auch durch andere Phänomene erklärt werden kann.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Kapitel 6 geht auf die Bedeutung des Zentralbankverhaltens zur Erklärung der Zinsstrukturevidenzen ein. Nach einem Überblick über die theoretischen Modelle von McCallum (1994b) und Rudebusch (1995) werden die Charakteristika der Geldpolitik der amerikanischen Zentralbank dargestellt und der Zusammenhang zwischen Geldmarktsteuerungsverfahren und Zinsstrukturevidenzen für die USA aufgezeigt. Basierend auf diesen Überlegungen wird im Anschluß die Geldpolitik der Deutschen Bundesbank analysiert. Nach einer Darstellung der Rahmenbedingungen, unter denen die Bundesbank agiert, wird auf das konkrete Steuerungsverfahren der Bundesbank eingegangen und verschiedene Regime der Geldmarktsteuerung abgegrenzt. Danach werden anhand einer empirischen Analyse die Auswirkungen alternativer Steuerungsverfahren auf den Informationsgehalt der Zinsstruktur am kurzen Laufzeitende untersucht und die Implikationen für die Unsicherheit im Finanzmarktsektor diskutiert. Dabei wird auf einige spezifische Eigenarten deutscher Geldmarktsätze eingegangen.

Kapitel 7 enthält eine Zusammenfassung der wichtigsten Ergebnisse und einige abschließende Bemerkungen zur Erwartungshypothese der Zinsstruktur und zu den sich daraus ergebenden Möglichkeiten für die Zinsprognose.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

2. Grundkonzepte

2.1. Grundformen festverzinslicher Wertpapiere

In Modellen mit rationalen Erwartungen ergeben sich Assetpreise als Wert zukünftig erwarteter Zahlungen, die auf den heutigen Zeitpunkt diskontiert werden (Campbell/Shiller (1987)). Wertpapiere mit fester Verzinsung werden im Vergleich zu Aktien häufig als sichere Anlagealternative betrachtet, da ihre Auszahlungen bereits im Vorfeld spezifiziert sind, und daher keine Unsicherheit über zukünftige cash-flows besteht. Wird ein solches Papier bis zur Fälligkeit gehalten, kann eine nominal sichere Rendite realisiert werden. Allerdings führen zwischenzeitliche Änderungen der Marktzinssätze zu Preisänderungen des Wertpapiers, so daß es bei einem vorzeitigen Verkauf zu Kursverlusten kommen kann. Festverzinsliche Wertpapiere lassen sich in zwei Kategorien einteilen:

- Kupon-Anleihen (Coupon-Bonds):
  Der Halter einer Kupon-Anleihe erhält bis zum Fälligkeitstag in jeder Periode eine feste, gleich hohe Zinszahlung (Kupon). Zusammen mit der letzten Kuponzahlung wird der Nennwert der Anleihe zurückgezahlt. Kupon-Anleihen können nach Emittent, Nennwert, Art (vor- oder nachschüssig) und Anzahl der Kuponzahlung pro Jahr sowie der Laufzeit der Anleihe unterschieden werden. Ein typisches Beispiel für Kupon-Anleihen sind Staatsanleihen.

- Null-Kupon-Anleihen (Zero-Bonds, Discount-Bonds):
  Eine Null-Kupon Anleihe wird vor Fälligkeit unterhalb ihres Nennwertes gekauft und am Fälligkeitstag vom Emittenten zum Nennwert zurückgekauft. Im Gegensatz zur Kupon-Anleihe finden bis zur Fälligkeit keine Zinszahlungen statt. Beispiele für Null-Kupon-Anleihen sind US-Schatzwechsel. Im folgenden werden die Grundkonzepte und -notationen für den später empirisch untersuchten Fall von Null-Kupon Anleihen betrachtet.

2.1.1. Null-Kupon-Anleihen

Kassazinsen

Der Kassazins (Rendite, Spotrate) $R_t^{(n)}$ stellt den zum Zeitpunkt t beobachtbaren internen Zinsfuß einer Anleihe mit einer Restlaufzeit von n Perioden bis

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Fälligkeit dar. Als interner Zinsfuß wird der Zins bezeichnet, bei dem der Barwert einer Anleihe deren Marktwert $P_t^{(n)}$ entspricht. Aufgrund dieser allgemein anwendbaren Definition sind interne Zinsfüße ein geeignetes Instrument, um unterschiedliche Kreditformen vergleichbar zu machen. Im Fall einer Null-Kupon-Anleihe, die den Nennwert von 1 DM in Periode t+n auszahlt, ist:

$$(2.1) \quad P_t^{(n)} = \frac{1}{(1+R_t^{(n)})^n}.$$

Durch Umformung erhält man:

$$(2.2) \quad (1+R_t^{(n)}) = P_t^{(n)^{-\frac{1}{n}}}.$$

Die zum Zeitpunkt t beobachtbare Menge der internen Zinssätze von Null-Kupon Anleihen, die sich lediglich bezüglich ihrer Restlaufzeit unterscheiden, wird als *Zinsstruktur* bezeichnet. Die graphische Darstellung dieser Zinssätze in Abhängigkeit von ihrer Laufzeit zum Zeitpunkt t heißt *Zinsstrukturkurve*. Für Kupon-Anleihen werden analog die Begriffe *Renditenstruktur* und *Renditenstrukturkurve* verwendet. Abbildung 2.1 zeigt die Zinsstrukturkurve am Euro-DM-Geldmarkt im Januar 1992 und im April 1997.

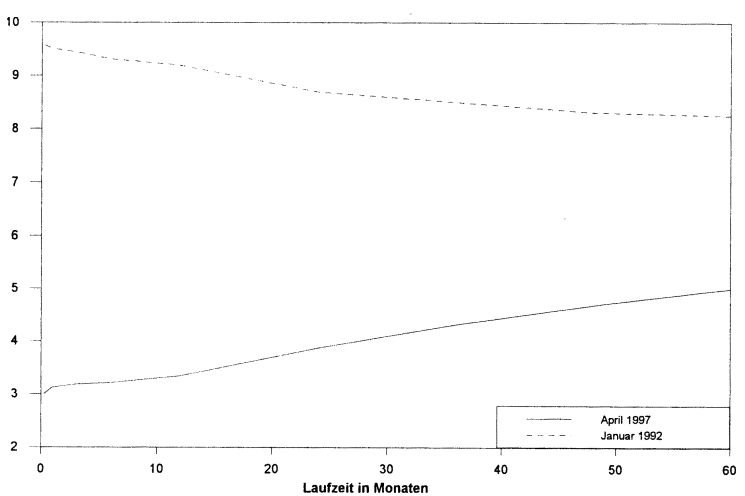


Abbildung 2.1: Zinsstruktur am Interbankenmarkt

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die Zinsstruktur im April 1997 weist einen "normalen" Verlauf auf. Mit zunehmender Laufzeit der Anleihen steigen die Zinssätze an. Man spricht von einer *inversen* Zins- bzw. Renditenstruktur, wenn die Zinssätze mit zunehmender Restlaufzeit der Anleihen abnehmen. Dies ist im Januar 1992 der Fall gewesen. Grundsätzlich sind nahezu beliebige (flache, konkave, konvexe etc.) Verläufe der Zinsstruktur möglich.

Die Steigung der Zinsstruktur wird durch den *Zinsspread* $S_t^{(n,m)} = R_t^{(n)} - R_t^{(m)}$ erfaßt. Der Zinsspread (*Zinsspanne*) ist die Differenz zwischen einem längerfristigen (n-periodigen) und einem kürzerfristigen (m-periodigen) Zins. Die Differenz zwischen dem einperiodigen Ertrag einer langfristigen Anleihe und dem Ertrag einer einperiodigen Anleihe wird als (einperiodige) *Überschußrendite* bezeichnet. Um Übergänge der Zinsstruktur von einem normalen zu einem inversen Verlauf (oder umgekehrt) zu verdeutlichen, wird häufig die Entwicklung der Zinsstruktur im Zeitablauf abgebildet. Diese Darstellung heißt *Zinsgebirge*. *Renditengebirge* zeigen die Entwicklung der Renditenstruktur im Zeitablauf.

Terminrenditen (Forwardraten)

Durch gleichzeitigen Kauf und Verkauf von Null-Kupon-Anleihen mit unterschiedlicher Restlaufzeit ist ein Investor auf einem vollkommenen Kapitalmarkt in der Lage, bereits heute die Verzinsung einer Anlage, die erst in einer späteren Periode erfolgen soll, sicherzustellen. Dieser Zins wird als implizite Terminrendite oder Forwardrate bezeichnet.

Beispielsweise kann durch den Kauf einer zweiperiodigen Anleihe und dem Verkauf geeigneter Mengen einperiodiger Anleihen zum Zeitpunkt t, ein (Netto) Zahlungsstrom generiert werden, in dem in Periode t keine Zahlung, in Periode t+1 eine Investition in ein Papier mit einer Restlaufzeit von einer Periode, und in t+2 die damit verbundene Auszahlung erfolgen. Die sich aus diesen Transaktionen ergebende implizite Terminrendite der einperiodigen Anleihe in t+1 ist:[4]

$$(2.3) \quad \left(1 + F_t^{(1,1)}\right) = \frac{\left(1 + R_t^{(2)}\right)^2}{\left(1 + R_t^{(1)}\right)} .$$

Gleichung (2.3) verdeutlicht, daß die Forwardrate $F_t^{(1,1)}$ durch die Preise bzw. Zinssätze der ein- und zweiperiodigen Null-Kupon-Anleihen zum Zeitpunkt t bestimmt wird. Allgemein läßt sich die implizite Terminrendite einer

[4] Eine Darstellung der Zahlungsstromcharakteristik findet man bei Campbell/Lo/MacKinlay (1997), S. 399f.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Anleihe mit einer Restlaufzeit von i Perioden zum Zeitpunkt t+j ($F_t^{(i,j)}$) aus den Kassazinssätzen $R_t^{(i)}$ und $R_t^{(i+j)}$ errechnen. Es gilt:

$$(2.4) \quad (1+F_t^{(i,j)})^i = \frac{(1+R_t^{(i+j)})^{i+j}}{(1+R_t^{(j)})^j} \qquad 0 < i, 0 \le j\,.$$

Holding-Yields

Einen weiteren zentralen Begriff in Untersuchungen zur Zinsstruktur stellt die Holding-Yield dar. Die Holding-Yield $H_t^{(i,j)}$ ist die Rendite pro Periode, die sich ergibt, wenn ein Papier mit einer Restlaufzeit von i Perioden in t erworben und vor Fälligkeit zum Zeitpunkt t+j verkauft wird. Im Fall von Null-Kupon-Anleihen ergibt sich die Rendite bei einer Haltedauer von j Perioden aus der Preisänderung der Anleihe zwischen t und t+j:

$$(2.5) \quad (1+H_t^{(i,j)})^j = \frac{P_{t+j}^{(i-j)}}{P_t^{(i)}} \qquad 0 < j \le i\,.$$

Bei Haltung der Anleihe bis Fälligkeit (i=j) ist der Preis der Anleihe am Fälligkeitstag gleich dem Nennwert und die Holding-Yield gleich dem internen Zinssatz der Anleihe zum Zeitpunkt t. Durch Einsetzen von (2.1) in (2.5) erhält man:

$$(2.6) \quad (1+H_t^{(i,j)})^j = \frac{(1+R_t^{(i)})^i}{(1+R_{t+j}^{(i-j)})^{i-j}}\,.$$

Speziell gilt für die einperiodige Holding-Yield einer i-periodigen Anleihe $(H_t^{(i,1)})$:

$$(2.7) \quad H_t^{(i,1)} = \frac{(1+R_t^{(i)})^i}{(1+R_{t+1}^{(i-1)})^{i-1}} - 1\,.$$

In empirischen Anwendungen ist es üblich, mit linearen Approximation $Log(1+x) \cong x$ (für kleine x) zu arbeiten. Die linearen Approximationen für Renditen, Forwardraten und Holding-Yields sind: [5]

$$(2.2a) \quad R_t^{(n)} = -\frac{1}{n} Log\, P_t^{(n)}\,,$$

[5] Dieselben Formulierungen ergeben sich beim Übergang von "diskreten" Renditen zu Renditen mit stetiger Verzinsung (continuously compounded yields).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

(2.4a) $$F_t^{(i,j)} = \frac{(i+j)R_t^{(i+j)} - jR_t^{(j)}}{i},$$

(2.6a) $$H_t^{(i,j)} = \frac{iR_t^{(i)} - (i-j)R_{t+j}^{(i-j)}}{j},$$

(2.7a) $$H_t^{(i,1)} = iR_t^{(i)} - (i-1)R_{t+1}^{(i-1)}.$$

2.1.2. Kupon-Anleihen

Die bisherigen Formulierungen für Renditen, Forwardraten und Holding-Yields gelten in dieser Form lediglich für Null-Kupon-Anleihen, während in der Praxis, besonders für längere Laufzeiten, Kupon-Anleihen die Regel sind. Generell lassen sich KuponAnleihen als ein Paket von Null-Kupon-Anleihen mit unterschiedlicher Restlaufzeit interpretieren.

Der Preis einer Kupon-Anleihe mit Nennwert von DM 1,- und konstanten Kuponzahlungen C ergibt sich aus der Summe der mit den laufzeitspezifischen Zinssätzen diskontierten Kupon-Zahlungen und des diskontierten Nennwerts der Anleihe. Der interne Zinsfuß einer Kupon-Anleihe mit einer Laufzeit von n Perioden ($R_t^{c(n)}$) ist der Diskontierungsfaktor, für den der Gegenwartswert aller mit der Haltung der Anleihe verbundenen Zahlungen dem Preis der Anleihe ($P_t^{c(n)}$) entspricht. Es ist:

(2.8) $$P_t^{c(n)} = \frac{C}{(1+R_t^{c(n)})} + \frac{C}{(1+R_t^{c(n)})^2} + \cdots + \frac{C}{(1+R_t^{c(n)})^n} + \frac{1}{(1+R_t^{c(n)})^n}.$$

Durch Auflösen von Gleichung (2.8) nach $R_t^{c(n)}$ erhält man den internen Zinsfuß der Kupon-Anleihe. Anders als im Fall von Null-Kupon-Anleihen ist der interne Zinsfuß jedoch nicht notwendigerweise gleich der tatsächlichen Verzinsung, die sich ergibt, wenn die Anleihe bis Fälligkeit gehalten wird. Es läßt sich zeigen, daß diese nur dann identisch sind, wenn die Kupon-Zahlungen zum internen Zinsfuß wieder angelegt werden können. Liegt eine steigende Zinsstruktur vor, ist die tatsächliche Verzinsung größer als der berechnete interne Zinsfuß. Umgekehrt ist bei fallender Zinsstruktur die Effektivverzinsung kleiner als der interne Zinsfuß.[6]

---

[6] Vgl. Malkiel (1966), S.42 ff. Dieser Zusammenhang läßt sich unmittelbar am Zahlungsstrom einer zweiperiodigen Kupon-Anleihe erkennen, die zum Preis $P_t^{c(2)}$ erworben wurde. Wenn der Investor den Kupon der ersten Periode zu dem in der zweiten Periode erwarteten einperiodigen Zins anlegt, erhält er am Ende der zweiten Periode die Auszahlung $C(1+E_tR_{t+1}^{(1)})+C+1$. Dagegen ergibt sich bei Verwendung

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Es existieren zwei Sonderfälle für Kupon-Anleihen. Zum einen sind dies Kupon-Anleihen mit unendlicher Laufzeit ("consol"). Für diese Anleihen läßt sich der interne Zinssatz errechnen als $R_t^{c(\infty)} = C / P_t^{c(\infty)}$. Der zweite Fall ist der Kauf einer Kupon-Anleihe zum Nennwert (par). Hier beträgt der interne Zinssatz $R_t^{c(par)} = C$.

Die komplexe Definition des Anleihenpreises hat auch Auswirkungen auf die Notationen von Forwardraten und Holding-Yields. So sind etwa die Holding-Yields $H_t^{(i,j)}$ von Kupon-Anleihen abhängig von den Preisen der i-periodigen Anleihen in t, deren Wiederverkaufserlösen in t+j und den angefallenen Kuponzahlungen. Durch Einsetzen dieser Ausdrücke erhält man für $H_t^{(i,j)}$ eine komplizierte nichtlineare Funktion der Kupon-Renditen $R_t^{c(i)}, R_{t+j}^{c(i-j)}$ und der angefallenen Kuponzahlungen. In empirischen Arbeiten ist es daher üblich, die Holding-Yields durch Linearisierung um einen einheitlichen Zinssatz zu ermitteln.[7] Durch analoge Vorgehensweise lassen sich auch Forwardraten approximativ bestimmen. Beispielsweise ergibt sich die Forwardrate von Kupon-Anleihen als:

$$\text{(2.4b)} \qquad F_t^{c(i,j)} = \frac{D_t^{c(i+j)} R_t^{c(i+j)} - D_t^{c(j)} R_t^{c(j)}}{D_t^{c(i+j)} - D_t^{c(j)}}.$$

Während Holding-Yields und Forwardraten für Null-Kupon-Anleihen von den Renditen und Restlaufzeiten der jeweiligen Papiere abhängen, sind sie hier Funktionen der Renditen und "mittleren Restlaufzeiten" oder Durationen (D_t^c) von Kupon-Anleihen.

Duration

Im Fall von Null-Kupon-Anleihen stellt die Laufzeit einer Anleihe ein adäquates Maß des Zeitraums dar, für den ein Investor Geld zur Verfügung stellt. Dieser Sachverhalt ist für Kupon-Anleihen nicht mehr erfüllt, da der Investor ein Teil des Geldes bereits vor Ende der Laufzeit in Form von Kuponzahlungen zurückerhält. Besser geeignet ist die "mittlere Restlaufzeit" oder Duration der Kupon-Anleihe. Die mittlere Restlaufzeit ist ein gewogener Durchschnitt der Laufzeiten der einzelnen fiktiven Null-Kupon-Anleihen, aus denen sich die Kupon-Anleihe zusammensetzt. Die Gewichte entsprechen dem Gegenwartswert der Null-Kupon-Anleihen am Gesamtwert der Anleihe. Die Duration einer Kupon-Anleihe mit einer Restlaufzeit von n Perioden ist:

---

des internen Zinsfußes die Auszahlung $C(1+R_t^{c(2)})+C+1$. Die beiden Zahlungen stimmen nur dann überein, wenn $E_t R_{t+1}^{(1)} = R_t^{c(2)}$.

[7] Vgl. Shiller/Campbell/Schoenholtz (1983), S. 177 und 181.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$(2.9) \qquad D_t^{c(n)} = \frac{1 \cdot \frac{C}{(1+R_t^{c(n)})} + 2 \cdot \frac{C}{(1+R_t^{c(n)})^2} + \cdots + n \cdot \frac{1+C}{(1+R_t^{c(n)})^n}}{P_t^{c(n)}}.$$ [8]

Für den Fall, daß $C = 0$ ist, entspricht die Kupon-Anleihe einer Null-Kupon-Anleihe und die Duration der Laufzeit dieser Null-Kupon-Anleihe. Falls $C > 0$ ist die Duration kleiner als die Restlaufzeit der Anleihe.

Die Duration steht in einem engen Zusammenhang zu dem Preisänderungsrisiko von Anleihen. Ableiten von (2.8) nach $(1+R_t^{c(n)})$ und Erweitern mit $(1+R_t^{c(n)})/P_t^{c(n)}$ ergibt:

$$(2.10) \qquad D_t^{c(n)} = -\frac{dP_t^{c(n)}}{d(1+R_t^{c(n)})} \frac{(1+R_t^{c(n)})}{P_t^{c(n)}}.$$

Durch Umformung nach der relativen Preisänderung erhält man:

$$(2.11) \qquad \frac{dP_t^{c(n)}}{P_t^{c(n)}} = -D_t^{c(n)} \frac{d(1+R_t^{c(n)})}{(1+R_t^{c(n)})} \cong -D_t^{c(n)} \cdot \Delta R_t^{c(n)}.$$

Gleichung (2.11) zeigt, daß die Duration ein Maß für die Sensitivität des Anleihenpreises auf marginale Zinsänderungen darstellt (Elton/Gruber (1991, S. 544)). Wenn beispielsweise $D_t^{c(n)}$ 10 beträgt, führt eine Zinsanstieg um einen Basispunkt zu einem Rückgang des Anleihenpreises um 10 Basispunkte (-0,1%). Gleichung (2.10) und (2.11) gelten allerdings nur im Fall infinitesimaler Renditeänderungen. Für eine genauere Abschätzung der Sensitivität des Anleihenpreises auf Zinsänderungen wird die *Konvexität* der Anleihe benötigt. Die Konvexität ist die zweite Ableitung des Preises nach der Rendite dividiert durch den Preis. Die Taylor-Approximation zweiter Ordnung für die angesprochene Sensitivität lautet:[9]

$$(2.11a) \qquad \frac{dP_t^{c(n)}}{P_t^{c(n)}} \cong -D_t^{c(n)} \cdot \Delta R_t^{c(n)} + \frac{1}{2} \cdot Konvexität_t \cdot \left(\Delta R_t^{c(n)}\right)^2.$$

Das Konzept der Duration spielt eine entscheidende Rolle, wenn es darum geht, Portfolio- oder Bilanzrisiken, die mit Zinsänderungen verbunden sind, abzusichern. Die optimale *Hedging*- oder *Immunisierungs*-Strategie besteht

[8] Die Methode von Shiller/Campbell/Schoenholtz (1983, S. 178ff) besteht darin, alle Zinssätze und die Kuponzahlungen in (2.9) gleich einem einheitlichen Zinssatz R zu setzen. Die Duration ergibt sich dann als Funktion dieses Zinssatzes und der Laufzeit der Anleihe.

[9] Vgl. Campbell/Lo/MacKinlay (1997), S. 405ff.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

darin, den zinsabhängigen Verbindlichkeiten entsprechende Forderungen gegenüberzustellen. Dies ist erreicht, wenn Forderungen und Verbindlichkeiten die gleiche Duration besitzen. Beispielsweise kann eine Verbindlichkeit, die in 5 Jahren fällig wird (Duration=5 Jahre), durch Kauf von Kupon-Anleihen, die ebenfalls eine Duration von 5 Jahren besitzen, immunisiert werden. Ein Zinsanstieg führt in diesem Fall zu einer gleich hohen Senkung des Gegenwartswerts von Forderungen und Verbindlichkeiten. [10]

Zins- und Renditenstruktur

Es wurde bereits darauf hingewiesen, daß in der Bundesrepublik Deutschland vorwiegend Kupon-Anleihen gehandelt werden. Aufgrund der bei der Berechnung der Umlaufsrenditen zugrunde gelegten Durchschnittsbildung sind Umlaufsrenditen nicht geeignet, um Zahlungen, die zu einem bestimmten Zeitpunkt erfolgen, präzise bewerten zu können. In der Praxis wird daher versucht, anhand der beobachteten Umlaufsrenditen kontinuierliche Zinsstrukturkurven und damit adäquate Diskontierungssätze zu ermitteln (vgl. Deutsche Bundesbank (1997b)).

Zwischen Zins- und Renditenstruktur bestehen eindeutig definierte Beziehungen. Während bei einer steigenden Zinsstrukturkurve die Zinsstruktur oberhalb der Renditenstruktur verläuft, liegt bei einer negativen Zinsstrukturkurve die Zinsstruktur unterhalb der Renditenstruktur. Die Unterschiede wachsen mit der Höhe der Kuponzahlung.[11] Zinsstruktur- und Renditenstruktur sind identisch, wenn für sämtliche Laufzeiten der gleiche Diskontierungsfaktor vorliegt.

Dieses Verhalten ergibt sich - beispielsweise bei einer steigenden Zinsstruktur - daraus, daß die Kupon-Zahlungen zu einem höheren als dem derzeitigen Zins für n-periodige Null-Kupon-Anleihen wieder angelegt werden können. Im Marktgleichgewicht muß daher für eine n-periodige Kupon-Anleihe ein höherer Preis (eine niedrigere Rendite) gezahlt werden als für eine Null-Kupon-Anleihe mit gleicher Laufzeit; Konsequenz: die Renditenstruktur liegt unterhalb der Zinsstruktur.

---

[10] Dies ist streng genommen nur gültig bei parallelen Verschiebungen der Zinsstrukturkurve. Vgl. zu diesem Abschnitt insbesondere Campbell/Lo/MacKinlay (1997), Kapitel 10. Zur Herleitung von Forwardraten und Holding-Yields für Kupon-Anleihen vgl. Anker (1993).

[11] Vgl. Elton/Gruber (1991), S. 522f.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

2.2. Theorien der Zinsstruktur

In der Literatur lassen sich im wesentlichen drei Ansätze unterscheiden, die die Beziehung zwischen kurz- und langfristigen Zinssätzen erklären:

1. die Erwartungstheorie der Zinsstruktur,
2. die Liquiditätspräferenztheorie,
3. die Theorie segmentierter Märkte.

Bevor die Unterschiede zwischen den Theorien erläutert werden, ist festzuhalten, daß alle Theorien Aussagen treffen, ohne dabei die Bestimmungsgründe kurzfristiger Zinsen durch ein explizites Gleichgewichtsmodell zu spezifizieren.[12]

2.2.1. Die Erwartungstheorie der Zinsstruktur

Die auf Irving Fisher (1896) zurückgehende Erwartungstheorie der Zinsstruktur besagt, daß der langfristige Zins ein geometrischer Durchschnitt aus heutigem und für die Zukunft erwarteten kurzfristigen Zinsen ist. Es wird von Risikoneutralität der Marktteilnehmer ausgegangen. Nach dieser "reinen" Form der Erwartungstheorie deutet eine positive Steigung der Zinskurve auf einen erwarteten Anstieg kurzfristiger Zinsen hin, während eine negative Steigung auf einen Rückgang kurzfristiger Zinsen schließen läßt. Eine flache Zinskurve ist ein Indikator dafür, daß mit nahezu unveränderten kurzfristigen Zinsen gerechnet wird.

Grundlage für diese Überlegungen ist eine Art Arbitrageprozeß, nach dem im Gleichgewicht der Ertrag einer langfristigen Anleihe mit dem erwarteten Ertrag einer revolvierenden Anlage in einperiodige Papiere übereinstimmen muß. Zur Erläuterung des Arbitrageprozesses sei ein Anleger betrachtet, der vor der Wahl steht, in eine Anleihe mit einer Restlaufzeit von zwei Perioden zu investieren oder sich für eine zweimalige Anlage in einperiodige Papiere zu entscheiden.[13]

---

[12] Ein Gleichgewichtsmodell für Kapitalmarktzinssätze ist beispielsweise der Loanable-Funds-Ansatz (vgl. Mishkin (1995, Kapitel 6)). Er gehört zu der weitverzweigten Gruppe bestandstheoretischer Finanzmarktansätze ("asset market approach"). Die im Rahmen dieser Modelle als fundamental erachteten Einflußfaktoren von Zinssätzen sind Auslandszinsen, Inflationserwartungen, Wechselkurse, kurzfristige Zinssätze, Geldmengen, Staatsdefizite und die Konjunkturentwicklung.

[13] Die folgenden Ausführungen beziehen sich, wenn nicht anders angegeben, auf Null-Kupon-Anleihen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

In diesem Szenario wird der Investor das zweiperiodige Papier vorziehen, wenn dessen Rendite größer ist als die erwartete Rendite der alternativen Anlage in einperiodige Papiere, d. h. wenn die Bedingung

$$(2.12) \quad (1+R_t^{(2)})^2 > (1+R_t^{(1)})(1+E_t R_{t+1}^{(1)})$$

erfüllt ist. Dabei kennzeichnet $E_t R_{t+1}^{(1)} = E(R_{t+1}^{(1)} | \Omega_t)$ den auf Basis der Informationsmenge Ω_t in Periode t gebildeten Erwartungswert über den einperiodigen Zins in Periode t+1. Allerdings ist der in (2.12) beschriebene Zustand instabil, da sich durch Kauf der zweiperiodigen Anlage Arbitragegewinne realisieren lassen. Die hieraus resultierende Überschußnachfrage nach dem zweiperiodigen Papier führt zu steigenden Preisen und damit zu sinkenden Zinsen dieser Anleihe. Ein Gleichgewicht ist erreicht, wenn alle Transakteure zwischen der revolvierenden Anlage in einperiodige Papiere und dem Erwerb des zweiperiodigen Papiers indifferent sind. In diesem Fall gilt:

$$(2.13) \quad (1+R_t^{(2)})^2 = (1+R_t^{(1)})(1+E_t R_{t+1}^{(1)}) .$$

Einschränkend ist darauf hinzuweisen, daß dieser Überlegung keine "echte" Arbitragebeziehung zugrunde liegt, da es sich bei dem erwarteten kurzfristigen Zins um eine stochastische Größe handelt, die mit Risiko behaftet ist.

Das durch Gleichung (2.13) beschriebene Gleichgewicht ist Grundlage der reinen Erwartungshypothese. Alternativ fordert sie, daß die erwartete Überschußrendite der langfristigen Anleihe im Vergleich zu einer revolvierenden Anlage in kurzfristige Anleihen Null beträgt. Bei diesen Überlegungen wird davon ausgegangen, daß die Erwartungen der Marktteilnehmer über zukünftige einperiodige Zinsen unverzerrt sind, Anleihen mit unterschiedlichen Restlaufzeiten perfekte Substitute darstellen und steuerliche Gesichtspunkte und Transaktionskosten keine Rolle spielen.

Durch lineare Approximation von Gleichung (2.13) erhält man:

$$(2.13a) \quad R_t^{(2)} = \frac{1}{2}(R_t^{(1)} + E_t R_{t+1}^{(1)}) .$$

Analog zum Fall der zweiperiodigen Anleihe gilt für n-periodige Null-Kupon Anleihen:

$$(2.14) \quad R_t^{(n)} = \frac{1}{n}(R_t^{(1)} + E_t R_{t+1}^{(1)} + E_t R_{t+2}^{(1)} + \ldots + E_t R_{t+n-1}^{(1)})$$

Gleichung (2.14) verdeutlicht, daß sich der langfristige (n-periodige) Zins nach der Erwartungstheorie als ungewogenes arithmetisches Mittel aus heutigem und für die nächsten (n-1) Perioden erwarteten einperiodigen Zinsen darstellen läßt. Änderungen langfristiger Zinsen sind nach Gleichung (2.14) auf

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

aktuelle Änderungen des kurzfristigen Zinses oder geänderte Erwartungen über zukünftige Kurzfristzinsen zurückzuführen.

Eine zweite Form der Erwartungstheorie postuliert, daß die aus der Zinsstruktur extrahierten Forwardraten den korrespondierenden erwarteten zukünftigen Zinsen entsprechen. Im Fall des einperiodigen Zinses soll gelten:

$$(2.15) \quad F_t^{(1,1)} = E_t R_{t+1}^{(1)}.$$

Nach Gleichung (2.15) muß die aus der Zinsstruktur extrahierte einperiodige Forwardrate in t+1 gleich der erwarteten einperiodigen Rendite in einer Periode sein. Allgemein wird gefordert, daß:[14]

$$(2.16) \quad F_t^{(i,j)} = E_t R_{t+j}^{(i)}, \qquad \text{mit } 0 < i, 0 \leq j$$

gilt. Gleichung (2.15) bzw. (2.16) impliziert, daß die sich aus der Zinsstruktur zum Zeitpunkt t ergebenden Forwardraten optimale Prognosen zukünftiger Spotraten darstellen. Darunter sind Prognosen zu verstehen, bei der alle relevanten und am Markt verfügbaren Informationen bei der Erwartungsbildung berücksichtigt werden.

Die dritte Formulierung der Erwartungstheorie stellt auf die erwarteten Holding Yields langfristiger Anleihen ab. Danach muß im Gleichgewicht die erwartete Rendite bei Haltung einer langfristigen (i-periodigen) Anleihe über die nächsten j Perioden der Verzinsung einer j-periodigen Anleihe entsprechen:

$$(2.17) \quad E_t H_t^{(i,j)} = R_t^{(j)}; \qquad 0 < j \leq i.$$

Speziell ergibt sich für j=1:

$$(2.18) \quad E_t H_t^{(i,1)} = R_t^{(1)}; \qquad \forall i > 0.$$

Nach Gleichung (2.18) müssen im Marktgleichgewicht die erwarteten einperiodigen Renditen unterschiedlicher Investitionsmöglichkeiten gleich sein. Ist diese Bedingung nicht erfüllt, finden solange Preis- und Zinsanpassungen statt, bis ein Investor mit einem Anlagehorizont von einer Periode zwischen den unterschiedlichen Alternativanlagen indifferent ist.

Um diesen Zusammenhang zu veranschaulichen, sei eine Situation betrachtet, in der ein Investor mit einem Anlagehorizont von einer Periode die Wahl hat zwischen dem Erwerb einer einperiodigen Anleihe oder dem Kauf einer zweiperiodigen Anleihe und deren Wiederverkauf in einer Periode. Der Zins der einperiodigen Anleihe betrage 6%, während die zweiperiodige Anleihe eine Rendite von 7% aufweisen soll. Der vom Investor erwartete einperiodige Zins

[14] Vgl. Shiller/Campbell/Schoenholtz (1983, S. 181).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

in t+1 sei 7%. Da zu Beginn der nächsten Periode die zweiperiodige Anleihe ebenfalls eine Restlaufzeit von einer Periode besitzt, muß sie zu diesem Zeitpunkt die gleiche Rendite aufweisen, wie das neu emittierte einperiodige Papier, d.h. ebenfalls 7%. Im Rahmen dieser Annahmen ist die erwartete einperiodige Holding-Yield der zweiperiodigen Anleihe nach (2.7a):

$$H_t^{(2,1)} = 2 \cdot 7\% - (2-1) \cdot 7\% = 7\%$$

und damit um einen Prozentpunkt höher als der Zins der einperiodigen Anleihe. In dieser Situation kommt es zu einer Überschußnachfrage nach zweiperiodigen Anleihen und damit zu steigenden Preisen bzw. sinkenden Renditen dieser Papiere. Der Prozeß dauert solange an, bis Gleichung (2.18) erfüllt ist.[15] Dies ist der Fall, wenn die Rendite der zweiperiodigen Anleihe 6,5% beträgt.

Eine Implikation der Erwartungshypothese ist, daß im Marktgleichgewicht sowohl die erwartete Änderung des langfristigen Zinses in der nächsten Periode $E_t R_{t+1}^{(2-1)} - R_t^{(2)}$ (hier 0,5%) als auch die Hälfte der erwarteten Änderung des einperiodigen Zinses $E_t R_{t+1}^{(1)} - R_t^{(2)}$ (1%) durch die Spanne zwischen lang- und kurzfristigem Zinssatz $S_t^{(2,1)}$ (0,5%) prognostiziert werden kann.

2.2.2. Die Liquiditätspräferenztheorie und der Preferred-Habitat-Ansatz

Eine zentrale Annahme der reinen Erwartungstheorie ist die vollkommene Substituierbarkeit zwischen kurz- und langfristigen Anleihen. Von unterschiedlichen Präferenzen oder Risiken wird abstrahiert. Die Bedingung ist jedoch nur dann erfüllt, wenn Marktteilnehmer risikoneutral sind oder vollkommene Voraussicht besitzen. Im Liquiditätspräferenz- und Preferred-Habitat-Ansatz wird die Annahme der Risikoneutralität aufgegeben. Kurz- und langfristige Anleihen stellen hier lediglich beschränkte Substitute dar.

Nach der Liquiditätspräferenztheorie (Hicks (1946)) ziehen Kapitalgeber Anleihen mit kurzer Laufzeit vor, da diese einen höheren Liquiditätsgrad besitzen und weniger riskant sind. Im Gegensatz zu einer kurzfristigen Anleihe stellt eine Investition in ein langfristiges Papier für einen Anleger mit einem Planungshorizont von einem Jahr ein Risiko dar, da unerwartete Zinsänderungen zu unerwarteten Kursverlusten (bzw. entsprechenden Kursgewinnen) führen können. Bei gegebener Zinsänderung sind die Kursänderungen um so höher, je größer die Restlaufzeit oder Duration der Anleihe ist (vgl. Gleichung (2.11)).

---

[15] Die beschriebene Situation stellt auch eine Verletzung von Bedingung (2.15a) dar. Hier ist die implizite Forward-Rate nach (2.4a) mit 8% zunächst höher als der vom Investor erwartete einperiodige Zins in t+1, bis die Preisanpassungen zu einem Ausgleich geführt haben.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Zusätzlich wird davon ausgegangen, daß Kapitalnehmer die Ausgabe langfristiger Anleihen präferieren, da sie dadurch ihre Planungsunsicherheit reduzieren können. Um Anleger zu veranlassen, trotz des höheren Risikos langfristige Anleihen nachzufragen, muß ihnen im Marktgleichgewicht eine positive Prämie gezahlt werden. Aufgrund der positiven Korrelation von Risiko und Duration nimmt die Liquiditäts- oder Risikoprämie mit der Restlaufzeit der Anleihen zu. Kapitalgeber, die über einen längerfristigen Planungshorizont verfügen, erhalten auf diese Art eine zusätzliche Prämie, ohne dafür ein zusätzliches Risiko tragen zu müssen.

Eine Erweiterung der Liquiditätspräferenztheorie ist der auf Modigliani/Sutch (1966) zurückgehende "Preferred-habitat" Ansatz. Er basiert auf der Annahme, daß Anleger unterschiedliche Präferenzen für einzelne Laufzeitsegmente besitzen. Dies ist darauf zurückzuführen, daß Transakteure ihr Risiko minimieren, wenn ihre in unterschiedlichen Perioden anfallenden Verbindlichkeiten durch korrespondierende Forderungen gedeckt werden. Beispielsweise zieht ein Anleger, der kurzfristig liquide sein muß, kurzfristige Anleihen vor, während ein Anleger, der viele langfristige Verbindlichkeiten besitzt, längerfristige Papiere präferiert. Für diesen Typ Anleger ist der Ertrag einer revolvierenden Anlage in kurzfristige Papiere unsicher, da er mit den zukünftigen kurzfristigen Zinsen variiert, so daß er für den Erwerb kurzfristiger Papiere eine Risikoprämie verlangt.

Nach der "Preferred-habitat" Theorie müssen für diejenigen Laufzeiten Risikoprämien gezahlt werden, für die sich insgesamt eine unzureichende Nachfrage ergibt. Dominieren kurzfristig orientierte Anleger auf Finanzmärkten, werden langfristige Papiere nur in ausreichendem Maß nachgefragt, wenn hierfür eine positive Prämie gezahlt wird. Überwiegen hingegen langfristig orientierte Anleger, kann die Risikoprämie für langfristige Papiere, im Unterschied zu den Prämien im Rahmen der Liquiditätspräferenztheorie, auch negativ sein.

Aufgrund der Substitutionsmöglichkeiten zwischen kurz- und langfristigen Anleihen bleiben die zentralen Aussagen der reinen Erwartungstheorie im Liquiditätspräferenz- und "Preferred-habitat" Ansatz erhalten. Der Unterschied besteht darin, daß zusätzlich eine erwartete Risikoprämie $\Theta_t^{(n,m)}$ berücksichtigt werden muß, wobei n und m jeweils die Restlaufzeiten der Anleihen sind, zwischen denen Substitutionsbeziehungen bestehen. Für m=1 folgt:

$$(2.18) \qquad R_t^{(n)} = \frac{1}{n}(R_t^{(1)} + E_t R_{t+1}^{(1)} + E_t R_{t+2}^{(1)} + \ldots + E_t R_{t+n-1}^{(1)}) + \Theta_t^{(n,1)}.$$

Für beliebige m und n mit ganzzahligem Quotienten $k = n/m$ gilt allgemein:

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$(2.19) \quad R_t^{(n)} = \frac{1}{k}\left(\sum_{i=0}^{k-1} E_t R_{t+m\cdot i}^{(m)}\right) + \Theta_t^{(n,m)}, \qquad n \geq m > 0$$

Auch die übrigen Formulierungen der Erwartungstheorie der Zinsstruktur lassen sich durch Einführung von Risikoprämien modifizieren. Im Fall der erwarteten einperiodigen Überschußrenditen (Holding-Yields) gilt:

$$(2.20) \quad E_t H_t^{(i,1)} = R_t^{(1)} + \Phi_t^{(i,1)}; \qquad i > 1$$

Gleichung (2.20) fordert, daß die erwartete Rendite bei Haltung eines i-periodigen Papiers über eine Periode der Rendite eines einperiodigen Papiers und einer erwarteten Risikoprämie entspricht. Im Unterschied zu den "rolling-risk" Prämien $\Theta_t^{(n,m)}$ werden die erwarteten $\Phi_t^{(i,j)}$ als "holding-risk" Prämien bezeichnet (vgl. Campbell/Shiller (1984)).[16]

Die Forwardraten ergeben sich unter Berücksichtigung von Risikoprämien, als Summe aus korrespondierendem erwarteten Zinssatz und erwarteter "forward-risk"-Prämie $\Psi_t^{(j,i)}$:[17]

$$(2.21) \quad F_t^{(i,j)} = E_t R_{t+j}^{(i)} + \Psi_t^{(j,i)}; \qquad i, j > 0\,.$$

Zwischen den Risikoprämien in (2.19), (2.20) und (2.21) existieren bestimmte definitorische Zusammenhänge, so daß - etwa im Fall von Zinssätzen mit Laufzeiten n und m, für die n=2m ist - die Modellierung einer dieser Prämien ausreicht, um auf die anderen Prämien schließen zu können.[18] Für allgemeine Laufzeiten i und j ist:[19]

$$(2.22) \quad \Theta_t^{(i,j)} = \frac{1}{i}\cdot\left(\sum_{k=0}^{\frac{i}{j}-1} j \cdot E_t\left(\Phi_{t+kj}^{i-kj,j}\right)\right); \qquad i \geq j > 0$$

---

[16] Nach der Liquiditätspräferenztheorie gilt: $0 < \Phi_t^{(2,1)} < \Phi_t^{(3,1)} <. \Phi_t^{(4,1)} <\ldots$.

[17] Die auf den ersten Blick sonderbar erscheinende Notation der forward-risk Prämie ist erforderlich, um die Beziehungen zwischen alternativen Risikoprämien allgemeingültig formulieren zu können.

[18] Vgl. Shiller (1979), S. 1197 und Campbell/Shiller (1984).

[19] Für den Fall (i,j) = (2,1) ergeben sich folgende Beziehungen:

(2.22a) $\Theta_t^{(2,1)} = \frac{1}{2}\cdot\Phi_t^{(2,1)}$

(2.23a) $\Theta_t^{(2,1)} = \frac{1}{2}\cdot\Psi_t^{(1,1)}$

(2.24a) $\Phi_t^{(2,1)} = \Psi_t^{(1,1)}$.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$(2.23)\quad \Theta_t^{(i,j)} = \frac{1}{i} \cdot \left(\sum_{k=0}^{i/j-1} j \cdot \Psi_t^{(kj,j)} \right); \quad i \geq j > 0$$

$$(2.24)\quad \Phi_t^{(i,j)} = \frac{(i-j)}{j} \cdot \Psi_t^{(j,\,i-j)}; \quad i \geq j > 0\,.$$

2.2.3. Die Theorie segmentierter Märkte

Die Marktsegmentationstheorie (Culbertson (1957)) unterstellt, daß Anleihen mit unterschiedlicher Laufzeit nicht substituierbar sind. Die Zinssätze für die einzelnen Laufzeiten ergeben sich nach dieser Theorie durch Angebot und Nachfrage auf den einzelnen Teilmärkten. Die Segmentierung von Teilmärkten ist darauf zurückzuführen, daß Anbieter und Nachfrager auf Kapitalmärkten unter keinen Umständen bereit sind, von ihrem präferierten Laufzeitsegment abzuweichen.

Das Beharren auf bestimmte Fristigkeiten wird damit begründet, daß beispielsweise für Lebensversicherungs-Gesellschaften Auszahlungen zu konkret festgelegten Zeitpunkten fällig werden. Durch Erwerb von Anleihen, die zu diesen Zeitpunkten fällig werden, sind diese Gesellschaften in der Lage, sich gegenüber den anfallenden Verbindlichkeiten vollständig abzusichern. Die Überlegungen gelten in umgekehrter Form für Kreditnehmer, die ein bestimmtes Investitionsprojekt verwirklichen wollen.

Der Theorie segmentierter Märkte kommt heute lediglich noch eine untergeordnete Bedeutung zu, da sie verschiedene in der Realität beobachtbare Zusammenhänge nicht erklären kann. Insbesondere bleibt ungeklärt, aus welchen Gründen Zinssätze mit unterschiedlichen Laufzeiten einen langfristigen Zusammenhang aufweisen und warum sich die gesamte Zinsstruktur nach einem Anstieg kurzfristiger Zinsen nach oben verschiebt (Cook/Hahn (1988, 1989)).

Die Erwartungstheorie und die darauf aufbauende Liquiditätspräferenz- und Preferred-Habitat-Theorie sind heute die populärsten Modelle zur Erklärung der Zinsstruktur (Campbell/Lo/MacKinlay (1997, S. 413), Mishkin (1995, S. 167)). Mit Hilfe dieser Ansätze lassen sich die real beobachteten Zinsstrukturverläufe in plausibler Weise erklären. Beispielsweise verdeutlichen sie, aus welchem Grund sich Zinssätze mit unterschiedlicher Fristigkeit häufig in die gleiche Richtung bewegen. Empirisch sind die angesprochenen Theorien nur durch die Analyse der Risikoprämien zu unterscheiden.

Um Aufschluß über die durchschnittliche Höhe von Risikoprämien für unterschiedliche Laufzeiten zu erhalten, haben Cook/Hahn (1990) die durchschnittlich realisierten einperiodigen Überschußrenditen für Treasury-Bills von

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

zwei bis zwölf Monaten berechnet. Cook/Hahn (1990) finden eine im Durchschnitt positive Risikoprämie für alle Laufzeiten. Die durchschnittliche Risikoprämie steigt mit der Restlaufzeit der Anleihen, allerdings mit einer abnehmenden Rate. Dieses Verhalten entspricht exakt den Aussagen der Liquiditätspräferenztheorie, ist aber auch mit dem Preferred-Habitat-Ansatz vereinbar.

Im folgenden wird auf eine explizite Unterscheidung von Liquiditäts-, Preferred-Habitat- und reiner Erwartungstheorie verzichtet und die Theorien als Spezialfälle der Erwartungstheorie mit im Zeitablauf konstanten Risikoprämien betrachtet.

2.2.4. Interpretation von Zinsstrukturverläufen

Der Verlauf der Zinsstrukturkurve wird häufig herangezogen, um über erwartete zukünftige Zinssätze oder erwartete Inflationsraten Aussagen treffen zu können.[20] Beispielsweise führt die Deutsche Bundesbank (1996b, S. 28) den starken Anstieg der deutschen Renditenstruktur im Oktober 1996 darauf zurück, daß mit höheren Zinsen und Inflationsraten in einer Europäischen Währungsunion gerechnet wird. Im folgenden soll kurz analysiert werden, wie sich derartige Schlußfolgerungen bei Gültigkeit der Erwartungstheorie aus dem Verlauf der Zinsstruktur ableiten lassen.

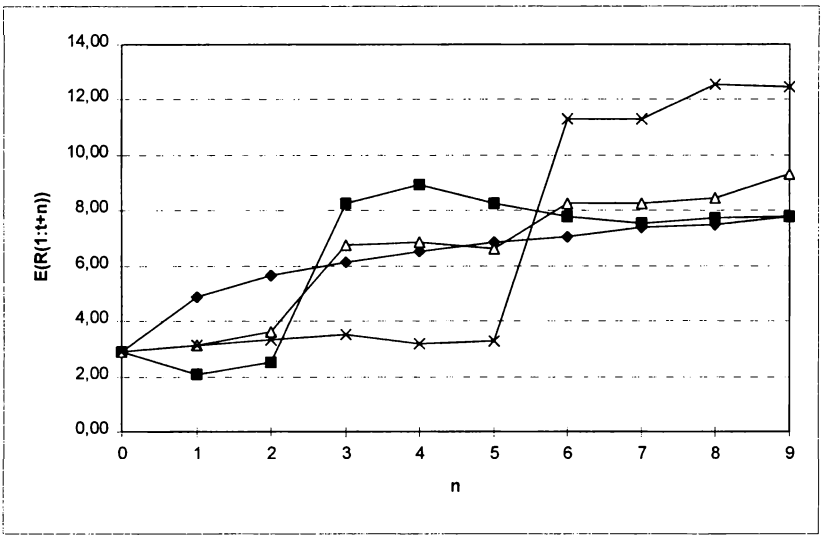
Gleichung (2.14) zeigt, daß bei einem erwarteten Anstieg kurzfristiger Zinsen, der n-periodige Zins oberhalb des einperiodigen Zinses liegt. Die Steigung der Zinskurve ist positiv. Zu untersuchen ist, ob man umgekehrt aus der Steigung der Zinskurve auf die erwarteten einperiodigen Zinsen der nächsten Perioden schließen kann.

Ein solcher Schluß ist nur dann eindeutig, wenn die Laufzeit des n-periodigen Zinses der zweifachen Laufzeit des m-periodigen Zinses entspricht (n=2m). Beispielsweise kann aus einem positiven Spread zwischen zwei- und einperiodigem Zins eindeutig auf einen erwarteten Anstieg des einperiodigen Zinses geschlossen werden. Der für t+1 erwartete Zins eines Papier mit einer Restlaufzeit von einer Periode liegt in diesem Fall oberhalb der heutigen ein- und zweiperiodigen Zinssätze.

---

[20] Nach der Fisherschen Zinsgleichung ergibt sich der in der Zinsstruktur erfaßte Nominalzins für eine bestimmte Laufzeit k aus erwartetem Realzins und der erwarteten Inflationsrate zwischen t und t+k: $i_t^k = E_t r_t^k + E_t \pi_t^k$. Unter der Annahme, daß Zinsänderungen in erster Linie auf geänderte Inflationserwartungen zurückzuführen sind, und die Erwartungstheorie gilt, läßt sich aus dem Verlauf der Zinsstruktur auf die erwartete Inflationsentwicklung schließen. Eine steigende (inverse) Zinsstrukturkurve ist in diesem Fall ein Indikator für einen erwarteten Anstieg (Rückgang) der Inflationsrate.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH



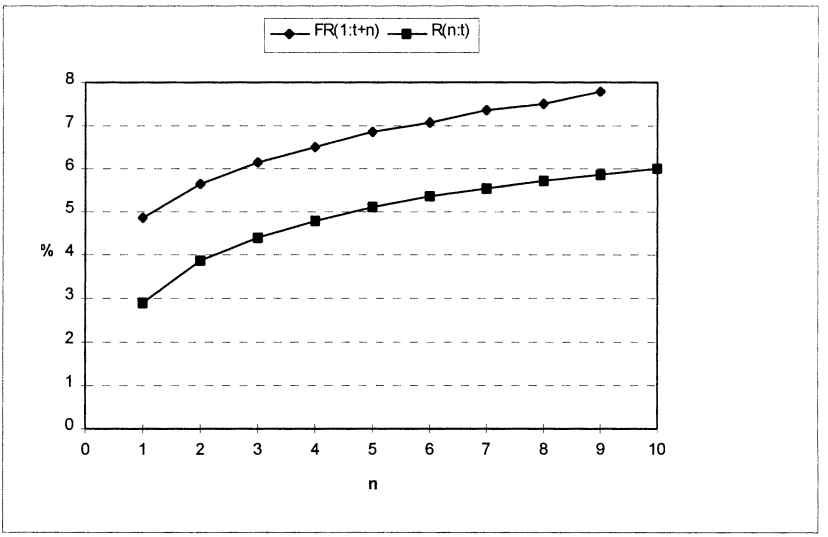
Deutsche Bundesbank, eigene Berechnungen. E(R(1:t+n)) ist die erwartete Rendite einer einperiodigen Anleihe in t+n.

Abbildung 2.2: Alternative Verläufe erwarteter Einperiodenrenditen

Dagegen ist ein positiver Spread zwischen Zehn- und Einjahreszins mit unterschiedlichen Verläufen von Einjahreszinsen in den nächsten zehn Jahren kompatibel. Der Spread zeigt hier lediglich an, daß erwartet wird, daß der Einjahreszins im *Durchschnitt* der nächsten zehn Jahre oberhalb des heutigen Einjahreszinses liegt. Dieser Zusammenhang gilt analog für die Renditen von Kupon-Anleihen. Alternative Verläufe der erwarteten Einjahresrenditen der nächsten zehn Jahre bei dem im Oktober 1996 beobachteten Spread zwischen Zehn- und Einjahresrendite von 3,13% sind in Abbildung 2.2 dargestellt.

Um herauszufinden, welcher Verlauf tatsächlich von Marktteilnehmern erwartet wird, müssen die einperiodigen Forwardraten $F_t^{(1,n)}$ für alle n = 1...9 ermittelt werden. Dazu ist die Kenntnis der gesamten Renditenstruktur erforderlich. Abbildung 2.3 zeigt die Renditenstruktur im Oktober 1996 und die sich daraus ergebenden einperiodigen Terminrenditen. Man erkennt, daß die Terminrenditenstruktur (als Grenzgröße) bei steigender Renditenstruktur oberhalb der Renditenstruktur (als Durchschnittsgröße) verläuft. Umgekehrt liegen die einperiodigen Terminrenditen bei negativer Renditenstrukturkurve unterhalb der Renditenstruktur.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH



Deutsche Bundesbank, eigene Berechnungen. Die Forwardraten (FR(1:t+n)) wurden nach Gleichung (2.4b) aus den in t vorliegenden Renditen (R(n:t)) berechnet. Bei der Kalkulation wurde ein Linearisierungszins von 6,75 % zugrunde gelegt. Dies entspricht der Durchschnittsrendite der letzten 10 Jahre.

Abbildung 2.3: Renditenstruktur und einperiodige Terminrenditen

2.3. Empirische Testansätze der Erwartungstheorie

Im folgenden Abschnitt werden die adäquaten Testansätze der Erwartungstheorie mit im Zeitablauf konstanten Risikoprämien aus den Integrations- und Kointegrationseigenschaften von Zinsen und Forwardraten abgeleitet. Im ersten Schritt wird das Kointegrationskonzept vorgestellt. Im Anschluß wird gezeigt, wie sich aus diesem Konzept der Testansatz der Erwartungshypothese für Änderungen kurzfristiger Zinsen herleiten läßt. Dabei wird zunächst auf den Informationsgehalt des Spread zwischen zwei- und einperiodigen Zinssätzen für Änderungen des einperiodigen Zinses in der nächsten Periode eingegangen. Im Mittelpunkt des nächsten Kapitels steht der Informationsgehalt von Spreads zwischen Monats- und Tagesgeldzins für durchschnittliche Änderungen des Tagesgeldzinses im folgenden Monat. Diese Abfolge wurde gewählt, da auch hier die entsprechende Implikation der Erwartungshypothese für Änderungen kurzfristiger Zinssätze in der langen Frist getestet wird. Im folgenden Kapitel wird der relevante Testansatz für Änderungen langfristiger Zinssätze in der kurzen Frist hergeleitet. Diese Einteilung wird im Rahmen der Untersuchungen zur deutschen Zinsstruktur beibehalten.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Zusammen mit den jeweiligen Testansätzen werden die empirischen Ergebnisse für die amerikanische Zinsstruktur dargestellt und die sich daraus ergebenden "Puzzle", die für die Erwartungstheorie der Zinsstruktur bestehen, aufgezeigt.

2.3.1. Kointegration als notwendige Bedingung der Erwartungshypothese

Angesichts der in zahlreichen empirischen Untersuchungen dokumentierten stochastischen Instationarität von Nominalzinsen und Forwardraten (Deaves (1996), Anker (1993), Kirchgässner/Wolters (1990)) sind Tests der Erwartungstheorie, die auf den Gleichungen (2.20) oder (2.21) basieren, inadäquat.[21] Granger/Newbold (1974) zeigen, daß in OLS-Regressionen, in denen Regressor und Regressand instationär sind, zu häufig eine signifikante Beziehung nachgewiesen wird. In der Literatur werden diese Korrelationen als Nonsens- oder Scheinkorrelationen bezeichnet.

Eine Möglichkeit, solche Scheinkorrelationen zu vermeiden, besteht darin, die instationären Zeitreihen durch d-maliges Differenzieren in stationäre Zeitreihen zu verwandeln und Regressionen mit den transformierten Variablen durchzuführen. Der Parameter d wird als Integrationsgrad der Zeitreihe bezeichnet. Allerdings gehen durch die Differenzenbildung Informationen über mögliche langfristige Beziehung zwischen den Zeitreihen verloren. Um diese Informationen in die Schätzung einzubeziehen, ist auf das von Granger (1981) entwickelte Kointegrationskonzept zurückzugreifen.

Darstellung des Kointegrationskonzepts

Im folgenden sei das Schätzproblem

$$y_t = a + b \cdot x_t + u_t \tag{2.25}$$

betrachtet, das sich ergibt, wenn x_t und y_t zwei Prozesse mit einem Integrationsgrad von Eins (I(1)) sind. Da sich die Niveaus der beiden Zeitreihen im Normalfall beliebig voneinander entfernen, ist der Störterm als Linearkombination der beiden Variablen im Normalfall ebenfalls I(1). Diese Instationarität der Variablen in Gleichung (2.25) stellt eine Verletzung der Annahmen des Klassischen Linearen Regressionsmodells dar, so daß eine OLS-Schätzung zu verzerrten Schätzern der Koeffizienten a und b führt.

[21] Zu einer theoretischen Begründung für das Random-Walk Verhalten langfristiger Zinssätze vgl. Pesando (1979).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Eine Ausnahme ergibt sich, wenn zwischen x_t und y_t ein langfristig stabiler Zusammenhang besteht. In diesem Fall existiert eine Linearkombination $y_t - a - b \cdot x_t$, bei der u_t stationär ist; x_t und y_t heißen *kointegriert*, mit dem Kointegrationsvektor (1,-b).[22] Der durch $y_t = a + b \cdot x_t$ beschriebene langfristige Zusammenhang wird auch als Gleichgewichtsbeziehung und u_t als Gleichgewichtsabweichung interpretiert.

Wenn x_t und y_t kointegriert sind, liefert eine OLS-Schätzung der Regression (2.25) super-konsistente Schätzer der Parameter a und b. Dies bedeutet, daß die Varianz des Parameterschätzers mit wachsendem Stichprobenumfang schneller sinkt, als dies in einer Regression mit ausschließlich stationären Variablen der Fall ist (Stock (1987)). Allerdings sind in endlichen Stichproben die OLS-Schätzer verzerrt und somit Hypothesentests über den Kointegrationsparameter nicht möglich (Davidson/MacKinnon (1993, S. 719)).

Das Kointegrationskonzept kann verwendet werden, um zu testen, ob zwischen zwei I(1)-Variablen ein langfristiger Zusammenhang besteht. Um darüber hinaus die kurzfristige Dynamik zwischen den I(1) Variablen zu analysieren, ist an der *Fehlerkorrekturdarstellung* anzusetzen. Nach dem Granger-Repräsentationstheorem[23] besitzen zwei kointegrierte I(1)-Prozesse x_t und y_t die Fehlerkorrekturdarstellung:

$$(2.26) \quad \begin{aligned} \Delta x_t &= -\gamma_1 \cdot u_{t-1} + verzögerte\left(\Delta x_t, \Delta y_t\right) + d(L)\varepsilon_{1t} \\ \Delta y_t &= -\gamma_2 \cdot u_{t-1} + verzögerte\left(\Delta x_t, \Delta y_t\right) + d(L)\varepsilon_{2t} \end{aligned},$$

mit $u_t = y_t - a - b \cdot x_t$.

Dabei bezeichnet Δ den Differenzenoperator, $d(L)$ ein Lag-Polynom endlicher Ordnung und ε_{1t}, ε_{2t} zwei white-noise Prozesse, die untereinander korreliert sein dürfen. Es gilt: $|\gamma_1| + |\gamma_2| \neq 0$.

Das Granger-Repräsentationstheorem besagt, daß im Kointegrationsfall Änderungen einer Größe von verzögerten Änderungen der gleichen Größe, verzögerten Änderungen einer anderen Größe und der um einer Periode verzögerten Gleichgewichtsabweichung u_{t-1} abhängen. Umgekehrt müssen zwei Zeitreihen, die sich durch ein Fehlerkorrekturmodell darstellen lassen, kointegriert sein. Falls keine langfristige Gleichgewichtsbeziehung existiert (x_t und y_t sind nicht kointegriert), besitzt das Fehlerkorrekturmodell keine Relevanz.

Bezüglich der Erwartungstheorie läßt sich zeigen, daß die in der Literatur verwendeten Standardtests der Erwartungshypothese mit konstanten Risikoprämien restringierte Fehlerkorrekturmodelle für Spot- und Forwardraten dar-

---

[22] Vgl. Granger (1981) und Engle/Granger (1987).

[23] Vgl. Granger (1986), S. 69.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

stellen. Der Nachweis einer Kointegrationsbeziehung zwischen Spot- und Forwardraten ist somit eine notwendige, wenn auch nicht hinreichende Bedingung für die Gültigkeit der Erwartungstheorie (Wolters (1995, S. 195)). Umgekehrt deutet jedoch die Ablehnung einer Kointegrationsbeziehung darauf hin, daß die Erwartungstheorie keine adäquate Erklärung der Zinsstruktur darstellt oder daß Risikoprämien instationär sind.

2.3.2. Der Informationsgehalt des Spread für Änderungen kurzfristiger Zinsen

In diesem Abschnitt wird der ökonometrische Testansatz der Erwartungshypothese mit Hilfe des Kointegrationskonzepts hergeleitet. Die Herleitung stellt ab auf die Beziehung zwischen ein- und zweiperiodigen Zinssätzen. Anknüpfungspunkt ist die von der Erwartungshypothese (vgl. Gleichung (2.21)) geforderte Übereinstimmung der einperiodigen Terminrendite in t+1 mit dem erwarteten einperiodigen Kassazins in t+1 und einer, als konstant unterstellten, Risikoprämie:

$$(2.27) \qquad F_t^{(1,1)} = E_t R_{t+1}^{(1)} + \Psi^{(1,1)}$$

Das Problem eines empirischen Tests von (2.27) besteht darin, daß der Wert von $E_t R_{t+1}^{(1)}$ nicht beobachtbar ist. Um die Erwartungstheorie zu testen, wird daher gefordert, daß sich Marktteilnehmer bei der Erwartungsbildung rational verhalten. Daraus folgt:

$$(2.28) \qquad R_{t+1}^{(1)} = E_t R_{t+1}^{(1)} + u_{t+1} \, .$$

Die Annahme rationaler Erwartungen beinhaltet, daß Marktteilnehmer in einem ihnen bekannten und stabilen wirtschaftlichen Umfeld keine systematischen Erwartungsfehler begehen und keine in Periode t verfügbaren Informationen unberücksichtigt lassen, die die Güte ihrer Prognosen verbessern. Dies bedeutet, daß der Prognosefehler u_{t+1} einen Erwartungswert von Null aufweist und mit keinem Element der in t verfügbaren Informationsmenge korreliert. In Verbindung mit der Annahme rationaler Erwartungen wird die Erwartungstheorie auch als rationale Erwartungstheorie der Zinsstruktur bezeichnet. Durch Einsetzen von (2.28) in (2.27) erhält man:

$$(2.29) \qquad R_{t+1}^{(1)} = -\Psi^{(1,1)} + F_t^{(1,1)} + u_{t+1} \, .$$

Empirische Evidenzen zur Erwartungshypothese resultieren aus Regressionen mit Spot- und Forwardraten. Im Fall rationaler Erwartungen und konstanter Risikoprämien stellt

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$(2.30) \quad R_{t+1}^{(1)} = \beta_0 + \beta_1 \cdot F_t^{(1,1)} + u_{t+1}$$

eine Regressionsbeziehung dar, in der die Störgröße einen Erwartungswert von Null aufweist und mit dem Regressor unkorreliert ist.[24] Bei Gültigkeit der Erwartungstheorie muß $\beta_1 = 1$ sein.

Allerdings ist Gleichung (2.30) bei instationären Zinssätzen nicht für einen Test der Erwartungstheorie geeignet. Bei Gültigkeit der Erwartungstheorie ist die Forwardrate als optimale Prognose der Spotrate ebenfalls I(1) und mit der Spotrate kointegriert.[25] Da die Kointegrationsregression (2.30) nur auf den langfristigen Zusammenhang von Forward- und Spotrate abstellt, wird unter der Nullhypothese der Kointegrationsparameter β_1 superkonsistent geschätzt, unabhängig von der kurzfristigen Dynamik in der Beziehung zwischen Spot- und Forwardrate. Selbst ein autokorrelierter oder mit der Forwardrate korrelierter Störterm kann bei der Schätzung vernachlässigt werden. Auch eine zeitvariable Risikoprämie wirkt sich nicht auf die Schätzung aus, solange sie stationär ist (Evans/Lewis (1994, S. 296)).

Um zu testen, ob die kurzfristige Dynamik der Kassakurse mit der Erwartungstheorie kompatibel ist, ist an der Fehlerkorrekturdarstellung für $R_t^{(1)}$ ansetzen. Diese lautet:

$$(2.31) \quad \Delta R_{t+1}^{(1)} = \alpha_0 - \beta\,(R_t^{(1)} - \beta_0 - \beta_1 F_{t-1}^{(1,1)}) + a_1 \Delta R_t^{(1)} + \ldots + a_m \Delta R_{t-m}^{(1)} + b_1 \Delta F_t^{(1,1)} + \ldots + b_m \Delta F_{t-m}^{(1,1)} + \Theta(L) u_{t+1}$$

Andererseits erhält man durch Umformungen von (2.30) unter der Nullhypothese:

$$(2.32) \quad \Delta R_{t+1}^{(1)} = -(R_t^{(1)} - \beta_0 - F_{t-1}^{(1,1)}) + \Delta F_t^{(1,1)} + u_{t+1}\,.$$

Nach Gleichung (2.32) ergibt sich die Veränderung der Spotrate aus der Veränderung der Forwardraten unter Berücksichtigung des Fehlerkorrekturterms, hier des in t-1 gemachten Prognosefehlers. Zusätzliche Verzögerungen von Spot- und Forwardraten dürfen auf effizienten Märkten keinen Erklärungsgehalt haben und der Prognosefehler u_{t+1} muß frei von Autokorrelation sein.

Die Gültigkeit der Erwartungstheorie impliziert damit folgende Nullhypothese für das Fehlerkorrekturmodell (2.31):

---

[24] Im Fall der hier betrachteten Ein-Schritt-Prognose ist der Prognosefehler auch frei von Autokorrelation.

[25] Gleichung (2.29) zeigt, daß bis auf eine konstante Prämie die Forwardrate eine optimale Prognose der zukünftigen Spotrate auf Basis der Informationsmenge Ω_t darstellt, wobei Ω_t verzögerte Werte von $R_t^{(1)}$ enthält. Unter dieser Voraussetzung muß zwischen Forward- und Spotrate eine Kointegrationsbeziehung bestehen. Vgl. Granger (1986, (ii)).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$(2.33)\quad \alpha_0 = 0, \left(\beta, \beta_0, \beta_1, b_1\right) = \left(1, \beta_0, 1, 1\right), a_1 = \ldots = a_m = 0, b_2 = \ldots = b_m = 0, \Theta(L) = 1$$

Werden die Restriktionen über die verzögerten Forward- und Spotratenänderungen und über das Lag-Polynoms direkt in (2.31) implementiert, ergibt sich:

$$(2.34)\quad \Delta R_{t+1}^{(1)} = \alpha_0 - \beta\left(R_t^{(1)} - \beta_0 - \beta_1 F_{t-1}^{(1,1)}\right) + b_1 \Delta F_t^{(1,1)} + u_{t+1}$$

Berücksichtigt man ferner die unter der Nullhypothese geltenden Restriktionen $\beta_1 = 1$ und $b_1 = 1$, erhält man den beispielsweise von Fama (1984) und Hardouvelis (1988) verwendeten Testansatz der Erwartungstheorie:

$$(2.35)\quad \Delta R_{t+1}^{(1)} = \alpha^* + \beta\left(F_t^{(1,1)} - R_t^{(1)}\right) + u_{t+1}.$$

Bei Gültigkeit der Erwartungshypothese mit konstanten Risikoprämien muß β gleich Eins sein. Ein signifikant von Eins abweichender Schätzwert für β ist unvereinbar mit der Erwartungstheorie der Zinsstruktur oder einer der angenommenen Hypothesen.[26] Ein signifikant von Null verschiedener Regressionskoeffizient für β zeigt, daß der Spread Informationsgehalt bezüglich der zukünftigen Entwicklung des einperiodigen Zinses besitzt.

Im Fall einer zeitlich konstanten Risikoprämie ist der Test der Nullhypothese $\beta = 1$ gleichzeitig ein Test auf Unverzerrtheit: Es wird getestet, ob die am Markt prognostizierten Zinsänderungen im Durchschnitt mit den realisierten Zinsänderungen übereinstimmen. Abweichungen von Eins sind unter den getroffenen Annahmen auf die Korrelation von Prognosen und Prognosefehler zurückzuführen und können als Hinweis für die Ineffizienz von Marktprognosen interpretiert werden. Berücksichtigt man die Definition der Forwardrate, ergibt sich der alternative Testansatz:

$$(2.36)\quad \frac{1}{2}(R_{t+1}^{(1)} - R_t^{(1)}) = \alpha + \beta\left(R_t^{(2)} - R_t^{(1)}\right) + u_{t+1}.$$

Beträgt die Laufzeit des einperiodigen Zinses m Monate und ist n=2m, gilt:

$$(2.36a)\quad \frac{1}{2}\left(R_{t+m}^{(m)} - R_t^{(m)}\right) = \alpha + \beta\left(R_t^{(n)} - R_t^{(m)}\right) + u_{t+m}.$$

---

[26] Die Tatsache, daß die Kointegration von Spot- und Forwardrate eine notwendige Bedingung der Erwartungstheorie darstellt, wird in Wolters (1995) und Evans/Lewis (1994) beschrieben. Hall/Anderson/Granger (1992) testen die Erwartungstheorie in einem Fehlerkorrekturmodell. Die Beziehung zwischen Kointegrationsgleichung und restringiertem Fehlerkorrekturmodell werden für den Fall der ungedeckten Zinsparität von Hakkio/Rush (1989) aufgezeigt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Gleichung (2.36) kann mit OLS konsistent geschätzt werden. Das Problem dieser Schätzung sind die sich überlappenden Prognosefehler, wenn das Datenerhebungsintervall nicht mit dem Prognoseintervall übereinstimmt. Wird beispielsweise eine Regression der Änderung des Dreimonatszinses auf den Spread zwischen Sechs- und Dreimonatszinsen mit Monatsdaten durchgeführt, weist der Störterm als rationaler Erwartungsfehler einer Drei-Schritt-Prognose die Autokorrelationsstruktur eines MA(2)-Prozesses auf. Dies ist deswegen der Fall, weil bei einem Prognosehorizont von drei Perioden und einem Datenerhebungsintervall von einer Periode der in t+3 realisierte Prognosefehler mit den Prognosefehlern aus t+1 und t+2 korreliert.[27] Aufgrund dieser Autokorrelationsstruktur liefert OLS inkonsistente Schätzwerte der Varianz/Kovarianzmatrix. Einen konsistenten Schätzer dieser Matrix, der Autokorrelation und Heteroskedastizität der Prognosefehler berücksichtigt, erhält man mit der Methode von Hansen (1982).

Die Erwartungshypothese der Zinsstruktur ist in zahlreichen Untersuchungen für unterschiedliche Laufzeiten von Zinssätzen getestet worden. Während die empirischen Ergebnisse für die USA die langfristige Gültigkeit der Erwartungstheorie stützen (Hall/Anderson/Granger (1992)), ist die Evidenz bezüglich der kurzfristigen Dynamik uneinheitlich. Tabelle 2.1 enthält eine Auswahl amerikanischer Zinsstrukturergebnisse. Die Punktschätzungen der anhand der Gleichungen (2.35) und (2.36) geschätzten β-Koeffizienten sind zusammen mit deren Standardabweichung und dem Bestimmtheitsmaß der Regression nach der Laufzeit der einperiodigen Anleihe geordnet. Beispielsweise stammt der geschätzte β-Wert -0.147 von Campbell/Shiller (1991) aus einer Regression der durchschnittlichen Änderung von Dreimonatszinsen auf den Spread zwischen Sechs- und Dreimonatszins.

Nahezu alle geschätzten Koeffizienten liegen deutlich unter dem theoretischen Wert von Eins, einige sind nicht einmal signifikant von Null verschieden. Das oftmals niedrige Bestimmtheitsmaß läßt darauf schließen, daß Zinsänderungen in vielen Fällen nicht erwartet wurden, so daß naive "no-change" Prognosen fast gleichwertige Prognosen liefern. Naive no-change-Prognosen sind dann optimal, wenn der kurzfristige Zins einem random-walk folgt. Langfristige Zinsen (und Forwardraten) sollten in diesem Fall bis auf eine Risikoprämie den kurzfristigen Zinsen entsprechen, so daß der Regressor in (2.36) konstant ist und keinen Erklärungsgehalt für zukünftige Zinsänderungen aufweist.

[27] Allgemein folgt eine Störgröße, die rationale Erwartungsfehler von k-Schritt-Prognosen reflektiert, einem MA(k-1) Prozeß (vgl. Hansen/Hodrick (1980)).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 2.1

Der Informationsgehalt der US-Zinsstruktur für Änderungen kurzfristiger Zinsen

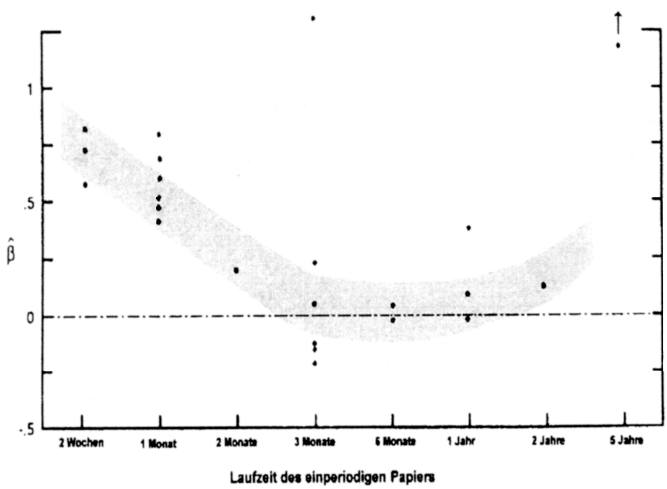
$$\frac{1}{2}\left(R_{t+m}^{(m)} - R_t^{(m)}\right) = \alpha + \beta\left(R_t^{(2m)} - R_t^{(m)}\right) + u_{t+m}$$

m	β	se (β)	R^2	Zeitraum	Quelle
2 Wochen	0,605 [a]	0,147	0,131	01/1972 - 10/1979	Hardouvelis (1988)
2 Wochen	0,847 [a]	0,088	0,426	10/1979 - 10/1982	
2 Wochen	0,762 [a]	0,049	0,609	10/1982 - 11/1985	
1 Monat	0,460 [a]	0,070	0,130	02/1959 - 07/1982	Fama (1984)
1 Monat	0,810 [a]	0,240	0,240	02/1979 - 07/1982	
1 Monat	0,501 [a]	0,119	-	01/1952 - 02/1987	Campbell/Shiller (1991)
1 Monat	0,420 [a]	0,120	-	06/1964 - 12/1988	Evans/Lewis (1994)
1 Monat	0,592 [a]	0,098	0,152	02/1984 - 07/1991	Roberds *et al.* (1996)
1 Monat	0,696	0,539	0,023	10/1979 - 10/1982	
2 Monate	0,195	0,281	-	01/1952 - 02/1987	Campbell/Shiller (1991)
3 Monate	-0,147	0,200	-	01/1952 - 02/1987	Campbell/Shiller (1991)
3 Monate	-0,200	0,220	0,000	12/1966 - 08/1986	Cook/Hahn (1990)
3 Monate	0,059	0,240	0,350	03/1969 - 12/1986	Froot (1989)
3 Monate	0,230	0,185	0,010	01/1959 - 02/1979	Mankiw/Miron (1986)
3 Monate	-0,141	0,608	0,002	02/1984 - 07/1991	Roberds *et al.* (1996)
3 Monate	1,320 [a]	0,267	0,086	10/1979 - 10/1982	Roberds *et al.* (1996)
6 Monate	0,044	0,329	-	01/1952 - 02/1987	Campbell/Shiller (1991)
6 Monate	-0,010	0,320	0,000	12/1966 - 08/1986	Cook/Hahn (1990)
12 Monate	-0,017	0,372	-	01/1952 - 02/1987	Campbell/Shiller (1991)
12 Monate	0,090	0,280	0,000	01/1964 - 12/1984	Fama/Bliss (1987)
12 Monate	0,380	0,270	0,020	01/1952 - 02/1983	Cook/Hahn (1990)
24 Monate	0,137	0,617	-	01/1952 - 02/1987	Campbell/Shiller (1991)
60 Monate	2,788 [a]	0,963	-	01/1952 - 02/1987	Campbell/Shiller (1991)

β ist der geschätzte Regressionskoeffizient. se(β) kennzeichnet den Standardfehler des β-Koeffizienten und R^2 das Bestimmtheitsmaß der Regression. Die Standardfehler sind mit der Methode von Hansen (1982) um Autokorrelation und Heteroskedastizität bereinigt.
a,b,c kennzeichnen signifikante Teststatistiken auf 1%-, 5%- und 10%- Niveau.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 2.1 zeigt ferner, daß eine deutliche Abhängigkeit der $\hat{\beta}$-Koeffizienten von der Laufzeit des kurzfristigen Papiers besteht. Während der Informationsgehalt von Spreads zwischen Zwei- und Einmonatszins für Änderungen des Einmonatszinses im nächsten Monat verhältnismäßig hoch ist, enthält der Spread zwischen Sechs- und Dreimonatszins und zwischen Zwölf- und Sechsmonatszins in der Regel keinen Informationsgehalt für den Dreimonatszins in drei Monaten bzw. für den Sechsmonatszins in einem halben Jahr. Ab einem Prognosehorizont von zwei Jahren nimmt der Informationsgehalt von Zinsspreads erneut zu. Abbildung 2.4 zeigt den U-förmigen Zusammenhang zwischen $\hat{\beta}$-Koeffizient und der Restlaufzeit des einperiodigen Papiers.



Quelle: Rudebusch (1995), modifiziert.

Abbildung 2.4: $\hat{\beta}$-Koeffizient und Restlaufzeit des einperiodigen Papiers

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

2.3.3. Der Informationsgehalt des Spread zwischen Monatszinsen und Tagesgeldzins

Beträgt die Laufzeit des langfristigen Zinses mehr als zwei Perioden, so ergibt sich der langfristige Zins nach der Erwartungshypothese als Durchschnitt aus aktuellem und der für die nächsten Perioden erwarteten einperiodigen Zinsen sowie einer (konstanten) Risikoprämie:

$$(2.37) \quad R_t^{(n)} = \frac{1}{n}\left(R_t^{(1)} + E_t \sum_{i=1}^{n-1} R_{t+i}^{(1)}\right) + \Theta^{(n,1)}$$

Durch Umformen erhält man unter Beachtung von (2.28) die Schätzgleichung:

$$(2.38) \quad \frac{1}{n}\left(\sum_{i=0}^{n-1} R_{t+i}^{(1)}\right) - R_t^{(1)} = a + \beta\left(R_t^{(n)} - R_t^{(1)}\right) + v_{t+n-1}\,.$$

Die Variable auf der linken Seite

$$\frac{1}{n}\left(\sum_{i=0}^{n-1} R_{t+i}^{(1)}\right) - R_t^{(1)}$$

wird auch als Spread bei vollkommener Voraussicht bzw. "Perfect-Foresight-Spread" $S_t^{(n,1)*}$ bezeichnet (Campbell/Shiller (1991, S.498).[28] Nach der Erwartungstheorie sollte der Koeffizient β einer Regression des Perfect-Foresight-Spread auf den aktuellen Spread Eins betragen.

Gleichung (2.38) kann verwendet werden, um Aufschluß über den Informationsgehalt des Spread am kurzen Ende der Zinsstruktur zu erhalten. Die in den USA festgestellten Evidenzen bezüglich des Informationsgehalts von Spreads zwischen Monats- respektive Dreimonatszins und Tagesgeldzins für durchschnittliche Änderungen des Tagesgeldzinses sind in Tabelle 2.2 dargestellt. Sie belegen, daß die Entwicklung des Tagesgeldsatzes bis zu einem Horizont von drei Monaten gut prognostiziert werden kann.

---

[28] Der Perfect-Foresight-Spread ist für allgemeine n,m mit ganzzahligem Quotien $k = n/m$ definiert als

$$S_t^{(n,m)*} = \frac{1}{k}\left(\sum_{i=0}^{k-1} R_{t+im}^{(m)}\right) - R_t^{(m)}\,.$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 2.2

Der Informationsgehalt der US-Zinsstruktur für Änderungen des Tagesgeldsatzes in den nächsten ein bis drei Monaten

$$\frac{1}{n}\left(\sum_{i=0}^{n-1} R_{t+i}^{(1)}\right) - R_t^{(1)} = a + \beta\left(R_t^{(n)} - R_t^{(1)}\right) + v_{t+n-1}$$

n	β	se (β)	R^2	Zeitraum	Quelle
30 Tage	0,711 [a]	0,087	0,439	02/1984 - 07/1991	Roberds et al. (1996)
30 Tage	0,663 [a]	0,135	0,186	10/1979 - 10/1982	Roberds et al. (1996)
60 Tage	0,698 [a]	0,068	0,454	02/1984 - 07/1991	Roberds et al. (1996)
60 Tage	0,800 [a]	0,247	0,158	10/1979 - 10/1982	Roberds et al. (1996)
90 Tage	0,635 [a]	0,083	0,356	02/1984 - 07/1991	Roberds et al. (1996)
90 Tage	0,884 [a]	0,258	0,156 *	10/1979 - 10/1982	Roberds et al. (1996)
90 Tage	0,200	0,130	0,070	01/1972 - 10/1979	Simon (1990)
90 Tage	1,100 [a]	0,300	0,310 *	10/1979 - 10/1982	Simon (1990)
90 Tage	0,250	0,180	0,050	11/1982 - 11/1987	Simon (1990)
90 Tage	0,500 [a]	0,170	0,140	01/1972 - 11/1987	Simon (1990)

β ist der geschätzte Regressionskoeffizient. se(β) kennzeichnet den Standardfehler des β-Koeffizienten und R^2 das Bestimmtheitsmaß der Regression. Die Standardfehler sind mit der Methode von Hansen (1982) um Autokorrelation und Heteroskedastizität bereinigt. a,b,c kennzeichnen signifikante Teststatistiken auf 1%-, 5%- und 10%- Niveau.

* In der Phase von 1979-1982 ist der nicht durch den Spread erklärte Teil der Entwicklung von Tagesgeldzinsen rund viermal so hoch wie zwischen 1982 und 1987.

2.3.4. Der Informationsgehalt des Spread für Änderungen langfristiger Zinsen

Ein alternativer Test der Erwartungshypothese setzt an den erwarteten einperiodigen Holding-Yields langfristiger Anleihen an. Gemäß der Erwartungstheorie sollte die Rendite einer n-periodigen Anleihe bei einer Haltedauer von einer Periode der Summe aus einperiodigem Zins und einer (konstanten) "holding-risk" Prämie entsprechen:

$$(2.20) \qquad E_t H_t^{(n,1)} = R_t^{(1)} + \Phi^{(n,1)} .$$

Durch Einsetzen der Definition einperiodiger Holding-Yields - (2.7a) - erhält man:

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$(2.39)\quad n \cdot R_t^{(n)} = R_t^{(1)} + (n-1) \cdot E_t R_{t+1}^{(n-1)} + \Phi^{(n,1)}.$$

Unterstellt man rationale Erwartungen $R_{t+1}^{(n-1)} = E_t R_{t+1}^{(n-1)} + u_{1,t+1}$ und berücksichtigt die Definition der Forwardrate $F_t^{(n-1,1)}$, läßt sich (2.39) umformen zu:

$$(2.40)\quad F_t^{(n-1,1)} + u_{1,t+1} - \frac{1}{n-1}\,\Phi^{(n,1)} = R_{t+1}^{(n-1)}.$$

Empirisch kann diese Beziehung anhand der Regression

$$(2.41)\quad R_{t+1}^{(n-1)} = \delta_0 + \delta_1 \cdot F_t^{(n-1,1)} + u_{1,t+1}$$

überprüft werden. Die Nullhypothese lautet $\delta_1 = 1$. Aufgrund der Instationarität langfristiger Zinssätze ist der Regressionsansatz (2.41) allerdings wiederum nicht für einen direkten Test der Erwartungshypothese geeignet. Die Kointegration von $R_t^{(n-1)}$ und $F_t^{(n-1,1)}$ ist lediglich eine notwendige Bedingung für die Gültigkeit der Erwartungstheorie. Analog zu den Überlegungen in Kapitel 2.3.2 knüpft der Test der Erwartungshypothese daher an der Fehlerkorrekturdarstellung von $R_t^{(n-1)}$:

$$(2.42)\quad \begin{aligned}\Delta R_{t+1}^{(n-1)} = a_0 - \gamma(R_t^{(n-1)} - \delta_0 - \delta_1 \cdot F_{t-1}^{(n-1,1)}) + a_1 \Delta R_t^{(n-1)} + \ldots + a_m \Delta R_{t-m}^{(n-1)} \\ + b_1 \Delta F_t^{(n-1,1)} + \ldots + b_m \Delta F_{t-m}^{(n-1,1)} + \phi(L) u_{1,t+1}\end{aligned}$$

an. Durch Umformungen von (2.41) unter der Nullhypothese erhält man:

$$(2.43)\quad \Delta R_{t+1}^{(n-1)} = -(R_t^{(n-1)} - \delta_0 - F_{t-1}^{(n-1,1)}) + \Delta F_t^{(n-1,1)} + u_{1,t+1}.$$

Nach Gleichung (2.43) ergibt sich die einperiodige Änderung der Rendite einer Null-Kupon Anleihe mit einer Laufzeit von (n-1) Perioden aus der Änderung der Forwardrate unter Berücksichtigung des in t-1 gemachten Prognosefehlers. Gleichung (2.43) stellt eine restringierte Version des Fehlerkorrekturmodells (2.42) dar. Durch Implementieren der Restriktionen

$$a_0 = 0,\ (\gamma, \delta_0, \delta_1, b_1) = (1, \delta_0, 1, 1),\ a_1 = \ldots = a_m = 0,\ b_2 = \ldots = b_m = 0,\ \phi(L) = 1$$

in (2.42) ergibt sich als Testansatz der Erwartungshypothese der Zinsstruktur:

$$(2.44)\quad \Delta R_{t+1}^{(n-1)} = \delta_0 - \delta(R_t^{(n-1)} - F_t^{(n-1,1)}) + u_{1,t+1}.$$

Bei Gültigkeit der Erwartungshypothese der Zinsstruktur mit konstanten Risikoprämien muß δ Eins sein. Einen alternativen Testansatz erhält man durch Einsetzen der Definition der Forwardrate:

$$(2.45)\quad R_{t+1}^{(n-1)} - R_t^{(n-1)} = \delta_0 + \delta\left(\frac{n \cdot R_t^{(n)} - R_t^{(1)}}{(n-1)} - R_t^{(n-1)}\right) + u_{1,t+1}.$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Identische Umformungen von (2.45) unter der Nullhypothese ($\delta = 1$) ergeben:

$$(2.46) \quad (R_{t+1}^{(n-1)} - R_t^{(n)}) = \delta_0 + \frac{1}{(n-1)}\left(R_t^{(n)} - R_t^{(1)}\right) + u_{1,t+1}.$$

Gleichung (2.46) erfordert Daten von Anleihen mit Restlaufzeiten von n und (n-1) Monaten. Da derartige Daten, speziell für lange Restlaufzeiten, häufig nicht verfügbar sind, werden in empirischen Untersuchungen oftmals $R_t^{(n-1)}$ und $R_t^{(n)}$ gleichgesetzt (vgl. Campbell/Shiller (1991, Tab. 1a)). Damit lautet der Testansatz der Erwartungstheorie:

$$(2.47) \quad (R_{t+1}^{(n)} - R_t^{(n)}) = c + \delta\left(\frac{1}{(n-1)}\left(R_t^{(n)} - R_t^{(1)}\right)\right) + u_{1,t+1}.$$

Für allgemeine m und n wird gefordert, daß die m-periodige Änderung der Rendite einer langfristigen (n-periodigen) Anleihe ein laufzeitabhängiges Vielfaches des aktuellen Spreads ist:

$$(2.48) \quad (R_{t+m}^{(n-m)} - R_t^{(n)}) = c + \delta\left(\frac{m}{n-m}\left(R_t^{(n)} - R_t^{(m)}\right)\right) + u_{m,t+m}.$$

Die Erwartungstheorie der Zinsstruktur in Verbindung mit konstanten Risikoprämien und rationalen Erwartungen impliziert wiederum einen δ-Koeffizienten von Eins. Für den speziellen Fall n = 2m läßt sich δ auch anhand von Gleichung (2.36) bestimmen. Zwischen β und δ gilt: $\delta = 2\beta - 1$.[29]

Wie bereits angesprochen ist die ökonomische Intuition hinter Gleichung (2.48) die, daß bei einem Anstieg des n-periodigen Zinses innerhalb der nächsten m Perioden, Halter des n-periodigen Papiers durch die mit dem Zinsanstieg verbundene Preissenkung einen Kapitalverlust erleiden. Damit die erwarteten Rendite von n- und m-periodigem Papier über die nächsten m Perioden gleich sind, ist es notwendig, daß das n-periodige Papier heute einen höheren Ertrag aufweist als die m-periodige Anlage.[30]

Die Regressionsgleichungen (2.47) oder (2.48) sind in verschiedenen Untersuchungen für amerikanische Zinssätze getestet worden (Campbell/Shiller (1991), Hardouvelis (1994), Evans/Lewis (1994)). Tabelle 2.3 enthält eine Übersicht.

---

[29] Vgl. Campbell/Shiller (1991), S. 498.

[30] Anders ausgedrückt: Wenn ein Kapitalgeber einen Anstieg langfristiger Zinssätze in der nächsten Periode erwartet, muß der aktuelle langfristige Zins höher sein als der kurzfristige, da es sich sonst für den Kapitalgeber nicht lohnt, bereits heute einen langfristigen Kredit zu vergeben.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 2.3

Der Informationsgehalt der US-Zinsstruktur für Änderungen langfristiger Zinsen

$$(R_{t+m}^{(n-m)} - R_t^{(n)}) = c + \delta\left(\frac{m}{n-m}\left(R_t^{(n)} - R_t^{(m)}\right)\right) + u_{m,t+m}$$

m	n	δ	se(δ)	Zeitraum	Quelle
1 Monat	2 Monate	0,002	0,238	01/1952 - 02/1987	Campbell/Shiller(1991)
1 Monat	3 Monate	-0,176	0,362	01/1952 - 02/1987	Campbell/Shiller(1991)
1 Monat	4 Monate	-0,437	0,469	01/1952 - 02/1987	Campbell/Shiller(1991)
1 Monat	6 Monate	-1,029	0,537	01/1952 - 02/1987	Campbell/Shiller(1991)
1 Monat	9 Monate	-1,219	0,598	01/1952 - 02/1987	Campbell/Shiller(1991)
1 Monat	1 Jahr	-1,381	0,683	01/1952 - 02/1987	Campbell/Shiller(1991)
1 Monat	2 Jahre	-1,815	1,151	01/1952 - 02/1987	Campbell/Shiller(1991)
1 Monat	3 Jahre	-2,239	1,444	01/1952 - 02/1987	Campbell/Shiller(1991)
1 Monat	4 Jahre	-2,665	1,634	01/1952 - 02/1987	Campbell/Shiller(1991)
1 Monat	5 Jahre	-3,099	1,746	01/1952 - 02/1987	Campbell/Shiller(1991)
1 Monat	10 Jahre	-5,024	2,316	01/1952 - 02/1987	Campbell/Shiller(1991)
1 Monat	2 Monate	-0,170	0,240	06/1964 - 12/1988	Evans/Lewis (1994)
1 Monat	3 Monate	-0,430	0,480	06/1964 - 12/1988	Evans/Lewis (1994)
1 Monat	4 Monate	-0,700	0,610	06/1964 - 12/1988	Evans/Lewis (1994)
1 Monat	5 Monate	-1,150	0,680	06/1964 - 12/1988	Evans/Lewis (1994)
1 Monat	6 Monate	-1,270	0,720	06/1964 - 12/1988	Evans/Lewis (1994)
1 Monat	7 Monate	-1,480	0,790	06/1964 - 12/1988	Evans/Lewis (1994)
1 Monat	8 Monate	-1,520	0,830	06/1964 - 12/1988	Evans/Lewis (1994)
1 Monat	9 Monate	-1,720	0,790	06/1964 - 12/1988	Evans/Lewis (1994)
1 Monat	10 Monate	-1,890	0,860	06/1964 - 12/1988	Evans/Lewis (1994)
1 Monat	11 Monate	-1,900	0,880	06/1964 - 12/1988	Evans/Lewis (1994)
3 Monate	10 Jahre	-2,901	1,308	10/1954 - 06/1992	Hardouvelis (1994)

δ ist der geschätzte Regressionskoeffizient, se (δ) der Standardfehler des δ-Koeffizienten. Die Standardfehler sind mit der Methode von Hansen (1982) um Autokorrelation und Heteroskedastizität bereinigt.
a,b,c kennzeichnen signifikante Teststatistiken auf 1%-, 5%- und 10%- Niveau.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die empirischen Ergebnisse zeigen, daß die δ-Koeffizienten nicht signifikant von Null verschieden sind und häufig negative Werte annehmen. Zudem ist erkennbar, daß die Schätzwerte vielfach signifikant von Eins verschieden sind. Die Erwartungshypothese, nach der ein positiver Spread einen Anstieg langfristiger Zinsen in den nächsten Perioden prognostiziert, ist offenbar falsch. Statt dessen muß davon ausgegangen werden, daß bei positivem Spread der langfristige Zins in den nächsten Perioden sinkt. Weiterhin ist ersichtlich, daß zwischen dem Betrag des geschätzten Koeffizienten und der Restlaufzeit ein positiver Zusammenhang besteht. Damit stehen die Ergebnisse in Tabelle 2.3 in offensichtlichem Widerspruch zu den Resultaten aus Tabelle 2.1:

> *We thus see an apparent paradox: the slope of the term structure almost always gives a forecast in the wrong direction for the short-term change in the yield on the longer bond, but gives a forecast in the right direction for long-term changes in short rates.*[31]

2.3.5. Der kumulierte und marginale Informationsgehalt des Spread

Eine weitere testbare Implikation der Erwartungstheorie mit konstanten Risikoprämien stellt auf den Informationsgehalt der Zinsstruktur für "kumulierte" Zinsänderungen ab. Nach der Erwartungstheorie sollte beispielsweise die aus der Zinsstruktur zum Zeitpunkt t ablesbare, erwartete Änderung des Einperiodenzinses während der nächsten fünf Perioden $\left(F_t^{(1,5)} - R_t^{(1)}\right)$ der tatsächlichen Änderung $\left(R_{t+5}^{(1)} - R_t^{(1)}\right)$ entsprechen. Empirische Evidenzen hierzu erhält man durch einen Test der Nullhypothese β=1 in der Regression:

$$(2.50) \qquad R_{t+5}^{(1)} - R_t^{(1)} = \alpha + \beta\left(F_t^{(1,5)} - R_t^{(1)}\right) + u_{t+5}\,.$$

Ein Koeffizient unter Eins, der aber signifikant von Null verschieden ist, zeigt, daß die Zinsstruktur Informationen über Änderungen des kurzfristigen Zinses enthält.

Andere Untersuchungen testen den "marginalen" Informationsgehalt in Teilen der Zinsstruktur. Gemäß der Erwartungshypothese sollte die aus der Zinsstruktur ablesbare, erwartete Änderung der Einperiodenzinsen $\left(F_t^{(1,5)} - F_t^{(1,4)}\right)$ zwischen t+4 und t+5 der tatsächlichen Änderung der Zinssätze in diesem Zeitraum $\left(R_{t+5}^{(1)} - R_{t+4}^{(1)}\right)$ entsprechen. Bei Gültigkeit dieser Hypothese muß der β-Koeffizient in der Regression

$$(2.51) \qquad R_{t+5}^{(1)} - R_{t+4}^{(1)} = \alpha + \beta\left(F_t^{(1,5)} - F_t^{(1,4)}\right) + u_{t+5}$$

Eins sein.

---

[31] Campbell/Shiller (1991), S. 505.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die empirischen Evidenzen aus den Regressionen (2.50) und (2.51) stützen die Ergebnisse von Kapitel 2.3.2 (Fama (1984), Mishkin (1988), Hardouvelis (1988), Cook/Hahn (1990)). Die aus der amerikanischen Zinsstruktur extrahierten Prognosen sind im kurzfristigen Bereich (bis zu 2 Monaten) verhältnismäßig gut, während sich Änderungen von Zinssätzen mit Laufzeiten von 3 bis 12 Monaten nur in geringem Maße vorhersagen lassen.

2.3.6. Zusammenfassung

1. Die Erwartungstheorie der Zinsstruktur mit rationalen Erwartungen und konstanten Risikoprämien wird in empirischen Untersuchungen für die USA in der Regel abgelehnt. Die geschätzten Koeffizienten liegen deutlich unterhalb des theoretischen Werts von Eins.
2. Der Spread zwischen Monats- respektive Dreimonatszins und Tagesgeldzins besitzt einen hohen Informationsgehalt für die Entwicklung von Tagesgeldzinsen im nächsten Monat bzw. den nächsten drei Monaten.
3. Der Spread zwischen Zwei- und Einmonatszins enthält Informationen über den Einmonatszins in einem Monat.
4. Spreads zwischen Sechs- und Dreimonatszins, Zwölf- und Sechsmonatszins und Zwei- und Einjahreszins sind nicht in der Lage, Änderungen des Dreimonatszinses in drei Monaten, Änderungen des Sechsmonatszinses in sechs Monaten und Änderungen des Einjahreszinses in einem Jahr zu prognostizieren.
5. Der Informationsgehalt des Spreads zwischen zwei- und einperiodigen Zinssätzen nimmt für Laufzeiten des einperiodigen Zinses oberhalb von zwei Jahren erneut zu.
6. Der Spread zwischen lang- und kurzfristigem Zins prognostiziert einperiodige Änderungen langfristiger Zinsen in die falsche Richtung.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

3. Empirische Untersuchungen der Erwartungshypothese am Euro-DM-Geldmarkt

3.1. Bisherige Evidenzen für Deutschland

Im Gegensatz zu einer Vielzahl von Studien für die USA sind empirische Untersuchungen der Erwartungshypothese für die BRD selten. Anker (1993) und Gerlach (1997) untersuchen den Informationsgehalt der von der Bundesbank veröffentlichten Renditenstruktur im Zeitraum zwischen 1967 und 1991 bzw. 1967 und 1995. Anker (1993) zeigt, daß die Erwartungstheorie mit konstanten Risikoprämien zwar abgelehnt werden muß, daß aber die aus der Zinsstruktur extrahierten Forwardraten bessere Schätzer zukünftiger Einjahresrenditen darstellen als die Ein-Schritt-Prognosen umfangreicher VAR-Systeme. Gerlach (1997) weist nach, daß die Renditenstruktur wertvolle Hinweise über zukünftige Inflationsraten enthält. Der Informationsgehalt von Spreads ist im mittleren Bereich der Renditenstruktur (zwischen zwei und sechs Jahren) am höchsten. Andere Untersuchungen analysieren den Informationsgehalt der deutschen Zinsstruktur in einem länderübergreifenden Kontext. Kugler (1988, 1990) respektive Gerlach/Smets (1997) zeigen, daß durchschnittliche Änderungen von Einmonatszinsen in den nächsten drei, respektive drei, sechs und zwölf Monaten in der BRD besser prognostiziert werden können als in den USA. Zu dem gleichen Ergebnis gelangen Hardouvelis (1994) und Mankiw (1986) bezüglich des Informationsgehalts der Spanne zwischen Zehnjahres- und Dreimonatszins. Im Unterschied zu den zuvor erwähnten Studien, die auf Monatsdaten basieren, verwenden die beiden letztgenannten Untersuchungen Quartalsdaten.

Die vorliegende Arbeit testet die Erwartungshypothese für deutsche Geldmarktsätze. Im Unterschied zu den oben erwähnten Untersuchungen wird ein langer, hochfrequenter Datensatz von Euro-DM-Geldmarktzinssätzen mit einer Vielzahl von Fristigkeiten verwendet. Die Daten reichen bis zum August 1997. Im folgenden Abschnitt werden zunächst die Zinssätze beschrieben und ihre Integrations- und Kointegrationseigenschaften analysiert, da, wie in Kapitel 2.3.1 gezeigt, die Kointegration der Zinssätze eine notwendige Bedingung für die Gültigkeit der Erwartungstheorie mit konstanten Risikoprämien darstellt. Im zweiten Abschnitt werden verschiedene Formen der Erwartungshypothese getestet, die ökonometrischen Probleme der Tests diskutiert und Lösungswege aufgezeigt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

3.2. Datenauswahl

Verwendet werden Euro-DM-Geldmarktzinssätze (mid-rates) am Londoner Interbankenmarkt mit Laufzeiten von einem Tag, einer Woche, 1, 3, 6, 12, 24, 36, 48 und 60 Monaten. Alle Zinssätze werden in Prozent pro Jahr notiert. Die Daten sind auf täglicher Basis erhoben und stammen von DATASTREAM. Die Zinssätze mit Laufzeiten bis zu einem Jahr reichen zurück bis zum 2.1.1975. Die Zeitreihen der Zinssätze mit einer Laufzeit über einem Jahr beginnen am 11.10.1988. Alle Zeitreihen enden am 6. August 1997.

Geldmarktzinssätze sind Preise, zu denen Banken einander für eine vereinbarte Laufzeit Liquidität zur Verfügung stellen. Da die mit den Krediten verbundenen Zahlungen am Ende der Laufzeit erfolgen, sind die Ausleihungen wie Null-Kupon-Anleihen zu behandeln. Dies hat den großen Vorteil, daß die in empirischen Untersuchungen der Erwartungshypothese mit Kupon-Anleihen notwendigen Approximationen vermieden werden können (vgl. Cuthbertson (1996)).

Es wird auf Euro-DM-Geldmarktsätze zurückgegriffen, weil diese Zinssätze für einen längeren Zeitraum und für mehr Laufzeiten erhältlich sind als Zinssätze auf Onshore-Märkten. Da andererseits Einlagen am Euro-Geldmarkt (fast) perfekte Substitute zu entsprechenden Termineinlagen bei inländischen Kreditinstituten darstellen(vgl. Issing (1993, S. 60)), ist der Unterschied zwischen beiden Zinssätzen (fast) vernachlässigbar.

Um weitere Informationen über das lange Ende der Zinsstruktur zu erhalten, wird zusätzlich die Umlaufrendite einer zehnjährigen Staatsanleihe in die Analyse einbezogen. Die Umlaufrendite ist die Rendite, die sich ergibt, wenn ein Papier in t erworben und bis zum Ende der Laufzeit gehalten wird.[32] Daten über die Umlaufrendite liegen vom 18.4.1977 bis zum 6.8.1997 vor. Die zu Monatsdaten aggregierten Zeitreihen sind zum Zweck einer ersten Orientierung in Abbildung 3.1 dargestellt.[33] Tabelle 3.1 gibt einen Überblick über die Eigenschaften der Zinsniveaus.

Die mit zunehmender Restlaufzeit ansteigenden Mittelwerte der Euro-DM-Zinssätze zeigen, daß die durchschnittliche Zinsstrukturkurve im betrachteten Zeitraum eine positive Steigung hat. Die Standardabweichung von Zinssätzen mit Laufzeiten über einem Monat nimmt mit zunehmender Restlaufzeit ab.

---

[32] Erfaßt wird die Umlaufrendite einer öffentlichen Anleihe, die der Restlaufzeit von 10 Jahren am nächsten kommt. Die Anleihe, die als Benchmark dient, wird mehrfach im Jahr gewechselt.

[33] Die DATASTREAM-Codes der Eurozinssätze lauten: ECWGMST, ECWGM7D, ECWGM1M, ECWGM3M, ECWGM6M, ECWGM1Y, ECWGM2Y, ECWGM3Y, ECWGM4Y, ECWGM5Y. BDBRYLD kennzeichnet die Umlaufrendite der langfristigen Staatsanleihe.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Dies deckt sich mit einer Beobachtung von Shiller (1979), der nachweist, daß die Volatilität von Zinssätzen negativ mit ihrer Laufzeit korreliert.

Maxima und Minima verdeutlichen die Spannweiten, innerhalb derer sich die Zinssätze bewegen. Die große Spannweite von Tages- und Wochenzinsen ist auf einige Ausreißer am Monats- und Jahresende zurückzuführen. Ausreißer am Monatsende werden durch das deutsche Mindestreservesystem verursacht (Bockelmann (1980)). Ursache für die Ausreißer am Jahresende sind häufig Bilanzoperationen von inländischen Anlegern und Kreditinstituten (Deutsche Bundesbank (1995b, S. 66)). Für die empirische Analyse werden Tages- und Wochenzinssätze um drastische Ausreißer bereinigt.[34]

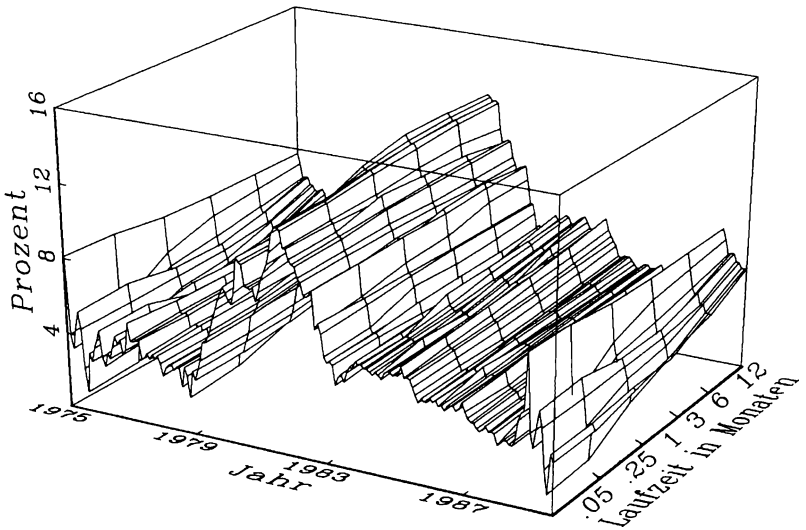
Tabelle 3.1

Zeitreiheneigenschaften der Zinsniveaus

Laufzeit	Mittelwert	St.-abw.	Max	Min
Zeitraum: 2.1.1975 - 6.8.1997 (T=5895)				
1 Tag	5,8571	2,3523	16,5000	0,1875
1 Woche	5,9242	2,3880	15,0000	0,2500
1 Monat	6,0040	2,4081	15,2500	2,0625
3 Monate	6,0938	2,4090	14,3750	2,6719
6 Monate	6,1881	2,3488	13,6875	2,6875
12 Monate	6,2858	2,2397	13,1250	2,9950
Zeitraum: 11.10.1988 - 6.8.1997 (T=2302)				
24 Monate	6,6638	1,9862	9,5625	3,4375
36 Monate	6,8020	1,7533	9,5000	3,8750
48 Monate	6,9413	1,5468	9,5000	4,2500
60 Monate	7,0548	1,3918	9,5000	4,6250
Zeitraum: 20.4.1977 - 6.8.1997 (T=5296)				
120 Monate	7,3279	1,2047	10,7980	5,2310

[34] Beobachtungen von Tagesgeld- und Wochenzinssätze werden als Ausreißer eingestuft, wenn sie mehr als drei Prozentpunkte über- oder unterhalb des von der Bundesbank gesteuerten Zinsbandes liegen (Vgl. zur Zinssteuerung der Bundesbank Kapitel 6). Ein als Ausreißer identifizierter Wert wird mit der Ober- respektive Untergrenze des Zinsbandes gleichgesetzt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH



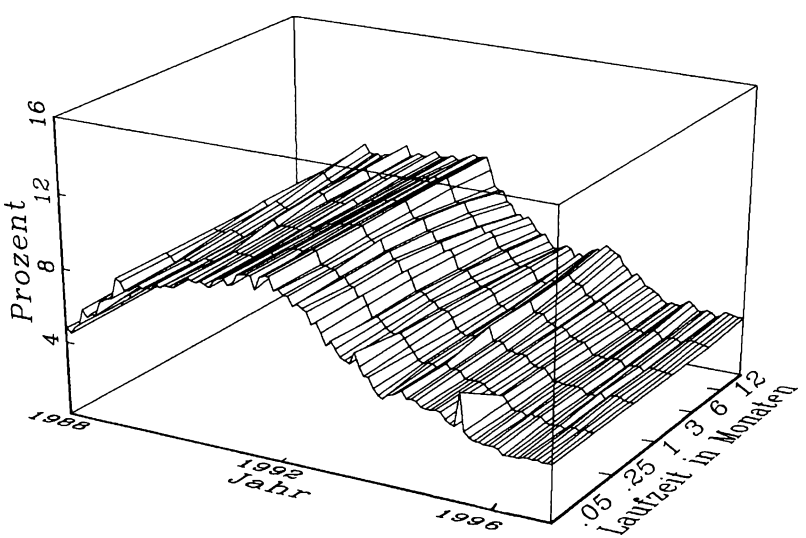


Abbildung 3.1: Zinsstrukturkurven am Euro-DM-Geldmarkt (I)

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

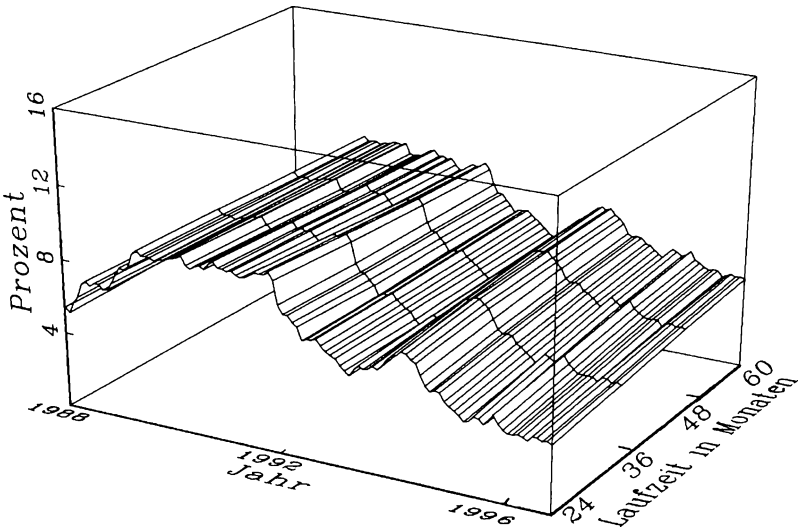


Abbildung 3.1: Zinsstrukturkurven am Euro-DM-Geldmarkt (II)

Der Verlauf der Zinsstruktur wird anhand des Spreads zwischen Zehn- und Einjahreszins deutlich (vgl. Abbildung 3.2). Während in der Zeit von 1977-1979, von 1982-1988 und seit 1993 die Zinsstruktur eine positive Steigung aufweist, d. h. normal verläuft, ist sie in den Jahren 1979-1982 und von 1989-1993 invers. In diesen Phasen ist, gemäß der Erwartungshypothese, mit im Durchschnitt niedrigeren Zinssätzen in den Folgeperioden gerechnet worden.

Zur Untersuchung der Erwartungshypothese für Euro-Zinssätze wird auch auf Wochen- und Monatsdaten übergegangen. Dieser Schritt wird durchgeführt, um Saisonschwankungen innerhalb einer Woche oder eines Monats auszuschalten. Tabelle 3.2, 3.3 und 3.4 enthalten deskriptive Statistiken für tägliche, wöchentliche und monatliche Zinsänderungen.[35]

[35] Die Wochendaten sind Mittwochs-Schlußkurse. Der Mittwoch wurde gewählt, um Wochenendeffekte zu vermeiden. Hamilton (1996) und Griffith/Winters (1995) führen Wochenendeffekte in amerikanischen Tagesgeldzinsen auf das Verhalten von Banken zurück, die auf institutionelle Vorgaben (etwa Mindestreserveerfordernisse) optimierend reagieren.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

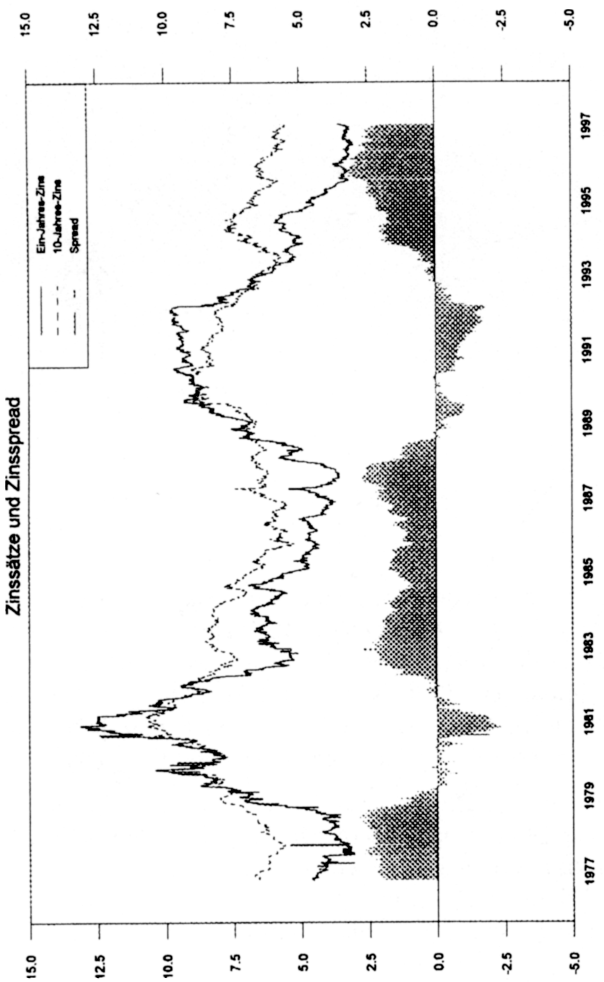


Abbildung 3.2: Zinsstrukturverlauf in der BRD (1977-1997)

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 3.2

Eigenschaften täglicher Zinsänderungen

Laufzeit	Mittelwert	St. Abw.	Schiefe	Kurtosis	Bera-Jarque	LB(25)	LB(36)	D(25)	D(36)	RHO(1)	RHO(1,5)
Zeitraum: 3.1.1975 - 6.8.1997 (T=5894)											
1 Tag	-0,0008	0,2997	0,4492	29,7195	175.527,54 [a]	279,54 [a]	298,11 [a]	61,12 [a]	69,28 [a]	-0,1492	57,20 [a]
1 Woche	-0,0007	0,2684	1,2104	48,4355	508.416,52 [a]	214,54 [a]	229,37 [a]	54,93 [a]	61,41 [a]	-0,0577	11,62 [a]
1 Monat	-0,0008	0,1434	0,5498	60,9362	824.621,23 [a]	203,20 [a]	239,66 [a]	33,55	44,95	-0,1560	31,38 [a]
3 Monate	-0,0008	0,1006	-0,0552	34,0934	237.432,30 [a]	100,23 [a]	113,25 [a]	33,58	44,52	-0,0867	9,77 [a]
6 Monate	-0,0008	0,1216	-0,0906	92,8251	1981.506,98 [a]	202,18 [a]	224,01 [a]	30,49	37,29	-0,1564	41,63 [a]
12 Monate	-0,0008	0,1191	0,1743	65,6291	963.306,97 [a]	500,10 [a]	513,32 [a]	51,95 [a]	60,93 [a]	-0,2698	99,10 [a]
Zeitraum: 12.10.1988 - 6.8.1997 (T=2301)											
24 Monate	-0,0006	0,0593	0,2006	24,4550	44.148,15 [a]	51,55 [a]	66,07 [a]	32,08	45,06	-0,0495	3,88 [a]
36 Monate	-0,0005	0,0545	0,5389	15,6496	15.452,51 [a]	51,60 [a]	63,55 [a]	33,07	44,46	0,0577	2,62 [b]
48 Monate	-0,0005	0,0568	0,5939	19,9197	27.582,04 [a]	32,94	39,14	26,34	33,53	0,0202	1,18
60 Monate	-0,0005	0,0548	0,7694	17,1305	19.370,36 [a]	38,59 [b]	46,38	29,39	36,88	0,0523	2,18 [c]
Zeitraum: 21.4.1977 - 6.8.1997 (T=5295)											
120 Monate	-0,0002	0,0464	-0,1672	10,3558	11.962,12 [a]	105,07 [a]	110,01 [a]	62,74 [a]	66,25 [a]	0,0923	13,64 [a]

Die Bera/Jarque-Statistik testet auf normalverteilte Schiefe und Kurtosis. *LB(x)* ist ein Ljung/Box-Test auf Autokorrelation mit x Lags. *D(x)* kennzeichnet den Diebold-Test auf Autokorrelation unter Berücksichtigung von Heteroskedastizität mit x Lags. *Rho(1)* ist der Autokorrelationskoeffizient erster Ordnung. *Rho(1,5)* ist ein F-Test auf gemeinsame Signifikanz von $\rho_1, \rho_2, \ldots, \rho_5$. a,b,c kennzeichnet signifikante Teststatistiken auf 1%-, 5%- und 10%- Niveau.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 3.3

Eigenschaften wöchentlicher Zinsänderungen

Laufzeit	Mittelwert	St. Abw.	Schiefe	Kurtosis	Bera-Jarque	LB(25)	LB(36)	D(25)	D(36)	RHO(1)	RHO(1,5)
Zeitraum: 15.1.1975 - 6.8.1997 (T=1178)											
1 Tag	-0,0027	0,5328	1,5275	28,3995	32.123,34 [a]	182,31 [a]	219,17 [a]	35,72 [c]	57,05 [b]	-0,3695	55,70 [a]
1 Woche	-0,0028	0,4835	2,0099	33,9758	47.888,48 [a]	190,68 [a]	245,92 [a]	57,57 [a]	76,60 [a]	-0,3262	49,95 [a]
1 Monat	-0,0033	0,2696	2,7522	57,7593	148.667,27 [a]	53,03 [a]	80,82 [a]	33,37	50,22 [c]	-0,1069	4,69 [a]
3 Monate	-0,0033	0,2228	2,9340	61,8349	171.594,40 [a]	56,34 [a]	75,01 [a]	40,03 [b]	51,41 [b]	-0,0325	3,27 [a]
6 Monate	-0,0034	0,2081	1,7312	35,9329	53.823,06 [a]	39,41 [b]	49,31 [c]	28,15	33,72	-0,0150	3,25 [a]
12 Monate	-0,0035	0,1913	0,4796	13,5448	5.502,92 [a]	47,91 [a]	58,92 [a]	32,27	40,28	-0,0402	3,65 [a]
Zeitraum: 26.10.1988 - 6.8.1997 (T=459)											
24 Monate	-0,0030	0,1365	-0,2773	7,6932	427,13 [a]	35,43 [c]	58,70 [a]	30,92	53,83 [b]	0,0106	2,91 [b]
36 Monate	-0,0025	0,1332	0,0618	7,2537	346,33 [a]	41,23 [b]	60,26 [a]	34,14	54,28 [b]	0,0128	3,07 [a]
48 Monate	-0,0022	0,1330	0,1966	7,0652	319,02 [a]	32,19	43,79	27,49	39,83	-0,0077	2,89 [b]
60 Monate	-0,0019	0,1307	0,2749	6,5711	249,67 [a]	31,57	49,35 [c]	25,82	47,58 [c]	-0,0332	2,46 [b]
Zeitraum: 27.4.1977-6.8.1997 (T=1059)											
120 Monate	-0,0008	0,1120	0,0345	6,3470	494,52 [a]	52,03 [a]	62,51 [a]	36,53 [c]	45,02	0,1251	5,11 [a]

Die Bera/Jarque-Statistik testet auf normalverteilte Schiefe und Kurtosis. *LB(x)* ist ein Ljung/Box-Test auf Autokorrelation mit x Lags. *D(x)* kennzeichnet den Diebold-Test auf Autokorrelation unter Berücksichtigung von Heteroskedastizität mit x Lags. *Rho(1)* ist der Autokorrelationskoeffizient erster Ordnung. *Rho(1,5)* ist ein F-Test auf gemeinsame Signifikanz von $\rho_1, \rho_2, \ldots, \rho_5$. a,b,c kennzeichnet signifikante Teststatistiken auf 1%-, 5%- und 10%- Niveau.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 3.4

Eigenschaften monatlicher Zinsänderungen

Laufzeit	Mittelwert	St. Abw.	Schiefe	Kurtosis	Bera-Jarque	LB(25)	LB(36)	D(25)	D(36)	RHO(1)	RHO(1,5)
Zeitraum: 2/1975 - 7/1997 (T=270)											
1 Tag	-0,0188	0,5788	-1,2804	14,1608	1.475,11 [a]	28,91	36,41	19,42	25,65	-0,0788	1,45
1 Woche	-0,0183	0,5295	-1,4240	16,0307	2.001,49 [a]	34,21	47,94 [c]	19,24	30,21	-0,0513	1,01
1 Monat	-0,0169	0,4897	0,2271	7,6053	240,92 [a]	88,78 [a]	108,36 [a]	49,68 [a]	66,81 [a]	-0,2034	6,16 [a]
3 Monate	-0,0164	0,4099	0,3065	5,4236	70,31 [a]	47,41 [a]	55,12 [a]	32,30	40,67	0,1064	2,81 [b]
6 Monate	-0,0164	0,4249	0,7445	7,7803	282,02 [a]	30,65	38,11	15,68	25,70	0,0312	2,26 [a]
12 Monate	-0,0157	0,3876	0,2703	5,9546	101,50 [a]	40,38 [b]	52,23 [b]	27,24	40,40	0,2192	3,63 [a]
Zeitraum: 12/1988 - 7/1997 (T=104)											
24 Monate	-0,0150	0,2915	-0,4821	5,6733	35,00 [a]	38,03 [b]	58,17 [b]	36,20 [c]	53,99 [b]	0,3441	5,06 [a]
36 Monate	-0,0126	0,2798	-0,2256	4,7556	14,24 [a]	41,70 [b]	62,00 [a]	38,32 [b]	54,92 [b]	0,3716	4,79 [a]
48 Monate	-0,0096	0,2659	0,0463	4,1997	6,27 [b]	40,10 [b]	57,72 [b]	39,15 [b]	54,48 [b]	0,3503	4,36 [a]
60 Monate	-0,0072	0,2560	0,1244	3,8807	3,63	39,77 [b]	56,12 [b]	39,13 [b]	53,02 [b]	0,3414	3,84 [a]
Zeitraum: 06/1977 - 7/1997 (T=242)											
120 Monate	-0,0042	0,2549	0,3402	4,9247	42,02 [a]	29,35	49,07 [c]	27,65	49,93 [c]	0,2111	2,26 [b]

Die Bera/Jarque-Statistik testet auf normalverteilte Schiefe und Kurtosis. *LB(x)* ist ein Ljung/Box-Test auf Autokorrelation mit x Lags. *D(x)* kennzeichnet den Diebold-Test auf Autokorrelation unter Berücksichtigung von Heteroskedastizität mit x Lags. *Rho(1)* ist der Autokorrelationskoeffizient erster Ordnung. *Rho(1,5)* ist ein F-Test auf gemeinsame Signifikanz von $\rho_1, \rho_2, \ldots, \rho_5$. a,b,c kennzeichnet signifikante Teststatistiken auf 1%-, 5%- und 10%- Niveau.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
d for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die Ergebnisse zeigen, daß tägliche, wöchentliche und monatliche Zinsänderungen häufig nicht normalverteilt sind, sondern ein hohes Maß an Schiefe und Leptokurtosis aufweisen. Bei Vorliegen einer Normalverteilung besitzen die korrespondierenden relativen Schiefe- und Wölbungsmaße asymptotisch die Verteilungen N(0,6/T) bzw. N(3,24/T). Ein gemeinsamer Test auf normalverteilte Schiefe und Kurtosis ist die Bera-Jarque ((Jarque/Bera (1980))-Statistik:

$$(3.1) \quad BJ = T \cdot \left(\frac{Schiefe^2}{6} + \frac{(Kurtosis - 3)^2}{24} \right).$$

BJ ist mit zwei Freiheitsgraden Chi-Quadrat verteilt. Die empirischen Evidenzen zeigen eine signifikante Ablehnung der Normalverteilungshypothese. Speziell am kurzen Ende der Zinsstruktur sind tägliche und wöchentliche Zinsänderungen stark leptokurtisch. Generell steigt die Kurtosis mit zunehmender Frequenz der Beobachtungen.

Die Unkorreliertheit von Zinsänderungen läßt sich anhand der Ljung-Box (1978)-Statistik überprüfen:

$$(3.2) \quad LB(x) = T(T+2)\sum_{i=1}^{x}(T-i)^{-1}\hat{r}_i^2 \sim \chi_x^2 .$$

Dabei ist $\hat{r}_i$ der empirische Autokorrelationskoeffizient zum Lag i während T die Zahl der Beobachtungen angibt. Im Fall unkorrelierter Zinsänderungen sind die Autokorrelationskoeffizienten unkorrelierte, normalverteilte Zufallsvariable mit einem Erwartungswert von Null und einer Varianz von 1/T (vgl. Box/Pierce (1970)). Die Nullhypothese der Autokorrelationsfreiheit wird abgelehnt, wenn mehr als k% der Werte außerhalb des Konfidenzintervalls von $\pm\, \tau_{1-k/2} \cdot \sigma$ bzw. $\pm\, \tau_{1-k/2} \cdot 1/\sqrt{T}$ liegen. Zusätzliche Hinweise auf die Autokorrelationsstruktur der Zinsänderungen liefert der Autokorrelationskoeffizient erster Ordnung und gibt der F-Test auf gemeinsame Signifikanz der ersten fünf Autokorrelationskoeffizienten. Wenn eine signifikante Autokorrelation in den Zeitreihen von Zinsänderungen festgestellt wird, ist es unplausibel, daß die am Markt gebildeten Zinsprognosen, diesen Zusammenhang vernachlässigen und keinen Informationsgehalt besitzen.

Die empirischen Evidenzen der Ljung-Box und F-Statistiken belegen, daß die betrachteten Zinsänderungen in der Mehrzahl der Fälle signifikante Autokorrelationen aufweisen, unabhängig davon, ob tägliche, wöchentliche oder monatliche Änderungen zugrundegelegt werden. Eine Ausnahme stellen monatliche Änderungen des Sechsmonatszinses dar.

Allerdings zeigt Diebold (1988), daß der Ljung-Box-Test bei Vorliegen von Heteroskedastizität inadäquat ist. Im Fall von Heteroskedastizität beträgt die Varianz der Autokorrelationskoeffizienten $\hat{r}_i$ nicht 1/T, sondern

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$\frac{1}{T}\left(1+\frac{\gamma^2(i)}{\sigma^4}\right),$$

mit $\gamma^2(i)$ als Autokovarianz i-ter Ordnung des quadrierten Prozesses und σ als Standardabweichung der Zinsänderungen. Die von Diebold (1988) vorgeschlagene modifizierte Ljung-Box-Statistik, die dem weiteren Konfidenzintervall Rechnung trägt, lautet:

$$(3.3) \quad D(x) = T(T+2)\sum_{i=1}^{x}\left(1+\frac{\gamma^2(i)}{\sigma^4}\right)^{-1}\frac{1}{(T-i)}\hat{r}_i^2 \sim \chi_x^2 .$$

Die in den Tabellen 3.2-3.4 enthaltenen Diebold-Statistiken zeigen, daß die beobachtete Autokorrelation in mehreren Fällen auf signifikante Heteroskedastizität in den Zinsänderungen zurückzuführen ist. Änderungen der Sechsmonatszinsen und mit Abstrichen auch der Dreimonatszinsen weisen für alle Beobachtungsfrequenzen keine Autokorrelationen mehr auf, wenn Heteroskedastizität berücksichtigt wird. Auch tägliche Änderungen von Zinssätzen zwischen einem und sechzig Monaten sind weitgehend unkorreliert.

Test auf Heteroskedastizität

Die starken Abweichungen zwischen Ljung-Box und Diebold Statistik für Tages- und Wochendaten zeigen, daß insbesondere im Fall hochfrequenter Daten Heteroskedastizität berücksichtigt werden muß. Eine spezielle Form von Heteroskedastizität liegt vor, wenn die bedingte Varianz h_t einer Zeitreihe einem autoregressiven Prozeß, kurz: ARCH-Prozeß, folgt. Ein einfacher, von Engle (1982) vorgeschlagener Test auf ARCH besteht darin, die quadrierten Residuen einer Zeitreihe (ε_t^2) auf eine Konstante und p Lags zu regressieren:

$$(3.4) \quad \varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + \ldots \alpha_p\varepsilon_{t-p}^2 + u_t .$$

Die Lagrange-Multiplikator (LM)-Statistik zur Überprüfung der Nullhypothese

$$(3.5) \quad H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \ldots = \alpha_p = 0 ,$$

ARCH(p)= TR² ist mit *p* Freiheitsgraden Chi-Quadrat verteilt. R^2 ist das Bestimmtheitsmaß der Regression (3.4) und *T* die Zahl der Beobachtungen. In den Tabellen 3.5-3.7 sind die Ergebnisse der ARCH-Tests mit einem, zwei und fünf Lags für unterschiedliche Frequenzen enthalten. Um zwischen Autokorrelation und Heteroskedastizität der Zinsänderungen zu unterscheiden, wurden die Zinsänderungen zuvor auf eine Konstante und eine verzögert abhängige Variable regressiert.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 3.5

Ergebnisse der ARCH-Tests für tägliche Zinsänderungen

Laufzeit	*ARCH*(1)	*ARCH*(2)	*ARCH*(5)
1 Tag	817,06 [a]	796,27 [a]	854,16 [a]
1 Woche	135,01 [a]	136,30 [a]	232,81 [a]
1 Monat	416,33 [a]	424,19 [a]	544,68 [a]
3 Monate	1.205,31 [a]	1.274,30 [a]	1.304,75 [a]
6 Monate	131,53 [a]	341,88 [a]	465,42 [a]
12 Monate	282,95 [a]	283,22 [a]	907,75 [a]
24 Monate	275,39 [a]	289,99 [a]	293,33 [a]
36 Monate	10,89 [a]	10,90 [a]	33,41 [a]
48 Monate	43,45 [a]	43,42 [a]	57,14 [a]
60 Monate	0,64	0,68	22,45 [a]
120 Monate	29,81 [a]	71,87 [a]	207,48 [a]

Tabelle 3.6

Ergebnisse der ARCH-Tests für wöchentliche Zinsänderungen

Laufzeit	*ARCH*(1)	*ARCH*(2)	*ARCH*(5)
1 Tag	134,80 [a]	139,43 [a]	133,75 [a]
1 Woche	91,55 [a]	120,55 [a]	106,46 [a]
1 Monat	1,14	16,06 [b]	14,08 [b]
3 Monate	0,38	21,27 [a]	22,79 [a]
6 Monate	2,00	24,30 [a]	34,79 [a]
12 Monate	28,12 [a]	55,80 [a]	65,23 [a]
24 Monate	1,37	4,93 [c]	24,06 [a]
36 Monate	4,24 [b]	5,28 [c]	16,31 [a]
48 Monate	4,29 [b]	4,28	11,76 [b]
60 Monate	7,41 [a]	7,73 [b]	14,03 [b]
120 Monate	13,50 [a]	24,46 [a]	68,81 [a]

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 3.7

Ergebnisse der ARCH-Tests für monatliche Zinsänderungen

Laufzeit	*ARCH*(1)	*ARCH*(2)	*ARCH*(5)
1 Tag	17,33 [a]	21,97 [a]	21,59 [a]
1 Woche	29,99 [a]	34,74 [a]	37,80 [a]
1 Monat	48,98 [a]	52,93 [a]	55,42 [a]
3 Monate	32,84 [a]	33,59 [a]	37,35 [a]
6 Monate	14,70 [a]	19,50 [a]	52,00 [a]
12 Monate	2,10	3,90	9,72 [c]
24 Monate	0,34	0,52	3,77
36 Monate	0,01	0,13	0,85
48 Monate	0,12	0,54	1,07
60 Monate	0,35	0,89	1,39
120 Monate	0,13	6,54 [b]	6,64

ARCH(p)-ist $T*R^2$ einer Regression der quadrierten Residuen auf eine Konstante und *p* Lags. *ARCH(p)* ~ χ^2(p). a,b,c kennzeichnet eine signifikante Ablehnung der Nullhypothese Keine ARCH-Effekte auf 1%- ,5%- und 10%-Niveau.

Tabelle 3.5 zeigt, daß tägliche Zinsänderungen substantielle ARCH-Effekte aufweisen. Mit zunehmender Aggregation der Daten gehen diese ARCH-Effekte verloren (vgl. Tabelle 3.6 und 3.7). Dieses Ergebnis ist konsistent mit den in der Literatur nachgewiesenen Evidenzen für Finanzmarktzeitreihen (Bauer/Nieuwland/Verschoor (1994)). Überraschend sind die ARCH-Effekte für monatliche Zinsänderungen mit Laufzeiten von einem Tag bis zu 6 Monaten. Möglicherweise ist dieses Ergebnis auf einen Strukturbruch im Untersuchungszeitraum zurückzuführen. Lastrapes (1989) und Lamoureux/Lastrapes (1990a) zeigen, daß Fehlspezifikationen des Modells, speziell Strukturbrüche, zu signifikanten ARCH-Teststatistiken führen. Für diese Hypothese spricht, daß die monatlichen Zinszeitreihen, die für einen kürzeren Stützbereich vorliegen, keine ARCH-Effekte aufweisen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

3.3. Integrations- und Kointegrationseigenschaften deutscher Geldmarktsätze

Die Kointegration von Spot- und Forwardraten stellt eine notwendige Bedingung für die Gültigkeit der rationalen Erwartungstheorie der Zinsstruktur dar. Da Forwardraten Linearkombinationen von Spotraten darstellen, impliziert diese Bedingung gleichzeitig die Kointegration von Spotraten mit unterschiedlicher Fristigkeit. Dies wird deutlich, wenn man Gleichung (2.19) umformt zu

$$(3.6) \qquad R_t^{(n)} - R_t^{(m)} = \frac{1}{k}\sum_{i=1}^{k-1}\left(\sum_{j=1}^{i} E_t\left(\Delta^m R_{t+m\cdot j}^{(m)}\right)\right) + \Theta_t^{(n,m)},$$

wobei $\Delta^m = (1 - L^m)$ eine Änderung über m Perioden darstellt. Wenn $R_t^{(n)}$ und $R_t^{(m)}$ integrierte Prozesse vom Grad 1 sind und von rationalen Erwartungen (stationären Prognosefehlern) und stationären Risikoprämien ausgegangen wird, ist die rechte Seite von Gleichung (3.6) stationär. In diesem Fall müssen n- und m-periodiger Zins kointegriert sein mit dem Kointegrationsvektor (1,-1).[36]

3.3.1. Integrationseigenschaften

Die Kointegrationsanalyse setzt voraus, daß Zinszeitreihen den gleichen Integrationsgrad aufweisen. Ein formales Verfahren zur Bestimmung des Integrationsgrads bieten die von Fuller (1976), Dickey/Fuller (1979, 1981) und Dickey/Bell/Miller (1986) vorgeschlagenen Tests auf Unit-Roots.

Die Durchführung der Dickey-Fuller-Tests (DF-Tests) erfordert die Wahl eines angemessenen Regressionsmodells und einer adäquaten Teststatistik. Da aus theoretischer Sicht kein Anhaltspunkt für einen deterministischen Trend in Nominalzinsen existiert und die Darstellung der Zinssätze nicht auf einen solchen Trend schließen läßt, wird ein Regressionsmodell mit konstantem Term, aber ohne linearen Trend verwendet (Hamilton (1994, S. 501)):

$$(3.7) \qquad \Delta y_t = a + (\rho - 1)\, y_{t-1} + e_t\,.$$

Δ bezeichnet den Differenzenoperator, y_t die betrachtete Zeitreihe, ρ die größte Nullstelle des AR-Polynoms, a einen konstanten Term und e_t white-noise-Größen. y_t ist instationär, wenn die Null-Hypothese einer Einheitswurzel H_0: $(\rho - 1) = 0$ nicht abgelehnt werden kann. Über Annahme oder Ablehnung der Null-Hypothese entscheidet ein Vergleich der t-Statistik

[36] Vgl. Hurn/Moody/Muscatelli (1995), S.421.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$t = \frac{(\hat{\rho} - 1)}{\hat{\sigma}_{(\hat{\rho}-1)}}$$

mit den in Fuller (1976, S. 373) tabellierten kritischen Werten. Die asymptotischen Verteilungseigenschaften der Teststatistik bleiben erhalten, wenn der Störterm Heteroskedastiztät aufweist oder nicht normalverteilt ist (Davidson/MacKinnon (1993, S. 707)).

Ein Problem der DF-Tests ist die Autokorrelation des Störterms. In OLS-Regressionen erhält man bei Nichtberücksichtigung von vorhandener Autokorrelation verzerrte Koeffizientenschätzer. Aus diesem Grund müssen verzögerte erste Differenzen in den Regressionsansatz (3.7) aufgenommen werden, um den autokorrelierten Störterm durch einen unkorrelierten zu ersetzen. Das modifizierte Regressionsmodell lautet: [37]

$$(3.8) \quad \Delta y_t = a + (\rho - 1) y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \gamma_i \, \Delta y_{t-i} + e_t$$

Die Tests, die auf Regressionsmodell (3.8) beruhen, werden als "Augmented-Dickey-Fuller-Tests" (ADF-Tests) bezeichnet. Im Rahmen der praktischen Umsetzung von ADF-Tests wird die Autokorrelationsfreiheit des Störterms sichergestellt, indem man die Anzahl der verzögert abhängigen Variablen sukzessive erhöht, bis die Ljung-Box-Statistik insignifikant ist.[38]

Eine Alternative zur Aufnahme verzögert abhängiger Variablen bieten die nicht parametrischen Unit-Root-Tests von Phillips (1987) und Phillips/Perron (1988). Im Unterschied zu den ADF-Tests werden hier keine verzögert abhängigen Variablen in den Regressionsansatz aufgenommen, sondern die Teststatistik so modifiziert, daß die Autokorrelation des Störterms nicht die asymptotischen Verteilungseigenschaften der Teststatistik verändert. Dadurch bleibt der gesamte Stützbereich erhalten. Insbesondere bei Vorliegen von MA-Komponenten müssen im Fall der ADF-Tests oftmals viele Verzögerungen aufge-

---

[37] Wenn eine Zeitreihe einen Trend aufweist oder Unsicherheit hierüber besteht, sollte zunächst im Regressionsmodell

$$\Delta y_t = a + \beta t + (\rho - 1) y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \gamma_i \, \Delta y_{t-i} + e_t$$

die Nullhypothese der Differenzenstationarität $H_0 : ((\rho - 1), \beta) = (0,0)$ gegen die Alternativhypothese der Trendstationarität mit einem F-Test überprüft werden. Die kritischen Werte sind in Dickey/Fuller (1981, S. 63) aufgeführt. Bei Akzeptanz der Nullhypothese ist auf Modell (3.8) überzugehen, da die in diesem Modell vorgenommenen Tests eine höhere Macht besitzen, wenn die Zeitreihe keinen linearen deterministischen Trend aufweist (vgl. Davidson/MacKinnon (1993, S. 702)).

[38] Eine andere Möglichkeit besteht darin, die Laganzahl so zu wählen, daß eine etwaige Saisonfigur erfaßt wird. Für Monatsdaten ergäbe sich beispielsweise k=12 (Hamilton (1994, S. 583)).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

nommen werden, was den für die Macht der Test entscheidenden Stützbereich erheblich reduzieren kann. Die Tests werden als nicht-parametrisch bezeichnet, da keine exakte Spezifikation des Störterms erforderlich ist (d. h. es sind keine Annahmen über AR- und MA-Koeffizienten zu treffen).[39]

Ist die Hypothese einer Unit-Root und damit eines Integrationsgrades von Eins angenommen, läßt sich mit Hilfe der Hasza/Fuller (HF)-Statistik testen, ob y_t I(2) ist. Das hierzu angemessene Regressionsmodell lautet:

$$(3.9) \quad \nabla^2 y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 \nabla y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \gamma_i \nabla^2 y_{t-i} + e_t$$

Die Nullhypothese zweier Unit-Roots $H_0: (a_1, a_2) = (0,0)$ kann anhand der in Hasza/Fuller (1979, S. 1116) tabellierten kritischen Werte überprüft werden. Die kritischen Werte der ADF, PP und HF-Tests sind:

Tabelle 3.8

Kritische Werte der Integrationstests

	1%	5%	10%
ADF-*t*-Test PP-*t*-Test	-3,43	-2,86	-2,57
HF-*F*-Test	8,22	6,16	5,21

Probleme von Unit-Root-Tests

In der Literatur existiert eine Reihe von Einwänden gegen Unit-Root-Tests. Ein bedeutendes Charakteristikum dieser Tests besteht darin, daß sie starke Verzerrungen aufweisen zugunsten der Annahme der Nullhypothese der Instationarität. Eine Ursache hierfür sind die häufig von offiziellen Stellen verwendeten Saisonbereinigungsverfahren (Davidson/MacKinnon (1993, S. 714)). Ein zweiter wichtiger Aspekt liegt darin, daß Strukturbrüchen häufig nicht Rechnung getragen wird (Perron (1989)). Zudem ist gezeigt worden, daß für

[39] Phillips/Perron-Tests erfordern eine Festlegung des "Truncation-Parameters". Der Truncation-Parameter gibt die Anzahl der Autokovarianzen der Residuen an, die bei der Berechnung der Varianz des Stichprobenmittelwerts σ^2 Verwendung finden. σ^2 wird zur Modifikation der t -Statistik benötigt (vgl. Davidson/MacKinnon (1993, S. 713)).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

stationäre Prozesse mit $\rho \geq 0{,}9$ die Wahrscheinlichkeit für einen Fehler zweiter Art (Annahme der Nullhypothese, obwohl sie falsch ist) relativ hoch ist (Hamilton (1994, S.532)).

Diese und andere methodische Probleme der Unit-Root-Tests implizieren, daß die Annahme der Nullhypothese nicht notwendigerweise bedeutet, daß eine untersuchte Zeitreihe tatsächlich eine Einheitswurzel aufweist, sondern lediglich, daß die Daten nicht gegen die Existenz einer Einheitswurzel sprechen.

Die Ergebnisse der t-Tests von Dickey/Fuller und Phillips/Perron und des F-Tests von Hasza/Fuller sind in Tabelle 3.9-3.11 aufgeführt. Das Entscheidungskriterium für die Anzahl k^* der in den Regressionsansatz aufgenommenen verzögert abhängigen Variablen, ist die Insignifikanz der Ljung-Box-Statistik auf 10%-Niveau. Im Rahmen der Phillips/Perron-Tests wurde der truncation-Parameter mit dem gewählten k^* gleichgesetzt. Der sich maximal ergebende Wert von k^* betrug im Fall von Tages-, Wochen- respektive Monatsdaten 24, 17 und 7.

Die Ergebnisse zeigen, daß von einer Instationarität der Zinssätze auszugehen ist. Die Teststatistiken der ADF- und PP-Tests sind größtenteils insignifikant. Eine Ausnahme sind die z.T. signifikanten Phillips-Perron-Tests für den Tages- und Wochenzins am Geldmarkt. Dieses Ergebnis ist mit großer Wahrscheinlichkeit auf vorhandenen MA-Komponenten zurückzuführen.[40] Schwert (1989) zeigt anhand von Simulationsstudien, daß die PP-Tests zu häufig zu einer Ablehnung der Nullhypothese führen, wenn die Zeitreihe signifikante MA-Komponenten enthält, die kleiner sind als -0,5. Im Unterschied hierzu entspricht die Ablehnwahrscheinlichkeit der ADF-Tests bei vorhandenen MA-Komponenten dem tatsächlichen Signifikanzniveau, so daß diese Tests vorzuziehen sind.[41]

Auf Basis der Hasza/Fuller-Tests kann die Hypothese eines Integrationsgrades von Zwei für alle Zinssätze abgelehnt werden.[42] Im folgenden wird daher davon ausgegangen, daß die einmal differenzierten Nominalzinsen stationäre Prozesse darstellen. Dieses Resultat wird gestützt durch Ergebnisse

---

[40] Um zu untersuchen, ob MA-Komponenten in Tagesdaten vorliegen, wurde für Tagesgeld- und Wochenzinsen ein ARIMA(1,1,1)-Modell geschätzt. Der MA(1)-Koeffizient für den Tageszins (Wochenzins) am Geldmarkt ist hochsignifikant und beträgt -0,5 (-0,6).

[41] Vgl. Schwert (1989), S. 158.

[42] Die Ergebnisse der HF- und ADF-Tests sind robust bezüglich der Zahl der aufgenommen verzögert abhängigen Variablen. Lediglich für im Vergleich zu k^* verhältnismäßig kleine k wird die Nullhypothese abgelehnt. In diesen Fällen ist das Signifikanzniveau der Ljung-Box-Statistik <0,0001. ADF-Tests, die auf einem Regressionsmodell mit linearem deterministischem Trend basieren, sind insignifikant (Die Ergebnisse sind nicht explizit dargestellt).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 3.9

Ergebnisse der Unit-Root-Tests für deutsche Geldmarktsätze (Tagesdaten)

Laufzeit	DF-*t*-Test (*x* Lags)		PP-*t*-Test (*x* Lags)		HF-*F*-Test (*x* Lags)	
Zeitraum: 3.1.1975 - 6.8.1997 (*T*=5894)						
1 Tag	-1,8359	(16)	-2,9117 [b]	(16)	361,3183 [a]	(15)
1 Woche	-1,8683	(16)	-2,8046 [c]	(16)	363,4026 [a]	(15)
1 Monat	-1.2607	(24)	-1,5643	(24)	153,6015 [a]	(23)
3 Monate	-1,2565	(13)	-1,3697	(13)	249,2963 [a]	(12)
6 Monate	-1,2731	(21)	-1,3610	(21)	143,3365 [a]	(20)
12 Monate	-1,2053	(6)	-1,3658	(6)	555,8715 [a]	(5)
Zeitraum: 12.10.1988 - 6.8.1997 (*T*=2301)						
24 Monate	-0,2949	(5)	-0,2332	(5)	207,4385 [a]	(4)
36 Monate	-0,4153	(5)	-0,3444	(5)	207,4806 [a]	(4)
48 Monate	-0,4770	(0)	-0,4771	(0)	1097,4240 [a]	(0)
60 Monate	-0,5198	(0)	-0,5198	(0)	1034,2662 [a]	(0)
Zeitraum: 21.4.1977 - 6.8.1997 (*T*=5295)						
120 Monate	-1,4359	(4)	-1,3015	(4)	554,1384 [a]	(3)

Ein signifikanter Wert der Hasza-Fuller-Statistik ist Evidenz für einen Integrationsgrad von Eins. a,b,c kennzeichnet signifikante Teststatistiken auf 1% ,5% und 10%- Niveau.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 3.10

Ergebnisse der Unit-Root-Tests für deutsche Geldmarktzinsen (Wochendaten)

Laufzeit	DF-*t*-Test (*x* Lags)		PP-*t*-Test (*x* Lags)		HF-*F*-Test (*x* Lags)	
Zeitraum: 15.1.1975-6.8.1997 (*T*=1178)						
1 Tag	-1,3960	(17)	-2,6515 [c]	(17)	36,9597 [a]	(16)
1 Woche	-1,4028	(13)	-2,2593	(13)	53,5137 [a]	(12)
1 Monat	-1,3144	(10)	-1,4861	(10)	61,2380 [a]	(9)
3 Monate	-1,3626	(9)	-1,3969	(9)	61,6857 [a]	(8)
6 Monate	-1,2687	(4)	-1,2963	(4)	139,9040 [a]	(3)
12 Monate	-1,5505	(5)	-1,3611	(5)	88,0952 [a]	(4)
Zeitraum: 26.10.1988 - 6.8.1997 (*T*=459)						
24 Monate	-0,7256	(5)	-0,4737	(5)	28,4271 [a]	(4)
36 Monate	-0,8133	(5)	-0,5950	(5)	29,5580 [a]	(4)
48 Monate	-0,5796	(0)	-0,5796	(0)	230,2775 [a]	(0)
60 Monate	-0,8210	(2)	-0,7057	(2)	96,4537 [a]	(1)
Zeitraum: 27.4.1977-6.8.1997 (*T*=1059)						
120 Monate	-1,5108	(1)	-1,3818	(1)	409,8140 [a]	(0)

Ein signifikanter Wert der Hasza-Fuller-Statistik ist Evidenz für einen Integrationsgrad von Eins. a,b,c kennzeichnet signifikante Teststatistiken auf 1% ,5% und 10%- Niveau.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 3.11

Ergebnisse der Unit-Root-Tests für deutsche Geldmarktzinsen (Monatsdaten)

Laufzeit	DF-*t*-Test (*x* Lags)		PP-*t*-Test (*x* Lags)		HF-*F*-Test (*x* Lags)	
Zeitraum: 2/1975 - 7/1997 (*T*=270)						
1 Tag	-1,7464	(0)	-1,7464	(0)	153,2458 [a]	(0)
1 Woche	-1,5469	(1)	-1,5114	(1)	145,4471 [a]	(0)
1 Monat	-2,5195	(7)	-1,6126	(7)	12,6392 [a]	(6)
3 Monate	-2,1833	(5)	-1,5209	(5)	17,2025 [a]	(4)
6 Monate	-1,1880	(0)	-1,1880	(0)	127,9470 [a]	(0)
12 Monate	-1,4886	(1)	-1,2790	(1)	89,2175 [a]	(0)
Zeitraum: 12/1988 - 7/1997 (*T*=104)						
24 Monate	-0,4595	(1)	-0,2137	(1)	23,9610 [a]	(0)
36 Monate	-0,6358	(1)	-0,3514	(1)	22,4180 [a]	(0)
48 Monate	-0,7782	(1)	-0,4992	(1)	23,7716 [a]	(0)
60 Monate	-0,8949	(1)	-0,6283	(1)	24,3134 [a]	(0)
Zeitraum: 06/1977 - 7/1997 (*T*=242)						
120 Monate	-1,8105	(1)	-1,5638	(1)	80,1175 [a]	(0)

Ein signifikanter Wert der Hasza-Fuller-Statistik ist Evidenz für einen Integrationsgrad von Eins. a,b,c kennzeichnet signifikante Teststatistiken auf 1% ,5% und 10%- Niveau.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

anderer Studien, die ebenfalls den Integrationsgrad von Nominalzinssätzen untersuchen.[43]

3.3.2. Kointegrationseigenschaften

Zwei Zinssätze $R_t^{(n)}$ und $R_t^{(m)}$, die jeweils I(1) Prozesse darstellen, sind kointegriert, wenn eine Linearkombination

$$(3.10) \quad R_t^{(n)} = \alpha_1 + \beta_1 R_t^{(m)} + u_{1t}$$

existiert, bei der u_t stationär wird. Nach der Erwartungstheorie muß $\beta_1 = 1$ sein. Allerdings wurde bereits in Kapitel 2 darauf hingewiesen, daß Hypothesentests über den Kointegrationsparameter in endlichen Stichproben nicht möglich sind, da β_1 verzerrt geschätzt wird (Davidson/MacKinnon (1993, S. 719)).[44]

Eine einfache Möglichkeit, einen Kointegrationstest durchzuführen, bietet der von Engle/Granger (1987) vorgeschlagene zweistufige Ansatz. Im Rahmen dieses Ansatzes ist zunächst die Kointegrationsregression (3.10) mit OLS zu schätzen und anschließend ein Unit-Root-Test der Residuen durchzuführen. Dabei ist zu beachten, daß die berechneten t-Statistiken nicht länger der üblichen Dickey-Fuller (1979)-Verteilung folgen, sondern mit den in Engle/Yoo (1987), MacKinnon (1991) oder Davidson/MacKinnon (1993) tabellierten kritischen Werten verglichen werden müssen.[45]

---

[43] Vgl. für deutsche Zinssätze beispielsweise Kirchgässner/Wolters (1990, Tab 1a), Kugler (1990, Tab. 1) und Anker (1993, S. 133). Hall/Anderson/Granger (1992, S. 120) und Hurn/Moody/Muscatelli (1995, Tab. 1) testen den Integrationsgrad amerikanischer- bzw. britischer Zinssätze mit Laufzeiten bis zu 12 Monaten. Wu/Zhang (1996) führen die überwältigenden Evidenzen für die Instationarität von Zinssätzen, auf die geringe Trennschärfe gewöhnlicher Unit-Root- Tests zurück. Im Gegensatz zu ADF-Tests kann im Rahmen von Panel-Unit-Root-Tests die Nullhypothese der Instationarität von Dreimonatszinsen für zwölf OECD-Länder abgelehnt werden (vgl. Wu/Zhang (1996)).

[44] Hall (1986) weist darauf hin, daß die geschätzten Kointegrationsparameter der Regression (3.10) und der relevanten Umkehrregression $R_t^{(m)} = \alpha_2 + \beta_2 R_t^{(n)} + u_{2t}$ eine obere und untere Schranke des wahren Kointegrationsparameters β liefern. Es gilt: $\min(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2) \leq \beta \leq \max(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2)$.

[45] Dies ist darauf zurückzuführen, daß mit OLS der Kointegrationsparameter so geschätzt wird, daß die Residuen stationär erscheinen. Der Nachweis der Stationarität erfordert es daher, daß die Nullhypothese der Instationarität mit einer größeren Wahrscheinlichkeit abgelehnt wird, als dies in gewöhnlichen Unit-Root-Tests der Fall ist. Dieser Forderung wird damit Rechnung getragen, daß die von MacKinnon (1991) aufgeführten kritischen Werte weiter von Null entfernt liegen als die in Fuller (1976) tabellierten Werte (vgl. Engle/Granger (1991)).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Wenn, wie in diesem Fall, der Kointegrationsvektor aufgrund theoretischer Überlegungen bereits bekannt ist, ist es optimal, diesen Wert bei der Durchführung eines Kointegrationstests zu verwenden (Hamilton (1994, S. 528)). Dies geschieht, indem man in Gleichung (3.7) β_1 gleich Eins setzt und die so konstruierten Residuen einem Unit-Root-Test unterwirft. Dies entspricht einem Einheitswurzeltest der Zinsspreads. Da der Kointegrationsparameter hier nicht frei geschätzt wird, sind die in Tabelle 3.8 aufgeführten kritischen Werte zur Überprüfung der Nullhypothese zu verwenden.

Die in den Tabellen 3.12-3.14 dargestellten Ergebnisse der Unit-Root-Tests von Zinsspreads sprechen für die Kointegration von Zinssätzen am kurzen Ende der deutschen Zinsstruktur. Die ADF- Tests der Spreads zwischen Zinssätzen von einem Tag bis zwölf Monaten sind hochsignifikant. Dagegen sind keine Evidenzen für eine Kointegration längerfristiger Zinssätze $(n > 12)$ mit anderen Zinssätzen vorhanden. Die Spreads $R_t^{(n)} - R_t^{(m)}$ sind für alle m, n mit $\max(m, n \geq 24)$ instationär.

Die Ergebnisse sind robust gegenüber der gewählten Frequenz. Zusammengenommen lassen sie sich als "schwache" Evidenz für die Erwartungshypothese am kurzen Ende der Zinsstruktur interpretieren (Cuthbertson (1996, S. 581). Dagegen ist die notwendige Bedingung der Erwartungshypothese am langen Ende der Zinsstruktur nicht erfüllt.

Eine mögliche Ursache hierfür sind ex-post festgestellte, persistente Prognosefehler, die in kleinen Stichproben zu der beobachteten Instationarität führen. Ursache dieser Persistenzen können rational erwartete Änderungen des zinsengenerierenden Prozesses, etwa im Zuge der deutschen Wiedervereinigung oder im Vorfeld der europäischen Währungsunion sein. Eine zweite Erklärungsmöglichkeit ist die Instationarität der Risikoprämien (Evans/Lewis (1994, S. 298)).

Die Ergebnisse der Kointegrationstests sind vollständig mit den Resultaten von Wolters (1995) kompatibel. Wolters (1995) zeigt, daß im Zeitraum zwischen 1977 und 1993 Zinssätze am Geldmarkt kointegriert sind, während zwischen den Zinsen von Anleihen mit einer Laufzeit von einem, drei und fünf Jahren keine Kointegrationsbeziehung existiert. Im Unterschied hierzu weist Anker (1993, Tab. 10) für die Phase von 1968 bis 1991 nach, daß Spreads zwischen Kapitalmarktzinsen mit Laufzeiten von einem bis zehn Jahren einerseits und einem und zwei Jahren andererseits stationär sind.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 3.12

Unit-root-Tests für Zinsspreads (Tagedaten)

$$R_t^{(n)} - R_t^{(m)} = u_t$$

n \ m	1 Tag	1 Woche	1 Monat	3 Monate	6 Monate	12 Monate	24 Monate	36 Monate	48 Monate	60 Monate
1 Tag										
1 Woche	-20,6366 [a]									
1 Monat	-10,7994 [a]	-14,7194 [a]								
3 Monate	-9,7385 [a]	-12,6954 [a]	-9,4067 [a]							
6 Monate	-8,3006 [a]	-9,1043 [a]	-6,2414 [a]	-5,3800 [a]						
12 Monate	-6,7614 [a]	-6,8435 [a]	-5,7065 [a]	-3,9267 [a]	-3,6603 [a]					
24 Monate	-2,6233 [c]	-2,5583	-2,0808	-1,7714	-1,8060	-2,0149				
36 Monate	-2,1913	-2,1054	-1,4594	-1,1144	-1,2247	-1,1679	-1,4925			
48 Monate	-1,7764	-1,8280	-1,4798	-0,9394	-0,9524	-0,9697	-1,0879	-1,6539		
60 Monate	-1,7172	-1,6390	-1,3120	-0,8993	-0,7692	-0,8008	-0,8694	-0,7764	-1,4941	
120 Monate	-2,2823	-2,6370 [c]	-2,0462	-1,8592	-1,6559	-1,7896	-0,9379	-0,9508	-1,1362	-1,4286

Die ADF-*t*-Tests für u_t basieren auf Regression (3.8). *k* wurde so gewählt, daß die Ljung-Box-Statistik auf 10%-Niveau insignifikant ist. a,b,c kennzeichnen eine signifikante Ablehnung der Nullhypothese: Keine Kointegration auf 1% ,5% und 10%-Niveau.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 3.13

Unit-root-Tests für Zinsspreads (Wochendaten)

$$R_t^{(n)} - R_t^{(m)} = u_t$$

n \ m	1 Tag	1 Woche	1 Monat	3 Monate	6 Monate	12 Monate	24 Monate	36 Monate	48 Monate	60 Monate
1 Tag										
1 Woche	-21,5430 [a]									
1 Monat	-5,6752 [a]	-6,0029 [a]								
3 Monate	-5,8186 [a]	-5,5058 [a]	-7,7699 [a]							
6 Monate	-5,2128 [a]	-5,0555 [a]	-5,7946 [a]	-6,6579 [a]						
12 Monate	-3,8276 [a]	-4,4477 [a]	-3,3976 [a]	-4,2168 [a]	-3,4219 [a]					
24 Monate	-2,2074	-1,9356	-2,1031	-1,5151	-1,5306	-1,2128				
36 Monate	-1,8387	-1,6067	-1,7281	-1,3089	-1,0212	-0,8911	-0,8160			
48 Monate	-1,5827	-1,3655	-1,4926	-0,9593	-0,8915	-0,8375	-1,0403	-1,2757		
60 Monate	-1,7639	-1,6651	-1,3232	-0,8146	-0,7571	-0,6812	-0,9328	-0,8170	-0,4534	
120 Monate	-2,2284	-1,8895	-2,1111	-1,7270	-1,6540	-1,7538	-0,6819	-0,8828	-1,1140	-1,4248

Die ADF-*t*-Tests für u_t basieren auf Regression (3.8). *k* wurde so gewählt, daß die Ljung-Box-Statistik auf 10%-Niveau insignifikant ist. a,b,c kennzeichnen eine signifikante Ablehnung der Nullhypothese: Keine Kointegration auf 1% ,5% und 10%-Niveau.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 3.14

Unit-root-Tests für Zinsspreads (Monatsdaten)

$$R_t^{(n)} - R_t^{(m)} = u_t$$

n \ m	1 Tag	1 Woche	1 Monat	3 Monate	6 Monate	12 Monate	24 Monate	36 Monate	48 Monate	60 Monate
1 Tag										
1 Woche	-14,324 [a]									
1 Monat	-6,3158 [a]	-2,5478								
3 Monate	-8,9808 [a]	-9,2914 [a]	-4,0800 [a]							
6 Monate	-8,3477 [a]	-8,0279 [a]	-5,3327 [a]	-3,1206 [a]						
12 Monate	-6,3351 [a]	-6,1158 [a]	-4,1070 [a]	-4,1887 [a]	-3,6371 [a]					
24 Monate	-2,5226	-1,8085	-1,8323	-1,6390	-1,5380	-1,8256				
36 Monate	-2,1465	-1,5034	-1,4645	-1,2922	-1,1591	-1,2030	-0,9242			
48 Monate	-1,8331	-1,2433	-1,3763	-1,0094	-0,8568	-0,8419	-0,5502	-0,8613		
60 Monate	-1,6337	-1,0669	-0,9840	-0,8406	-0,6741	-0,6408	-0,3183	-0,4167	-0,3105	
120 Monate	-2,6165 [c]	-2,3059	-2,0168	-1,8477	-1,8760	-1,6031	-0,5291	-0,7772	-0,8523	-1,6010

Die ADF-*t*-Tests für u_t basieren auf Regression (3.8). *k* wurde so gewählt, daß die Ljung-Box-Statistik auf 10%-Niveau insignifikant ist. a,b,c kennzeichnen eine signifikante Ablehnung der Nullhypothese: Keine Kointegration auf 1% ,5% und 10%-Niveau.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

3.4. Test der Erwartungshypothese

In diesem Abschnitt werden die in Kapitel 2.3 dargestellten Tests der Erwartungshypothese mit Euro-DM-Geldmarktsätzen durchgeführt. Analog zu den Ausführungen dort wird zunächst der Informationsgehalt des Spread zwischen lang- und kurzfristigem Zins für die zukünftige Entwicklung des Kurzfristzinses untersucht. Im Anschluß daran wird auf den Informationsgehalt in Zinsspannen für Änderungen langfristiger Zinssätze im Lauf der nächsten Periode eingegangen. Vorbild für die durchgeführte Analyse ist die umfangreiche Untersuchung amerikanischer Zinssätze von Campbell/Shiller (1991).

3.4.1. Der Informationsgehalt des Spread für Änderungen kurzfristiger Zinsen

Der Informationsgehalt der Zinsstruktur für Änderungen kurzfristiger Zinsen kann getestet werden, indem man den Spread bei vollkommener Voraussicht $S_t^{(n,m)*}$ auf den aktuellen Spread $S_t^{(n,m)} = R_t^{(n)} - R_t^{(m)}$ regressiert:

$$(3.11) \quad S_t^{(n,m)*} \equiv \frac{1}{k}\left(\sum_{i=0}^{k-1} R_{t+i(mj)}^{(m)}\right) - R_t^{(m)} = \alpha + \beta(R_t^{(n)} - R_t^{(m)}) + v_{t+(n-m)j},$$

mit $k = n/m$, wobei j von der bei der Schätzung verwendeten Frequenz der Daten abhängt. Im Fall von Tages-, Wochen- und Monatsdaten ist j gleich 22, 4 und 1.[46]

Wenn die Erwartungshypothese gilt, sollte der geschätzte Regressionskoeffizient β nicht signifikant von Eins verschieden sein. Bei der Durchführung der Regression ist zu beachten, daß die Erwartungsfehler autokorreliert sind (Hansen/Hodrick (1980)). Die signifikanten ARCH-Effekte der Zinsänderungen zeigen, daß auch Heteroskedastizität bei der Schätzung berücksichtigt werden muß.

Die Tabellen 3.15-3.17 enthalten die Ergebnisse der durchgeführten Tests. Die Varianz-Kovarianzmatrix wurde mit der Methode von Hansen (1982) um Autokorrelation der Ordnung $(n-m)j-1$ und Heteroskedastizität (White (1980)) bereinigt. Um die positive Definitheit der Kovarianzmatrix sicherzustellen, wurde das Verfahren von Newey/West (1987) verwendet. Da die langfristigen Staatsanleihen Kupon-Anleihen darstellen, muß die Testgleichung (3.11) leicht modifiziert werden. Die adäquate Regressionsgleichung lautet hier:

[46] n und m sind Laufzeiten der Zinssätze, ausgedrückt in Monaten.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$(3.11a)\quad S_t^{(120,m)*} \equiv \left(\sum_{i=0}^{k-1} w_i R_{t+i(mj)}^{(m)}\right) - R_t^{(m)} = \alpha + \beta(R_t^{(120)} - R_t^{(m)}) + v_{t+(k-1)j},$$

mit $k = 120/m$. Die Gewichte sind definiert als:

$$w_i = g^i \cdot \frac{(1-g)}{(1-g^{k)}}, \text{ mit } g = \frac{1}{1+\bar{R}}.$$

$\bar{R}$ ist der Mittelwert von $R_t^{(120)}$ im Beobachtungszeitraum (vgl. Hardouvelis (1994)).

Der in den Regressionen (3.11) und (3.11a) zugrundegelegte Schätzzeitraum hängt von der Verfügbarkeit der Daten ab (vgl. Kapitel 3.2). Es wurde jeweils der längstens mögliche Zeitraum verwendet. Bei zu kurzem Schätzzeitraum wird auf eine Darstellung der Ergebnisse verzichtet.

Die Regressionskoeffizienten sind in allen Fällen positiv und oftmals signifikant von Null verschieden. Es wird deutlich, daß insbesondere im kurzfristigen Bereich Zinsspreads einen signifikanten Informationsgehalt für zukünftige Zinsänderungen besitzen und daher zur Zinsprognose genutzt werden können. Trotz des Erklärungsgehalts von Zinsspreads muß allerdings die Erwartungshypothese mit konstanten Risikoprämien $(H_0: \beta = 1)$ für Euro-DM-Geldmarktzinssätze in vielen Fällen abgelehnt werden. Das Signifikanzniveau der Nullhypothese ist häufig kleiner als 1%. Diese Ergebnisse sind unabhängig von der verwendeten Datenfrequenz.

Auffällig sind die hohen Werte der $\hat{\beta}$-Koeffizienten in Regressionen, in denen der langfristige Zins eine Laufzeit über zwei Jahre besitzt. Sie besagen, daß Transakteure im Untersuchungszeitraum die tatsächliche Zinsentwicklung oftmals unterschätzt haben. Dieses Ergebnis ist mit hoher Wahrscheinlichkeit auf persistente Prognosefehler in der Zeit zwischen 1988 und 1997 zurückzuführen. Dies würde auch die Ablehnung der Kointegrationsbeziehungen am langen Ende der Zinsstruktur erklären.

Zudem wird deutlich, daß der Informationsgehalt des Spread zwischen ein- und zweiperiodigem Zins für den Einperiodenzins in einer Periode von der Laufzeit des einperiodigen Zinses abhängt. Analog zu den Ergebnissen in den USA ergibt sich ein U-förmiger Verlauf: Während Änderungen des Einmonatszinses innerhalb der nächsten drei Monate gut prognostiziert werden können, enthält der Spread zwischen Zwölf- und Sechsmonatszins keine Informationen über Änderungen des Sechsmonatszinses in einem halben Jahr. Auch der Einjahreszins in einem Jahr ist unprognostizierbar. Dieses Ergebnis deckt sich mit dem Resultat von Anker (1993, S. 181). Der Spread zwischen Zehn- und Fünfjahreszins kann wiederum zur Prognose des Fünfjahreszins in fünf Jahren benutzt werden.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 3.15

Der Informationsgehalt der Euro-DM-Zinsstruktur für Änderungen kurzfristiger Zinsen (Tagesdaten)

n \m	1 Monat	3 Monate	6 Monate	12 Monate	24 Monate	60 Monate
3 Monate	0,6888 [a]					
	0,0696					
	0,1783					
	<1%					
6 Monate	0,5658 [a]	0,3262 [a]				
	0,1112	0,1072				
	0,1365	0,0404				
	< 1%	< 1%				
12 Monate	0,5464 [a]	0,4127 [c]	0,3074			
	0,1989	0,2127	0,2092			
	0,1186	0,0591	0,0230			
	< 5%	< 1%	< 1%			
24 Monate	0,8323 [b]	0,6888	0,4653	0,0984		
	0,3741	0,4483	0,5221	0,5132		
	0,3174	0,1927	0,0736	0,0028		
	> 10%	> 10%	> 10%	< 10%		
36 Monate	1,5669 [a]	1,5623 [a]	0,8279	0,2884		
	0,2968	0,4253	0,6423	0,6623		
	0,5772	0,4776	0,1608	0,0194		
	< 10%	> 10%	> 10%	> 10%		
48 Monate	2,0568 [a]	2,3355 [a]	2,8349 [a]	1,7687 [b]	0,3992	
	0,2449	0,3033	0,3965	0,8518	0,8167	
	0,6710	0,6564	0,6479	0,3022	0,0240	
	< 1%	< 1%	< 1%	> 10%	> 10%	
60 Monate	2,2614 [a]	2,5627 [a]	2,9961 [a]	3,2991 [a]		
	0,2721	0,3148	0,3969	0,4393		
	0,5894	0,6212	0,6123	0,6555		
	< 1%	< 1%	< 1%	< 1%		
120 Monate	0,7422 [a]	1,3264 [a]	1,5400 [a]	1,6839 [a]		0,8091 [a]
	0,1017	0,1099	0,0807	0,0572		0,2374
	0,4084	0,6921	0,7895	0,8389		0,1320
	< 5%	< 1%	< 1%	< 1%		> 10%

Die jeweils erste Zeile zeigt den mit OLS geschätzten β-Koeffizienten der Regression (3.11 bzw. 3.11a; j=22). Die zweite Zeile enthält den heteroskedastizitäts- und autokorrelationskonsistenten Standardfehler (Hansen (1982)). In der dritten Zeile steht das Bestimmtheitsmaß der Regression R^2. Die vierte Zeile enthält das Signifikanzniveau der Hypothese $\beta = 1$.
a,b,c = signifikant auf 1%,5%, 10% Niveau.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 3.16

Der Informationsgehalt der Euro-DM-Zinsstruktur für Änderungen kurzfristiger Zinsen (Wochendaten)

n \m	1 Monat	3 Monate	6 Monate	12 Monate	24 Monate	60 Monate
3 Monate	0,6912 [a]					
	0,0733					
	0,1769					
	< 1%					
6 Monate	0,5660 [a]	0,3518 [a]				
	0,1036	0,1087				
	0,1421	0,0457				
	< 1%	< 1%				
12 Monate	0,5362 [a]	0,4140 [b]	0,2934			
	0,1908	0,2061	0,2096			
	0,1185	0,0609	0,0210			
	< 5%	< 5%	< 1%			
24 Monate	0,8077 [b]	0,6747	0,4563	0,0862		
	0,3663	0,4417	0,5121	0,5016		
	0,3131	0,1904	0,0733	0,0021		
	> 10%	> 10%	> 10%	< 10%		
36 Monate	1,4620 [a]	1,2204 [b]	0,7562	0,2672		
	0,3265	0,5057	0,6248	0,6444		
	0,5457	0,3632	0,1453	0,0169		
	> 10%	> 10%	> 10%	> 10%		
48 Monate	2,0341 [a]	2,3059 [a]	2,7990 [a]	1,5655 [c]	0,3823	
	0,2421	0,2998	0,3969	0,8395	0,8044	
	0,6745	0,6573	0,6466	0,2635	0,0228	
	< 1%	< 1%	< 1%	> 10%	> 10%	
60 Monate	2,2883 [a]	2,5013 [a]	2,9396 [a]	3,2461 [a]		
	0,2745	0,3050	0,3988	0,4924		
	0,6059	0,6255	0,6137	0,6338		
	< 1%	< 1%	< 1%	< 1%		
120 Monate	0,7312 [a]	1,3237 [a]	1,5522 [a]	1,7012 [a]		0,8507 [a]
	0,0977	0,1081	0,0790	0,0595		0,2580
	0,4079	0,6892	0,7913	0,8358		0,1383
	< 1%	< 1%	< 1%	< 1%		> 10%

Die jeweils erste Zeile zeigt den mit OLS geschätzten β -Koeffizienten der Regression (3.11 bzw. 3.11a; j=4). Die zweite Zeile enthält den heteroskedastizitäts- und autokorrelationskonsistenten Standardfehler (Hansen (1982)). In der dritten Zeile steht das Bestimmtheitsmaß der Regression R^2. Die vierte Zeile enthält das Signifikanzniveau der Hypothese $\beta = 1$.
a,b,c = signifikant auf 1%,5%, 10% Niveau.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 3.17

Der Informationsgehalt der Euro-DM-Zinsstruktur für Änderungen kurzfristiger Zinsen (Monatsdaten)

n \m	1 Monat	3 Monate	6 Monate	12 Monate	24 Monate	60 Monate
3 Monate	0,6730 [a]					
	0,0829					
	0,2349					
	< 1%					
6 Monate	0,5610 [a]	0,2821 [a]				
	0,1090	0,1093				
	0,1445	0,0352				
	< 1%	< 1%				
12 Monate	0,5271 [a]	0,4058 [b]	0,3161			
	0,1774	0,2030	0,2058			
	0,1209	0,0582	0,0274			
	< 1%	< 1%	< 1%			
24 Monate	0,8093 [b]	0,6721	0,4275	0,0883		
	0,3567	0,4317	0,5026	0,5008		
	0,3203	0,1936	0,0660	0,0023		
	> 10%	> 10%	> 10%	< 10%		
36 Monate	1,5157 [a]	1,2821 [a]	0,7724	0,2656		
	0,2709	0,4687	0,6104	0,6500		
	0,5785	0,3938	0,1490	0,0169		
	< 10%	> 10%	> 10%	> 10%		
48 Monate	1,9732 [a]	2,2453 [a]	2,7211 [a]	1,7431 [b]	0,4415	
	0,2235	0,2824	0,3841	0,8329	0,8334	
	0,6635	0,6496	0,6229	0,3021	0,0296	
	< 1%	< 1%	< 1%	> 10%	> 10%	
60 Monate	2,1909 [a]	2,4857 [a]	2,7395 [a]	3,2505 [a]		
	0,2574	0,2987	0,3384	0,4614		
	0,5810	0,6125	0,6348	0,6435		
	< 1%	< 1%	< 1%	< 1%		
120 Monate	0,7443 [a]	1,3373 [a]	1,5648 [a]	1,7011 [a]		0,8277 [a]
	0,1025	0,1093	0,0785	0,0575		0,2635
	0,4041	0,6907	0,7919	0,8412		0,1193
	< 5%	< 1%	< 1%	< 1%		> 10%

Die jeweils erste Zeile zeigt den mit OLS geschätzten β-Koeffizienten der Regression (3.11 bzw. 3.11a; j=1). Die zweite Zeile enthält den heteroskedastizitäts- und autokorrelationskonsistenten Standardfehler (Hansen (1982)). In der dritten Zeile steht das Bestimmtheitsmaß der Regression R^2. Die vierte Zeile enthält das Signifikanzniveau der Hypothese $\beta = 1$.
a,b,c = signifikant auf 1%,5%, 10% Niveau.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 3.18

Der Informationsgehalt der Euro-DM-Zinsstruktur für Änderungen kurzfristiger Zinsen in unterschiedlichen Teilzeiträumen

$$\frac{m}{n}\left(\sum_{i=0}^{\frac{n}{m}-1} R_{t+i(mj)}^{(m)}\right) - R_t^{(m)} = \alpha + \beta(R_t^{(n)} - R_t^{(m)}) + v_{t+(n-m)j}$$

n,m \Zeitraum	1/75-8/97	1/75-2/80	3/80-1/85	2/85-8/97	10/88-8/97
3, 1	0,6888 [a]	0,8190 [a]	0,6903 [a]	0,6403 [a]	0,7257 [a]
	0,0696	0,0912	0,1414	0,1388	0,0878
	0,1783	0,2411	0,1054	0,2431	0,3514
	0,3202	0,3816	0,4660	0,2000	0,1725
6, 3	0,3262 [a]	0,3007 [b]	-0,0472	0,6196 [a]	0,6798 [a]
	0,1072	0,1510	0,2450	0,1212	0,1164
	0,0404	0,0370	0,0004	0,1590	0,2593
	0,3882	0,4422	0,5579	0,2517	0,2193
12, 6	0,3074	-0,2202	0,0770	0,7338 [a]	0,7338 [a]
	0,2092	0,2664	0,4608	0,2197	0,2197
	0,0230	0,0133	0,0006	0,1466	0,1466
	0,6175	0,6520	0,9253	0,4101	0,4101
24, 12					0,0984
					0,5132
					0,0028
					0,7535
48, 24					0,3992
					0,8167
					0,0240
					0,9931
120, 60					0,8091 [a]
					0,2374
					0,1320
					0,6322

Die jeweils erste Zeile zeigt den mit OLS geschätzten β -Koeffizienten der Regression (3.11 bzw. 3.11a; j=22). Die zweite Zeile enthält den heteroskedastizitäts- und autokorrelationskonsistenten Standardfehler (Hansen (1982)). In der dritten Zeile steht das Bestimmtheitsmaß der Regression R^2. Die vierte Zeile enthält die Standardabweichung der Residuen.
a,b,c = signifikant auf 1%,5%, 10% Niveau.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Zu untersuchen bleibt, ob regimebedingte Änderungen des Erwartungsbildungsprozesses auf Finanzmärkten Auswirkungen auf die Regressionsergebnisse haben. Aus diesem Grund wird der Informationsgehalt der Zinsstruktur für die Entwicklung kurzfristiger Zinssätze in einzelnen geldpolitischen Regimen analysiert. Verwendet werden Zinssätze mit Laufzeiten n und m, für die n=2m ist. Die Einteilung der geldpolitischen Regime (1/1975-2/1980, 3/1980-1/1985, 2/1985-8/1997) wird im Rahmen einer ausführlichen Diskussion der Geldpolitik der Deutschen Bundesbank in Kapitel 6.3.2.1 erläutert. Ein vierter Teilzeitraum (10/1988-8/1997) zeigt den Informationsgehalt der Zinsstruktur, wenn für alle Regressionen der gleiche Schätzzeitraum verwendet wird. Die Schätzungen von (3.11) basieren auf Tagesdaten (j=22).

Tabelle 3.18 zeigt, daß der hohe Informationsgehalt von Spreads zwischen Drei- und Einmonatszinsen für Änderungen des Einmonatszinses in den nächsten beiden Monaten verhältnismäßig robust ist. Die Erwartungshypothese muß in allen Regimen abgelehnt werden. Dagegen variiert der Informationsgehalt von $S_t^{(6,3)}$ für Änderungen des Dreimonatszinses in drei Monaten innerhalb der Teilzeiträume. Im Unterschied zu dem niedrigen Informationsgehalt im Zeitraum von 1975-1980 und dem insignifikanten Informationsgehalt in der Phase von 1980-1985, erklärt der Spread seit 1985 immmerhin 15% der Änderungen des Dreimonatszinses in drei Monaten. Einem Anstieg des Spread um einen Prozentpunkt folgt in dieser Phase im Durchschnitt ein Anstieg des Dreimonatszinses in drei Monaten um 0,6 Prozentpunkte. Ein höherer Informationsgehalt nach 1985 ist auch für $S_t^{(12,6)}$ beobachtbar. Die höhere Vorhersagbarkeit der Zinsentwicklung wird durch die abnehmende Standardabweichung der Residuen, d. h. den abnehmenden unerklärten Teil der Regression, unterstrichen.

3.4.2. Der Informationsgehalt des Spread zwischen Monatszinsen und Tagesgeldzins

Der Monatszins sollte nach der Erwartungshypothese dem Durchschnitt aus heutigem und den für die nächsten 30 Tage erwarteten Tagesgeldzinsen entsprechen. Als permanent bzw. persistent angesehene Änderungen des Tagesgeldzinses führen zu entsprechenden Änderungen des Monatszinses und lassen den Spread zwischen Tages- und Monatszins am Geldmarkt unverändert.

Dagegen führen als transitorisch eingestufte Änderungen des Tagesgeldzinses zu einer signifikanten Änderung des Spread zwischen längerfristigem Zins und Tagesgeldzins. Der Spread spiegelt hier die rational erwartete Änderung des Tagesgeldzinses zu seinem "gleichgewichtigen" Wert wider. Wenn sich das erwartete Szenario im Durchschnitt als korrekt erweist, sollte sich dies in einem signifikant von Null verschiedenen $\hat{\beta}$-Koeffizienten zeigen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 3.19

Der Informationsgehalt der Euro-DM-Zinsstruktur für Änderungen des Tagesgeldzinses in den nächsten Wochen und Monaten

$$\frac{1}{n}\left(\sum_{i=0}^{n-1} R_{t+i}^{(1)}\right) - R_t^{(1)} = \alpha + \beta(R_t^{(n)} - R_t^{(1)}) + v_{t+n-1}$$

Zeiraum	1/75-8/97	1/75-2/80	3/80-1/85	2/85-8/97
		n = 5, m = 1		
β	0,2712 [a]	0,5134 [a]	0,1919 [a]	0,2966 [a]
se(β)	0,0496	0,1264	0,0696	0,0675
R^2	0,0982	0,0940	0,0892	0,1978
see	0,2656	0,4024	0,2921	0,1576
H_0: $\beta = 1$	< 1%	< 1%	<1%	< 1%
		n = 22, m = 1		
β	0,6218 [a]	0,8735 [a]	0,4422 [a]	0,6552 [a]
se(β)	0,0563	0,0623	0,0619	0,0589
R^2	0,3255	0,4139	0,2456	0,4226
see	0,3661	0,5493	0,4016	0,1946
H_0: $\beta = 1$	< 1%	< 5%	< 1%	< 1%
		n = 66, m = 1		
β	0,7454 [a]	0,9611 [a]	0,6865 [a]	0,6876 [a]
se (β)	0,0506	0,0611	0,0744	0,0734
R^2	0,4423	0,5517	0,3850	0,4710
see	0,4338	0,5874	0,5174	0,2574
H_0: $\beta = 1$	< 1%	> 10%	< 1%	< 1%

Die jeweils erste Zeile zeigt den mit OLS geschätzten β-Koeffizienten der Regression (3.12). Die zweite Zeile enthält den heteroskedastizitäts- und autokorrelationskonsistenten Standardfehler (Hansen (1982)). In der dritten Zeile steht das Bestimmtheitsmaß der Regression R^2. Die vierte Zeile enthält die Standardabweichung der Residuen. Die letzte Zeile enthält das Signifikanzniveau der Hypothese $\beta = 1$. a,b,c = signifikant auf 1%,5%, 10% Niveau.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 3.19 enthält die Ergebnisse der Regression der durchschnittlichen Änderung des Tagesgeldzinses in den nächsten 7, 30 und 90 Tagen auf den Spread zwischen Wochen-, Monats- respektive Dreimonatszins und Tagesgeldzins:

$$(3.12) \quad \frac{1}{n}\left(\sum_{i=0}^{n-1} R_{t+i}^{(1)}\right) - R_t^{(1)} = \alpha + \beta(R_t^{(n)} - R_t^{(1)}) + v_{t+n-1}\,.$$

Da keine Beobachtungen für Samstage und Sonntage vorliegen, wird n im Rahmen der durchgeführten Tests gleich 5, 22 bzw. 66 gesetzt. Neben den Resultaten für den Gesamtzeitraum (erste Spalte) wird wiederum der Informationsgehalt in einzelnen Teilzeiträumen untersucht.

Die $\hat{\beta}$-Koeffizienten und das Bestimmtheitsmaß der Regressionen zeigen, daß der Informationsgehalt des Spread zwischen Monatszins (Dreimonatszins) und Tagesgeldzins für durchschnittliche Änderungen des Tagesgeldzinses im nächsten Monat (den nächsten drei Monaten) recht hoch ist. Der durch den Spread erklärten Teil der Änderungen von Tagesgeldzinsen in den nächsten 30 und 90 Tagen liegt im Gesamtzeitraum bei 32% bzw. 44%. Es ergeben sich wiederum deutliche Unterschiede zwischen den einzelnen Teilzeiträumen. Besonders hervorzuheben ist das geringe R^2 in der Phase von März 1980 bis Januar 1985. Der nicht durch die Regression erklärte Teil der durchschnittlichen Änderungen des Tagesgeldzinses ist stetig zurückgegangen. Eine eingehende Analyse der hierfür relevanten Zusammenhänge erfolgt in Kapitel 6.

Im Unterschied zu diesen Resultaten ist der Erklärungsgehalt von Spreads zwischen Wochen- und Tagesgeldzins für durchschnittliche Änderungen des Tagesgeldzinses in den nächsten 7 Tagen prinzipiell gering. Offensichtlich haben Änderungen des Tagesgeldzinses über Wochenfrist weitgehend persistenten Charakter. In einem Szenario, in dem an verschiedenen Tagen gehaltene Bankeinlagen vollkommene Substitute sind, ist dieses Ergebnis wenig verwunderlich. Auch hier ist der Informationsgehalt im zweiten Teilzeitraum überdurchschnittlich gering.

Die Erwartungshypothese der Zinsstruktur mit konstanten Risikoprämien wird in 10 von 12 Fällen auf einprozentigem Niveau abgelehnt. Lediglich in einer Regression ist der $\hat{\beta}$-Koeffizient nicht signifikant von Eins verschieden.

3.4.3. Der Informationsgehalt des Spread für Änderungen langfristiger Zinsen

In Kapitel 2.3.4 wurde gezeigt, daß der geschätzte Koeffizient δ der Regression

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$(3.13) \quad (R_{t+mj}^{(n-m)} - R_t^{(n)}) = c + \delta \left(\frac{m}{n-m} \left(R_t^{(n)} - R_t^{(m)} \right) \right) + v_{m,t+mj}$$

bei Gültigkeit der Erwartungshypothese und konstanten Risikoprämien nicht signifikant von Eins abweichen darf. Die Tabellen 3.20-3.22 enthalten die Ergebnisse der mit Tages-, Wochen und Monatsdaten (j=22, 4, 1) durchgeführten Regression (3.13) für unterschiedliche Kombinationen von Zinssätzen mit Laufzeiten m und n zwischen einem und 120 Monaten ($1 \leq m < n \leq 120$).[47] Der Schätzzeitraum der Regression ist von der für die einzelnen Zinssätze verfügbaren Zahl der Beobachtungen abhängig. Der maximale Schätzzeitraum reicht von 1975-1997.

Die Ergebnisse in Tabelle 3.20 zeigen, daß die Steigung der Zinsstruktur keine signifikanten Informationen über Änderungen des n-periodigen Zinses innerhalb der nächsten m Perioden enthält. Das R^2 der Regressionen ist nahezu Null. Aufgrund der hohen Standardfehler läßt sich allerdings auch die Hypothese δ=1 auf einem Signifikanzniveau von 10% häufig nicht ablehnen. In vielen Fällen ist der Regressionskoeffizient negativ. Der Spread prognostiziert, wenn überhaupt, Änderungen langfristiger Zinsen in die falsche Richtung. Dieses Resultat ist unabhängig von der gewählten Datenfrequenz (vgl. Tabelle 3.21 und 3.22).[48]

Tabelle 3.23 enthält die Ergebnisse der mit Tagesdaten durchgeführten Regression (3.13) in unterschiedlichen geldpolitischen Regimen. Wie im Gesamtzeitraum sind die $\hat{\delta}$-Koeffizienten in den einzelnen Teilzeiträume in der Mehrzahl nicht signifikant von Null verschieden. Das Bestimmtheitsmaß der Regression liegt in der Regel deutlich unter 5%. Die Ergebnisse für Geldmarktsätze mit einer maximalen Laufzeit von einem Jahr zeigen aber auch, daß die Prognostizierbarkeit von Änderungen des Langfristzinses zugenommen hat: während in der Phase zwischen März 1980 und Januar 1985 die entsprechenden $\hat{\delta}$-Koeffizienten ein negatives Vorzeichen besitzen, sind seit Februar 1985 alle Koeffizenten - z.T. signifikant - positiv. Dagegen sind Änderungen des zehnjährigen Kapitalmarktzinses innerhalb der nächsten ein- bis zwölf Monate generell unprognostizierbar. Ein spezifisches Muster existiert nicht.

---

[47] Im Fall der Staatsanleihe wurde n in (3.13) durch die Duration D_n ersetzt.

[48] In Kapitel 2 wurde darauf hingewiesen, daß sich für n=2m die δ-Koeffizienten in den Tabellen 3.20-3.22 aus den β-Koeffizienten der Tabelle 3.15-3.17 errechnen lassen. Beispielsweise ergibt sich für m=6 (aus Tabelle 3.22): δ=2*0.3074 - 1=-0,3852.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 3.20

Der Informationsgehalt der Euro-DM-Zinsstruktur für einperiodige Änderungen langfristiger Zinsen (Tagesdaten)

n \ m	1 Monat	3 Monate	6 Monate	12 Monate	24 Monate	60 Monate
3 Monate	-					
6 Monate	0,3422	-0,3476				
	0,2393	0,2144				
	0,0038	0,0118				
	< 1%	< 1%				
12 Monate	0,0956		-0,3852			
	0,2746	-	0,4183			
	0,0002		0,0090			
	< 1%		< 1%			
24 Monate	0,5754	0,3828		-0,8033		
	0,6489	0,8532	-	1,0265		
	0,0045	0,0042		0,0445		
	> 10%	> 10%		< 10%		
36 Monate	0,3826	0,1148	-0,2393	-0,9487		
	0,8206	1,0628	1,1435	1,2796		
	0,0014	0,0003	0,0018	0,0418		
	> 10%	> 10%	> 10%	> 10%		
48 Monate	0,1719	-0,0252	-0,3559	-0,9729	-0,2016	
	0,8964	1,1150	1,1798	1,3611	1,6333	
	0,0002	0,0000	0,0035	0,0363	0,0016	
	> 10%	> 10%	> 10%	> 10%	> 10%	
60 Monate	0,0340	-0,1012	-0,3921	-0,8559	-0,0645	
	0,9858	1,1824	1,2290	1,4128	1,7964	
	0,0000	0,0001	0,0036	0,0244	0,0001	
	> 10%	> 10%	> 10%	> 10%	> 10%	
120 Monate	-0,2532	-0,1742	0,1970	0,6923		-0,6775
	0,7372	0,8623	0,8483	0,8807	-	0,4922
	0,0003	0,0004	0,0009	0,0199		0,0242
	> 10%	> 10%	> 10%	> 10%		< 1%

Die jeweils erste Zeile enthält den δ-Koeffizienten der mit OLS geschätzten Regression (3.13; j=22). Die zweite Zeile enthält den heteroskedastizitäts- und autokorrelationskonsistenten Standardfehler (Hansen (1982)). In der dritten Zeile steht das Bestimmtheitsmaß der Regression R^2. Die vierte Zeile enthält das Signifikanzniveau der Hypothese $\delta = 1$. In Fällen, in denen $n/m \geq 6$ ist und Zinssätze mit den benötigten Fristigkeiten nicht vorliegen, wird R(n-m:t+m) durch R(n:t+m) approximiert.a,b,c kennzeichnet signifikante Teststatistiken auf 1%- ,5%- und 10%- Niveau.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 3.21

Der Informationsgehalt der Euro-DM-Zinsstruktur für einperiodige Änderungen langfristiger Zinsen (Wochendaten)

n \ m	1 Monat	3 Monate	6 Monate	12 Monate	24 Monate	60 Monate
3 Monate	-					
6 Monate	0,4431	-0,2693				
	0,2295	0,2174				
	0,0071	0,0084				
	< 1%	< 1%				
12 Monate	0,1031		-0,4132			
	0,2674	-	0,4191			
	0,0002		0,0105			
	< 1%		< 1%			
24 Monate	0,5719	0,4004		-0,8347		
	0,5823	0,8392	-	1,0033		
	0,0050	0,0047		0,0499		
	> 10%	> 10%		< 10%		
36 Monate	0,3685	0,1247	-0,2290	-0,9565		
	0,7346	1,0450	1,1181	1,2542		
	0,0014	0,0003	0,0017	0,0439		
	> 10%	> 10%	> 10%	> 10%		
48 Monate	0,1548	-0,0233	-0,3484	-0,9829	-0,2354	
	0,8024	1,0950	1,1547	1,3329	1,6088	
	0,0002	0,0000	0,0038	0,0381	0,0022	
	> 10%	> 10%	> 10%	> 10%	> 10%	
60 Monate	0,0315	-0,0990	-0,3932	-0,8820	-0,1102	
	0,8857	1,1615	1,2039	1,3804	1,7755	
	0,0000	0,0001	0,0037	0,0266	0,0004	
	> 10%	> 10%	> 10%	> 10%	> 10%	
120 Monate	-0,1853	-0,1893	0,1785	0,6844		-0,6432
	0,6777	0,8486	0,8353	0,8666	-	0,4984
	0,0002	0,0004	0,0008	0,0199		0,0240
	> 10%	> 10%	> 10%	> 10%		< 1%

Die jeweils erste Zeile enthält den δ-Koeffizienten der mit OLS geschätzten Regression (3.13; j=4). Die zweite Zeile enthält den heteroskedastizitäts- und autokorrelationskonsistenten Standardfehler (Hansen (1982)). In der dritten Zeile steht das Bestimmtheitsmaß der Regression R^2. Die vierte Zeile enthält das Signifikanzniveau der Hypothese $\delta = 1$. In Fällen, in denen $n/m \geq 6$ ist und Zinssätze mit den benötigten Fristigkeiten nicht vorliegen, wird R(n-m:t+m) durch R(n:t+m) approximiert. a,b,c kennzeichnet signifikante Teststatistiken auf 1%- ,5%- und 10%- Niveau.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 3.22

Der Informationsgehalt der Euro-DM-Zinsstruktur für einperiodige Änderungen langfristiger Zinsen (Monatsdaten)

n \ m	1 Monat	3 Monate	6 Monate	12 Monate	24 Monate	60 Monate
3 Monate	-					
6 Monate	0,6593 [c]	-0,4359				
	0,3407	0,2186				
	0,0146	0,0213				
	> 10%	< 1%				
12 Monate	0,3802		-0,3678			
	0,3585	-	0,4116			
	0,0033		0,0094			
	< 5%		< 1%			
24 Monate	0,7337	0,3660		-0,8233		
	0,7540	0,8607	-	1,0016		
	0,0084	0,0040		0,0481		
	> 10%	> 10%		< 10%		
36 Monate	0,5385	0,1012	-0,3058	-0,9574		
	0,9021	1,0772	1,1287	1,2614		
	0,0032	0,0002	0,0030	0,0431		
	> 10%	> 10%	> 10%	> 10%		
48 Monate	0,3800	0,0126	-0,3526	-0,9547	-0,1171	
	0,9694	1,1198	1,1588	1,3427	1,6668	
	0,0013	0,0000	0,0035	0,0353	0,0005	
	> 10%	> 10%	> 10%	> 10%	> 10%	
60 Monate	0,2345	-0,0768	-0,4113	-0,8374	-0,0057	
	1,0941	1,1898	1,2093	1,3890	1,8029	
	0,0004	0,0001	0,0040	0,0237	0,0000	
	> 10%	> 10%	> 10%	> 10%	> 10%	
120 Monate	-0,1401	-0,1588	0,2265	0,7380		-0,5988
	0,8110	0,8646	0,8530	0,8610	-	0,5089
	0,0001	0,0003	0,0012	0,0231		0,0187
	> 10%	> 10%	> 10%	> 10%		< 1%

Die jeweils erste Zeile enthält den δ-Koeffizienten der mit OLS geschätzten Regression (3.13; j=1). Die zweite Zeile enthält den heteroskedastizitäts- und autokorrelationskonsistenten Standardfehler (Hansen (1982)). In der dritten Zeile steht das Bestimmtheitsmaß der Regression R^2. Die vierte Zeile enthält das Signifikanzniveau der Hypothese $\delta = 1$. In Fällen, in denen $n/m \geq 6$ ist und Zinssätze mit den benötigten Fristigkeiten nicht vorliegen, wird R(n-m:t+m) durch R(n:t+m) approximiert. a,b,c kennzeichnet signifikante Teststatistiken auf 1%- ,5%- und 10%- Niveau.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 3.23

Der Informationsgehalt der Euro-DM-Zinsstruktur für einperiodige Änderungen langfristiger Zinsen in unterschiedlichen Teilzeiträumen

n,m \Zeitraum	1/75-8/97	1/75-2/80	3/80-1/85	2/85-8/97	10/88-8/97
6, 1	0,3422	0,0213	-0,3234	0,7945 [b]	1,0532 [a]
	0,2393	0,3730	0,6324	0,3591	0,3011
	0,0038	0,0000	0,0017	0,0310	0,0678
12, 1	0,0956	-0,8681	-0,7705	0,8440 [b]	1,0498 [a]
	0,2746	0,4440	0,7647	0,4267	0,3785
	0,0002	0,0159	0,0055	0,0173	0,0345
6, 3	-0,3476	-0,3985	-1,0944 [b]	0,2391	0,3596
	0,2144	0,3021	0,4899	0,2424	0,2328
	0,0118	0,0166	0,0567	0,0070	0,0239
12, 6	-0,3852	-1,4405 [a]	-0,8461	0,4676	0,4014
	0,4183	0,5328	0,9216	0,4394	0,4517
	0,0090	0,1260	0,0186	0,0171	0,0189
120, 1	-0,2532 *	**	-0,3804	-0,4938	-0,3864
	0,7372		1,4286	0,9037	0,9344
	0,0003		0,0006	0,0010	0,0009
120, 3	-0,1742 *	**	-0,7007	-0,2794	-0,3342
	0,8623		1,7134	0,9986	1,0590
	0,0004		0,0047	0,0012	0,0019
120, 6	0,1970 *	**	0,2136	-0,3305	-0,4631
	0,8483		1,5590	1,0077	1,0475
	0,0009		0,0008	0,0031	0,0064
120, 12	0,6923 *	**	1,1896	0,0564	-0,1957
	0,8807	-	1,2308	1,0513	1,0972
	0,0199		0,0419	0,0002	0,0018

Die jeweils erste Zeile enthält den δ-Koeffizienten der mit OLS geschätzten Regression (3.13; j=22). Die zweite Zeile enthält den heteroskedastizitäts- und autokorrelationskonsistenten Standardfehler (Hansen (1982)). In der dritten Zeile steht das Bestimmtheitsmaß der Regression R^2. In Fällen, in denen $n/m \geq 6$ ist und Zinssätze mit den benötigten Fristigkeiten nicht vorliegen, wird R(n-m:t+m) durch R(n:t+m) approximiert. * Der Schätzzeitraum beginnt im April 1977. ** Aufgrund des kurzen Schätzzeitraums wird auf eine Darstellung der Ergebnisse verzichtet.
a,b,c kennzeichnet signifikante Teststatistiken auf 1%- ,5%- und 10%- Niveau.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

3.4.4. Die Bedeutung von Spezifikationsfehlern

Die durchgeführten Tests zeigen, daß die Erwartungshypothese mit konstanten Risikoprämien in der Mehrzahl der betrachteten Fälle abgelehnt wird. Eine mögliche ökonometrische Ursache für diese negativen Evidenzen sind Fehler bei der Erfassung von Zinssätzen.

Betrachtet sei beispielsweise ein Fall, in dem der langfristige Zins $R_t^{(n)}$ fehlerhaft erfaßt wird und der Erfassungs- oder Meßfehler ε_t einem white-noise Prozeß folgt. Unter dieser Annahme ist die abhängige Variable gleich $R_{t+m}^{(n-m)} - R_t^{(n)} = R_{t+m}^{(n-m)} - R_t^{(n)\prime} - \varepsilon_t$ und der Spread $R_t^{(n)} - R_t^{(m)}$ entspricht $R_t^{(n)\prime} - R_t^{(m)} + \varepsilon_t$, wobei $R_t^{(n)\prime}$ der unbeobachtbare, "wahre" Wert des langfristigen Zinses ist. Es läßt sich zeigen, daß in diesem Fall der δ-Koeffizient in Gleichung (3.11) verzerrt geschätzt wird. Die Verzerrung beträgt für allgemeine m, n:

$$(3.14) \quad \frac{n-m}{m} \cdot Cov\left(-\varepsilon_t, \varepsilon_t\right) \Big/ Var\left(R_t^{(n)} - R_t^{(m)}\right) = -\frac{n-m}{m} \cdot \sigma_\varepsilon^2 \Big/ \sigma_{R_t^{(n)} - R_t^{(m)}}^2 .$$

Gemäß (3.14) wird in Zinsstrukturregressionen vom Typ (3.13) der Spread-Koeffizient tendenziell zu klein geschätzt. Dies ist auch für die anderen betrachteten Regressionen der Fall (Pindyck/Rubinfeld (1991, S. 161)). Die Verzerrung nimmt ab, wenn Meßfehler autokorreliert sind (vgl. Hardouvelis (1994, S. 265 ff)).

Die Möglichkeit eines Meßfehlers wird in ökonometrischen Anwendungen häufig vernachlässigt, in der Hoffnung, daß dieser lediglich zu geringen Verzerrungen führt.[49] Eine Methode, mit der Meßfehlern Rechnung getragen wird, ist die Schätzung mit Instrumentenvariablen. Die Ergebnisse der mit Instrumentenvariablen geschätzten Regressionen (3.11) und (3.13) für Monatsdaten sind in den Tabellen 3.17a und 3.22a aufgeführt. Bei der Schätzung wurden acht Instrumentenvariable benutzt: vier Lags des Spread und vier verzögert abhängige Variable.

Ein Vergleich der Ergebnisse zeigt, daß hinsichtlich der Gültigkeit der Erwartungshypothese respektive des Informationsgehalts von Spreads die Resultate der Instrumentenvariablen- und OLS-Schätzungen nahezu identisch sind.[50] Dies gilt auch dann, wenn bei der Schätzung eine höhere Anzahl Hilfs-

---

[49] Eine explizite Analyse der Auswirkungen fehlerhaft erfaßter Daten auf den Erwartungswert des OLS-Schätzers für den Regressionskoeffizienten findet man bei Rinne (1998).

[50] Die Abweichungen zwischen den beiden Schätzmethoden sind um so stärker, je niedriger die bei der Schätzung verwendete Datenfrequenz ist. Dies ist darauf zurückzuführen, daß monatliche Meßfehler einen stärkeren white-noise Charakter haben als tägliche Fehler.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 3.17a

Der Informationsgehalt der Euro-DM-Zinsstruktur für Änderungen kurzfristiger Zinsen, Instrumentenvariablen-Schätzung

n \ m	1 Monat	3 Monate	6 Monate	12 Monate	24 Monate	60 Monate
3 Monate	0,5545 [a]					
	0,1592					
	0,2667					
	< 1%					
6 Monate	0,5144 [a]	0,3751 [b]				
	0,1756	0,1587				
	0,1807	0,0496				
	< 1%	< 1%				
12 Monate	0,5363 [b]	0,4606 [b]	0,3031			
	0,2466	0,2579	0,2746			
	0,1477	0,0760	0,0347			
	< 10%	< 5%	< 5%			
24 Monate	0,7932 [b]	0,6471	0,4031	0,0888		
	0,3428	0,4000	0,4610	0,5086		
	0,3375	0,2033	0,0638	0,0006		
	> 10%	> 10%	> 10%	> 10%		
36 Monate	1,4425 [a]	1,1791 [a]	0,6817	0,1927		
	0,2615	0,4258	0,5380	0,5794		
	0,5857	0,3932	0,1365	0,0089		
	< 10%	> 10%	> 10%	> 10%		
48 Monate	1,8536 [a]	2,0575 [a]	2,4785 [a]	1,4879 [b]	0,2959	
	0,1990	0,2334	0,3189	0,7004	0,7159	
	0,6641	0,6327	0,5657	0,2412	0,0212	
	< 1%	< 1%	< 1%	> 10%	> 10%	
60 Monate	2,0801 [a]	2,2920 [a]	2,4796 [a]	2,9845 [a]		
	0,2054	0,2424	0,2719	0,4278		
	0,5625	0,5761	0,5676	0,5290		
	< 1%	< 1%	< 1%	< 1%		
120 Monate	0,7737 [a]	1,3735 [a]	1,6009 [a]	1,7333 [a]		1,2894 [b]
	0,1224	0,1171	0,0843	0,0560		0,6022
	0,4026	0,6834	0,7869	0,8382		0,0000
	< 10%	< 1%	< 1%	< 1%		> 10%

Vgl. Tabelle 3.17. Die Regressionskoeffizienten wurden mit der Instrumentenvariablen-Methode geschätzt. Es wurden acht Instrumente benutzt: vier Lags des Spread und vier verzögert abhängige Variable.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 3.22a

Der Informationsgehalt der Euro-DM-Zinsstruktur für einperiodige Änderungen langfristiger Zinsen; Instrumentenvariablenschätzung

n \ m	1 Monat	3 Monate	6 Monate	12 Monate	24 Monate	60 Monate
3 Monate						
	-					
6 Monate	0,3402	-0,2497				
	0,3960	0,3174				
	0,0143	0,0126				
	< 10%	< 1%				
12 Monate	0,0885		-0,3938			
	0,4295		0,5491			
	0,0017		0,0044			
	< 5%		< 5%			
24 Monate	0,1842	0,2354		-0,8224		
	0,7488	0,8390		1,0172		
	0,0027	0,0026		0,0696		
	> 10%	> 10%		< 10%		
36 Monate	-0,0650	-0,1248	-0,3947	-0,9736		
	0,9089	1,0631	1,1197	1,2450		
	0,0000	0,0000	0,0041	0,0569		
	> 10%	> 10%	> 10%	> 10%		
48 Monate	-0,1380	-0,2168	-0,4517	-0,9720	-0,4081	
	0,9524	1,1069	1,1562	1,3099	1,4318	
	0,0000	0,0000	0,0044	0,0455	0,0063	
	> 10%	> 10%	> 10%	> 10%	> 10%	
60 Monate	-0,2457	-0,3226	-0,5196	-0,8427	-0,3788	
	1,0744	1,1810	1,2099	1,3449	1,5353	
	0,0000	0,0000	0,0049	0,0306	0,0034	
	> 10%	> 10%	> 10%	> 10%	> 10%	
120 Monate	-0,3384	-0,0510	0,3733	0,9048		-1,4908
	0,9447	0,9155	0,8885	0,8821		1,1633
	0,0000	0,0001	0,0018	0,0244		0,0000
	> 10%	> 10%	> 10%	> 10%		< 5%

Vgl. Tabelle 3.22. Die Regressionskoeffizienten wurden mit der Instrumentenvariablen-Methode geschätzt. Es wurden acht Instrumente benutzt: vier Lags des Spread und vier verzögert abhängige Variable.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

variable verwendet wird. Daraus läßt sich schließen, daß im Fall der hier betrachteten Daten Meßfehler nur eine untergeordnete Rolle spielen oder hoch autokorreliert sind.[51]

3.5. Zusammenfassung

Im vorliegenden Kapitel wird die Gültigkeit der Erwartungshypothese der Zinsstruktur zwischen Januar 1975 und August 1998 anhand von Kassazinssätzen für am Euro-DM-Geldmarkt gehandelte Einlagen mit Laufzeiten von einem Tag bis zu fünf Jahren untersucht. Die zunächst durchgeführte deskriptive Analyse der Daten ergibt:

1. Der Mittelwert der Euro-DM-Geldmarktsätze für Laufzeiten über einem Monat steigt mit zunehmender Laufzeit der Einlagen an. Umgekehrt geht die Varianz der Zinssätze mit steigender Laufzeit zurück.
2. Die einmal differenzierten Zinszeitreihen sind nicht normalverteilt und weisen signifikante ARCH-Effekte auf. Diese Effekte gehen mit zunehmender Aggregation der Daten verloren.

Im Anschluß werden die Integrations- und Kointegrationseigenschaften der Zinszeitreihen überprüft. Daraus ergeben sich folgende Konsequenzen

3. Die betrachteten Zinssätze sind instationäre Prozesse mit einem Integrationsgrad von Eins.
4. Zinssätze für am Euro-DM-Geldmarkt gehandelte Einlagen mit Laufzeiten von einem Tag bis zu einem Jahr sind kointegriert. Dagegen existiert keine Kointegrationsbeziehung, wenn die Laufzeit wenigstens einer der Zinssätze größer ist als ein Jahr. Dieses Ergebnis läßt sich als "schwache" Evidenz für die Gültigkeit der Erwartungshypothese am kurzen Ende der Zinsstruktur interpretieren.

Die Ergebnisse der Zinsstrukturregressionen für bundesdeutsche Geldmarktzinsen sind mit den Resultaten für amerikanische Zinssätze vergleichbar. Es gilt:

---

[51] Eine drittes Schätzverfahren, bei dem zusätzliche Restriktionen, die unter der Rationalen Erwartungstheorie der Zinsstruktur Gültigkeit besitzen, berücksichtigt werden können, ist die von Hansen (1982) entwickelte "verallgemeinerte Momentenmethode" (GMM). Im Fall der mit GMM geschätzten Regressionen (3.11) und (3.13) ergeben sich nahezu identische Ergebnisse wie in Tabelle 3.17a und 3.22a. Als Instrumentensatz wurde der gleiche Vektor wie im Fall der Instrumentenvariablenschätzung verwendet. Die Tatsache, daß das Signifikanzniveau für den Test der überidentifizierenden Restriktionen größer als 0,1 ist, spricht für die Erwartungstheorie.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

5. Die Erwartungshypothese der Zinsstruktur in Verbindung mit der Annahme rationaler Erwartungen und konstanter Risikoprämien wird für bundesdeutsche Geldmarktzinssätze häufig verworfen. Die geschätzten Koeffizienten liegen in der Regel deutlich unter Eins.

6. Die empirischen Evidenzen zeigen, daß die Spanne zwischen Monats- bzw. Dreimonatszins und Tagesgeldzins einen hohen Informationsgehalt für durchschnittliche Änderungen des Tagesgeldzinses in den nächsten ein und drei Monaten besitzt. Auch Änderungen des Einmonatszinses in den nächsten beiden Monaten sind prognostizierbar.

7. Im Unterschied zur USA enthält der Spread zwischen Sechs- und Dreimonatszins signifikante Informationen über Änderungen des Dreimonatszinses in drei Monaten.

8. Spreads zwischen Zwölf- und Sechsmonatszins und zwischen Zwei- und Einjahreszins enthalten im Gesamtzeitraum (weitgehend) keine Informationen über die Änderung des Sechsmonatszinses in sechs Monaten und über die Änderung des Einjahreszinses in einem Jahr.

9. Änderungen von Zinssätzen mit Laufzeiten über zwei Jahren lassen sich verhältnismäßig gut anhand der Zinsstruktur prognostizieren.

10. Spreads zwischen lang- und kurzfristigen Zinssätzen enthalten normalerweise keine signifikanten Informationen über Änderungen des langfristigen Zinses in der Laufzeit des kurzfristigen Zinses. Die geschätzten Koeffizienten sind nicht selten negativ.

11. Der Informationsgehalt der aus Geldmarktsätzen mit Laufzeiten von einem Monat bis zu einem Jahr gebildeten Spreads für zukünftige Änderungen von Lang- und Kurzfristzinsen variiert innnerhalb einzelner Teilzeiträume. Seit 1985 kann die Entwicklung von Geldmarktsätzen tendenziell besser prognostiziert werden als in der Phase zuvor.

12. Die unter 3.-11. aufgeführten Ergebnisse sind unabhängig von der zugrundegelegten Frequenz der Daten. Sie sind ebenfalls weitgehend robust gegenüber dem verwendeten Schätzverfahren (OLS-, IV- oder GMM).

Die Zusammenfassung verdeutlicht, daß für deutsche Geldmarktzinssätze ebenfalls ein U-förmiger Zusammenhang zwischen den geschätzten β-Koeffizienten und der Laufzeit des einperiodigen Zinses besteht. Wie auch in den USA, sind kurzfristige Änderungen langfristiger Zinssätze in der Regel unprognostizierbar.

In den folgenden Abschnitten werden zunächst die vorhandenen Erklärungsansätze dieser Zinsstrukturpuzzle beschrieben. Anschließend wird überprüft, ob und inwieweit diese Ansätze geeignet sind, die empirischen Evidenzen für die bundesdeutsche Zinsstruktur zu erklären.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

4. Zeitvariable Risikoprämien

4.1. Der Einfluß zeitvariabler Risikoprämien auf Tests der Erwartungshypothese

Im vorangegangenen Kapitel wurde gezeigt, daß die Erwartungshypothese der Zinsstruktur mit konstanten Risikoprämien für deutsche Zinssätze in der Regel abgelehnt wird. Wie im Fall der amerikanischen Zinsstruktur liegen die empirischen Schätzwerte der β- und δ-Koeffizienten meist signifikant unterhalb des theoretischen Werts von Eins. Diese Ergebnis impliziert, daß a) die Erwartungstheorie der Zinsstruktur die Beziehung zwischen Zinssätzen unterschiedlicher Fristigkeit nicht adäquat darstellt, b) die Annahme konstanter Risikoprämien falsch ist oder c) die Annahme rationaler Erwartungen nicht zutrifft. Die folgenden Überlegungen verdeutlichen, welche Auswirkungen zeitvariable Risikoprämien auf die Wahrscheinlichkeitslimites der β- und δ-Schätzer haben. Im Anschluß daran wird ein Modell spezifiziert, das in der Lage ist, zeitvariable Risikoprämien empirisch zu erfassen.

4.1.1. Zeitvariable Risikoprämien und Änderungen kurzfristiger Zinsen

Die Erwartungstheorie besagt, daß der Spread zwischen lang- und kurzfristigem Zinssatz die am Markt erwarteten Änderungen kurzfristiger Zinssätze widerspiegelt und daher benutzt werden kann, um kurzfristige Zinsen zu prognostizieren. Eine konstante Risikoprämie hat keinen Einfluß auf den Informationsgehalt des Spread. Dagegen werden im Fall zeitvariabler Risikoprämien die im Spread enthaltenen Informationen über erwartete Zinsänderungen von Informationen über erwartete Risikoprämien überlagert. Dies kann dazu führen, daß der Spread keinen Informationsgehalt für zukünftige Zinsänderungen aufweist, obwohl von Transakteuren Zinsänderungen erwartet werden. Die folgende Analyse gibt Aufschluß über die relevanten Zusammenhänge.

Unter der Annahme zeitvariabler Risikoprämien ist Gleichung (2.36)

$$(2.36) \quad \frac{1}{2}\left(R_{t+1}^{(1)} - R_t^{(1)}\right) = \alpha + \beta\left(R_t^{(2)} - R_t^{(1)}\right) + u_{t+1},$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

eine Regression mit fehlendem Regressor (des zeitvariablen Teils der Risikoprämie), so daß β verzerrt geschätzt wird. Der Wahrscheinlichkeitslimes des OLS-Schätzers für β lautet:[52]

$$(4.1)\quad \text{plim}\hat{\beta} = \frac{Cov\left(\frac{1}{2}(R_{t+1}^{(1)} - R_t^{(1)}),(R_t^{(2)} - R_t^{(1)})\right)}{Var\left(R_t^{(2)} - R_t^{(1)}\right)}$$

Unterstellt man die Gültigkeit der Erwartungshypothese

$$R_t^{(2)} = \tfrac{1}{2}\left(R_t^{(1)} + E_t R_{t+1}^{(1)}\right) + \Theta_t^{(1,1)},$$

mit $\Theta_t^{(1,1)}$ als Risikoprämie, und geht von rationalen Erwartungen $R_{t+1}^{(1)} = E_t R_{t+1}^{(1)} + u_{t+1}$ aus, folgt aus (4.1):

$$(4.2)\quad \text{plim}\hat{\beta} = \frac{Cov\left(\frac{1}{2}(E_t\Delta R_{t+1}^{(1)} + u_{t+1}), \frac{1}{2}(E_t\Delta R_{t+1}^{(1)}) + \Theta_t^{(1,1)}\right)}{Var\left(\frac{1}{2}(E_t\Delta R_{t+1}^{(1)}) + \Theta_t^{(1,1)}\right)}$$

wobei $E_t\Delta R_{t+1}^{(1)} = E_t R_{t+1}^{(1)} - R_t^{(1)}$ die zum Zeitpunkt t erwartete Änderung des einperiodigen Zinses in der nächsten Periode darstellt. Durch Umformen von (4.2) erhält man:

$$(4.3)\quad \text{plim}\hat{\beta} = \frac{Cov\left(E_t\Delta R_{t+1}^{(1)}, E_t\Delta R_{t+1}^{(1)} + 2\Theta_t^{(1,1)}\right)}{Var\left(E_t\Delta R_{t+1}^{(1)} + 2\Theta_t^{(1,1)}\right)} + \frac{Cov\left(u_{t+1}, E_t\Delta R_{t+1}^{(1)} + 2\Theta_t^{(1,1)}\right)}{Var\left(E_t\Delta R_{t+1}^{(1)} + 2\Theta_t^{(1,1)}\right)}.$$

Bei rationalen Erwartungen ist der Prognosefehler u_{t+1} nicht mit Informationen korreliert, die zum Zeitpunkt der Prognose verfügbar sind. Dies bedeutet, daß er auch mit erwarteten Zinsänderungen und der (erwarteten) Risikoprämie unkorreliert sein muß. Damit ist der zweite Ausdruck auf der rechten Seite Null und Ausdruck (4.3) wird zu:

$$(4.4)\quad \text{plim}\hat{\beta} = \frac{\left(Var\left(E_t\Delta R_{t+1}^{(1)}\right) + Cov\left(E_t\Delta R_{t+1}^{(1)}, 2\Theta_t^{(1,1)}\right)\right)}{\left(Var\left(E_t\Delta R_{t+1}^{(1)}\right) + Var(2\Theta_t^{(1,1)}) + 2\cdot Cov\left(E_t\Delta R_{t+1}^{(1)}, 2\Theta_t^{(1,1)}\right)\right)}.$$

Bezeichnet man die Varianz von $E_t\Delta R_{t+1}^{(1)}$ als $\sigma^2\left(E_t\Delta R_{t+1}^{(1)}\right)$, die Varianz von $\Theta_t^{(1,1)}$ als $\sigma^2\left(\Theta_t^{(1,1)}\right)$ und den Korrelationskoeffizienten zwischen $E_t\Delta R_{t+1}^{(1)}$ und $\Theta_t^{(1,1)}$ als ρ, läßt sich wegen $Cov(E_t\Delta R_{t+1}^{(1)}, \Theta_t^{(1,1)}) = \rho\sigma\left(\Theta_t^{(1,1)}\right)$ Gleichung (4.4) umformen zu

[52] Vgl. Fama (1984), S. 524.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$(4.5)\quad \operatorname{plim}\hat{\beta} = \frac{\left(\sigma^2\left(E_t\Delta R_{t+1}^{(1)}\right) + 2\rho\sigma\left(E_t\Delta R_{t+1}^{(1)}\right)\sigma\left(\Theta_t^{(1,1)}\right)\right)}{\left(\sigma^2\left(E_t\Delta R_{t+1}^{(1)}\right) + 4\sigma^2(\Theta_t^{(1,1)}) + 4\rho\sigma\left(E_t\Delta R_{t+1}^{(1)}\right)\sigma\left(\Theta_t^{(1,1)}\right)\right)}.$$

Hieraus lassen sich unmittelbar folgende Sachverhalte ableiten:

1. Bei einer Varianz der Risikoprämie von Null konvergiert $\hat{\beta}$ in Wahrscheinlichkeit gegen Eins. Um Abweichungen von Eins zu erklären, benötigt man zeitvariable Risikoprämien.
2. Ist die Risikoprämie mit erwarteten Zinsänderungen unkorreliert, ist der Wahrscheinlichkeitslimes des OLS-Schätzers für β kleiner als Eins.
3. Der Wahrscheinlichkeitslimes des β-Schätzers liegt um so näher an Eins, je größer die Varianz erwarteter Zinsänderungen und je kleiner die Varianz der Risikoprämie ist.
4. Ein negativer Wahrscheinlichkeitslimes für $\hat{\beta}$ ist möglich bei geringer Varianz der erwarteten Zinsänderung und hinreichend negativer Korrelation zwischen erwarteten Zinsänderungen und Risikoprämien.[53]

Gleichung (4.5) zeigt, daß auch bei Gültigkeit der Erwartungshypothese der Wahrscheinlichkeitslimes von $\hat{\beta}$ nicht notwendigerweise Eins betragen muß(!) Entscheidend für plim $\hat{\beta}$ ist die Varianz erwarteter Zinsänderungen, die Varianz der Risikoprämie und die Korrelation zwischen Risikoprämie und erwarteten Zinsänderungen. Abbildung 4.1 stellt für unterschiedliche Korrelationen zwischen Risikoprämie und erwarteter Zinsänderung den funktionalen Zusammenhang dar, der zwischen plim $\hat{\beta}$ und der Varianz erwarteter Zinsänderungen (bei gegebener Varianz der Risikoprämie) besteht.

Es wird deutlich, daß mit zunehmender Varianz der erwarteten Zinsänderungen plim $\hat{\beta}$ gegen Eins konvergiert. Plim $\hat{\beta}$ ist Null, wenn keine Zinsänderungen erwartet werden. In einem Szenario, in dem kurzfristige Zinssätze unprognostizierbar sind (einem random-walk-Prozeß folgen), können schon geringe Variationen der Risikoprämie zu einer Ablehnung der Erwartungshypothese führen.[54]

---

[53] Jorion/Mishkin (1991, S. 76) finden, daß in den USA, der Schweiz, Großbritannien und Deutschland die Korrelation zwischen der erwarteten Änderung des Einjahreszinses in den nächsten ein, zwei, drei und vier Jahren und der entsprechenden Risikoprämie im Bereich zwischen -0,5 und -0,9 liegt.

[54] Mankiw/Miron (1986, S. 218) zeigen, daß die Unprognostizierbarkeit von Zinsänderungen allein nicht zu einer Ablehnung der Erwartungshypothese führt. Bei konstanten Risikoprämien und Zinsänderungserwartungen von Null werden die Standardfehler der Regressionskoeffizienten unendlich, so daß die Hypothese β=1 nicht abgelehnt werden kann.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

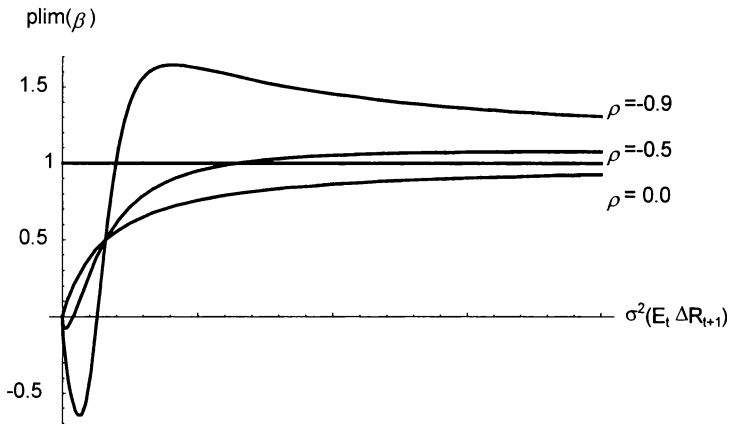


Abbildung 4.1: plim $\hat{\beta}$ und die Varianz erwarteter Zinsänderungen

Um beurteilen zu können, ob Risikoprämien tatsächlich zeitvariabel sind und wie stark sie im Verhältnis zu erwarteten Zinsänderungen variieren, regressiert Fama (1984) die ex-post realisierte Risikoprämie auf den Zinsspread:

$$(4.6)\quad \frac{1}{2}\left(H_t^{(2,1)} - R_t^{(1)}\right) = \frac{a}{2} + b\left(R_t^{(2)} - R_t^{(1)}\right) + \frac{1}{2}e_{t+1}.$$

Der Wahrscheinlichkeitslimes des OLS-Schätzers für b ist:

$$(4.7)\quad \operatorname{plim}\hat{b} = \frac{\left(4\sigma^2(\Theta_t^{(1,1)}) + 2\rho\sigma\left(E_t\Delta R_{t+1}^{(1)}\right)\sigma\left(\Theta_t^{(1,1)}\right)\right)}{\left(\sigma^2\left(E_t\Delta R_{t+1}^{(1)}\right) + 4\sigma^2(\Theta_t^{(1,1)}) + 4\rho\sigma\left(E_t\Delta R_{t+1}^{(1)}\right)\sigma\left(\Theta_t^{(1,1)}\right)\right)}.$$

Bei Gültigkeit der Erwartungshypothese, konstanten Risikoprämien und rationalen Erwartungen ist plim $\hat{b}$ =0. Ein Wert für $\hat{b}$, der signifikant größer ist als Null, ist ein Indikator dafür, daß die Zinsstruktur Informationen über erwartete Risikoprämien enthält.[55]

Die Addition der Regressionsgleichungen (2.36) und (4.6) zeigt, daß die Summe von $\hat{\beta}$ und $\hat{b}$ Eins ist. In dem speziellen Fall, in dem $\Theta_t^{(1,1)}$ und $E_t\Delta R_{t+1}^{(1)}$ unkorreliert sind ($\rho = 0$), zerlegen $\hat{\beta}$ und $\hat{b}$ die Varianz des Spread in

[55] Vgl. Fama (1984), S. 511ff.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

zwei Teile: $\hat{\beta}$ zeigt den Anteil der Varianz, der auf erwartete Zinsänderungen zurückgeht, während $\hat{b}$ den Anteil der Varianz widerspiegelt, der auf erwartete Risikoprämien zurückzuführen ist (Fama (1984, S. 524)). Sind Risikoprämien und erwartete Zinsänderungen unkorreliert, kann lediglich darauf geschlossen werden, welcher Einflußfaktor dominiert. Falls $\hat{b}/\hat{\beta} > 1$, sind Variationen des Spread vor allem auf Variationen der Risikoprämie zurückzuführen. Ist $\hat{b}/\hat{\beta} < 1$, dominieren Variationen erwarteter Zinsänderungen.

Empirische Evidenzen

Fama (1986) schätzt Gleichung (4.6) für Zinssätze von kurzfristigen Staatspapieren (T-Bills) und verbrieften Bankeinlagen (CDs) mit Laufzeiten von drei und sechs- sowie sechs und zwölf Monaten in der Zeit von 1971 bis 1984. Er kommt zu dem Ergebnis, daß Variationen des Spread weitgehend auf Variationen der Risikoprämie zurückzuführen sind:[56] die $\hat{b}$-Koeffizienten liegen bei Verwendung der T-Bill-Sätze jeweils nahe Eins, bei Zinssätzen von CDs etwa bei 0,5 (Fama (1986, Tabelle 2)). Für Zinssätze von T-Bills mit Laufzeiten von ein und zwei Monaten im Zeitraum zwischen 1959 und 1982 ist $\hat{b}$ gleich 0,55 (Fama (1984, Tabelle 4)). Startz (1982) zeigt anhand von "variance-bounds-Tests" ebenfalls, daß in der Zeit von 1953 bis 1971 Variationen der Zinsstruktur im Bereich von ein bis zwölf Monaten in bedeutendem Ausmaß durch Variationen der Risikoprämien hervorgerufen wurden. Positive Evidenzen für die Variabilität von Risikoprämien ergeben sich auch aus ARCH-M-Modellen (Engle/Lilien/Robins (1987)). Die diesbezüglichen Studien sind in Verbindung mit den relevanten Modellen in Kapitel 4.3 dargestellt.

Die Ergebnisse verdeutlichen, daß das gefundene Varianzverhältnis zwischen zeitvariablen Risikoprämien und erwarteten Zinsänderungen in der Lage ist, die empirischen Ergebnisse in Standardregressionen zu erklären. Die Variabilität der Risikoprämien führt zu verzerrten Schätzern der β-Koeffizienten und somit zu einer Ablehnung der Erwartungstheorie. Um allerdings das in Tabelle 2.1 festgestellte U-förmige Muster der Regressionskoeffizienten erklären zu können, muß die relative Variabilität von Risikoprämien und erwarteten Zinsänderungen für verschiedene Laufzeiten des einperiodigen Zinses unterschiedlich sein. Eine mögliche Erklärung hierfür ist die konkrete Umsetzung der Geldpolitik durch die Zentralbank, auf die in Kapitel 6 näher eingegangen wird. Die gute Prognostizierbarkeit langfristiger Zinssätze ist vermutlich auf einen engen Zusammenhang zwischen Zinssätzen und Konjunktur zurückzuführen ("Zinszyklus").

---

[56] Vgl. Fama (1986), S. 182f.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

4.1.2. Zeitvariable Risikoprämien und Änderungen langfristiger Zinsen

Hardouvelis (1988, 1994) zeigt, daß Variationen der Risikoprämie in ähnlicher Weise den Informationsgehalt von Spreads für einperiodige Änderungen langfristiger Zinsen reduzieren und damit die empirisch festgestellten Abweichungen des $\hat{\delta}$-Koeffizienten von Eins erklären können. Analog zu den Ausführungen in Kapitel 4.1.1 konvergiert der $\hat{\delta}$-Koeffizient einer Regression der einperiodigen Änderung des n-periodigen Zinses auf den Spread zwischen n- und einperiodigem Zins (vgl. Gleichung (2.48)) in Wahrscheinlichkeit gegen (Hardouvelis (1994)):

$$\text{(4.8)} \quad \operatorname{plim}\hat{\delta} = \frac{Cov\left[\left(E_t\left(R_{t+1}^{(n-1)} - R_t^{(n)}\right) + u_{t+1}\right), \left(E_t\left(R_{t+1}^{(n-1)} - R_t^{(n)}\right) + \Phi_t^{(n,1)}\right)\right]}{Var\left[\left(E_t\left(R_{t+1}^{(n-1)} - R_t^{(n)}\right) + \Phi_t^{(n,1)}\right)\right]}.$$

Im Fall rationaler Erwartungen läßt sich (4.8) vereinfachen zu:

(4.9)

$$\operatorname{plim}\hat{\delta} = \frac{Var\left(E_t\left(R_{t+1}^{(n-1)} - R_t^{(n)}\right)\right) + Cov\left(E_t\left(R_{t+1}^{(n-1)} - R_t^{(n)}\right), \Phi_t^{(n,1)}\right)}{Var\left(E_t\left(R_{t+1}^{(n-1)} - R_t^{(n)}\right)\right) + 2Cov\left(E_t\left(R_{t+1}^{(n-1)} - R_t^{(n)}\right), \Phi_t^{(n,1)}\right) + Var\left(\Phi_t^{(n,1)}\right)}.$$

Aus Gleichung (4.9) lassen sich folgende Sachverhalte ableiten:

1. Bei einer Varianz der Risikoprämie von Null konvergiert der Wahrscheinlichkeitslimes des OLS-Schätzers für δ gegen Eins. Um Abweichungen von Eins zu erklären, benötigt man zeitvariable Risikoprämien.
2. Ist die Risikoprämie mit den erwarteten Zinsänderungen unkorreliert, ist $\operatorname{plim}\hat{\delta}$ kleiner als Eins.
3. Ein negativer Wahrscheinlichkeitslimes für $\hat{\delta}$ ist möglich bei geringer Varianz der erwarteten Zinsänderungen und negativer Korrelation zwischen erwarteten Zinsänderungen und Risikoprämien.

Entscheidend für $\operatorname{plim}\hat{\delta}$ ist auch hier die relative Variabilität zwischen Risikoprämie und erwarteter Zinsänderung. Sei

$$q = \left[Var\left(\Phi_t^{(n,1)}\right) \Big/ Var\left(E_t\left(R_{t+1}^{(n-1)} - R_t^{(n)}\right)\right)\right]^{\frac{1}{2}}$$

die relative Variabilität zwischen Risikoprämie und erwarteter Zinsänderung und

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$\partial \equiv corr\left(E_t\left(R_{t+1}^{(n-1)} - R_t^{(n)}\right), \Phi_t^{(n,1)}\right)$$

der Korrelationskoeffizient zwischen erwarteter Zinsänderung und Risikoprämie, so läßt sich Gleichung (4.9) umschreiben zu:

$$(4.10) \quad \text{plim}\,\hat{\delta} = 1 - \frac{q(\partial + q)}{1 + 2\partial + q^2}\,.$$

Abbildung 4.2 zeigt plim $\hat{\delta}$ für unterschiedliche Werte des Korrelationskoeffizienten zwischen Risikoprämie und erwarteter Zinsänderung in Abhängigkeit von der relativen Variabilität der Risikoprämie. Audruck (4.10) verdeutlicht, daß ein negativer plim für $\hat{\delta}$ eine negative Korrelation zwischen Risikoprämie und erwarteter Änderung des langfristigen Zinses voraussetzt.[57] Zudem muß q oberhalb von 1 liegen. Dies zumindest sollte schon bei geringen Variationen der Risikoprämie zutreffen, da theoretisch einperiodige Änderungen langfristiger Zinsen unprognostizierbar sind (Pesando (1979)).

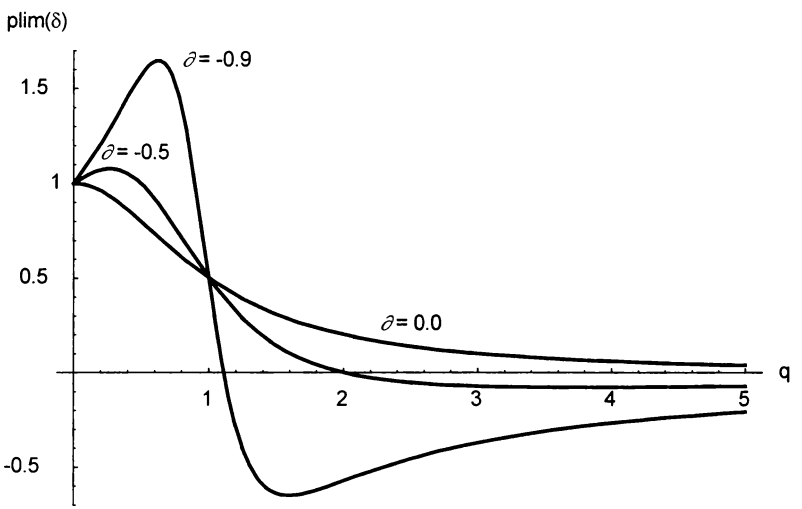


Abbildung 4.2: plim $\hat{\delta}$ als Funktion der relativen Variabilität der Risikoprämie q

[57] Hardouvelis (1994, S. 273) zeigt, daß diese Bedingung für die Korrelation zwischen der Risikoprämie und der Änderung des Zehnjahreszinses in den nächsten drei Monaten erfüllt ist. Die entsprechenden Werte für ∂ in verschiedenen Industrienationen liegen zwischen -0,72 und -0,99.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Empirische Evidenzen

In einer Untersuchung der Zinsstrukturen der sieben größten Industrienationen geht Hardouvelis (1994) der Frage nach, ob Variationen des Spread zwischen Kapitalmarktzins und Dreimonatszins überwiegend durch Variationen der Risikoprämie hervorgerufen werden. Die Höhe des Kapitalmarktzinses wird gemessen durch die Umlaufsrendite einer Staatsanleihe mit einer Laufzeit von zehn Jahren. Verwendet werden Quartalsdaten, wobei der maximale Untersuchungszeitraum von 1951 bis 1992 (Kanada) reicht. Nach Konstruktion von Schätzern für ∂ und q zeigt Hardouvelis (1994), daß zumindest für die USA die relative Variabilität von Risikoprämie und erwarteter Zinsänderung zu groß ist, um die negativen Koeffizienten erklären zu können. Wie für Kanada, Großbritannien, Deutschland, Japan, Frankreich und Italien liegt auch in den USA der "theoretische" $\hat{\delta}$-Koeffizient ungefähr bei Null.[58] Weitere im Rahmen von ARCH-M-Modellen festgestellten Evidenzen für die Existenz zeitvariabler "holding-risk"-Prämien werden in Kapitel 4.3 dargestellt.

4.1.3. Implikationen für die Zinsprognose

Bei Gültigkeit der Erwartungshypothese kann die Zinsstruktur zur Prognose zukünftiger Zinssätze genutzt werden. Im Unterschied zu ökonometrischen Modellen werden dabei nicht allein fundamentale Einflußfaktoren (Konjunktur, Auslandszins, Inflationserwartungen, Wechselkurse, Staatsverschuldung, etc.) oder die eigene historische Entwicklung zur Prognose verwendet, sondern auf vom Markt selbst bereitgestellte Informationen über erwartete Zinsänderungen zurückgegriffen. Da die am Markt agierenden Transakteure neben fundamentalen Größen auch zusätzliche Faktoren, etwa "cheap-talk", in ihre Erwartungsbildung einbeziehen, sollten die aus der Zinsstruktur extrahierten Terminrenditen effizientere Prognosen sein, als die mittels ökonometrischer Modelle generierten Schätzer zukünftiger Zinssätze.[59]

Das Problem der Zinsstrukturprognose bei Existenz zeitvariabler Risikoprämien besteht darin, die erwarteten Zinsänderungen aus der Zinsstruktur zu extrahieren oder zumindest Informationen über das Ausmaß der erwarteten Zinsänderungen zu erhalten, die sich im Spread widerspiegeln. Einen Anhaltspunkt gibt das Bestimmtheitsmaß der Regression (2.36). Hardouvelis (1988, S. 344) zeigt, daß dieses R^2 eine untere Schranke für das Bestimmtheits-

[58] Vgl. Hardouvelis (1994), S. 272.

[59] Da Transakteure im Rahmen ihrer Erwartungsbildung auch auf Strukturmodelle zurückgreifen und ausnutzbare Autokorrelationen berücksichtigen, lassen sich fundamental und ökonometrisch gestützte Prognosen als Teilmenge von "Marktprognosen" interpretieren.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

maß einer Regression der tatsächlichen auf die am Markt erwarteten Zinsänderungen ist und damit eine untere Schranke für die Fähigkeit des Marktes darstellt, zukünftige Zinsen zu prognostizieren. Eine obere Schranke für das Bestimmtheitsmaß (R_M^2) dieser fiktiven Regression ist $R^2/\hat{\beta}$, falls $\rho \geq 0$.[60] Daraus folgt:

$$(4.11) \quad R^2 \leq R_M^2 \leq R^2/\hat{\beta}.$$

Aufgrund des durch (4.11) beschriebenen Zusammenhangs ist es möglich, Aussagen über die Prognosegüte der am Markt erwarteten Zinsänderungen zu treffen. Für die Änderung des deutschen Sechs-Monatszinses in sechs Monaten besagt (4.11) beispielsweise, daß durchschnittlich lediglich zwischen 2½ % und 7½ % der Änderungen prognostiziert werden können.[61]

4.2. Erklärungsansätze für zeitvariable Risikoprämien

Die Überlegungen im vorangegangenen Kapitel zeigen, daß zeitvariable Risikoprämien in der Lage sind, die Ablehnung der Erwartungstheorie in konventionellen Tests erklären zu können. Vor diesem Hintergrund ergibt sich die Notwendigkeit, Modelle zu entwickeln, die in der Lage sind, zeitvariable Risikoprämien zu erklären und zeitreihenanalytisch zu modellieren. Im folgenden werden Erklärungen für zeitvariable Risikoprämien am Interbankenmarkt erläutert und es wird auf ein theoretisch fundiertes Gleichgewichtsmodell zur Bestimmung von Risikoprämien (das CAPM) eingegangen[62]. Zudem werden Möglichkeiten der emprischen Modellierung zeitvariabler Risikoprämien dargestellt. Daran anknüpfend werden zeitvariable Risikoprämien in der deutschen Zinsstruktur analysiert.

---

[60] Vgl. Fama (1984), S. 525f.

[61] Das R^2 der mit Tagesdaten durchgeführten Regression von Änderung des Sechsmonatszinses in sechs Monaten auf den Spread zwischen Zwölf- und Sechsmonatszins ist 0.0230, der geschätzte β-Koeffizient 0,3074 und $R^2/\beta = 0{,}0748$.

[62] In einigen Arbeiten ist versucht worden, die Preise von Vermögensgütern und damit implizit Risikoprämien im Rahmen intertemporaler Gleichgewichtsmodelle zu spezifizieren (vgl. Woodward (1983), Sargent (1987, S. 92-105)). In diesen "Consumption-Based-Capital-Asset-Pricing-Modellen" (CCAPM) wird für diejenigen Finanzaktiva eine positive Risikoprämie (ein niedriger Preis) verlangt, deren Renditen positiv mit dem Konsummöglichkeiten des Haushalts (negativ mit dem Grenznutzen des Konsums) korreliert sind. Das Problem dieses Ansatzes besteht darin, den "Konsumstrom" des Haushalts empirisch zu erfassen. Wird davon ausgegangen, daß dieser Konsumstrom perfekt mit der Rendite des "Marktportfolios" korreliert, fallen CCAPM und CAPM zusammen (vgl. Kocherlakota (1996, S. 42)).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

4.2.1. Risikoprämien am Interbankenmarkt

Da sich die im Rahmen dieser Arbeit verwendeten Zinssätze auf Ausleihungen am Interbankenmarkt beziehen, werden kurz die Faktoren erläutert, die für die dort handelnden Transakteure Risiko darstellen.

In einem volkswirtschaftlichen Kontext kommt Banken die Aufgabe zu, kurzfristige Einlagen von Nichtbanken in langfristige Forderungen zu transformieren. Durch die Intermediation können Transaktionskosten gespart, Risiken reduziert und Probleme, die sich aufgrund asymmetrischer Informationsverteilung ergeben, gelindert werden. Darüber hinaus wird es möglich, langfristige Investitionsprojekte zu realisieren, ohne daß Haushalte dabei auf Liquidität verzichten müssen (Mishkin (1995, Kapitel 9)). Zum Schutz der Kundeneinlagen sind Banken verpflichtet, einen Teil ihrer Einlagen als Mindestreserve bei der Zentralbank halten. Gleichzeitig erhält die Zentralbank auf diese Weise ein Instrument zur Steuerung des Geldmarktes.

Die Mindestreserveerfordernisse und die stochastische Bargeldnachfrage der Haushalte führen dazu, daß Banken versuchen, ausreichend Liquidität bereitzustellen, um bei kurzfristigen Liquiditätsanspannungen nicht zu "überhöhten" Sätzen Zentralbankgeld am Interbankenmarkt aufnehmen zu müssen. Um die Sicherung der Liquidität nicht zu gefährden, sind Banken ceteris-paribus nur dann bereit, längerfristig Zentralbankgeld zu verleihen, wenn sie hierfür eine Prämie erhalten. Diese (Liquiditäts-) Prämie hängt ab von der Fristigkeit des Kredits und des durch die Varianz kurzfristiger Zinssätze gemessenen Risikos einer Zinsänderung. Änderungen dieser Varianz führen zu entsprechenden Variationen der Risikoprämie im Zeitablauf.

Eine zweite Ursache für Risikoprämien am Interbankenmarkt können Hedging-Überlegungen von Banken sein, die versuchen, die funktionsbedingt unterschiedlichen Durationen von Forderungen und Verbindlichkeiten anzugleichen, um sich gegen kurzfristige Zinsänderungen abzusichern. Eine derartige Absicherung ist notwendig, da die höhere Duration auf der Forderungsseite bei einem Zinsanstieg dazu führt, daß die Kosten der Banken kurzfristig überproportional steigen und sie damit in Liquiditätsschwierigkeiten geraten. Auch hier ist zu erwarten, daß die Prämien mit zunehmender Laufzeit und mit zunehmender Volatilität der Zinssätze ansteigen.[63] Ein dritter wichtiger Risikofaktor für Banken ist das Bonitäts- oder Kreditausfallrisiko. Dies gilt insbesondere, wenn es im Rahmen einer Finanzkrise zu einer Infektion von Kreditausfällen kommt.

---

[63] Vgl. zu diesen Ursachen Hurn/McDonald/Moody (1995) und Hurn/Moody/Muscatelli (1995).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die Relevanz der genannten Einflußfaktoren wird in empirischen Untersuchungen amerikanischer Geldmarktsätze bestätigt. Cook/Hahn (1990) zeigen, daß Risikoprämien für kurzfristige Staatspapiere mit zunehmender Laufzeit dieser Papiere ansteigen und in Rezessionsphasen (Perioden mit hohem Kreditausfallrisiko) höher sind als in Zeiten wirtschaftlicher Expansion.[64] Lauterbach (1989) identifiziert zusätzlich die Varianz kurzfristiger Zinssätze als bedeutenden Einflußfaktor von Risikoprämien.

4.2.2. Risikoprämien im CAPM

Eine umfassende Möglichkeit zur Bestimmung von Risikoprämien bietet das von Sharpe (1964) und Lintner (1965) entwickelte "Capital-Asset-Pricing-Model" (CAPM). Dieses Modell wird heute als Standardansatz zur Bestimmung von Assetpreisen herangezogen. Es geht von der Annahme aus, daß risikoaverse Marktteilnehmer bei ihren Portfolioentscheidungen Rendite und Risiko unterschiedlicher Anlageformen miteinander vergleichen. Im Marktgleichgewicht müssen sich die Preise der Finanzaktiva in der Weise anpassen, daß für Assets mit einem höheren Risiko eine höhere erwartete Rendite gezahlt wird. Das Risiko wird durch die Kovarianz zwischen der Rendite des betreffenden Assets und der Rendite eines, alle Assets umfassenden, Marktportfolios gemessen. Dem CAPM liegen eine Reihe restriktiver Annahmen zugrunde. Die wichtigsten Annahmen sind:[65]

1. Es existieren keine Transaktionskosten.
2. Alle Transaktionen finden auf einem vollkommenen Kapitalmarkt statt. Der einzelne Transakteur kann durch sein Verhalten nicht den Preis eines Assets beeinflussen. Steuerliche Gesichtspunkte spielen keine Rolle.
3. Die Transakteure können zu einem risikolosen Zinssatz beliebige Beträge leihen und verleihen.
4. Alle Transakteure sind risikoavers und handeln rational. Ihre Entscheidungen beruhen ausschließlich auf erwarteter Rendite und Standardabweichung ihres Portfolios.
5. Die Marktteilnehmer besitzen homogene Erwartungen über die Erwartungswerte, Varianzen und Kovarianzen aller vorhandenen Assets.

Die aus diesen Annahmen abgeleitete allgemeine Gleichgewichtsbeziehung für Assetrenditen - das CAPM - lautet:

---

[64] Vgl. auch Fama /French (1989).

[65] Vgl Elton/Gruber (1991), S. 284.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$(4.12) \quad E(R_i) = R_f + \left(E(R_M) - R_f\right) \cdot \frac{Cov\left(R_M, R_i\right)}{Var\left(R_M\right)}.$$

Gemäß dem CAPM setzt sich die erwartete Rendite von Asset i $E(R_i)$ aus einem risikolosen Zinssatz R_f und einer Risikoprämie zusammen. Die Risikoprämie entspricht dem Preis $\left(E(R_M) - R_f\right)$, der für das systematische Marktrisiko gezahlt werden muß, multipliziert mit der für das Asset spezifischen Menge an Risiko. Als systematisches Risiko bezeichnet man den Teil des Risikos, der nicht durch Portfoliodiversifikation eliminiert werden kann. Die Quantität des Risikos, die mit der Haltung von Asset i verbunden ist, wird als Beta_i bezeichnet:[66]

$$(4.13) \quad Beta_i = \frac{Cov\left(R_M, R_i\right)}{Var\left(R_M\right)}.$$

Der Beta-Koeffizient eines risikolosen Assets beträgt Null. Die Umformung von (4.12) zu

$$(4.14) \quad E(R_i) - R_f = \frac{\left(E(R_M) - R_f\right)}{Var\left(R_M\right)} \cdot Cov\left(R_M, R_i\right)$$

$$= \delta \cdot Cov\left(R_M, R_i\right),$$

zeigt, daß sich die Risikoprämie des Assets i proportional zur Kovarianz dieses Assets mit dem Marktportfolio verhält. Der Proportionalitätsfaktor δ stellt im Marktgleichgewicht ein aggregiertes Maß der am Markt vorhandenen Risikoaversion dar (Bodie/Kane/McDonald (1984)). Zum Teil wird er auch als "Marktpreis des Risikos" bezeichnet (Hall/Miles/Taylor (1989, S. 342)).

Im folgenden wird davon ausgegangen, daß Marktteilnehmer ihre Erwartungen über zukünftige, für Portfolioentscheidungen relevante Größen, auf Basis der ihnen zu einem bestimmten Zeitpunkt vorliegenden Informationsmenge bilden. Im einzelnen wird unterstellt, daß Marktteilnehmer ihre Einschätzungen bezüglich der (bedingten) Erwartungswerte und Kovarianzen von Renditen in jeder Periode unter Berücksichtigung von 'news' der Vorperiode aktualisieren. Damit verbunden kann es zu Variationen der Risikoprämie im Zeitablauf kommen. Diese Annahme deckt sich mit der Hypothese effizienter Märkte.

Sei $\mathbf{y}_t$ ein Vektor der Überschußrenditen aller gehandelten Assets in Periode t mit bedingtem Erwartungsvektor μ_t und bedingter Varianz-Kovarianzmatrix $\mathbf{H}_t$ und $\mathbf{w}_{t-1}$ der Vektor der Gewichte der jeweiligen Assets am

[66] Vgl. Copeland/Weston (1988), S. 198.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Marktportfolio am Ende der vorangegangenen Periode, so läßt sich der Vektor der Beta-Koeffizienten in Periode t als Funktion der bedingten Kovarianzmatrix, der bedingten Varianz des Marktportfolios und den Gewichten der jeweiligen Assets am Marktportfolio darstellen. Es gilt:

$$(4.15) \quad \mathbf{Beta}_t = \frac{\mathbf{H}_t}{\sigma^2_{M_\tau}},$$

wobei $\mathbf{H}_t\mathbf{w}_{t-1}$ den bedingten Kovarianzvektor und $\sigma^2_{M_t} = \mathbf{w}'_{t-1}\mathbf{H}_t\mathbf{w}_{t-1}$ die bedingte Varianz des Marktportfolios darstellt. Die erwartete (Überschuß-) Rendite des Marktportfolios in Periode t beträgt $\mu_{M_t} = \mathbf{w}'_{t-1} \cdot \mu_t$.

Das CAPM (4.14) läßt sich unter Verwendung der bedingten Momente ausdrücken als:

$$(4.16) \quad \mu_\tau = \delta \cdot \mathbf{H}_t \cdot \mathbf{w}'_{t-1}.$$ [67]

Gleichung (4.16) zeigt, daß die Risikoprämie, die für ein bestimmtes Asset im Marktgleichgewicht gezahlt werden muß, nun proportional zur *bedingten* Kovarianzmatrix $\mathbf{H}_t$ ist. Änderungen von $\mathbf{H}_t$, die sich aufgrund einer geänderten Informationsmenge ergeben, führen zu Variationen der Risikoprämie.

Um Risikoprämien im CAPM modellieren zu können, wird ein Ansatz benötigt, der Variationen der bedingten Kovarianzmatrix im Zeitablauf erlaubt. Eine solche Möglichkeit bietet das von Bollerslev/Engle/Wooldridge (1988) vorgeschlagene multivariate ARCH-M-Modell. In diesem Modell hängt die Kovarianzmatrix der Überschußrenditen ab von eigenen Werten der Vorperiode und neu auftretenden Schocks. Das von Bollerslev/Engle/Wooldridge (1988) entwickelte Modell stellt eine Verallgemeinerung des Ansatzes von Engle/Lilien/Robins (1987) dar, die nur ein einziges risikobehaftetes Asset betrachten und die zeitvariable Risikoprämie als Funktion der bedingten Varianz dieses Assets schätzen. Beide Modelle basieren auf einer wegweisenden Arbeit von Engle (1982), in der die bedingte Varianz einer Zeitreihe als autoregressiver Prozeß modelliert wird. Seit Mitte der achtziger Jahre stellen diese "autoregressive-conditional-heteroskedasticity" (ARCH)-Ansätze einen wesentlichen Schwerpunkt der finanzwirtschaftlichen Literatur dar.

Im folgenden Abschnitt werden Eigenschaften, Ergänzungen und Schätzverfahren des von Engle (1982) vorgeschlagenen ARCH-Ansatz dargestellt und mögliche Ursachen von ARCH-Effekten erläutert. Basierend hierauf werden die univariaten und multivariaten ARCH-M-Modelle beschrieben, die in der in Kapitel 4.4 durchgeführten empirischen Analyse verwendet werden.

---

[67] Vgl. zu dieser Formulierung Jensen (1972). Der "traditionelle" Ausdruck für das CAPM mit zeitvariablen Größen ist: $\mu_\tau = \mathbf{Beta}_t \cdot \mu_{M_t}$.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

4.3. Modellierung zeitvariabler Risikoprämien im Rahmen von ARCH-Modellen

4.3.1. ARCH-Modelle

Ein häufig zu beobachtendes Phänomen auf Finanzmärkten besteht darin, daß die Preise der gehandelten Assets in einigen Perioden sehr starken Schwankungen unterliegen, in anderen Perioden dagegen relativ stabil sind. So formuliert Mandelbrot (1963, S. 418):

"large changes tend to be followed by large changes - of either sign - and small changes tend to be followed by small changes."

Obwohl diese autokorrelierten Volatilitäten seit langem bekannt sind, wurden sie in der traditionellen Zeitreihenanalyse, etwa im Ansatz von Box/Jenkins (1976), vernachlässigt. Dies änderte sich erst mit dem von Engle (1982) entwickelten und von Bollerslev (1986) verallgemeinerten ARCH- bzw. "Generalized-ARCH" (GARCH)-Modell. Mit Hilfe dieses Ansatzes ist es möglich, die Volatilität einer Zeitreihe als autoregressiven Prozeß zu modellieren und damit die Prognoseunsicherheit in Finanzmarktzeitreihen ökonometrisch zu quantifizieren. Dies erlaubt es, das Risiko eines Assets besser einzuschätzen. Da das Risiko eines Assets für einen risikoaversen Transakteur eine entscheidende Determinante der Preisbildung darstellt, ist die Verbreitung, die die ARCH-Modelle in der Praxis gefunden haben, wenig überraschend.

Inzwischen liegt eine Vielfalt von Variationen des ARCH-Modells vor, die den unterschiedlichsten Aspekten von Finanzmarktzeitreihen Rechnung tragen. Einen umfangreichen Überblick über diese Modelle und ihre empirische Anwendung auf Zinsen, Aktien und Wechselkurse geben die Arbeiten von Bollerslev/Chou/Kroner (1992), Bera/Higgins (1993) und Bollerslev/Engle/Nelson (1994). Eine ausgezeichnete Einführung bietet Lütkepohl (1997).

4.3.1.1. Univariate ARCH-Modelle

Definition

Konzepte zur Modellierung von Volatilitäten bilden seit Beginn der achtziger Jahre einen wesentlichen Schwerpunkt der finanzwirtschaftlichen Literatur. Der von Engle (1982) entwickelte ARCH-Ansatz modelliert die bedingten Varianzen h_t einer Zeitreihe als autoregressiven Prozeß. Das gesamte Modell lautet:

$$y_t = E\left(y_t | \Omega_{t-1}\right) + \varepsilon_t \tag{4.17}$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t) \tag{4.18}$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$(4.19) \quad E\left(\varepsilon_t^2 | \Omega_{t-1}\right) = Var\left(\varepsilon_t | \Omega_{t-1}\right) = h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \ldots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 .$$

Die Gleichungen (4.18) und (4.19) zeigen, daß die bedingte Verteilung von ε_t bei gegebener Informationsmenge Ω_{t-1} einen Erwartungswert von Null aufweist und eine im Zeitablauf veränderliche Varianz besitzt. Da diese einem autoregressiven Prozeß der Ordnung q folgt, wird (4.19) als ARCH(q)-Prozeß bezeichnet. Um eine positive und stationäre Varianz sicherzustellen, sollte $\alpha_0 > 0$ und $\alpha_i \geq 0$, $i = 1, \ldots, q$ sein und alle Wurzeln des Polynoms $1 - \alpha_1 z - \alpha_2 z^2 - \ldots - \alpha_q z^q$ außerhalb des Einheitskreises liegen (Engle (1982, Theorem 1 und 2)). Gerade die Nichtnegativitätsbedingung für die α_i's ist bei empirischem Arbeiten häufig nicht erfüllt, insbesondere wenn eine hohe Lag-Länge q gewählt werden muß, um persistente Änderungen der Volatilität zu erfassen.

Eine Erweiterung des ARCH-Modells, die eine sparsamere Parametrisierung der bedingten Varianz erlaubt und ein längeres Gedächtnis besitzt, ist das "Generalized"-ARCH (GARCH)-Modell. Das GARCH(p,q)-Modell ist folgendermaßen definiert:[68]

$$(4.20) \quad y_t = E\left(y_t | \Omega_{t-1}\right) + \varepsilon_t$$

$$(4.21) \quad \varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$(4.22) \quad h_t = a_0 + \sum_{i=1}^{q} a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i h_{t-i} ,$$

mit

$$p \geq 0, \quad q > 0$$

$$\alpha_0 > 0, \quad a_i \geq 0, \quad i = 1, \ldots, q$$

$$\beta_i \geq 0, \quad i = 1, \ldots, p .$$

Das Modell ist stationär mit Erwartungswert $E\left(\varepsilon_t\right) = 0$, unbedingter Varianz

$$Var\left(\varepsilon_t\right) = a_0 \left(1 - \left(\sum a_i\right) - \left(\sum \beta_i\right)\right)^{-1}$$

und Kovarianz $Cov\left(\varepsilon_t, \varepsilon_s\right) = 0$ für $t \neq s$, wenn $\left(\sum a_i + \sum \beta_i\right) < 1$. Die Umformung von (4.22) nach ε_t^2,

[68] Vgl. Bollerslev (1986), S. 309.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$(4.23) \quad \varepsilon_t^2 = a_0 + \sum_{i=1}^{w=\max(p,q)} (a_i + \beta_i)\, \varepsilon_{t-i}^2 - \sum_{i=1}^{p} \beta_i\, v_{t-i} + v_t\,,$$

mit $v_t = \varepsilon_t^2 - h_t$ zeigt, daß das GARCH(p,q)-Modell als ARMA(w,p)-Modell für die quadrierten Residuen aufgefaßt werden kann (Bera/Higgins (1993, S. 317)). Aufgrund dieser Analogie kann zur Auswahl der Lag-Ordnungen für den GARCH-Prozeß auf die zur Identifikation von ARMA-Modellen verwendeten Modellselektionskriterien (Akaike (1974), Schwarz (1978)) zurückgegriffen werden.

Häufig wird auch direkt das GARCH(1,1)-Modell ausgewählt, das sich in vielen empirischen Anwendungen als adäquat erwiesen hat. Die Gleichung für die bedingte Varianz lautet hier:

$$(4.24) \quad h_t = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$$

$$\Leftrightarrow h_t = a_0 + (a_1 + \beta_1) h_{t-1} + a_1 \left(\varepsilon_{t-1}^2 - h_{t-1}\right)$$

$$\Leftrightarrow h_t = a_0 + (a_1 + \beta_1) h_{t-1} + a_1 v_{t-1}\,.$$

In der dritten Gleichung von (4.24) stellt $v_t = \varepsilon_t^2 - h_t$ die Abweichung der aktuellen Varianz von ihrem Erwartungswert dar und ist somit als Schock im Varianzprozeß zu interpretieren. Der Koeffizient a_1 zeigt an, wie sensibel die bedingte Varianz in t auf einen Schock in t-1 reagiert. Die Summe der GARCH-Koeffizienten a_1 und β_1 mißt die Persistenz von Schocks (Bollerslev (1986)). Dies läßt sich leicht anhand der Umformung des Modells (4.24) zu:

$$(4.25) \quad h_t = \frac{a_0}{1-\lambda} + a_1 (v_{t-1} + \lambda v_{t-2} + \lambda^2 v_{t-3} + \ldots),$$

mit $\lambda = (\alpha_1 + \beta_1)$ erkennen. Auftretende Schocks in t-1 (v_{t-1}) führen dazu, daß die bedingte Varianz h_t über mehrere Perioden hinweg größer ist als die unbedingte Varianz $a_0/(1-\lambda)$. Der Einfluß der Schocks nimmt, abhängig vom Parameter λ, exponentiell im Zeitablauf ab. Wenn λ Eins beträgt ($\alpha_1 + \beta_1 = 1$), haben Schocks einen permanenten Einfluß auf den Varianzprozeß - das Modell wird zum "Integrated"-GARCH oder IGARCH-Modell (Engle/Bollerslev (1986)). Ein Nachweis derartiger Persistenzen kann, analog zu Persistenzen im "mean-process", auf einen Strukturbruch in der zugrunde liegenden Zeitreihe zurückzuführen sein. (Lastrapes (1989)).[69]

[69] Lastrapes (1989) zeigt, daß Wechselkursvolatilitäten des Dollars von geldpolitischen Regimen in den USA abhängen. Die Einbeziehung von Dummy-Variablen, die

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Ein Nachteil der betrachteten ARCH- und GARCH-Modelle besteht darin, daß die Varianzfunktion symmetrisch auf positive und negative Schocks reagiert. Dies impliziert, daß Märkte in der gleichen Weise von (unerwarteten) Kursgewinnen und Kursverlusten beeinflußt werden. Häufig ist jedoch auf Aktienmärkten zu beobachten, daß die Volatilität von Aktienpreisen stärker auf negative "news" reagiert. Dieses Phänomen kann durch den Leverage-Effekt erklärt werden (Black (1976)). Um einen asymmetrischen Einfluß von positiven und negativen "news" zuzulassen, wurden verschiedene nichtlineare ARCH-Prozesse entwickelt. Ein solcher Ansatz ist beispielsweise das von Glosten/Jagannathan/Runkle (1993) entwickelte Modell:[70]

$$(4.26) \qquad h_t = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \gamma S_t^- \varepsilon_{t-1}^2,$$

$$\text{mit} \qquad S_t^- = \begin{cases} 1, \text{ wenn } \varepsilon_t < 0 \\ 0 \text{ sonst} \end{cases}.$$

Die Einführung der Zustandsvariablen S_t^- bewirkt, daß negative Schocks die bedingte Varianz stärker beeinflussen als positive Schocks. Alternativ lassen sich diese asymmetrischen Effekte innerhalb des "Exponentiellen"-GARCH oder EGARCH-Ansatz von Nelson (1991) modellieren.

Schätzung von ARCH-Modellen

Üblicherweise werden die GARCH-Parameter mit Hilfe der Maximum-Likelihood-Methode geschätzt. Im Fall des oben definierten GARCH(p,q)-Modells (4.20)-(4.22) ist die Log-Likelihood-Funktion der t-ten Beobachtung definiert als:

$$(4.27) \qquad l_t(\theta) = const. - \tfrac{1}{2}\log(h_t) - \tfrac{1}{2}\varepsilon_t^2 / h_t$$

mit $\theta = \left(mean - Parameter,\ a_0, a_1 \ldots a_q, \beta_1 \ldots \beta_p\right)$. Die Log-Likelihood-Funktion über alle T Beobachtungen lautet:

$$(4.28) \qquad L_T(\theta) = \sum_{t=1}^{T} l_t(\theta),$$

Wird für die bedingten Residuen eine andere Verteilung als die der Normalverteilung unterstellt, muß die Likelihood-Funktion entsprechend modifiziert

---

diesen Regimewechseln Rechnung tragen, führt dort zu einer signifikanten Reduzierung der bedingten Varianzen.

[70] Vgl. hierzu Engle/Ng (1993, S.1755).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

werden.[71] Der Maximum-Likelihood-Schätzer ist jener Parametervektor θ, unter dem (4.28) maximal wird. Das GARCH-Modell weist die attraktive Eigenschaft auf, daß die Parameter des Mean- und des Varianzprozesses aufgrund der Blockdiagonalität der Informationsmatrix getrennt voneinander geschätzt werden können (Bollerslev (1986, S. 316)). Es läßt sich nachweisen, daß die resultierenden ML-Schätzer konsistent und asymptotisch normalverteilt sind (Engle (1982), Weiss (1986)). Damit sind Standardtests, wie beispielsweise t-Tests, in gewöhnlicher Weise anwendbar (Lütkepohl (1997, S.72)).

Zur Berechnung der Parameter und der Varianz-Kovarianzmatrix wird in der Regel der BHHH-Algorithmus von Berndt/Hall/Hall/Hausmann (1974) verwendet. Eine Alternative bietet das Schätzverfahren von Broyden/Fletcher/Goldfarb/Shanno (BFGS).[72] In modernen Ökonometrieprogrammen wie *RATS* oder *Econometric Views* sind diese Schätzalgorithmen bereits implementiert.

Ursachen von ARCH-Effekten

ARCH-Modelle haben in der Praxis eine große Verbreitung gefunden. Neben ihrer Einfachheit liegt der Erfolg der ARCH-Modelle darin, daß sie vielen beobachtbaren Eigenschaften von Finanzmarktdaten, etwa das Auftreten von Volatilitäten in Clustern, der Leptokurtosis der Verteilung und Änderungen in der Fähigkeit, zukünftige Werte einer Zeitreihe zu prognostizieren, Rechnung tragen. Insbesondere in Zeitreihen mit Tages- und Wochendaten sind hochsignifikante ARCH-Effekte feststellbar. Mit abnehmender Frequenz der Daten werden diese ARCH-Effekte deutlich schwächer (Bauer/Nieuwland/Verschoor (1994), Diebold (1988)).

Eine mögliche Erklärung für ARCH-Effekte basiert auf der von Clark (1973) und Tauchen/Pitts (1983) entwickelten Mischungsverteilungshypothese. Die Mischungsverteilungshypothese geht davon aus, daß die Varianz täglicher Preisänderungen durch die Anzahl der an einem Handelstag neu auftretenden Informationen bestimmt wird. Ist die Zahl der neu ankommenden Informationen autokorreliert, impliziert dies eine zeitliche Abhängigkeit in den zweiten Momenten (Lamoureux/Lastrapes (1990b)). Lamoureux/Lastrapes (1990b) zeigen, daß durch Aufnahme täglicher Handelsvolumina als Proxy-Größe für die Informationsankunft auf Märkten ARCH-Effekte zum Teil erklärt werden

[71] Bollerslev (1987) und Bauer/Nieuwland/Verschoor (1994) betrachten etwa den Fall einer Student-t-Verteilung für die bedingten Residuen und leiten daraus die Log-Likelihoodfunktion ab.

[72] Vgl. Press/Flanery/Teukolsky/Vettering (1988).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

können. Allerdings ist dieser Ansatz wenig befriedigend, da eine Erklärung dafür fehlt, aus welchen Gründen Informationen in Clustern auftreten.[73]

Ein zweiter Erklärungsansatz führt ARCH-Effekte auf Fehlspezifikationen des zugrunde gelegten Zeitreihenmodells zurück. Eine Ursache dieser Fehlspezifikationen ist die Nichtberücksichtigung von Strukturbrüchen (Cai (1994), Lastrapes (1989)). Lastrapes (1989) zeigt, daß durch die Einbeziehung von Dummy-Variablen in den ARCH-Prozeß, die diesen Strukturbrüchen Rechnung trägt, die Persistenz von ARCH-Effekten drastisch zurückgeht. Cai (1994) findet, daß durch die endogene Modellierung von Regimewechseln im Rahmen eines Markov-Switching-Modells ARCH-Effekte zum großen Teil eliminiert werden können.

Eine andere Art der Fehlspezifikation sind fehlende Regressoren im Mean-Prozeß, die zu einer signifikanten Abhängigkeit der zweiten Momente führen können (Bollerslev/Chou/Kroner (1992, S. 38)). Insbesondere bei sehr hochfrequenten Finanzmarktdaten existiert eine Reihe von Einflußfaktoren, etwa "Cheap-Talk" auf diesen Märkten, die sich nicht durch adäquate Proxies im Mean-Prozeß erfassen lassen. Wenn allerdings eine solche Abhängigkeit besteht, kann und sollte sie zu Prognosezwecken genutzt werden. Bezogen hierauf konstatiert Bollerslev (1990, S. 311):

> *Finally it is worth stressing, that the various ARCH and GARCH parameterizations suggested in the literature represent nothing but a convenient statistical tool for summarizing the time-series dependence observed in the data.*

4.3.1.2. Multivariate ARCH-Modelle

Die vorgestellten ARCH-Ansätze lassen sich auf natürliche Weise zu multivariaten Modellen verallgemeinern. Die Analyse finanzwirtschaftlicher Fragestellungen in einem multivariaten Kontext ist von Bedeutung, da viele ökonomische Variablen eine enge Beziehung zueinander aufweisen, die zu Erklärungs- und Prognosezwecken ausgenutzt werden kann. Ursache einer solchen Beziehung kann neben "fundamentalen" langfristigen Zusammenhängen, die im Mittelpunkt der Kointegrationsanalyse stehen, die Tatsache sein, daß viele Variable auf neue Informationen in der gleichen Art und Weise reagieren. Beispielsweise zeigen Cook/Hahn (1989), daß sich im Anschluß an "news" über die Geldpolitik kurz- und langfristige Zinsen in gleicher Weise ändern. Darüber hinaus erfordert die Analyse von finanzwirtschaftlichen Größen, wie

[73] Der Einfluß neuer Informationen auf die Volatilität von Finazmarktzeitreihen ist auch Gegenstand einer Untersuchung von Engle/Ito/Lin (1990). Engle/Ito/Lin (1990) zeigen, daß ausländische "News" einen signifikanten Einfluß auf die Volatilität von Wechselkursen haben und Wechselkursschwankungen besser erklären können als verzögerte inländische News.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

etwa des systematischen Risikos, Schätzer für die Kovarianzen zwischen den relevanten ökonomischen Variablen und damit ein multivariates Modell.

Mit $\mathbf{y}_t = (y_{1t}, y_{2t}, \ldots, y_{Nt})'$ als $N\,x\,1$ Vektor der relevanten Zeitreihen lautet das multivariate GARCH-Modell:

$$(4.29) \quad \mathbf{y}_t = E(\mathbf{y}_t | \Omega_{t-1}) + \mathbf{e}_t$$

$$(4.30) \quad \mathbf{e}_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, \mathbf{H}_t)$$

Hierbei stellt $E(\mathbf{y}_t | \Omega_{t-1})$ den bedingten Erwartungsvektor bei gegebener Informationsmenge Ω_{t-1} und $\mathbf{e}_t$ ein $N\,x\,1$ Vektor von Störgrößen dar ($\mathbf{e}_t = (\varepsilon_{1t}, \ldots, \varepsilon_{Nt})$). $\mathbf{H}_t$ repräsentiert die bedingte Varianz-Kovarianzmatrix von $\mathbf{e}_t$. Unter Verwendung des Vech-Operators, der die Elemente unterhalb der Hauptdiagonalen einer symmetrischen Matrix spaltenweise untereinander in einen Vektor schreibt, läßt sich die Abhängigkeit der bedingte Varianz-Kovarianzmatrix $\mathbf{H}_t$ von verzögerten eigenen Werten und verzögerten Produkten und Kreuzprodukten von $\mathbf{e}_t$ ausdrücken als:

$$(4.31) \quad Vech(\mathbf{H}_t) = \mathbf{C} + \sum_{i=1}^{q} \mathbf{A}_i \cdot Vech(\mathbf{e}_{t-i}\mathbf{e}'_{t-i}) + \sum_{i=1}^{p} \mathbf{B}_i \cdot Vech(\mathbf{H}_{t-i}).$$ [74]

In (4.31) ist $\mathbf{C}$ ein $\frac{1}{2}N(N+1)$ -dimensionaler Vektor und die $\mathbf{A}_i$ und $\mathbf{B}_i$ sind $\frac{1}{2}N(N+1)\,\mathrm{x}\,\frac{1}{2}N(N+1)$ Koeffizientenmatrizen. Maximum-Likelihood-Schätzer der Parameter des multivariaten GARCH-Modells erhält man wiederum mittels des BHHH (1974)-Algorithmus.

Zwei Hauptprobleme treten bei der Schätzung der Parameter auf. Das erste Problem besteht darin, daß sichergestellt werden muß, daß die $\mathbf{H}_t$-Matrizen positiv definit sind, wodurch es zu Einschränkungen des Wertebereichs für die Parameter kommt. Zum anderen sind schon bei einer geringen Anzahl N an Variablen eine große Anzahl an Parametern zu schätzen, was zu zusätzlichen Komplikationen und häufig instabilen Parameterschätzungen führt (Lütkepohl (1997, S. 81)). Bei der praktischen Umsetzung werden deshalb aus Vereinfachungsgründen häufig ein GARCH(1,1)-Modell unterstellt ($p = q = 1$) und zusätzliche, plausible Restriktionen eingeführt. Beispielsweise lassen Bollerslev/Engle/Wooldridge (1988) nur diagonale $\mathbf{A}_1$ und $\mathbf{B}_1$ Matrizen zu:

$$(4.32) \quad h_{ijt} = \gamma_{ij} + \alpha_{ij}\varepsilon_{it-1}\varepsilon_{jt-1} + \beta_{ij}h_{ijt-1}, \qquad i, j = 1, \ldots N.$$

---

[74] Beispielsweise ist $Vech\begin{bmatrix} \varepsilon^2_{1,t-1} & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} & \varepsilon^2_{2,t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon^2_{1,t-1} \\ \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon^2_{2,t-1} \end{bmatrix}$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

h_{ijt} ist das Element an der Position i,j in der Kovarianzmatrix $\mathbf{H}_t$. Gleichung (4.32) zeigt, daß die bedingten Varianzen und Kovarianzen nur noch von verzögerten eigenen Werten und Schocks abhängen. Eine andere Alternative, mit der die Zahl der zu schätzenden Parameter reduziert werden kann, besteht darin, zwar zeitvariable Varianzen zuzulassen, aber konstante Korrelationskoeffizienten zu unterstellen. Dieses von Bollerslev (1990) verwendete Modell impliziert für die bedingten Varianzen und Kovarianzen:

$$(4.33) \quad h_{iit} = \gamma_1 + \alpha_{i1}\varepsilon_{it-1}^2 + \beta_{i1}h_{iit-1}, \qquad i = 1,\ldots N$$

$$(4.34) \quad h_{ijt} = \rho_{ij}\sqrt{\left(h_{iit}h_{jjt}\right)}.$$

Um den Unterschied zwischen den beiden Modellen zu veranschaulichen, sei eine Situation betrachtet, in der die Renditen zweier Assets jeweils von einem starken Schock, allerdings mit unterschiedlichem Vorzeichen, betroffen sind. In dem Modell von Bollerslev/Engle/Wooldridge (1988) reduziert das dann negative Kreuzprodukt $\varepsilon_{it-1}\varepsilon_{jt-1}$ die bedingte Kovarianz, während in dem Modell von Bollerslev (1990) das Vorzeichen von $\varepsilon_{it-1}\varepsilon_{jt-1}$ keine Rolle spielt. Jedes Ereignis, das in diesem Modell zu einer Erhöhung der bedingten Varianz eines der beiden Assets führt, ist ceteris-paribus mit einer Erhöhung der bedingten Kovarianz verbunden (Campbell/Lo/MacKinlay (1997, S. 493)).

Die Gleichungen (4.32) und (4.34) zeigen, daß der multivariate GARCH-Ansatz dazu benutzt werden kann, um Schätzer für bedingte Kovarianzen zu erhalten. Diese werden im Rahmen der (G)ARCH-in-Mean-Modelle benötigt, um Risikoprämien auf Devisen-, Aktien- und Wertpapiermärkten zu modellieren.

4.3.2 ARCH-in-Mean-Modelle

4.3.2.1. Univariate ARCH-M-Modelle

In finanzwirtschaftlichen Theorien wird oftmals davon ausgegangen, daß zwischen erwarteter Überschußrendite μ_t und Risiko eines Assets ein positiver Zusammenhang besteht. Es gilt:

$$(4.35) \quad \mu_t = \gamma + \delta \cdot f\left(h_t\right),$$

wobei $f\left(h_t\right)$ eine monotone Funktion der bedingten Varianz h_t einer Zeitreihe ist. Der Ausdruck $\delta \cdot f\left(h_t\right)$ stellt den variablen Teil der Prämie dar, die für ein Asset mit höherem Risiko gezahlt werden muß. γ steht für den zeitinvarianten Teil der Risikoprämie.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Mit dem von Engle/Lilien/Robins (1987) entwickelten ARCH-in-Mean (ARCH-M)-Modell ist es möglich, diesen Sachverhalt zu modellieren und zu testen, ob zeitvariable Risikoprämien existieren. Das ARCH-M-Modell für die realisierten Überschußrenditen y_t auf Finanzmärkten lautet:

$$(4.36) \quad y_t = \gamma + \delta h_t^{\kappa} + \varepsilon_t$$

$$(4.37) \quad \varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t),$$

wobei h_t einem beliebigen ARCH oder GARCH-Prozeß folgt. Typischerweise wird κ gleich ½ oder 1 gesetzt. Das Problem bei der Schätzung von (G)ARCH-M-Modellen besteht darin, daß durch die Aufnahme von h_t in die Gleichung des Mean-Prozesses die Blockdiagonalität in der Informationsmatrix verlorengeht. Dies impliziert, daß die Parameter des Mean- und des Varianzprozesses simultan geschätzt werden müssen (Mills (1993, S. 137)). Da die Parameter des Mean-Prozesses somit von den Parametern des Varianzprozesses abhängen, führen Fehlspezifikationen von h_t zu verzerrten und inkonsistenten Schätzern der Mean-Parameter (Pagan/Ullah (1988)). Im Gegensatz dazu sind die Schätzer der Mean-Parameter in einfachen GARCH-Modellen robust gegenüber Fehlspezifikationen des Varianzprozesses.

Empirische Evidenzen

Die Möglichkeit, mit ARCH-M oder GARCH-M-Modellen Risikoprämien zeitvariabel zu modellieren, eröffnet in einer Vielzahl von finanzwirtschaftlichen Fragestellungen neue Wege. In einer Untersuchung des amerikanischen Aktienmarktes weisen French/Schwert/Stambaugh (1987) nach, daß tägliche Überschußrenditen, gemessen durch die Rendite des Standard&Poors-Index abzüglich einem risikolosen Zinssatz, adäquat durch das GARCH-M-Modell dargestellt werden können. Der hochsignifikante δ Parameter zeigt, daß die für die Haltung von Aktien erwartete Risikoprämie zeitvariabel ist und positiv von der prognostizierten Volatilität abhängt. Dagegen finden Baillie/DeGennaro (1990), daß zwischen erwarteten Risikoprämien auf Aktien und bedingter Varianz oder Standardabweichung, wenn überhaupt, nur eine schwache Beziehung besteht, die sehr sensibel auf Veränderungen der Modellspezifikation reagiert.

Empirische Untersuchungen auf Devisenmärkten zeigen, daß die Forwardrate keinen unverzerrten Schätzer für zukünftige Spotraten darstellt (Hodrick (1987)). Diese Ablehnung der "Unverzerrtheitshypothese" wird gleichzeitig als Evidenz gegen die ungedeckte Zinsparität (UIP) gesehen. Unter der Vielzahl der möglichen Ansatzpunkte für eine Erklärung dieses Resultats dominieren zeitvariable Risikoprämien (Fama (1984a)). Ausgehend von dieser Überlegung verwenden Domowitz/Hakkio (1985) ein ARCH-M-Modell, um zeitvariable

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Risikoprämien auf Devisenmärkten nachzuweisen. In ihrem Modell ist die Risikoprämie abhängig von der bedingten Varianz der Prognosefehler. Allerdings liefern die Ergebnisse keinen einheitlichen Hinweis auf zeitvariable Risikoprämien, lediglich in zwei von fünf Fällen wird die Nullhypothese einer fehlenden Risikoprämie $(H_0: \gamma = \delta = 0)$ abgelehnt.

Die Überlegungen zur Erwartungshypothese der Zinsstruktur in diesem Kapitel verdeutlichen, daß zeitvariable Risikoprämien zu einer Ablehnung der Erwartungshypothese führen können. Engle/Lilien/Robins (1987) verwenden ein univariates ARCH-M-Modell, um anhand der Überschußrendite von sechs- gegenüber dreimonatigen Treasury-Bills zeitvariable Risikoprämien am Geldmarkt zu identifizieren. Die geschätzten δ-Koeffizienten sind sowohl für die Niveaus als auch für die logarithmierten h_t hochsignifikant. Die Risikoprämien variieren systematisch innerhalb der Untersuchungsperiode. Im Durchschnitt beträgt die Risikoprämie 57 Basispunkte jährlich, im Maximum des vierten Quartals 1980 erreicht sie auf Jahresbasis 164 Basispunkte.[75] Die Ergebnisse für die Überschußrendite von zwei- gegenüber einmonatigen Treasury-Bills zeigen ebenfalls, daß in Untersuchungen zur Zinsstruktur von zeitvariablen Risikoprämien auszugehen ist. Allerdings sind die empirischen Ergebnisse nicht einheitlich. In einer Studie von Hsu/Kugler (1996) für die Überschußrendite von drei- gegenüber einmonatigen Schweizer Zinsen ist der δ-Koeffizient insignifikant.

4.3.2.2. Multivariate ARCH-M-Modelle

Das univariate ARCH-M-Modell von Engle/Lilien/Robins (1987) geht von einer Welt aus, in der Transakteure ihr Vermögen in ein sicheres und ein risikobehaftetes Asset investieren können. In diesem Szenario ist das Risiko nicht diversifizierbar und kann durch die bedingte Varianz der Überschußrendite gemessen werden. Die einfache Zwei-Asset-Welt ist in der Literatur aufgrund ihrer Realitätsferne häufig kritisiert worden. In einer Welt mit einer Vielzahl von Assets zeigt das CAPM, daß die erwarteten Risikoprämien nicht von bedingten Varianzen, sondern von den Kovarianzen der einzelnen Assets mit dem Marktportfolio abhängen.

Ausgehend von dieser Überlegung benutzen Bollerslev/Engle/Wooldridge (1988) einen multivariaten GARCH-M-Ansatz, um Risikoprämien von kurz- und langfristigen Wertpapieren und Aktien zu schätzen. Die Risikoprämien werden hier als Funktion der bedingten Kovarianzen modelliert. Das entsprechende Modell für die Risikoprämien von Geldmarktpapieren, Anleihen und Aktien lautet:[76]

---

[75] Vgl. Engle/Lilien/Robins (1987), S. 402f.

[76] Vgl. Bollerslev/Engle/Wooldridge (1988), S. 120.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

(4.38) $\mathbf{y}_{it} = \mathbf{b}_i + \delta \sum_j \mathbf{w}_{jt} h_{ijt} + \mathbf{e}_{it}$, $i = 1,2,3.$

(4.39) $\mathbf{e}_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, \mathbf{H}_t)$,

(4.40) $h_{ijt} = \gamma_{ii} + \alpha_{ij} \mathbf{e}_{it-1} \mathbf{e}_{it-1} + \beta_{ii} h_{ijt-1}$, $i,j = 1,2,3.$

Hierbei sind $\mathbf{y}_t = (y_{1t}, y_{2t}, y_{3t})$ die ex-post realisierten Überschußrenditen der einzelnen Anlageformen über einen risikolosen Zinssatz, $\mathbf{e}_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \varepsilon_{3t})$ der Vektor der Erwartungsfehler mit Varianz-Kovarianzmatrix $\mathbf{H}_t$ und $\mathbf{b}_t = (b_{1t}, b_{2t}, b_{3t})$ Konstanten, die mögliche "preferred-habitat"-Phänomene oder die steuerliche Bevorzugung einzelner Assets reflektieren. Alternativ zu Gleichung (4.40) lassen sich die bedingten Varianzen und Kovarianzen auch durch die Gleichungen (4.33) und (4.34) spezifizieren.

Empirische Evidenzen

Das multivariate (G)ARCH-M-Modell ist vielfach zur Modellierung von Risikoprämien auf Finanzmärkten verwendet worden. Verhältnismäßig eindeutig sind die empirischen Evidenzen auf Aktienmärkten. Bollerslev/Engle/Wooldridge (1988) zeigen mittels des obigen Modells, daß die Kovarianzmatrix der Überschußrenditen im Zeitablauf variiert. Die Risikoprämien sind signifikant von der bedingten Kovarianzmatrix abhängig und damit, wie die Betas der einzelnen Assets, zeitvariabel. Hall/Miles/Taylor (1989) finden anhand eines fünfdimensionalen GARCH-M-Ansatzes signifikante Hinweise auf zeitvariable Risikoprämien. Anhand von Portfolios verschiedener Sektoren identifizieren sie einen "Marktpreis des Risikos" δ von 3.25 Basispunkten. Auch Ng (1991) kann in einem multivariaten GARCH-M-Modell zeitvariable Risikoprämien auf Aktienmärkten nachweisen.

Baillie/Bollerslev (1990) benutzen ein multivariates GARCH-M-Modell, um die Risikoprämie auf Devisenmärkten zu modellieren. Während das Modell die beobachtbaren Eigenschaften der Varianzen und Kovarianzen von vier Währungen zufriedenstellend abbilden kann, sind die geschätzten Mean-Parameter insignifikant. Die Risikoprämie kann nicht erklärt werden. Im Unterschied hierzu zeigen McCurdy/Morgan (1991) in einem bivariaten GARCH-M-Modell, daß auf Devisenmärkten zeitvariable Risikoprämien existieren. Die Risikoprämie wird hier durch die Kovarianz mit einem umfassenden Aktienindex modelliert.

Dotsey/Otrok (1995) finden in einem trivariaten GARCH-M-Modell Evidenzen für zeitvariable Risikoprämien am kurzen Ende der amerikanischen Zinsstruktur. Die Koeffizienten, die den Einfluß der bedingten Varianz auf den Mean-Prozeß angeben, sind für alle Laufzeiten signifikant. Engle/Ng/Rothschild (1990) verwenden zur Modellierung von Risikoprämien in der Zins-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

struktur eine Faktor-ARCH-Spezifikation. Sie zeigen, daß ein gleichgewichtetes Portfolio aus Treasury-Bills mit Laufzeiten von zwei bis zwölf Monaten in der Lage ist, Volatilität und Risikoprämien für unterschiedliche Laufzeiten zu prognostizieren.

4.4. Risikoprämien am Euro-DM-Geldmarkt

4.4.1. Die durchschnittliche Höhe der Risikoprämien

Die vorliegende Arbeit untersucht die Gültigkeit der Erwartungshypothese der Zinsstruktur anhand von Euro-DM-Geldmarktsätzen für Einlagen mit Laufzeiten zwischen einem Tag und fünf Jahren. Zusätzlich wird ein zehnjähriger Kapitalmarktzins in die Analyse einbezogen.

Die Erwartungshypothese fordert, daß die erwarteten Renditen unterschiedlicher Anlagealternativen bei einer Haltedauer von einer Periode bis auf eine Risikoprämie gleich sein müssen. Übertragen auf den Euro-DM-Geldmarkt heißt das, daß die ex-post realisierte Überschußrendite, die sich bei Erwerb einer (verbrieften) Einlage mit einer Laufzeit von n Perioden und Verkauf nach einer Periode im Verhältnis zu der Rendite einer einperiodigen Einlage ergibt, gleich der Risikoprämie ("holding-risk-premia") und dem in t+1 realisierten Prognosefehler sein muß, d.h:

$$(4.41) \qquad H_t^{(n,1)} - R_t^{(1)} = \Phi_t^{(n,1)} + u_{t+1}.$$

Die Kalkulation der Überschußrenditen erlaubt dementsprechend Rückschlüsse auf die durchschnittlichen Risikoprämien. In Tabelle 4.1 sind die Mittelwerte und Standardabweichungen der ex-post realisierten einmonatigen Überschußrenditen für n =3, 6, 12, 24, 36, 48, 60, 120 Monate enthalten. Bei der Berechnung von $H_t^{(n,1)}$ wurde aufgrund der Datenverfügbarkeit $R_{t+1}^{(n-1)}$ durch $R_{t+1}^{(n)}$ approximiert. Zur Bestimmung von $H_t^{(120,1)}$ wurde die Duration dieses Papiers verwendet. Alle Berechnungen basieren auf Monatsdaten.

Die Ergebnisse zeigen, daß am Geldmarkt positive Überschußrenditen erzielt werden können. Die geschätzten Risikoprämien weisen das theoretisch vorhergesagte Muster auf: die durchschnittlichen Prämien sind positiv und steigen mit zunehmender Laufzeit an. Deutlich sichtbar ist auch, daß die Standardabweichung der einperiodigen Überschußrenditen mit der Laufzeit zunimmt, was das höhere Risiko dieser Anlagen widerspiegelt. Darüber hinaus weisen die Überschußrenditen eine hohe Leptokurtosis auf.

In Kapitel 4.1 wurde gezeigt, daß der Schätzer der Regressionskoeffizienten in Tests der Erwartungshypothese von der relativen Variabilität von Risikoprämien und erwarteten Zinsänderungen abhängig ist. Um das geschilderte U-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 4.1

Einperiodige Überschußrenditen

Statistik	Laufzeit von n (in Monaten)							
	3	6	12	24	36	48	60	120
$\overline{H_t^{(n,1)} - R_t^{(1)}}$	0,1384	0,2798	0,4748	0,5913	0,8306	1,0282	1,1414	1,5105
St.-Abw.	0,8059	2,1132	4,2748	6,6729	9,7640	12,5032	15,1338	22,5014
Schiefe	-0,1089	-0,6764	-0,2728	0,4548	0,1697	-0,0853	-0,1675	-0,3692
Kurtosis	5,8039	9,7418	8,0553	5,4831	4,6111	4,0458	3,7762	4,9990
Jarque/B.	88,98[a]	273,54[a]	108,37[a]	30,59[a]	11,86[a]	4,91[c]	3,12	45,39[a]

Die Tabelle enthält Mittelwert und Standardabweichung der einperiodigen Überschußrenditen $H_t^{(n,1)} - R_t^{(1)}$. $H_t^{(n,1)} - R_t^{(1)}$ ist nach (4.41) ein Schätzer für die "holding-risk" Prämie $\phi_t^{(n,1)}$. Die Jarque-Bera-Statisitik testet auf Vorliegen normalverteilter Schiefe und Kurtosis. a,b,c kennzeichnet Signifikanz auf 1%-, 5%- und 10% Niveau.

förmige Muster der Koeffizienten zu erklären, ist eine Analyse der Risikoprämien, die in diesen Regressionen eine Rolle spielen, von besonderem Interesse. Ein Schätzer für die ex-post realisierten Risikoprämien $\Theta_t^{(n,m)}$ ist im Fall $n = 2m$: $R_t^{(n)} - 0{,}5 \cdot \left(R_{t+m}^{(m)} + R_t^{(m)}\right)$. Für $(n,m) = (3,1)$ gilt:

$$\hat{\Theta}_t^{(3,1)} = R_t^{(3)} - 1/3\left(R_{t+2}^{(1)} + R_{t+1}^{(1)} + R_t^{(1)}\right).^{77}$$

Tabelle 4.2 enthält die durchschnittlichen "rolling-risk" Prämien $\Theta_t^{(3,1)}$ und $\Theta_t^{(2m,m)}$ für m=3, 6, 12, 24 Monate. Zur Schätzung wurden wiederum Monatsdaten verwendet. Die Risikoprämien sind hochsignifikant und besitzen ein positives Vorzeichen. Während die durchschnittlichen Prämien für Laufzeiten des einperiodigen Zinses oberhalb von sechs Monaten mit zunehmender Laufzeit (m) ansteigen, sind $\Theta_t^{(3,1)}$, $\Theta_t^{(6,3)}$ und $\Theta_t^{(12,6)}$ der Höhe nach kaum zu unterscheiden. Die durchschnittliche Variabilität der Risikoprämien nimmt mit steigendem m zu.

Die empirischen Ergebnisse zeigen, daß Banken im Durchschnitt bereit sind für die Bereitstellung von Liquidität eine Prämie zu zahlen. Die Prämie steigt mit zunehmender Dauer der Bereitstellung monoton an. Im folgenden Abschnitt wird mit Hilfe des ARCH-Ansatzes geprüft, ob Risikoprämien in der

[77] Dagegen ist $\hat{\phi}_t^{(3,1)} = \left(3R_t^{(3)} - 2R_{t+1}^{(2)}\right) - R_t^{(1)}$.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 4.2

Mehrperiodige Überschußrenditen

Statistik	Laufzeit von n,m (in Monaten)				
	3, 1	6, 3	12, 6	24, 12	48, 24
$E(\Theta^{(n,m)})$	0, 1203	0, 1109	0, 1354	0, 3044	0, 5985
St.-Abw.	0, 3063	0, 4298	0, 6436	0, 8451	1, 0280
Schiefe	0, 5327	-0, 4629	-0, 4687	-0, 0045	-0, 5445
Kurtosis	8, 2020	5, 9894	3, 9708	2, 4006	2, 3839
Jarque/B.	316, 03 [a]	109, 36 [a]	20, 11 [a]	1, 41	5, 35 [c]
ARCH(1)	51, 17 [a]	72, 14 [a]	145, 93 [a]	77, 22 [a]	70, 73 [a]
ARCH(5)	49, 15 [a]	83, 43 [a]	147, 26 [a]	77, 93 [a]	69, 27 [a]

Die Tabelle enthält Mittelwert und Standardabweichung der ex-post realisierten Renditedifferenz, die sich bei Kauf einer n-periodigen Einlage im Verhältnis zu einer revolvierenden Anlage in m-periodige Papiere ergibt. Diese ist ein Schätzer der "rolling-risk" Prämie $\Theta_t^{(n,m)}$. Die Jarque-Bera-Statisitik testet auf Vorliegen einer normalverteilte Schiefe und Kurtosis. ARCH(x) ist der von Engle (1982) vorgeschlagenen Test auf Heteroskedastizität mit x-Lags. a,b,c kennzeichnet Signifikanz auf 1%-, 5%- und 10% Niveau.

Vergangenheit starken Schwankungen im Zeitablauf unterlagen und ob diese Schwankungen in der Lage sind, die Zinsstrukturpuzzle zu erklären.

4.4.2. Zeitvariable Risikoprämien

4.4.2.1. Risikoprämien in univariaten ARCH-M-Modellen

Die in Kapitel 4.2.1 geführte Diskussion über die Ursache von Risikoprämien am Interbankenmarkt zeigt, daß das Risiko eines langfristigen Kredits entscheidend von der Volatilität kurzfristiger Zinssätze abhängt. Im folgenden wird in Anlehnung an Engle/Lilien/Robins (1987) davon ausgegangen, daß die Volatilität kurzfristiger Zinssätze durch die bedingte Standardabweichung der Überschußrenditen gemessen werden kann. Die Überschußrendite einer langfristigen (n-periodigen) Anlage über eine revolvierende kurzfristige (m-periodige) Anlage wird berechnet als:[78]

[78] Vgl. zu dieser Vorgehensweise Hurn/McDonald/Moody (1995).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$(4.43) \quad y_t = R_t^{(n)} - \frac{1}{k}\sum_{i=0}^{k-1} R_{t+mi}^{(m)}, \qquad k = n/m.$$

Das gesamte GARCH(1,1)-M-Modell für die Risikoprämie lautet:

$$(4.44) \quad y_t = \Theta_t^{(n,m)} + \varepsilon_t$$

$$(4.45) \quad \Theta_t^{(n,m)} = \gamma + \delta\sqrt{h_t}$$

$$(4.46) \quad \varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$(4.47) \quad h_t = a_0 + a_1\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$$

Gleichung (4.45) definiert die Risikoprämie als lineare Funktion der bedingten Standardabweichung des in t+(n-m) gemachten Prognosefehlers. Die bedingte Varianz des Fehlers folgt nach (4.46) und (4.47) einem GARCH(1,1)-Prozeß. Die Adäquanz der GARCH-Formulierung wird durch die signifikanten, im unteren Teil von Tabelle 4.2 dokumentierten, ARCH-Effekte in den Überschußrenditen gestützt.

Tabelle 4.3 enthält die Ergebnisse der geschätzten GARCH-M-Modelle für $\Theta_t^{(3,1)}$, $\Theta_t^{(6,3)}$ und $\Theta_t^{(12,6)}$. Die jeweiligen Risikoprämien errechnen sich aus $\hat{\gamma} + \hat{\delta}\sqrt{\hat{h}_t}$. Die empirische Analyse beschränkt sich auf Risikoprämien am kurzen Ende der Zinsstruktur, da die ex-post realisierten Risikoprämien $\Theta_t^{(24,12)}$ und $\Theta_t^{(48,24)}$ nicht die für die Anwendung des GARCH-M-Modells erforderliche Stationaritätseigenschaft aufweisen. Um der theoretischen Autokorrelationsstruktur des Störterms gerecht zu werden, wurde Gleichung (4.44) um eine MA-Komponente der Ordnung (n-m-1) ergänzt.[79] Da diese Spezifikation im Fall hoher MA-Terme mit großen technischen Problemen bei Maximum-Likelihood-Schätzungen verbunden ist, wurden die Schätzungen mit Monatsdaten durchgeführt.[80] Der Schätzzeitraum reicht von 1975 bis 1997.

Die Adäquanz des Modells läßt sich anhand der standardisierten Residuen $z_t = \hat{\varepsilon}_t \cdot \hat{h}_t^{-\frac{1}{2}}$ bestimmen. Bei korrekter Spezifikation sollten die z_t eine geringere Schiefe und Leptokurtosis aufweisen als die originären Daten in Tabelle4.2. Eine grobe Verletzung dieser Regel deutet auf Fehlspezifikationen hin (vgl. Hsieh (1989)). Zudem sollten die z_t homoskedastisch sein.

---

[79] Vgl. zu der dargestellten Spezifikation Hurn/McDonald/Moody (1995), Hsu/Kugler (1996) und Baillie/Osterberg (1997).

[80] Die Form, in der die bedingte Varianz in die "mean"-Gleichung eingeht, ist keine theoretische, sondern eine empirische Frage. Die vorliegende Beziehung wurde ausgewählt, da sie im Vergleich zu Spezifikationen mit Log h_t oder h_t^2 zu vernünftigeren Ergebnissen führt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 4.3

Risikoprämien im univariaten GARCH-M-Modell

$$y_t = \gamma + \delta\sqrt{h_t} + \varepsilon_t + \sum_{i=1}^{n-m-1} c_i \varepsilon_{t-i}, \; h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$$

Koeffizient	Risikoprämien $\Theta^{(n,m)}$ in univariaten GARCH-M-Modellen		
	$\Theta^{(3,1)}$	$\Theta^{(6,3)}$	$\Theta^{(12,6)}$
$\hat{\gamma}$	0,0013	0,0006	0,0846
	(0,0973)	(0,0731)	(0,1054)
$\hat{\delta}$	0,4949	0,5813	0,6373
	(0,4326)	(0,3668)	(0,4150)
$\hat{c}_1$	0,4978 [a]	0,7013 [a]	0,9078 [a]
	(0,0626)	(0,0649)	(0,0564)
$\hat{c}_2$	-	0,4551 [a]	0,8052 [a]
		(0,0622)	(0,0770)
$\hat{c}_2$	-	-	0,7130 [a]
			(0,0801)
$\hat{c}_3$	-	-	0,6006 [a]
			(0,0692)
$\hat{c}_4$	-	-	0,5245 [a]
			(0,0489)
$\hat{\alpha}_0$	0,0046 [b]	0,0012	0,0022 [c]
	(0,0018)	(0,0010)	(0,0012)
$\hat{\alpha}_1$	0,1239 [a]	0,1493 [a]	0,1790 [a]
	(0,0408)	(0,0316)	(0,0487)
$\hat{\beta}_1$	0,7996 [a]	0,8346 [a]	0,7921 [a]
	(0,0682)	(0,0357)	(0,0497)
	Statistiken der standardisierten Residuen		
Schiefe	0,4958 [a]	-0,0714	0,1221
Kurtosis	8,4519 [a]	4,1994 [a]	4,6802 [a]
Jarque-Bera	341,61 [a]	16,11 [a]	31,11 [a]
LB(12)	10,25	16,22	15,40
LB(24)	20,52	25,66	20,67
ARCH(1)	0,4994	0,0145	2,2220
ARCH(5)	3,1545	4,0250	2,3766
$F(1)$	0,2505	0,0364	1,1109
$F(5)$	0,5216	0,6646	0,4021

Die Jarque-Bera Statistik testet auf normalverteilte Schiefe und Kurtosis. *LB(x)* ist ein Ljung/Box-Test auf Autokorrelation mit *x* Lags. *ARCH(x)* kennzeichnet das Ergebnis des ARCH-Tests mit *x* Lags. $F(1)$ und $F(5)$ ist der von Domowitz/Hakkio (1985) vorgeschlagener Test auf verbleibende Heteroskedastizität in den standardisierten Residuen mit ein und fünf verzögert abhängigen Variablen. a,b,c kennzeichnet signifikante Teststatistiken auf 1%-, 5%- und 10% Niveau.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Der untere Teil in Tabelle 4.3 enthält Schiefe, Kurtosis und Jarque-Bera-Statistik der standardisierten Residuen. Um auf verbleibende Heteroskedastizität zu testen, wurden die standardisierten Residuen einem ARCH-Test unterworfen (Bollerslev (1986)). Eine Alternative besteht darin, $\left(\hat{\varepsilon}_t - \hat{h}_t\right)/\hat{h}_t$ auf eine Konstante, $1/\hat{h}_t$ und verzögert abhängige Variable zu regressieren und mit einem F-Test zu prüfen, ob die geschätzten Koeffizienten gemeinsam signifikant von Null verschieden sind (Domowitz/Hakkio (1985)).

Es ergibt sich folgender Sachverhalt. Die MA-Koeffizienten sind hoch signifikant und mit den theoretischen Überlegungen zur Struktur des Prognosefehlers kompatibel. Zusätzliche Autokorrelationen in den Überschußrenditen sind nicht festzustellen: alle Ljung-Box-Statistiken sind insignifikant. Die signifikanten GARCH-Parameter α_0, α_1 und β_1 zeigen, daß der GARCH-Ansatz in der Lage ist, die beobachtbaren Zeitreiheneigenschaften der Überschußrenditen zu erfassen. Dieses Resultat wird durch die insignifikanten ARCH-Teststatistiken der standardisierten Residuen gestützt. Die nahe an Eins liegenden Summe von α_1 und β_1 impliziert, daß Schocks einen persistenten Einfluß auf die bedingten Varianzen haben.

Dagegen läßt sich kein funktionaler Zusammenhang zwischen Risikoprämien und der Volatilität von Zinssätzen feststellen. Die geschätzten δ-Koeffizienten sind nicht signifikant von Null verschieden. Empirisch muß somit die Hypothese zeitvariabler Risikoprämien in Euro-DM-Geldmarktsätzen für die betrachteten Laufzeiten abgelehnt werden. Es ist jedoch nicht ausgeschlossen, daß im Rahmen des täglichen Geldmanagements der Banken Risikoprämien existieren. Die empirischen Befunde sind mit den Resultaten von Taylor (1992) und Hurn/McDonald/Moody (1995) für britische Geldmarktzinssätze vereinbar.

Das Ergebnis legt die Vermutung nahe, daß Banken heute in der Lage sind, mit der Unsicherheit über die zukünftige Entwicklung von Geldmarktzinssätzen umzugehen. Eine andere Möglichkeit besteht darin, daß das gewählte Modell für Risikoprämien inadäquat ist.

4.4.2.2. Risikoprämien in multivariaten ARCH-M-Modellen

In univariaten ARCH-M-Modellen wird unterstellt, daß zwischen dem betrachteten risikobehafteten Finanzaktivum (der längerfristigeren Einlage am Interbankenmarkt) und anderen Vermögensgütern keine Substitutionsbeziehungen bestehen. Im Unterschied hierzu läßt das CAPM Risikominderung durch Diversifikation zu. Um diesen Sachverhalt zu berücksichtigen, wird im folgenden ein multivariates Modell spezifiziert, in dessen Rahmen die Risikoprämie, die für ein Geldmarktpapier gezahlt werden muß, abhängig ist von seiner Kovarianz mit einem Marktportfolio, bestehend aus der Geldmarktanlage, Aktien und langfristigen Staatsanleihen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Bei der ökonometrischen Spezifikation der bedingten Varianz/Kovarianzmatrix wird auf den Ansatz von Bollerslev (1990) zurückgegriffen. Durch die Annahme konstanter Korrelationskoeffizienten ist eine - für die Schätzung hilfreiche - sparsame Parametrisierung möglich. Das multivariate GARCH(1,1)-M-Modell für die Überschußrenditen lautet:

$$(4.48) \quad \mathbf{y}_{it} = \mathbf{b}_i + \delta \sum_j \mathbf{w}_j h_{ijt} + \mathbf{e}_{it}$$

$$(4.49) \quad h_{ijt} = \begin{cases} \lambda_{ii} + \alpha_{ii}\mathbf{e}_{it-1}\mathbf{e}_{it-1} + \beta_{ii}h_{iit-1} & \text{für } i = j \\ \rho_{ij}\sqrt{\left(h_{iit}h_{jjt}\right)} & \text{sonst,} \end{cases}$$

wobei i=1, 2, 3 nacheinander für (*n*-periodige) Geldmarktanlagen, Staatsanleihen und Aktien steht. $\mathbf{y}_{it}$ bezeichnet die Überschußrendite von Asset i über eine m-periodige, risikofreie Anlage; die Risikoprämie, die für Asset i laut Modell gezahlt werden muß, ist $\hat{\mathbf{b}}_i + \hat{\delta}\sum_{j=1} \mathbf{w}_j \hat{h}_{ijt}$. Da Daten über die Umlaufrendite der zehnjährigen Staatsanleihe erst seit Mitte April 1977 vorliegen, reicht der Stützbereich von 1977 bis 1997.

Die Ergebnisse der Modelle für drei- und sechsmonatige Überschußrenditen sind in Tabelle 4.3 aufgeführt. Modell I gibt Aufschluß über die Risikoprämien, die für eine Anlage in sechsmonatige Geldmarktpapiere, Aktien respektive zehnjährige Staatsanleihen verlangt werden, wenn ein Anlagehorizont von drei Monaten unterstellt wird. In diesem Szenario stellt der Dreimonatszins den risikolosen Zinssatz dar. Modell II schätzt die Risikoprämien, die für Geldmarktpapiere mit einer Restlaufzeit von einem Jahr, Aktien und Staatsanleihen verlangt werden, wenn der Anlagehorizont sechs Monate beträgt (der risikolose Zinssatz ist der Sechsmonatszins).[81] Infolge der in Kapitel II dargestellten Beziehungen zwischen "holding-risk" und "rolling-risk" Prämien korrespondiert

[81] Die Überschußrenditen von zehnjährigen Staatsanleihen und den n-periodigen Geldmarktanlagen wurden nach Gleichung (2.20) berechnet. Die m-periodige Überschußrendite von Aktien über eine m-periodige risikolose Anleihe errechnet sich als

$$100\tfrac{12}{m}\left(\left(Dax_{t+m} - Dax_t\right)/Dax_t\right) - R_t^{(m)}$$

(in Prozent pro Jahr). Die durchschnittliche drei (sechs)-monatige Überschußrendite von Aktien beträgt im betrachteten Zeitraum 5,21 (5,11) Prozent. Die Standardabweichung ist 35,55 (27,55). Für langfristige Staatsanleihen ist der Mittelwert der drei (sechs)-monatigen Überschußrendite 1,26% (1,25%), die Standardabweichung 14,56 (10,29). Mittelwert und Standardabweichung der drei (sechs)-monatigen Überschußrendite einer sechs (zwölf)-monatigen Geldmarktanlagen sind 0,12 (0,11) und 0,81 (1,25). Alle Zeitreihen y_{it} sind stationär.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 4.4

Risikoprämien im CAPM

Koeffizient	Modell I			Modell II		
	y_1	y_2	y_3	y_1	y_2	y_3
$\hat{b}$	0,1404 [a] (0,0461)	3,4817 [a] (0,4153)	6,7359 [a] (0,5197)	0,1858 (0,1297)	1,8564 (1,1340)	5,2304 (4,6832)
$\hat{\delta}$		-0,0025 (0,0029)			0,0729 (0,0505)	
$\hat{c}_1$	0,6487 [a] (0,0750)	0,9996 [a] (0,0072)	1,0200 [a] (0,3356)	0,9260 [a] (0,0932)	1,0187 [a] (0,0687)	0,9009 [a] (0,0837)
$\hat{c}_2$	0,3903 [a] (0,0892)	0,9862 [a] (0,0164)	0,9323 [a] (0,1448)	0,7219 [a] (0,1182)	0,7232 [a] (0,0862)	0,8536 [a] (0,1198)
$\hat{c}_2$	-	-	-	0,4758 [a] (0,1182)	0,4797 [a] (0,0794)	0,7433 [a] (0,1355)
$\hat{c}_3$	-	-	-	0,2751 [a] (0,0921)	0,4735 [a] (0,0670)	0,6341 [a] (0,1181)
$\hat{c}_4$	-	-	-	0,3438 [a] (0,0633)	0,4792 [a] (0,0498)	0,6414 [a] (0,0878)
$\hat{\lambda}_1$	0,0088 (0,0139)	33,0254 [a] (5,7709)	265,2079 [a] (22,5934)	0,0689 [a] (0,0202)	6,1703 [a] (1,9233)	12,3802 (10,3464)
$\hat{\alpha}_1$	0,3753 [a] (0,1111)	0,2396 [a] (0,0306)	0,3980 [c] (0,2165)	0,5265 [a] (0,1376)	0,2968 [a] (0,0822)	0,1350 [b] (0,0554)
$\hat{\beta}_1$	0,6533 [a] (0,0761)	0,1696 [a] (0,0627)	0,0655 [a] (0,0182)	0,3731 [a] (0,1086)	0,3780 [a] (0,1201)	0,7862 [a] (0,0991)
$\hat{\rho}_{12}$		0,3504 [a] (0,1202)			0,5791 [a] (0,0643)	
$\hat{\rho}_{13}$		0,0360 (0,0807)			-0,0342 (0,0939)	
$\hat{\rho}_{23}$		0,2959 [a] (0,0244)			0,1342 (0,0945)	
LL		-1323,78			-1034,64	

c_{ij} sind die geschätzten MA-Koeffizienten des MeanProzesses:

$$(\mathbf{y}_{it} = \mathbf{b}_i + \delta \sum_{j=1}^{3} \mathbf{w}_j h_{ijt} + \mathbf{e}_{it} + \sum_{l=1}^{n-m-1} \mathbf{c}_{il} \mathbf{e}_{it-l})$$

λ_1, α_1, β_1, ρ_{12}, ρ_{13}, ρ_{23} sind die geschätzten Koeffizienten des Varianz-Prozesses (vgl. 4.49). LL ist der Wert der Log-Likelihood-Funktion. a, b, c = signifikant auf 1%-, 5%- und 10%Niveau.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

die geschätzte Prämie in Modell I mit $2\Theta_t^{(6,3)}$, in Modell II mit $2\Theta_t^{(12,6)}$. Bei der Schätzung wurde ein gleichgewichtetes Portfolio zugrundegelegt.[82]

Die insignifikanten δ-Koeffizienten verdeutlichen, daß das multivariate GARCH-M-Modell nicht in der Lage ist, zeitvariable Risikoprämien zu identifizieren. Immerhin zeigen die b-Koeffizienten, daß Halter risikoreicher Anlagen für das höheres Risiko mit einer konstanten Prämie entschädigt werden. Diese ist allerdings nur in Modell I signifikant. Die weiteren Ergebnisse sind zufriedenstellend: die ARCH-Koeffizienten sind weitgehend signifikant und die Autokorrelationsstruktur der Prognosefehler stimmt mit den theoretischen Annahmen überein.

Um die Robustheit der Ergebnisse zu testen, wurden die Modelle I und II in unterschiedlichen Teilzeiträumen, mit alternativen Gewichtungen und mit der von Bollerslev/Engle/Wooldridge (1988) vorgeschlagenen Struktur der bedingten Kovarianzmatrix geschätzt. In keiner der Spezifikationen kann die Hypothese $\delta=0$ abgelehnt werden.

Möglicherweise ist die Insignifikanz der $\hat{\delta}$-Koeffizienten darauf zurückzuführen, daß die am Geldmarkt handelnden Transakteure nicht in der Lage sind, ihr Portfolio in dem angenommenem Maße zu diversifizieren. Wenn dies zutrifft, ist der univariate Ansatz (4.44 - 4.47) zur Modellierung von Risikoprämien am Geldmarkt besser geeignet als das multivariate Modell (4.48, 4.49). Für diesen Erklärungsansatz spricht, daß die am "Geldmarkt im weiteren Sinne" tätigen Geldmarktfonds oftmals die Vorgabe haben, ihre Mittel nicht in längerfristige Anleihen oder Aktien zu investieren.

Neben der Fähigkeit, die aus dem CAPM bekannten Zusammenhänge abzubilden, eröffnet der multivariate GARCH-M-Ansatz die Möglichkeit, die Korrelation zwischen Überschußrenditen am Geldmarkt zu berücksichtigen und dadurch zu effizienteren Schätzern der durch Gleichung (4.44) spezifizierten Risikoprämien zu gelangen. Der multivariate GARCH-M-Ansatz für die betrachteten Risikoprämien $\Theta_t^{(3,1)}$, $\Theta_t^{(6,3)}$ und $\Theta_t^{(12,6)}$ am Geldmarkt lautet (vgl. Dotsey/Otrok (1996)):

$$(4.50) \qquad y_{it} = \gamma_i + \delta_i \sqrt{h_{iit}} + \varepsilon_{it}$$

$$(4.51) \qquad \mathbf{e}_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, \mathbf{H}_t)$$

[82] Da die monatliche Überschußrendite des Dreimonats- über den Einmonatszins aufgrund der Datenverfügbarkeit nicht hinreichend präzise ermittelt werden kann, wird auf eine Schätzung im Rahmen des CAPM verzichtet.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 4.5

Risikoprämien im multivariaten GARCH-M-Modell

$$y_{it} = \gamma_i + \delta_i \sqrt{h_{iit}} + \varepsilon_{it} + \sum_{l=1}^{m-n-1} c_{il} \varepsilon_{it-l}$$

$$h_{ijt} = \lambda_i + \alpha_i \varepsilon_{it-1}^2 + \beta_i h_{iit-1} \quad \forall\ i = j$$

$$h_{ijt} = \rho_{ij} \sqrt{\left(h_{iit} h_{jjt}\right)} \quad \forall\ i \neq j$$

Koeffizient	Risikoprämien $\Theta^{(n,m)}$ im Modell mit bedingter Kovarianzmatrix		
	$\Theta^{(3,1)}$	$\Theta^{(6,3)}$	$\Theta^{(12,6)}$
$\hat{\gamma}$	-0,0973 (0,1006)	-0,0458 (0,0698)	-0,0710 (0,0790)
$\hat{\delta}$	0,9548 [b] (0,4317)	0,7087 [b] (0,3353)	0,9391 [a] (0,2988)
$\hat{c}_1$	0,4386 [a] (0,0656)	0,5649 [a] (0,0677)	0,8113 [a] (0,0685)
$\hat{c}_2$	-	0,1129 (0,0802)	0,6408 [a] (0,0697)
$\hat{c}_2$	-		0,2413 [a] (0,0606)
$\hat{c}_3$	-		0,1275 [b] (0,0612)
$\hat{c}_4$	-		0,1662 [b] (0,0706)
$\hat{\lambda}_1$	0,0051 [a] (0,0016)	0,0028 [b] (0,0015)	0,0056 [a] (0,0019)
$\hat{\alpha}_1$	0,1213 [a] (0,0313)	0,1579 [a] (0,0437)	0,2380 [a] (0,0542)
$\hat{\beta}_1$	0,7944 [a] (0,0562)	0,7995 [a] (0,0500)	0,6961 [a] (0,0531)
$\hat{\rho}_{12}$		0,5234 [a] (0,0690)	
$\hat{\rho}_{13}$		0,3094 [a] (0,0947)	
$\hat{\rho}_{23}$		0,4387 [a] (0,1000)	

Die Risikoprämien $\Theta^{(n,m)}$ ergeben sich aus den Modellen für die Überschußrenditen y_{it} am Geldmarkt. y_{it} mit i = 1, 2, 3 ist die ex-post realisierte Überschußrendite einer drei- versus einer revolvierenden einmonatigen Geldmarktanlage, einer sechs- versus einer revolvierenden dreimonatigen Geldmarktanlage und einer zwölf- versus einer revolvierenden sechsmonatigen Geldmarktanlage. a,b,c = Signifikant auf 1%-, 5%- und 10% Niveau.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$(4.52) \quad h_{ijt} = \begin{cases} \lambda_i + \alpha_i \varepsilon_{it-1}^2 + \beta_i h_{iit-1} & \text{für } i = j \\ \rho_{ij} \sqrt{\left(h_{iit} h_{jjt}\right)} & \text{sonst.} \end{cases}$$

Ergänzend zum univariaten Modell (4.47) wird in (4.52) auch die bedingte Kovarianz zwischen den Risikoprämien spezifiziert. Tabelle 4.5 enthält die Maximum-Likelihood-Schätzer der Modellparameter. Der Stützbereich der Schätzung reicht von Mai 1975 bis Juli 1997. Die Signifikanz der Koeffizienten, speziell die signifikanten Korrelationskoeffizienten, sprechen für die Adäquanz des Modells. Bezüglich der Persistenzen und der Autokorrelationsstruktur der Prognosefehler ergeben sich ähnliche Ergebnisse wie in den univariaten GARCH-M-Modellen. Im Unterschied zu dem univariaten Ansatz sind die δ-Koeffizienten jedoch signifikant von Null verschieden. Dieses Ergebnis ist Evidenz dafür, daß am Interbankenmarkt Risikoprämien existieren, die mit zunehmender Volatilität kurzfristiger Zinssätze ansteigen.

Abbildung 4.3 stellt die geschätzten Risikoprämien $\Theta_t^{(3,1)}$, $\Theta_t^{(6,3)}$ und $\Theta_t^{(12,6)}$ graphisch dar. Auffällig ist die drastische Erhöhung der Risikoprämien zwischen 1979 und 1982 und in schwächerem Maße von 1987 bis 1989. Dieses Ergebnis ist plausibel. Beide Perioden waren geprägt durch z.T. drastische Anstiege kurzfristiger Zinsen und starke Unsicherheiten über den zukünftigen Kurs der Geldpolitik, die durch die Gründung des EWS 1979 und den Börsencrash im Oktober 1987 hervorgerufen wurden. In der ersten Phase kommt noch hinzu, daß Risikoprämien in Rezessionsphasen generell steigen. Seit 1991 ist die Bedeutung von Risikoprämien am Geldmarkt deutlich zurückgegangen.

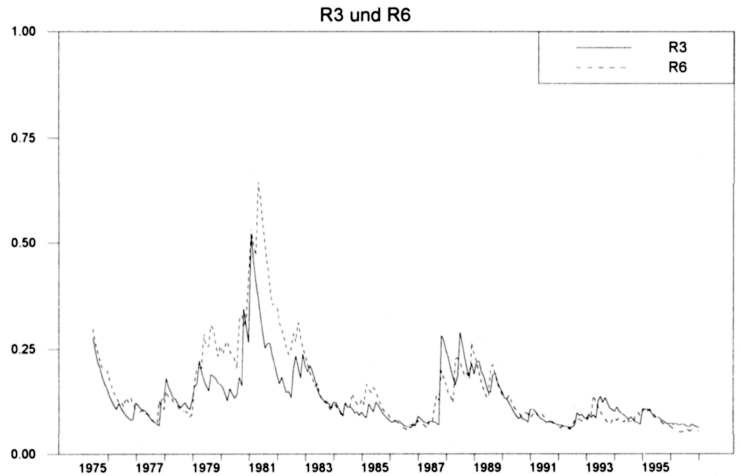
Zusätzlichen Aufschluß über Risikoprämien am Geldmarkt gibt Tabelle 4.6. Sämtliche Risikoprämien sind untereinander stark korreliert. Während Mittelwert und Standardabweichung von $\Theta_t^{(3,1)}$ und $\Theta_t^{(6,3)}$ in etwa die gleiche Größenordnung aufweisen, liegen der Erwartungswert und die Volatilität von $\Theta_t^{(12,6)}$ deutlich höher.

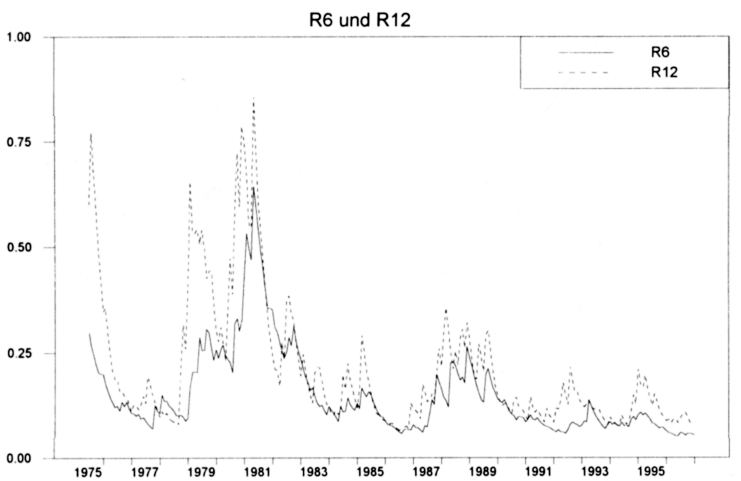
Tabelle 4.6

Deskriptive Statistiken der geschätzten Risikoprämien

	Mittelwert	St.-Abw.	Korrelationsmatrix		
R3	0,1337	0,0698	1.0		
R6	0,1525	0,1014	0.96	1.0	
R12	0,2145	0,1586	0.92	0.94	1.0

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH





R3 ($\Theta^{(3,1)}$) ist die Risikoprämie zwischen einer drei- und einer einperiodigen Anlage am Geldmarkt. R6 ($\Theta^{(6,3)}$) ist die Risikoprämie zwischen einer sechs- und einer dreimonatigen Anlage. R12 ($\Theta^{(12,6)}$) ist die Risikoprämie zwischen einer einjährigen und einer sechsmonatigen Anlage.

Abbildung 4.3: Risikoprämien am Geldmarkt

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Schlußfolgerungen

Zu Beginn dieses Kapitels wurde gezeigt, daß der Schätzer des β-Koeffizienten in Tests der Erwartungshypothese von der relativen Variabilität von Risikoprämie und erwarteter Zinsänderung abhängt (bei gegebener Kovarianz der beiden Größen). Bei gleicher Varianz der Risikoprämie impliziert ein höherer $\hat{\beta}$-Koeffizient eine höhere Varianz erwarteter Zinsänderungen. In Verbindung mit den Ergebnissen zur Erwartungshypothese am Euro-DM-Geldmarkt legt die in Tabelle 4.6 dokumentierte, annähernd gleich hohe Volatilität von $\Theta_t^{(3,1)}$ und $\Theta_t^{(6,3)}$ die Vermutung nahe, daß die Varianz erwarteter Änderungen des Einmonatszinses in den nächsten beiden Monaten vergleichsweise höher sein muß als die Varianz erwarteter Änderungen des Dreimonatszinses in drei Monaten. Mit anderen Worten: im Vergleich zu Änderungen des Dreimonatszinses in drei Monaten müssen Änderungen des Einmonatszinses in den nächsten beiden Monaten in stärkerem Maße vorhersehbar sein.

In Kapitel 6 wird gezeigt, daß diese bessere Prognostizierbarkeit kurzfristiger Zinsänderungen durch das Geldmarktsteuerungsverfahren von Zentralbanken erklärt werden kann.

4.5. Zusammenfassung

Die vorangegangenen Überlegungen zeigen, daß zeitvariable Risikoprämien in der Lage sind, die Ablehnung der Erwartungstheorie der Zinsstruktur in Standardregressionen zu erklären. Sind die Risikoprämien mit erwarteten Zinsänderungen unkorreliert, werden die $\hat{\beta}$ und $\hat{\delta}$-Koeffizienten in Richtung Null verzerrt. Das Ausmaß der Verzerrung ist um so größer, je höher die Variabilität der Risikoprämie und niedriger die Varianz erwarteter Zinsänderungen sind.

Im Rahmen der empirischen Untersuchung von Risikoprämien in Euro-DM-Geldmarktsätzen verdienen folgende Aspekte hervorgehoben zu werden:

1. Innnerhalb univariater GARCH-M-Modelle lassen sich keine signifikanten zeitvariablen Risikoprämien feststellen. Der GARCH-Ansatz ist hingegen geeignet, die Autokorrelationsstruktur der bedingten Varianzen von Überschußrenditen am Geldmarkt zu erfassen.

2. In multivariaten GARCH-M-Modellen, in denen die Risikoprämie der Geldmarktanlage abhängig ist von ihrer (bedingten) Kovarianz mit einem Marktportfolio, bestehend aus eben jener Geldmarktanlage, Aktien und Staatsanleihen, können ebenfalls keine signifikanten zeitvariablen Risikoprämien nachgewiesen werden. Dies läßt darauf schließen, daß zwischen Geldmarktanlagen, Aktien und Anleihen keine Substitutionsbeziehungen bestehen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

3. Die Analyse der Überschußrenditen am Euro-DM-Geldmarkt zeigt, daß diese eine hohe Korrelation untereinander aufweisen. Durch Einbeziehung der zusätzlichen Informationen in einem multivariaten Ansatz erhält man effizientere Schätzer zeitvariabler Risikoprämien als in jeweils unabhängigen univariaten Modellen. Die im Rahmen des multivariaten GARCH-M-Modells geschätzten zeitvariablen Risikoprämien $\Theta_t^{(3,1)}$, $\Theta_t^{(6,3)}$ und $\Theta_t^{(12,6)}$ sind signifikant.

4. Die Risikoprämien weisen eine hohe Variabilität in der Phase von 1979-1983 und in schwächerem Maße im Zeitraum von 1987-1989 auf. Seit 1991 ist die Bedeutung von Risikoprämien am Geldmarkt zurückgegangen.

5. Mittelwert und Varianz der Risikoprämien, die für längerfristige Geldmarktausleihungen gezahlt werden müssen, steigen mit zunehmender Laufzeit der Ausleihung streng monoton an. Auffallend ist die deutlich höhere Volatilität von $\Theta_t^{(12,6)}$ gegenüber der Volatilität von $\Theta_t^{(6,3)}$ und $\Theta_t^{(3,1)}$.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

5. Irrationale Erwartungen

5.1. Der Einfluß irrationaler Erwartungen auf Tests der Erwartungshypothese

Die in Kapitel 2.3 dargestellten Tests der Erwartungshypothese der Zinsstruktur untersuchen eine verbundene Hypothese: die Erwartungstheorie der Zinsstruktur mit konstanten Risikoprämien in Verbindung mit der Annahme rationaler Erwartungen. Eine Ablehnung der Nullhypothese kann daher ein Indiz für die Ungültigkeit der Erwartungshypothese, ein Hinweis auf zeitvariable Risikoprämien oder Evidenz für die Irrationalität von Marktteilnehmern sein.

In diesem Kapitel wird untersucht, inwiefern eine Verletzung der Annahme rationaler Erwartungen die empirischen Evidenzen zur Erwartungstheorie der Zinsstruktur erklären kann. Um die Analyse zu vereinfachen, sei davon ausgegangen, daß Risikoprämien im Zeitablauf konstant sind. In diesem Fall ist der Wahrscheinlichkeitslimes des OLS-Schätzers von β:

$$(5.1) \quad \text{plim}\hat{\beta} = 1 + \frac{Cov\left(u_{t+1}, E_t \Delta R_{t+1}^{(1)} + 2\Theta_t^{(1,1)}\right)}{Var\left(E_t \Delta R_{t+1}^{(1)} + 2\Theta_t^{(1,1)}\right)}.$$

Unter der Annahme rationaler Erwartungen wird gefordert, daß die Prognosefehler u_{t+1} einen Erwartungswert von Null aufweisen und mit keinem Element der zum Zeitpunkt der Prognose bekannten Informationsmenge korreliert sind.[83] In diesem Fall ist der zweite Term auf der rechten Seite Null und der plim des β-Schätzers beträgt Eins. Abweichungen des Wahrscheinlichkeitslimes für β von Eins sind unter den getroffenen Annahmen auf eine Korrelation von Prognosefehlern und kontemporären Größen und damit auf Kapitalmarktineffizienzen zurückzuführen. In der gleichen Weise kann die Nicht-Rationali-

[83] Diese Eigenschaften der Unverzerrtheit und Effizienz müssen zudem für die Erwartungsrevisionen erfüllt sein. In der Literatur werden die Testansätze, mit denen die Eigenschaften rationaler Erwartungen untersucht werden, in Tests auf Unverzerrtheit, auf Effizienz und Konsistenz eingeteilt. Einen Überblick über Rationalitätstests gibt Anker (1993, S. 61ff).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

tät von Erwartungen für Abweichungen des Wahrscheinlichkeitslimes für δ von Eins verantwortlich gemacht werden.

Eine spezielle Form von Irrationalität stellt die von Mankiw/Summers (1984), Campbell/Shiller (1991) und Hardouvelis (1994) untersuchte Überreaktionshypothese dar. Diese Theorie besagt, daß die Rendite langfristiger Anleihen im Vergleich zu dem rationalen Erwartungsmodell zu stark von erwarteten Größen und zu wenig von kontemporären kurzfristigen Zinsen beeinflußt wird. Dies impliziert, daß langfristiger Zins und Zinsspread zu stark auf Erwartungsänderungen und zu wenig auf Bewegungen kurzfristiger Zinsen reagieren.[84] In Kapitel 5.2 werden die Implikationen dieser Hypothese auf Standardtests der Erwartungstheorie betrachtet.

Andere Veröffentlichungen (Hamilton (1988), Lewis (1991)) zeigen, daß die empirischen Evidenzen gegen rationale Erwartungen statistische Artefakte sind und auf eine Fehlspezifikation des Modells zurückgeführt werden können. Ursache der ex-post festgestellten Korrelation von Prognosefehlern und Spread ist die Nichtberücksichtigung potentieller Regimewechsel. In Kapitel 5.3 wird dieses "Peso-Problem" in der Zinsstruktur dargestellt.

5.2. Die Überreaktionshypothese

Die Überreaktionshypothese unterstellt, daß die am Markt gebildeten Erwartungen über zukünftige Größen eine systematische Verzerrung aufweisen. Diese These wird durch Erkenntnisse aus der Psychologie gestützt. Tversky/Kahneman (1974) zeigen, daß Menschen grundsätzlich dazu tendieren, zu optimistische oder zu pessimistische Erwartungen zu bilden, selbst wenn ihre Einschätzungen immer wieder durch die Realität widerlegt werden.

Zur Verdeutlichung dieser Theorie sei ein Szenario betrachtet, in dem die Ankündigung einer geldpolitischen Maßnahme der Zentralbank zu einer Erhöhung der erwarteten kurzfristigen Zinsen führt. Da die angekündigte Maßnahme erst in der Zukunft stattfindet, bleibt der heutige kurzfristige Zins konstant. Die Überreaktionshypothese besagt, daß Transakteure zu stark auf solche 'news' reagieren, d.h. sie ändern ihre Erwartungen über zukünftige kurzfristige Zinsen in stärkerem Maß als es rational vertretbar erscheint. Dadurch steigen auch der heutige langfristige Zins als Durchschnitt erwarteter kurzfristiger Zinsen und der Spread zwischen lang- und kurzfristigem Zins mehr als notwendig. Innerhalb der nächsten Periode erkennen Marktteilnehmer die vorangegangene Überreaktion und passen ihre Erwartungen nach unten an.

[84] Die Bedeutung des Wortes "Überreaktion" folgt der Terminologie von Hardouvelis (1994). Mankiw/Summers (1984) sprechen umgekehrt von einer "Überreaktion", wenn der Spread "zu stark" auf kurzfristige Zinsbewegungen reagiert.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Es kommt zu der beobachteten negativen Korrelation zwischen der Änderung langfristiger Zinsen und dem Zinsspread. Gleichzeitig führt die restriktivere Geldpolitik zu dem prognostizierten Anstieg kurzfristiger Zinsen und zu der beobachteten positiven Korrelation zwischen kurzfristiger Zinsänderung und Spread (vgl. Hardouvelis (1994)).

Empirische Evidenzen für eine Überreaktion langfristiger Zinsen auf news stammen aus der "money-announcement"-Literatur, die sich mit der Frage befaßt, wie Finanzmärkte auf die Ankündigung einer unerwartet hohen Geldmengenexpansion reagieren.[85] Nach der am weitesten verbreiteten "policy-anticipation-hypothesis" hat diese Ankündigung lediglich einen transitorischen Effekt auf kurzfristige Zinsen, da angenommen wird, daß die Zentralbank die erhöhte Geldmenge durch eine restriktivere Politik in den nachfolgenden Perioden wieder auf ihren Zielpfad zurückführt. Dagegen findet Hardouvelis (1984), daß nach einem "money-announcement" auch die in vier und fünf Jahren erwarteten einjährigen Zinsen ansteigen. Dieses Phänomen kann als Überreaktion angesehen werden, die Reaktion kann allerdings auch durch einen Anstieg der erwarteten Inflationsrate ("expected-inflation-hypothesis") erklärt werden.

Um die Implikationen von Überreaktionen der Marktteilnehmer auf die geschätzten Koeffizienten in Standardtests der Zinsstruktur zu verdeutlichen, betrachten Mankiw/Summers (1984, S. 233) folgende Form irrationaler Erwartungen:

$$(5.2) \qquad R_{t+1}^{(1)^e} = w \cdot R_t^{(1)} + (1-w) E_t R_{t+1}^{(1)}$$

Die Markterwartungen $R_{t+1}^{(1)^e}$ passen sich in diesem Modell partiell den rationalen Erwartungen $E_t R_{t+1}^{(1)}$ an. Wenn $w = 0$ ist, sind die Markterwartungen rational, während bei $w = 1$ die Transakteure ihre Erwartungen allein an dem aktuellen kurzfristigen Zins ausrichten. Durch Einsetzen von (5.2) in Gleichung (2.13a)

$$(2.13a) \quad R_t^{(2)} = \frac{1}{2}\left(R_t^{(1)} + E_t R_{t+1}^{(1)}\right),$$

erhält man:

$$(5.3) \qquad R_t^{(2)} = \lambda \cdot R_t^{(1)} + (1-\lambda) E_t R_{t+1}^{(1)},$$

mit $\lambda = (1+w)/2$. Für $w = 0$ ist $\lambda = ½$ und (5.3) entspricht dem rationalen Erwartungsmodell. Wenn λ größer ist als ½, wird der langfristige Zins zu stark von dem aktuellen kurzfristigen Zins beeinflußt. Transakteure agieren zu

[85] Vgl. Cornell (1983).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

kurzsichtig. Dagegen unterstellt die Überreaktionshypothese einen Wert von λ, der kleiner ist als ½. In diesem Fall wird der erwartete kurzfristige Zins zu stark gewichtet. Mit $R_{t+1}^{(1)} = E_t R_{t+1} + u_{t+1}$ impliziert Modell (5.3):

$$(5.4) \quad \frac{1}{2}\left(R_{t+1}^{(1)} - R_t^{(1)}\right) = \frac{1}{2(1-\lambda)}\left(R_t^{(2)} - R_t^{(1)}\right) + \frac{1}{2}u_{t+1}.$$

Gleichung (5.4) zeigt, daß in einer Regression der Änderung einperiodiger Zinsen auf den Spread zwischen zwei- und einperiodigem Zins der Wahrscheinlichkeitslimes des β-Schätzers

$$\frac{1}{2(1-\lambda)}$$

beträgt. Im Fall rationaler Erwartungen $\left(\lambda = \frac{1}{2}\right)$ ist der plim von $\hat{\beta}$ Eins. Wenn dagegen Transakteure erwartete Größen zu stark gewichten, ist plim $\hat{\beta}$ kleiner als Eins.

Diese Art von Überreaktion beeinflußt auch den Wahrscheinlichkeitslimes des OLS- Schätzers für δ in Regressionen des Typs (2.47) bzw. (2.48). Um das Ausmaß der Verzerrung darzustellen, modelliert Hardouvelis (1994) den aktuellen Spread zwischen n-periodigem und einperiodigem Zins $R_t^{(n)} - R_t^{(1)}$ als das $(1+k)$- fache des unter rationalen Erwartungen beobachtbaren Spreads $R_t^{(n)^r} - R_t^{(1)}$:[86]

$$(5.5) \quad \left(R_t^{(n)} - R_t^{(1)}\right) = (1+k)\left(R_t^{(n)^r} - R_t^{(1)}\right).$$

$R_t^{(n)^r}$ stellt den langfristigen Zins dar, der sich bei Gültigkeit der Erwartungshypothese und rationalen Erwartungen ergibt. Der Parameter k gibt das Ausmaß der Überreaktion des Marktes an. Hardouvelis (1994, S. 270) zeigt, daß ausgehend von (5.5) der Wahrscheinlichkeitslimes für δ:

$$(5.6) \quad \text{plim}\hat{\delta} = 1 - \left[k(n-1)\right]\frac{Cov\left(R_{t+1}^{(1)} - R_t^{(1)}, R_t^{(n)} - R_t^{(1)}\right)}{Var\left(R_t^{(n)} - R_t^{(1)}\right)}$$

beträgt. Wird von einer positiven Korrelation zwischen Änderungen kurzfristiger Zinsen und Zinsspread ausgegangen, erhält man bei ausreichend hohen

[86] Die Analogie zu den Überlegungen von Mankiw/Summers (1984) erkennt man, wenn $R_t^{(1)}$ auf beiden Seiten von (5.3) subtrahiert wird. Nach einigen Umformungen ergibt sich:

$$\left(R_t^{(2)} - R_t^{(1)}\right) = (1-w)\left(R_t^{(2)^r} - R_t^{(1)}\right).$$

Mit $k = -w$ erhält man die Formulierung von Hardouvelis (1994) für n=2.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Werten des Überreaktionsparameters k und mit zunehmender Restlaufzeit n einen negativen plim für δ. Zusammengenommen zeigen die Gleichungen (5.4) und (5.6), daß die Überreaktionshypothese grundsätzlich mit den Daten kompatibel ist.

Evidenzen zur Überreaktionshypothese stammen von Hardouvelis (1994). Er vermutet, daß diese Art irrationalen Verhaltens von Marktteilnehmern zu der beobachteten Falsifikation der Erwartungstheorie geführt hat. Allerdings erscheint es sonderbar, daß ausgerechnet der sehr liquide und hochentwickelte Finanzmarkt der USA von Überreaktionen geprägt sein soll (k=0.92), während Irrationalitäten auf den Finanzmärkten der anderen G7-Staaten kaum eine Rolle spielen. In diesen Ländern liegen die Überreaktionskoeffizienten zwischen 0,2 (Deutschland) und 0,04 (Japan).[87]

Das grundsätzliche Problem der Überreaktionstheorie besteht darin, daß zu erklären bleibt, warum Transakteure offensichtlich die gleiche Art von Erwartungsfehler über mehrere Perioden hinweg begehen und damit systematische Arbitragemöglichkeiten unausgenutzt bleiben.

> *"When buying long-term Bonds, market participants would do better to place more weight on the contemporanous short rate and less weight on the expected future short rates".*[88]

Eine Erklärung für die ex-post beobachteten, systematischen Prognosefehler liegt in der Nichtberücksichtigung potentieller Regimewechsel. Dies ist Thema von Kapitel 5.3.

5.3. Das Peso-Problem in der Zinsstruktur

In diesem Kapitel wird gezeigt, daß es auch in einem Szenario, in dem sich Transakteure vollkommen rational verhalten, zu einer systematischen Korrelation zwischen Prognosefehlern und Spread kommen kann. In einer Situation, in dem Marktteilnehmer mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit einen Regimewechsel der Geldpolitik und damit eine Änderung des zinsengenerierenden Prozesses erwarten, diese Änderung aber nicht stattfindet, führt die Unsicherheit über den relevanten Prozeß ex-post zu hochkorrelierten Erwartungsfehlern. Ex-ante ist dagegen der Markt effizient, es besteht keine Möglichkeit systematische Spekulationsgewinne zu erzielen. In der Literatur ist dieses Szenario als "Peso-Problem"[89] bekannt geworden (Krasker (1980)).[90]

---

[87] Vgl. Hardouvelis (1994), Tabelle 4b.

[88] Vgl. Hardouvelis (1994), S. 257.

[89] Der Begriff "Peso-Problem" geht zurück auf eine Situation Mitte der 70er Jahre, in der der mexikanische Peso trotz einer Stabilisierungspolitik der mexikanischen Re-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Das Paradebeispiel eines Regimewechsels der Geldpolitik stellt die Periode zwischen 1979 und 1982 in den USA dar. Um die steigende Inflation zu bekämpfen, ist die amerikanische Zentralbank in dieser Zeit von ihrer Politik der Zinssteuerung abgewichen und zu einer expliziten Geldmengenpolitik übergegangen. Der Wechsel war begleitet von einem drastischen Anstieg des Zinsniveaus und einer erhöhten Volatilität kurzfristiger Zinsen. Aufgrund des ungewöhnlich hohen Zinsanstiegs zu Beginn dieser Periode erwarteten die Marktteilnehmer in der Folge eine Senkung kurzfristiger Zinsen. Diese Erwartung wurde von der plausiblen oder rationalen Vorstellung genährt, daß die Zentralbank die kurzfristige Zinsen nicht auf dem hohen Niveau halten würde. Da die amerikanische Zentralbank trotz dieser Bedenken an ihrer restriktiven Geldpolitik festhielt, sind ex-post die erwarteten Zinssenkungen mit hohen positiven Prognosefehlern verbunden. Die daraus resultierende negative Korrelation von erwarteten Zinsänderungen und Prognosefehlern führt zwar zu verzerrten Koeffizientenschätzern, kann jedoch nicht als Hinweis auf die Irrationalität von Marktteilnehmern interpretiert werden.

Berücksichtigt man die Möglichkeit eines Regimewechsels - verbunden mit einer Änderung des zinsengenerierenden Prozesses - muß die rationale Erwartungsgleichung modifiziert werden zu:

$$(5.7) \quad E_t R_{t+1}^{(1)} = \pi_1 \cdot E_t R_{t+1,II}^{(1)} + \left(1 - \pi_1\right) \cdot E_t R_{t+1,I}^{(1)} .$$

Dabei ist $E_t R_{t+1,j}^{(1)}$, j=I, II, der erwartete einperiodige Zins in t+1, unter der Annahme, sich in t+1 in Regime j zu befinden, während π_1 die Wahrscheinlichkeit angibt, in Periode t+1 in Regime II zu sein (mit der der einperiodige Zins in t+1 Prozeß II folgt). Durch Einsetzen von (5.7) in (2.13a) erhält man:[91]

$$(5.8) \quad R_t^{(2)} = \frac{1}{2}\left(R_{t,I}^{(1)} + E_t R_{t+1,I}^{(1)}\right) + \pi_1 \cdot \frac{1}{2}\left(E_t R_{t+1,II}^{(1)} - E_t R_{t+1,I}^{(1)}\right).$$

Falls der kurzfristige Zins in den nächsten Perioden in Regime I verharrt, zeigt der erste Term auf der rechten Seite die aus (2.13a) bekannte Standardbeziehung an, während der zweite Term das Peso-Problem darstellt. Geht man davon aus, daß der erwartete kurzfristige Zins in Regime II kleiner ist als in Regime I, sind die Überschußrenditen bei Haltung eines zweiperiodigen

---

gierung fortwährend mit einem Abschlag am Terminmarkt gehandelt wurde. Dies wurde damit erklärt, daß Marktteilnehmer mit einer gewissen Wahrscheinlichkeit eine Abwertung des Peso erwarteten, diese aber zunächst nicht stattfand. Allerdings stellte sich später heraus, daß die Annahme rational war: 1976 wurde der Peso abgewertet.

[90] Ex-post festgestellte systematische Fehlermuster können auch auf Unsicherheiten von Transakteuren über die ökonomische Struktur und daraus resultierende Lernprozesse zurückzuführen sein (vgl. zu Lernprozessen auf Devisenmärkten Lewis (1989)).

[91] Vgl. Lewis (1991), S. 162.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Papiers über eine Periode gegenüber einem einperiodigen Papier systematisch negativ.

Der Vergleich von (5.8) und (2.13a) zeigt, daß bei einem antizipierten Regimewechsel das Regressionsmodell (2.36) fehlspezifiziert ist. Ökonometrisch handelt es sich bei (2.36) um eine Regression mit fehlendem Regressor, die zu verzerrten und inkonsistenten Koeffizientenschätzern führt (vgl. Pindyck/Rubinfeld (1991), S. 163f). Um unverzerrte Parameterschätzer zu erhalten, benötigt man ein Modell, in dem Regimeunsicherheiten ökonometrisch erfaßt werden können.

Auf dieser Überlegung basieren die von Hamilton (1988) entwickelten Markov-Switching-Ansätze, die es erlauben, Regimewechsel und Regimewahrscheinlichkeiten endogen zu modellieren. Die Anwendung eines Markov-Switching-Modells auf amerikanische Zehnjahres- und Dreimonats-Zinsen zeigt, daß durch die Berücksichtigung von Regimeunsicherheiten die empirischen Evidenzen am langen Ende der Zinsstruktur erklärt werden können (Hamilton (1988)). Die Untersuchungen von Lewis (1991) und Kugler (1996b) für das kurze Ende der Zinsstruktur bestätigen dieses Ergebnis.

Die grundsätzliche Schwäche des Ansatzes liegt darin, daß Peso-Probleme nur in kleinen Stichproben auftreten und bei Verwendung entsprechend langer Zeitreihen keine empirische Relevanz besitzen. Dies steht jedoch im Widerspruch zu den drastischen Evidenzen gegen die Erwartungstheorie der Zinsstruktur in verschiedenen Ländern und für unterschiedliche Zeiträume. Allerdings machen die angesprochenen Untersuchungen deutlich, daß in kleinen Stichproben die ex-post beobachteten Anomalien durch Regimeunsicherheiten bzw. Regimewechsel erklärt werden können.

5.4. Empirische Überprüfung der rationalen Erwartungsannahme

Das Problem eines Tests rationaler Erwartungen besteht darin, daß diese Annahme immer nur in Verbindung mit einem Gleichgewichtsmodell für Asset-Preise getestet werden kann (Fama (1991, S. 1575f)). Dies impliziert, daß eine Ablehnung der verbundenen Hypothese sowohl ein Indiz für die Irrationalität von Erwartungen als auch ein Hinweis auf ein falsch spezifiziertes Gleichgewichtsmodell sein kann. In dem hier betrachteten Fall des Erwartungsmodells der Zinsstruktur wird dieses "Identifikationsproblem" durch die Möglichkeit zeitvariabler Risikoprämien zusätzlich erschwert.

Einen möglichen Ausweg aus diesem Dilemma bieten die durch Befragung von Marktteilnehmern gewonnenen Zinserwartungen. Unter bestimmten Bedingungen erlauben sie es, die Rationalität von Erwartungen und das Erwartungsmodell der Zinsstruktur getrennt voneinander zu überprüfen

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

(MacDonald/Macmillan (1994, S. 1072)). Um dies zu verdeutlichen, sei im folgenden unterstellt, daß der aus den Umfragen extrahierte Mittelwert respektive Median der Erwartungen über den einperiodigen Zins in Periode t+1 ($ES_t R_{t+1}^{(1)}$) bis auf eine white-noise Komponente (ε_t) den Erwartungen des Gesamtmarktes $\left(E_t R_{t+1}^{(1)}\right)$ entspricht, d. h.

$$(5.9) \quad ES_t R_{t+1}^{(1)} = E_t R_{t+1}^{(1)} + \varepsilon_t .$$

Der "direkte" Test der Erwartungshypothese besteht darin, zu überprüfen, ob sich die Zinsänderungserwartungen der befragten Transakteure im Spread widerspiegeln. Die adäquate Testgleichung lautet:

$$(5.10) \quad \frac{1}{2}\left(ES_t R_{t+1}^{(1)} - R_t^{(1)}\right) = \alpha_1 + \beta_1\left(R_t^{(2)} - R_t^{(1)}\right) + v_{t,1} .$$

Wenn sich lang- und kurzfristige Zinsen nach dem Erwartungsmodell der Zinsstruktur bilden $\left(R_t^{(2)} = \frac{1}{2}\left(R_t^{(1)} + E_t R_{t+1}^{(1)}\right) + \Theta_t^{(1,1)}\right)$ und Risikoprämien konstant sind, muß $\hat{\beta}_1$ Eins betragen, unabhängig von der Form der Erwartungsbildung. Etwaige Irrationalitäten haben keine Auswirkungen auf den geschätzten Koeffizienten. Gleichung (5.11) zeigt, daß unter den getroffenen Annahmen Abweichungen von Eins allein auf die Korrelation von Risikoprämien und erwarteten Zinsänderungen zurückzuführen sind:

$$(5.11) \quad \text{plim}\hat{\beta}_1 = 1 - \frac{Cov\left(2\Theta_t^{(1,1)}, R_t^{(2)} - R_t^{(1)}\right)}{Var\left(R_t^{(2)} - R_t^{(1)}\right)} .$$

Ob Irrationalität vorliegt, läßt sich testen, indem der von den Befragten gemachte Prognosefehler auf den Spread zwischen zwei- und einperiodigem Zins aus Periode t regressiert wird:

$$(5.12) \quad \frac{1}{2}\left(R_{t+1}^{(1)} - ES_t R_{t+1}^{(1)}\right) = \alpha_2 + \beta_2\left(R_t^{(2)} - R_t^{(1)}\right) + v_{t,2} .$$

Da der Meßfehler der Umfragen white-noise ist, ergibt sich für $\text{plim}\hat{\beta}_2$

$$(5.13) \quad \text{plim}\hat{\beta}_1 = \frac{Cov\left(u_{t+1}, R_t^{(2)} - R_t^{(1)}\right)}{Var\left(R_t^{(2)} - R_t^{(1)}\right)} .$$

Ein signifikant von Null verschiedener β_2-Koeffizient weist auf eine Korrelation zwischen rationalem Prognosefehler $u_{t+1} = R_{t+1}^{(1)} - E_t R_{t+1}^{(1)}$ und Informa-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

tionen hin, die zum Zeitpunkt der Prognose vorliegen. Dies stellt eine Verletzung der Annahme rationaler Erwartungen dar.[92]

Die Addition der beiden Gleichungen (5.10) und (5.12) verdeutlicht, daß der $\hat{\beta}$-Koeffizient der Testregression (2.36)

$$(2.36) \quad \frac{1}{2}\left(R_{t+1}^{(1)} - R_t^{(1)}\right) = \alpha + \beta\left(R_t^{(2)} - R_t^{(1)}\right) + v_t\,,$$

der Summe der geschätzten Koeffizienten β_1 und β_2 entspricht. Wegen $\text{plim}\hat{\beta} = \text{plim}\hat{\beta}_1 + \text{plim}\hat{\beta}_2$ folgt unmittelbar:

$$(5.14) \quad \text{plim}\hat{\beta} = 1 - \frac{Cov\left(2\Theta, R_t^{(2)} - R_t^{(1)}\right)}{Var\left(R_t^{(2)} - R_t^{(1)}\right)} + \frac{Cov\left(u_{t+1}, R_t^{(2)} - R_t^{(1)}\right)}{Var\left(R_t^{(2)} - R_t^{(1)}\right)}\,.$$

Durch Kenntnis der erwarteten Zinsänderungen ist es somit möglich, die Ablehnung der Erwartungshypothese auf eine Risikoprämienkomponente und eine Komponente, die die Irrationalität von Marktteilnehmern widerspiegelt, zurückzuführen.

Froot (1989) verwendet die von *Goldsmith-Nagan* veröffentlichten Informationen über erwartete Zinssätze, um Informationen über die relative Bedeutung der beiden Komponenten in den USA zu erhalten. Seit 1969 werden im Auftrag von *Goldsmith-Nagan* Befragungen unter Finanzmarkttransakteuren über die in drei und sechs Monaten erwarteten Zinssätze von dreimonatigen und einjährigen Treasury-Bills, einer Indexanleihe und für dreißigjährige Hypotheken durchgeführt. Froot (1989) zeigt, daß die Bedeutung irrationaler Erwartungen von den im Testansatz verwendeten Zinssätzen abhängt. Während für die in Regressionen der Änderung des Dreimonatszinses in drei Monaten auf den Spread zwischen Sechs- und Dreimonatszins festgestellten Abweichungen des β-Schätzers von Eins in erster Linie zeitvariable Risikoprämien verantwortlich sind, lassen sich die Verzerrungen des δ-Koeffizienten in Regressionen des Typs (2.48) vorwiegend auf systematische Prognosefehler zurückführen. Der von Froot (1989) betrachtete Untersuchungszeitraum reicht von 1969 bis 1986.[93]

In einer neueren Untersuchung zeigen Driffill/Psaradakis/Sola (1997), daß die von Froot (1989) und Hardouvelis (1994) festgestellten systematischen Prognosefehler vermutlich auf die Nichtberücksichtigung eines möglichen Strukturbruchs im Prozeß kurzfristiger Zinsen zurückzuführen sind. In Unter-

[92] Im Fall rationaler Erwartungen muß auch $\alpha_2 = 0$ sein.

[93] Zu einer ausführlichen Darstellung vgl. Froot (1989), S. 294-295.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

suchungszeiträumen, die sich nicht mit der Periode von 1979 bis 1982 überschneiden, ist das "Hardouvelis (1994)-Puzzle" nicht nachweisbar.

Da für die BRD Umfragen über erwartete Zinsänderungen erst in jüngerer Zeit vorgenommen werden,[94] ist eine zu Froot (1989) analoge Vorgehensweise für die deutsche Zinsstruktur nicht möglich. Im Hinblick auf die rasche Informationsverarbeitung auf Finanzmärkten erscheint es jedoch plausibel, von effizienten Märkten auszugehen.

[94] Beispielsweise durch Standard&Poor's Money Market Service International.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

6. Zentralbankverhalten und Zinsstruktur

6.1. Konzeptionelle Überlegungen

Die theoretischen Überlegungen in Kapitel 4 zeigen, daß die Ablehnung der rationalen Erwartungshypothese der Zinsstruktur durch zeitvariable Risikoprämien erklärt werden kann. Die Existenz zeitvariabler Risikoprämien konnte für Euro-DM-Geldmarktsätze empirisch nachgewiesen werden. Zu erklären bleibt, warum der Informationsgehalt in längerfristigen Zinsen mit zunehmender Laufzeit des zu prognostizierenden kurzfristigen Zinses sinkt. Konkret formuliert, aus welchen Gründen Änderungen des Monatszinses in den nächsten beiden Monaten verhältnismäßig gut prognostizierbar sind, Änderungen des Dreimonatszinses in drei Monaten und Änderungen des Sechsmonatszinses in sechs Monaten aber nicht.

Die Beantwortung dieser Frage setzt letztlich ein Verständnis der Eigenschaften des kurzfristigen Zinses voraus. In der Vergangenheit ist in einer Vielzahl von Arbeiten versucht worden, diese Eigenschaften zu modellieren und empirisch zu erfassen. Die bekanntesten dieser Modelle stammen von Merton (1973), Vasicek (1977) und Cox/Ingersoll/Ross (1985).[95] In einem anderen Zweig der Literatur zur Erwartungshypothese (Mankiw/Miron (1986), McCallum (1994b), Rudebusch (1995), Dotsey/Otrok (1995), Fuhrer (1996), Balduzzi/Bertola/Foresi (1997)) wird darauf verwiesen, daß der kurzfristige Zins im Rahmen der Geldmarktsteuerung von Zentralbanken determiniert wird. Dies deckt sich mit einer Studie von Borio (1997), in der nachgewiesen wird, daß, mit Ausnahme der Schweiz, alle Zentralbanken der westlichen Industrieländer den kurzfristigen Zins steuern. Daraus ergibt sich, daß das Verhalten von aktuellen und erwarteten kurzfristigen Zinsen entscheidend abhängt von dem aktuellen und erwarteten Verhalten der Zentralbank (Fuhrer (1996, S. 1185)).

Im folgenden sollen zunächst die Auswirkungen einer Zinssteuerung[96] der Zentralbank auf die in Tests der Erwartungshypothese geschätzten β- und δ-

---

[95] Für eine Darstellung und einen empirischer Vergleich dieser Modelle siehe Chan/Karolyi/Longstaff/Sanders (1992).

[96] Die Zinssteuerung des Geldmarktes darf nicht verwechselt werden mit einem "Zins-Peg" im Sinne von Poole (1970), bei der die Zentralbank die Kontrolle über das

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Koeffizienten anhand eines von McCallum (1994b) entwickelten rationalen Erwartungsmodells dargestellt werden. Darin wird die Erwartungshypothese mit einer geldpolitischen Reaktionsfunktion kombiniert. Die reduzierte Form des Modells verdeutlicht, daß die beobachteten Koeffizienten mit der Erwartungstheorie der Zinsstruktur vereinbar sind und auf Zinsglättungsziele der Zentralbank zurückgeführt werden können.[97] Insbesondere sind Parameterkonstellationen denkbar, bei denen der $\hat{\beta}$-Koeffizienten positiv, der $\hat{\delta}$-Koeffizient aber negativ wird.

Eine Zinsglättung der Zentralbank führt dazu, daß Prognostizierbarkeit und Volatilität kurzfristiger Zinssätze stark reduziert werden und kurzfristige Zinssätze sich ähnlich einem Random-Walk verhalten (vgl. Mankiw/Miron/Weil (1987)). Dadurch erhält die Zentralbank die Möglichkeit, auch längerfristige Geldmarktsätze und kurzfristige Kapitalmarktzinsen, also einen großen Bereich der Zinsstruktur, zu verschieben.[98] Goodfriend (1991) argumentiert, daß diese Möglichkeit das eigentliche Motiv der Zentralbank für die Zinsglättung ist, da Kapitalmarktzinsen einen engen Bezug zu makroökonomischen Variablen (Inflation, Beschäftigung) aufweisen. Ein zweiter Grund für Zinsglättungsziele von Zentralbanken ist die Stabilität des Finanzsektors (Cukierman (1992, Kap. 7)). Diese resultiert daraus, daß eine niedrige Volatilität von Zinssätzen die Planungssicherheit von Banken und Nichtbanken vergrößert.[99]

Im Rahmen der Analyse von McCallum (1994b) bleibt allerdings ungeklärt, wie es zu dem beobachteten U-förmigen Verlauf des Informationsgehalts in längerfristigen Zinsen für zukünftige kurzfristige Zinsen kommt. In der neueren Literatur für die USA (Rudebusch (1995), Dotsey/Otrok (1995), Balduzi/Bertola/Foresi (1997)) wird gezeigt, daß dieser Verlauf auf die Geldmarktsteuerungsstrategie der amerikanischen Zentralbank zurückgeführt werden kann.[100] Wesentlich dabei sind folgende Aspekte:

Geldangebot und das Preisniveau verliert. Vgl. Bofinger/Reischle/Schächter (1996), S. 393f.

[97] Die Basis für diese Überlegung stammt von Mankiw/Miron (1986). Mankiw/Miron (1986) zeigen, daß der Informationsgehalt des Spread zwischen Sechs- und Dreimonatszins für Änderungen von Dreimonatszinsen nach Gründung der amerikanischen Zentralbank drastisch abgenommen hat. Sie führen dieses Resultat darauf zurück, daß infolge der Zinsglättung Zinsänderungen nicht prognostizierbar sind, so daß Variationen des Spread lediglich Variationen der Risikoprämie widerspiegeln.

[98] Dies stimmt mit den Untersuchungsergebnissen von Cook/Hahn (1989) überein. Die Autoren zeigen, daß sich Drei-, Sechs- und Zwölfmonatszinsen in einer Periode, in der die amerikanische Zentralbank eine Zinsglättung betrieben hat, nach einer Änderung des "federal-funds-rate target" um den gleichen Betrag verschieben.

[99] Ein weiterer Grund für die Zentralbank, den kurzfristigen Zins zu einem random-walk zu machen, ist eine reduzierte Variabilität der Inflationssteuer (Barro (1989, S. 7)).

[100] Im Rahmen dieser Arbeiten werden, ausgehend von Modellen, die die zentralen Eigenschaften des Zentralbankverhaltens erfassen, Zinsstrukturverläufe durch Boot-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

1. das Instrumentarium, mit welchem die Zentralbank bei gegebenem Operationsziel für den Tagesgeldzins die tägliche Steuerung des Tagesgeldzinses vornimmt;
2. die Art und Weise, in welcher die Fed auf einen neuen Zielwert für den Tagesgeldzins übergeht, insbesondere die Umsetzung von kurz- und mittelfristigen Zinsglättungszielen.

Bevor diese Aspekte im einzelnen erläutert werden, erfolgt eine Einordnung der Geldmarktsteuerung in das geldpolitische Gesamtkonzept. Dabei wird insbesondere auf den Zusammenhang zwischen Zielen, Strategien und Instrumenten von Zentralbanken eingegangen.[101]

In einem zweiten Teil werden die theoretischen Überlegungen bezüglich der Geldmarktsteuerung mit den stilisierten Fakten amerikanischen Zentralbankverhaltens (Goodfriend (1991)) verglichen und mit den amerikanischen Zinsstrukturevidenzen in Einklang gebracht. Anschließend wird die Geldmarktsteuerungsstrategie der Deutschen Bundesbank analysiert. Dabei ist zu berücksichtigen, daß diese in der Vergangenheit einigen Regimewechseln unterlag (vgl. Rohde (1995)). Es wird untersucht, ob die theoretischen Implikationen der Geldmarktsteuerung in den einzelnen Regimen mit den Zinsstrukturevidenzen für die BRD kompatibel sind und ob die Regimewechsel Einfluß auf die $\hat{\beta}$-Koeffizienten haben. Die diesbezüglichen Ergebnisse geben Aufschluß über den Zusammenhang zwischen Geldmarktsteuerung und Informationsgehalt der Zinsstruktur und zeigen die Ursachen für den unterschiedlichen Informationsgehalt in längerfristigen Zinsen für zukünftige kurzfristige Zinsen. Da die Geldmarktsteuerung der Deutschen Bundesbank in ihrer aktuellen Form nahezu identisch von der Europäischen Zentralbank übernommen wird (EMI (1997)), lassen sich ebenfalls Schlüsse im Hinblick auf die voraussichtliche EURO-Zinsstruktur ableiten.

---

strap-Simulationen generiert. Die auf diesen Zinsstrukturdaten basierenden Tests der Erwartungshypothese stimmen mit den tatsächlichen Ergebnissen überein: der Informationsgehalt zwischen Dreimonats- und Tagesgeldzins für zukünftige Änderungen des Tagesgeldzinses (Rudebusch (1995), Balduzzi/Bertola/Foresi (1997)) und der Informationsgehalt in Drei-(Zwei-) Monatszinsen für Änderungen des Monatszinses in den nächsten beiden Monaten (im nächsten Monat) sind signifikant, während sich Änderungen des Dreimonatszins in drei Monaten nicht prognostizieren lassen (vgl. zu den letzten beiden Punkten Rudebusch (1995) und Dotsey/Otrok (1995)).

[101] Die Tatsache, daß die Berücksichtigung des Zentralbankverhaltens die empirischen Ergebnisse zur Zinsstruktur erklären kann, werden durch eine VAR-Analyse von Fuhrer (1996) erhärtet. In einem Modell, in dem die Zentralbank auf Inflation und Output reagiert und Marktteilnehmer dieses Verhalten in ihren Erwartungen über zukünftige Zinsen berücksichtigen, implizieren langsam vorgenommene Änderungen der Politikparameter (geldpolitische Regimewechsel) langfristige Zinsen, die den beobachteten langfristigen Zinsen entsprechen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

6.2. Theoretische Aspekte

6.2.1. Das Modell von McCallum

6.2.1.1. Geldpolitische Reaktionen und Änderungen kurzfristiger Zinsen

In diesem Abschnitt wird anhand des von McCallum (1994b) entwickelten Modells gezeigt, welche Auswirkungen die Beeinflussung kurzfristiger Zinsen durch die Zentralbank auf Tests der Erwartungshypothese der Form

$$(2.36) \quad \tfrac{1}{2}\left(R_{t+1}^{(1)} - R_t^{(1)}\right) = \alpha + \beta\left(R_t^{(2)} - R_t^{(1)}\right) + u_{t+1}$$

hat. Dabei wird unterstellt, daß die Erwartungstheorie der Zinsstruktur gilt

$$(6.1) \quad R_t^{(2)} = \tfrac{1}{2}\left(R_t^{(1)} + E_t R_{t+1}^{(1)}\right) + \Theta_t$$

und Marktteilnehmer sich rational verhalten ($R_{t+1}^{(1)} = E_t R_{t+1}^{(1)} + u_{t+1}$). Darüber hinaus wird angenommen, daß (Rolling-) Risikoprämien zeitvariabel sind. Die exakte Spezifikation der Risikoprämie ist

$$(6.2) \quad \Theta_t = \rho \cdot \Theta_{t-1} + \varepsilon_t ,$$

mit ε_t als white-noise Prozeß und $|\rho| < 1$. Die Modellierung der Risikoprämie als AR(1)-Prozeß erlaubt es, die Persistenz von Risikoprämienschocks in das Modell einzubeziehen.

Das Verhalten der Zentralbank wird durch folgende stilisierte Reaktionsfunktion beschrieben:

$$(6.3) \quad R_t^{(1)} = \sigma R_{t-1}^{(1)} + \lambda(R_t^{(2)} - R_t^{(1)}) + \zeta_t ,$$

wobei $\sigma \geq 0$ nahe an Eins liegen und λ positiv aber kleiner als Zwei sein soll.[102] ζ_t ist ein white-noise Prozeß, der exogene Geldangebotsschocks reflektiert.[103] Die Zentralbank glättet kurzfristige Zinsen und erhöht ihr Operationsziel $R_t^{(1)}$, wenn ein Anstieg des Spread eine Erhöhung der erwarteten Inflationsrate signalisiert (Mishkin (1990)). Dieses Verhalten spiegelt die Endogenität der Geldpolitik wider: Die Zentralbank reagiert mit $R_t^{(1)}$ (antizyklisch) auf kontemporäre Inflations- und Risikoprämienschocks. Ist σ=1 und λ=0 macht die Zentralbank den kurzfristigen Zins zu einem Random-Walk.

---

[102] Dadurch wird eine "blasenfreie" Lösung des Modells sichergestellt (McCallum (1994b, Fußnote 11)).

[103] Das McCallum-Modell ist von Malaguti/Torricelli (1996) und Kugler (1996a, 1997) in verschiedener Form erweitert und verallgemeinert worden, so daß unterschiedliche Prozesse für die Risikoprämie und Geldangebotsschocks in das Modell implementiert werden können.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Unter der Annahme, daß Risikoprämie Θ_t und Geldangebotsschock ζ_t nicht von den anderen Variablen oder Schocks des Systems abhängen, liegt mit (6.1) und (6.3) ein geschlossenes Modell vor. Einsetzen von (6.1) in (6.3) ergibt:

$$(6.4)\quad (1+\lambda)R_t^{(1)} = \sigma \cdot R_{t-1}^{(1)} + \lambda \cdot \left(\tfrac{1}{2}\left(R_t^{(1)} + E_t R_{t+1}^{(1)}\right) + \Theta_t\right) + \zeta_t .$$

Nach der von McCallum (1983) vorgeschlagenen Methode der unbestimmten Koeffizienten hat die Gleichgewichtslösung für $R_t^{(1)}$ die Form:

$$(6.5)\quad R_t^{(1)} = \phi_0 + \phi_1 \cdot R_{t-1}^{(1)} + \phi_2 \cdot \Theta_t + \phi_3 \cdot \zeta_t .$$

Unter Verwendung von (6.2) ergibt sich daraus als Erwartungswert von $R_{t+1}^{(1)}$:

$$(6.6)\quad E_t R_{t+1}^{(1)} = \phi_0 + \phi_1 \cdot (\phi_0 + \phi_1 \cdot R_{t-1}^{(1)} + \phi_2 \cdot \Theta_t + \phi_3 \cdot \zeta_t) + \phi_2 \cdot \rho \cdot \Theta_t .$$

Durch Einsetzen von (6.5) und (6.6) in (6.4) erhält man:

$$(6.7)\quad \begin{aligned} &(1+\lambda)\cdot(\phi_0 + \phi_1 \cdot R_{t-1}^{(1)} + \phi_2 \cdot \Theta_t + \phi_3 \cdot \zeta_t) = \sigma \cdot R_{t-1}^{(1)} + \lambda \cdot [\tfrac{1}{2}(\phi_0 + \phi_1 \cdot R_{t-1}^{(1)} + \\ &\phi_2 \cdot \Theta_t + \phi_3 \cdot \zeta_t) + \tfrac{1}{2}(\phi_0 + \phi_1 \cdot (\phi_0 + \phi_1 \cdot R_{t-1}^{(1)} + \phi_2 \cdot \Theta_t + \phi_3 \cdot \zeta_t) + \phi_2 \rho \cdot \Theta_t) \\ &+\Theta_t] + \zeta_t . \end{aligned}$$

Damit (6.5) eine Gleichgewichtslösung ist, muß sie für alle Werte der exogenen Variablen erfüllt sein. Durch Nullsetzen von jeweils drei der vier exogenen Variablen ϕ_0, Θ_t, $R_{t-1}^{(1)}$ und ζ_t erhält man ein Gleichungssystem mit vier Gleichungen und den vier unbestimmten Koeffizienten ϕ_0, ϕ_1, ϕ_2, ϕ_3:

$$(6.8)\quad (1+\lambda)\phi_0 = \lambda\phi_0 + \tfrac{1}{2} \cdot \lambda\phi_0\phi_1$$

$$(6.9)\quad (1+\lambda)\phi_1 = \sigma + \tfrac{1}{2} \cdot \lambda\phi_1 + \tfrac{1}{2} \cdot \lambda\phi_1^{\,2}$$

$$(6.10)\quad (1+\lambda)\phi_2 = \tfrac{1}{2} \cdot \lambda\phi_2 + \tfrac{1}{2} \cdot \lambda\phi_1\phi_2 + \tfrac{1}{2} \cdot \lambda\phi_2\rho + \lambda$$

$$(6.11)\quad (1+\lambda)\phi_3 = \tfrac{1}{2} \cdot \lambda\phi_3 + \tfrac{1}{2} \cdot \phi_1\phi_3 + 1 .$$

Aus (6.9) ergibt sich zunächst als Lösung für ϕ_1:

$$(6.12)\quad \phi_1 = \frac{(1+\lambda/2) \pm \left((1+\lambda/2)^2 - 2\lambda\sigma\right)^{\frac{1}{2}}}{\lambda}$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

und durch Einsetzen der Lösung mit dem negativen Vorzeichen[104] für ϕ_1 sukzessiv die Werte der übrigen Koeffizienten ϕ_0, ϕ_2 und ϕ_3.

Aufgrund der empirisch belegten Instationarität kurzfristiger Zinsen läßt sich das System durch Substitution mit $\sigma = 1$ vereinfachen. Durch diese Vereinfachung ergibt sich für ϕ_1 die Lösung $\phi_1 = 1$ und daraus $\phi_0 = 0$, $\phi_2 = \lambda/(1-\rho\lambda/2)$ und $\phi_3 = 1$. Durch Einsetzen dieser Werte in (6.5) erhält man als rationale Gleichgewichtslösung für $R_t^{(1)}$:

$$(6.13) \quad R_t^{(1)} = R_{t-1}^{(1)} + \frac{\lambda}{(1-\rho\lambda/2)} \cdot \Theta_t + \zeta_t .$$

In der gleichen Weise erhält man für den Erwartungswert von $R_{t+1}^{(1)}$ in (6.6):

$$(6.14) \quad E_t R_{t+1}^{(1)} = R_t^{(1)} + \frac{\lambda}{(1-\rho\lambda/2)} \cdot \Theta_t + \zeta_t + \frac{\lambda\rho}{(1-\rho\lambda/2)} \cdot \Theta_t .$$

Aus (6.14)-(6.13) folgt zunächst

$$E_t R_{t+1}^{(1)} - R_t^{(1)} = \frac{\lambda\rho}{(1-\rho\lambda/2)} \cdot \Theta_t$$

und daraus für den Spread zwischen $R_t^{(2)}$ und $R_t^{(1)}$:

$$(6.15) \quad R_t^{(2)} - R_t^{(1)} = \frac{1}{2}\left(E_t R_{t+1}^{(1)} - R_t^{(1)}\right) + \Theta_t = \left(\frac{\lambda\rho}{2(1-\rho\lambda/2)} + 1\right)\Theta_t$$

$$= \left(1 - \frac{\lambda\rho}{2}\right)^{-1} \Theta_t .$$

Schließlich ergibt sich aus (6.2) und (6.13):

$$(6.16) \quad R_t^{(1)} - R_{t-1}^{(1)} = \frac{\lambda\rho}{(1-\rho\lambda/2)} \cdot \Theta_{t-1} + \frac{\lambda}{(1-\rho\lambda/2)} \cdot \varepsilon_t + \zeta_t .$$

Durch Auflösen von Gleichung (6.15) nach Θ_t und Einsetzen dieses Ausdrucks für t-1 in (6.16) erhält man als reduzierte Form des Modells:

---

[104] Die Tatsache, daß nur die Lösung mit negativem Vorzeichen für ϕ_1 relevant ist, läßt sich einfach nachvollziehen. Nimmt man an, daß $\sigma = 0$ ist, d. h. das Ziel der Zinsglättung für die Zentralbank keine Rolle spielt, wird $R_{t-1}^{(1)}$ in (6.5) nicht in die Lösungsgleichung aufgenommen. Dies impliziert, daß ϕ_1 in (6.5) Null sein muß. Da $1 + \lambda/2 > 0$ gilt, ist dies nur für die Lösung mit negativem Vorzeichen erfüllt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$(6.17) \qquad \frac{1}{2}\left(R_t^{(1)} - R_{t-1}^{(1)}\right) = \frac{\lambda\rho}{2}\left(R_{t-1}^{(2)} - R_{t-1}^{(1)}\right) + \frac{\lambda/2}{1-\lambda\rho/2}\cdot\varepsilon_t + \frac{1}{2}\zeta_t .$$

Da ζ_t und ε_t nicht mit dem Spread korrelieren, ist der geschätzte β-Koeffizient in einem Test der Erwartungshypothese vom Typ (2.36) ein konsistenter Schätzer für $\lambda\rho/2$.[105] Daraus ergeben sich folgende Konsequenzen:

1. In einem Szenario mit zeitvariablen Risikoprämien, in dem die Zentralbank versucht, kurzfristige Zinsen zu stabilisieren und auf die Spanne zwischen einem längerfristigen und dem kurzfristigen Zins reagiert, sollte $\hat{\beta}$ deutlich kleiner sein als Eins.

2. Der Informationsgehalt in längerfristigen Zinsen für zukünftige kurzfristige Zinsen resultiert aus prognostizierbaren Reaktionen der Zentralbank. Er ist um so höher, je stärker die Zentralbank auf Inflations- und Risikoprämienschocks reagiert und je persistenter Risikoprämienschocks sind.

3. Im Rahmen des Modells ergibt sich eine positive Korrelation zwischen $E_t R_{t+1}^{(1)} - R_t^{(1)}$ und Θ_t. Ein positiver Risikoprämienschock führt - aufgrund der unterstellten Reaktionsfunktion der Zentralbank - zu einer Änderung des aktuellen und - infolge der Autokorrelation der Risikoprämie - des erwarteten kurzfristigen Zinses. Wenn λ und ρ nicht Null sind, liegt $\hat{\beta}$ zwischen Null und Eins (vgl. (4.5) in Kapitel 4).

4. Der $\hat{\beta}$- Koeffient ist Null, wenn die Zentralbank im Zuge einer Zinsglättung (σ=1) nicht auf den Spread bzw. auf kontemporäre Schocks reagiert ($\lambda = 0$). Dies korrespondiert mit der Hypothese von Mankiw/Miron (1986): indem die Zentralbank Zinsen glättet, macht sie den kurzfristigen Zins zu einem Random-Walk und damit Zinsänderungen unprognostizierbar (Regressionstechnisch werden die definitionsgemäß unabhängigen Störgrößen ζ_t und ε_t aufeinander regressiert).

5. Der $\hat{\beta}$- Koeffient ist auch dann Null, wenn die Risikoprämie einem white-noise Prozeß folgt ($\rho = 0$). Dies ist damit zu begründen, daß sich infolge eines positiven Risikoprämienschocks zwar die aktuellen lang- und kurzfristigen Zinsen ändern, daß aber der bedingte Erwartungswert der Risikoprämie in der nächsten Periode wieder Null ist. Dies wiederum impliziert,

---

[105] Der dargestellte Zusammenhang gilt nur, wenn die Frequenz der Daten mit der Laufzeit des einperiodigen Zinses übereinstimmt. Ist das Datenerhebungsintervall kleiner, muß das Ergebnis modifiziert werden. Die Implikationen des Modells bleiben jedoch erhalten. Beispielsweise beträgt der Schätzer des β-Koeffizienten in einer mit Monatsdaten durchgeführten Regression der Änderung des Dreimonatszinses in drei Monaten auf den Spread zwischen Sechs- und Dreimonatszins:

$$\beta^* = \frac{\lambda}{2}\cdot\left(\rho^3 + \rho^2 + \rho\right).$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

daß eine Reaktion der Zentralbank bzw. eine Änderung des kurzfristigen Zinses in der nächsten Periode nicht zu erwarten ist.

6. Die Aussagen des Modells bleiben erhalten, wenn man unterstellt, daß die Zentralbank keine reine Zinsglättung betreibt, d. h. wenn $\sigma < 1$ ist (vgl. McCallum (1994b, Anhang A)).
7. Kugler (1998, S.161) weist darauf hin, daß der $\hat{\beta}$ -Koeffizient auch dann näher an Eins liegt, wenn die Zentralbank auf Wechselkursänderungen reagiert. In diesem Fall wird die Varianz des Regressors auch von stochastischen Wechselkursschocks beeinflußt, so daß der Quotient aus $Cov\left(2\Theta_t, R_t^{(2)} - R_t^{(1)}\right)$ und $Var\left(R_t^{(2)} - R_t^{(1)}\right)$, der für das Ausmaß der Verzerrung verantwortlich ist (vgl. (5.11)), kleiner wird.

6.2.1.2. Geldpolitische Reaktionen und Änderungen langfristiger Zinsen

In einem zweiten Modell untersucht McCallum (1994b) die Implikationen geldpolitischer Reaktionen auf Tests der Erwartungshypothese, in denen einperiodige Änderungen langfristiger Zinsen auf den Spread zwischen einem lang- und einem kurzfristigen Zins regressiert werden. Die erste Modellgleichung resultiert aus der von der Erwartungstheorie geforderten Übereinstimmung von einperiodigen Renditen unterschiedlicher Anlagealternativen (vgl. (2.20)). Sie lautet:

$$(6.18) \qquad R_t^{(n)} - (n-1) \cdot E_t(R_{t+1}^{(n-1)} - R_t^{(n)}) = R_t^{(1)} + \Phi_t .$$

Das Verhalten der Zentralbank wird durch die ebenfalls stilisierte geldpolitische Reaktionsfunktion

$$(6.19) \qquad R_t^{(1)} = \sigma R_{t-1}^{(1)} + \lambda(R_t^{(n)} - R_t^{(1)}) + \zeta_t$$

determiniert, wobei $\lambda < 1/n$ sein soll.[106] Es werden wiederum zeitvariable Risikoprämien unterstellt: $\Phi_t = \rho \cdot \Phi_{t-1} + e_t$. Durch Lösen des rationalen Erwartungsmodells (6.18) und (6.19) mit der Methode der unbestimmten Koeffizienten erhält man unter der Annahme $\sigma = 1$ (vgl. McCallum (1994b, S. 12)) für die erwartete einperiodige Änderung des langfristigen Zinses:

$$(6.20) \qquad E_t R_{t+1}^{(n-1)} - R_t^{(n)} = \frac{(\lambda\rho + \rho - 1)}{1 + n - n\rho(1+\lambda)} \Phi_t ,$$

[106] Diese Bedingung soll wiederum die blasenfreie Lösung sicherstellen (McCallum (1994b)). In diesem Modell reagiert die Zentralbank auf den Spread zwischen einem langfristigen und dem einperiodigen Zins. Dieser Spread stellt für die Zentralbank einen besseren Indikator für Änderungen von Inflationserwartungen dar als der Spread zwischen Zinssätzen mit verhältnismäßig kurzer Laufzeit.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

und als reduzierte Form des Modells:

$$(6.21)\quad (R_t^{(n-1)} - R_{t-1}^{(n)}) = (\lambda\rho + \rho - 1)(R_{t-1}^{(n)} - R_{t-1}^{(1)}) + \frac{(1+\lambda)}{1+\big((n-1)(1-\rho(1+\lambda))\big)} e_t + \zeta_t .$$

Gleichung (6.21) gibt Aufschluß über den Koeffizienten einer Regression von $(R_t^{(n-1)} - R_{t-1}^{(n)})$ auf $(R_{t-1}^{(n)} - R_{t-1}^{(1)})$. Da in dem Test der Erwartungshypothese (2.47) der gleiche Regressand auf $(R_{t-1}^{(n)} - R_{t-1}^{(1)})/(n-1)$ regressiert wird, ist der $\hat{\delta}$ -Koeffizient in (2.47) ein konsistenter Schätzer für $(n-1)(\lambda\rho + \rho - 1)$.

Es ergeben sich folgende Schlußfolgerungen:

1. Der $\hat{\delta}$-Koeffizient ist absolut betrachtet um so größer, je höher die Restlaufzeit des n-periodigen Papiers ist.
2. $\hat{\delta}$ ist um so eher negativ, je weniger stark die Zentralbank auf Schocks reagiert (je kleiner λ) und je geringer die Persistenz von Risikoprämienschocks ist (je kleiner ρ). Die Ursache hierfür ist, daß in einem derartigen Szenario zukünftige Reaktionen der Zentralbank und damit zukünftige Änderungen kurzfristiger Zinssätze nur in geringem Maß prognostiziert werden können.
3. In Ländern, in denen Zentralbanken neben Zinsglättungszielen verstärkt auf geänderte Inflationserwartungen und/oder Wechselkurse reagieren, sollte der δ-Koeffizient näher an Null liegen oder positiv sein. Dieses Resultat ist mit den Ergebnissen von Hardouvelis (1994) kompatibel, der lediglich für die USA, in der Zinsglättungsmotive ein hohes Gewicht besitzen, signifikant negative $\hat{\delta}$ - Koeffizienten feststellt.
4. Für negative δ- Koeffizienten ist eine negative Korrelation zwischen erwarteter Änderung des langfristigen Zinses und Risikoprämie erforderlich (vgl. Ausdruck (4.9) in Kapitel 4). Dies ist vollständig mit dem dargestellten Modell kompatibel. Bei kleinem λ und niedrigem ρ sind sowohl δ als auch $\mathrm{Cov}(E_t R_{t+1}^{(n-1)} - R_t^{(n)}, \Phi_t)$ negativ (vgl. (6.20)).

6.2.1.3. Kritische Würdigung des Modells

Das Modell von McCallum (1994b) zeigt, daß die Ablehnung der Erwartungstheorie der Zinsstruktur durch geldpolitische Reaktionen der Zentralbank erklärt werden kann. Wesentlich ist das Zinsglättungsmotiv der Zentralbank. Wenn die Zentralbank im Zuge einer Zinsglättung den kurzfristigen Zins zum Random-Walk macht, ist der $\hat{\beta}$-Koeffizient in (2.36) nicht signifikant von Null verschieden. Dagegen sind Zinsänderungen prognostizierbar, wenn die Zentralbank auf Inflations-, Wechselkurs- oder Risikoprämienschocks reagiert und

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

derartige Schocks eine gewisse Persistenz aufweisen. In diesem Fall liegt $\hat{\beta}$ ceteris-paribus näher an Eins.

Ähnliche Implikationen ergeben sich für den Koeffizienten einer Regression einperiodiger Änderungen langfristiger Zinsen auf die Differenz zwischen lang- und kurzfristigem Zins. Bei einer reinen Zinsglättung ist $\hat{\delta}$ mit hoher Wahrscheinlichkeit negativ.

Die Bedeutung des Beitrags von McCallum (1994b) besteht darin, daß formal gezeigt wird, daß Regressionsparameter in Tests der Erwartungstheorie signifikant von ihrem theoretischen Wert abweichen können, *obwohl* sich Marktteilnehmer nach der Erwartungstheorie verhalten.[107] Insbesondere zeigt McCallum (1994b), daß die Schlußfolgerung, der Zinsspread müsse Informationen über Änderungen kurzfristiger Zinsen enthalten, keine notwendige Bedingung der Erwartungstheorie ist (*"...it is misleading to think of the expectation theory in terms of the 'predictive content' of the spread for future changes of the short rate. Such a predictive content is not a necessary implication of the theory."* (McCallum (1994b, S. 7)).

Kritisch an diesem Modell ist die unterstellte Reaktionsfunktion. Insbesondere erscheint es nicht sehr plausibel, daß der Spread zwischen zwei kurzfristigen Zinssätzen (vgl. die Reaktionsfunktion (6.3)) eine für die Geldpolitik relevante Informationsvariable ist. Ein zweiter Kritikpunkt ist, daß, selbst wenn dies so sein sollte, der Spread sicherlich nicht die einzige Informationsvariable darstellt.[108]

Positive Evidenzen für das Modell ergeben sich im Rahmen einer von Kugler (1997) durchgeführten empirischen Analyse. Ausgehend von Ein- und Dreimonatszinssätzen am Geldmarkt werden darin die Strukturparameter des Modells für die USA, Japan, Deutschland und die Schweiz geschätzt. Kugler (1997) zeigt, daß sämtliche Reaktionskoeffizienten λ signifikant von Null

---

[107] Ein ähnliches Modell entwickelt McCallum (1994a), um die empirisch festgestellten Abweichungen von der ungedeckten Zinsparität (UIP) zu erklären. Die UIP besagt, daß zwischen Zinsdifferential (oder Forward-Spot-Spread) und darauffolgenden Wechselkursänderungen eine positive Beziehung besteht. Die empirischen Evidenzen deuten jedoch auf eine negative Korrelation der beiden Größen hin. McCallum (1994a) zeigt, daß die reduzierte Form eines rationalen Erwartungsmodells, in dem die Zentralbank versucht, Zinsen und Wechselkurse zu stabilisieren, eine negative Beziehung zwischen Wechselkursänderung und vorangegangenem Forward-Spot-Spread impliziert. Die Verzerrung fällt geringer aus, wenn die Zentralbank in erster Linie auf Wechselkurse reagiert. Dieses Resultat wird durch eine umfassende empirische Studie von Flood/Rose (1996) gestützt. Im Unterschied zu Ländern mit flexiblen Wechselkursen weisen Länder, die einem fixen Wechselkurssystem angehören, eine positive Beziehung zwischen Zinsänderungen und verzögertem Forward-Spot-Spread auf.

[108] Vgl. zu diesen Kritikpunkten McCallum (1994b, S. 14) und Kugler (1997, S. 223)).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

verschieden sind.[109] Der höchste Wert für λ (0,41) ist in Japan festzustellen, dem Land, in dem auch der $\hat{\beta}$-Koeffizient der korrespondierenden Regression am höchsten ist. Die niedrigsten Werte für λ (0,25) und $\hat{\beta}$ ergeben sich für die USA. Die Autokorrelationskoeffizienten der Risikoprämien liegen alle oberhalb von 0,7, was auf eine gewisse Persistenz von Risikoprämienschocks hindeutet.

6.2.2. Der Ansatz von Rudebusch (1995)

Im Unterschied zu McCallum (1994b), der endogen determinierte Reaktionen der Zentralbank auf Schocks für prognostizierbare Änderungen lang- und kurzfristiger Zinssätze verantwortlich macht, führt Rudebusch (1995) prognostizierbare und nicht prognostizierbare Änderungen kurzfristiger Zinssätze in den USA auf das Geldmarktsteuerungsverfahren der amerikanischen Zentralbank zurück. Änderungen des Operationsziels erfolgen hier exogen.

Eine Einordnung des Geldmarktsteuerungsverfahrens in das geldpolitische Gesamtkonzept erfolgt in Kapitel 6.2.2.1. In Kapitel 6.2.2.2 und 6.2.2.3 wird der *modus operandi* der Geldpolitik näher beschrieben. Damit verbunden werden die Auswirkungen unterschiedlicher Geldmarktsteuerungsverfahren auf die zu erwartenden Änderungen kurzfristiger Zinssätze dargestellt.[110]

6.2.2.1. Einordnung der Geldmarktsteuerung in das geldpolitische Gesamtkonzept

Im folgenden soll geklärt werden, was unter Geldmarktsteuerung zu verstehen ist, und in welcher Beziehung die Geldmarktsteuerung zu Zielen und Strategien der Geldpolitik steht.

Das oberste Ziel der Zentralbank ist die Sicherung von Preisniveaustabilität. Weitere Ziele betreffen Output und Beschäftigung und die Stabilität von Zinsen und Wechselkursen (Bernanke/Mishkin (1992)). Da das Preisniveau aufgrund realer Schocks, signifikanter Lags und des komplexen Transmissionsmechanismus der Geldpolitik nur mittelfristig von Zentralbanken kontrolliert werden kann, legt die Zentralbank auf der strategischen Ebene ein Verfahren fest, wie bei der Sicherung des Preisniveaus vorzugehen ist. Hier angesiedelt ist die Wahl des Wechselkursregimes, die Auswahl der Informationsvariablen, auf deren Basis kurz- und mittelfristige Anpassungen der Geldpolitik erfolgen, und

[109] Aufgrund der hohen Standardfehler könnte allerdings auch die Hypothese, daß die λ- bzw. ρ-Koeffizienten in allen Ländern jeweils gleich sind, nicht abgelehnt werden.

[110] Vgl. hierzu auch Anker/Wasmund (1998).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

die Frage, ob und welches Zwischenziel gesteuert werden soll. Die strategischen Vorgaben werden auf der operativen Ebene umgesetzt in Handlungsanweisungen am Geldmarkt. Im Rahmen der Geldmarktsteuerung versucht die Zentralbank durch Einsatz ihrer Instrumente (Diskont-, Lombard-, Mindestreserve- und Offenmarktpolitik) die Konditionen am Geldmarkt so zu beeinflussen, daß ein mit dem Zwischen- bzw. Endziel kompatibles Operationsziel verwirklicht wird. Da die Zentralbank der einzige Anbieter von Zentralbankgeld ist und zudem die Nachfrage am Geldmarkt beeinflussen kann, unterliegt das Operationsziel nahezu vollständig ihrer Kontrolle. Mögliche Operationsziele der Zentralbank, auf die noch einzugehen sein wird, sind der Tagesgeldzins und die Geldbasis.[111]

6.2.2.2. Die Geldmarktsteuerung der Zentralbank

Der Geldmarkt ist der Markt für Zentralbankgeldguthaben, die von Banken nachgefragt werden. Einziger Anbieter dieser Guthaben ist die Zentralbank.[112]

Die Nachfrage nach Zentralbankgeld (Geldbasis, "outside-money") resultiert daraus, daß Banken bestimmte Transaktionen in Zentralbankgeld durchführen müssen. Hierzu zählen Bargeldauszahlungen an Kunden, der Ausgleich von Salden im Zahlungsverkehr mit anderen Banken und die Haltung eines Teils der Einlagen als Mindestreserve bei der Zentralbank. Die Zentralbank hat entsprechend die Möglichkeit, durch Ausgestaltung des Zahlungssystems[113] und durch Variationen der Mindestreserveerfordernisse die Nachfrage nach Zentralbankgeld zu beeinflussen. Da Bargeldbestände und Arbeitsguthaben der Banken von den Opportunitätskosten der Geldhaltung abhängen, ergibt sich insgesamt ein negativer Zusammenhang zwischen Zentralbankgeldnachfrage und Geldmarktzins.

Die inverse Nachfragekurve nach Zentralbankgeld ist gleichzeitig die Preis-Absatz-Funktion der Zentralbank. Die Zentralbank kann als Monopolanbieter von Zentralbankgeld jeden beliebigen Punkt auf dieser Preis-Absatz-Funktion realisieren. Hinsichtlich der geldpolitischen Steuerung hat sie prinzipiell die Wahl, ob sie eine

---

[111] Vgl. zu diesem Abschnitt Borio (1997, S.12-14).

[112] Vgl. hierzu und zum folgenden Bofinger/Reischle/Schächter (1996, Kapitel 6).

[113] Das Zahlungssystem legt das Verfahren fest, nach dem Überweisungen zwischen Banken stattfinden. Da Banken bestrebt sind, Überweisungen durchzuführen, ohne dafür bei der Zentralbank zu überhöhten Kosten Kredite aufnehmen zu müssen, halten sie freiwillige Arbeitsguthaben. Die Höhe dieser Guthaben sinkt, wenn die Zentralbank den Banken günstige Überziehungskredite einräumt oder es ihnen ermöglicht, nach Bekanntgabe der (Netto-) Salden untereinander Zentralbankgeld zu leihen. Umgekehrt steigen die Arbeitsguthaben in einem Real-Time-Gross-Settlement (RTGS) System tendenziell an (vgl. Borio (1997)).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

- Steuerung des Tagesgeldzinses (Die Zentralbank setzt den Zins, die Banken entscheiden über die nachgefragte Menge.) oder eine
- Steuerung der Geldbasis (Die Zentralbank setzt die Menge, der Zins ergibt sich aus der Nachfrage der Banken.)

vornimmt. Die unterschiedlichen Konzeptionen sind in der Regel jeweils mit einer bestimmten Ausrichtung des geldpolitischen Instrumentariums verbunden. Das Instrumentarium generell ist so zu gestalten, daß die Zentralbank in der Lage ist, das Bankensystem in dauerhafter Form mit Geldbasis zu versorgen und interventions- bzw. spekulationsbedingte Ausweitungen der Geldbasis zu kompensieren (sterilisieren).

Eine Steuerung des Tagesgeldzinses kann prinzipiell allein über eine Refinanzierungsfazilität ("standing facility") erfolgen. Im Rahmen einer Refinanzierungsfazilität stellt die Zentralbank den Geschäftsbanken zu einem bestimmten Zinssatz Zentralbankgeld zur Verfügung. Wenn die Kredite keine quantitative Beschränkung aufweisen und die Zentralbankkredite perfekte Substitute zu Krediten am Interbankenmarkt sind, ist der Refinanzierungssatz die Obergrenze des Tagesgeldzinses. Keine Bank wird bereit sein, einen höheren Zins zu zahlen, wenn sie sich alternativ günstiger bei der Zentralbank refinanzieren kann. Solange insgesamt eine positive Nachfrage der Geschäftsbanken nach Krediten bei der Zentralbank besteht, ist der Refinanzierungssatz gleichzeitig auch die Untergrenze am Geldmarkt. Überschüssiges Zentralbankgeld wird in diesem Fall zum Abbau der Verschuldung bei der Notenbank genutzt. Die Zentralbank behält die Kontrolle über den Geldmarkt, indem sie den Refinanzierungssatz ändert, wenn sich die nachgefragte Liquidität nicht länger mit ihren Vorstellungen deckt. Die perfekte Steuerung des Tagesgeldzinses durch eine Refinanzierungsfazilität wird durchbrochen, wenn die gesamte Refinanzierung des Bankensektors auf Null fällt und zusätzliche Devisenzuflüsse zu einem Druck auf den Geldmarktzins führen. Um die Kontrolle über den Geldmarktsatz nicht zu verlieren, benötigt die Zentralbank in einem derartigen Szenario eine Anlagefazilität zur Absorption des überschüssigen Zentralbankgelds. Der Zins für diese Anlage ist dann die Untergrenze am Geldmarkt.

Hingegen basiert eine Geldbasissteuerung überwiegend auf dem Kauf oder Verkauf von Wertpapieren oder Devisen durch die Zentralbank. Dabei handelt es sich typischerweise um Geschäfte, die mit einer entgegengesetzten (Rück-) Kaufsvereinbarung in der Zukunft verbunden sind (Swap- oder Pensionsgeschäfte). Die gebräuchlichste Form dieser Geschäfte sind Wertpapierpensionsgeschäfte (Borio (1997)). Wertpapierpensionsgeschäfte sind Offenmarktgeschäfte mit Rückkaufsvereinbarungen über Wertpapiere, in denen die Zentralbank von Kreditinstituten Wertpapiere ankauft und ihnen damit für die Laufzeit des Geschäfts Zentralbankgeld zu Verfügung stellt. Als Gegenleistung erhält sie einen vorher festgelegten Zins.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Mit Ausnahme der Schweiz betreiben heute nahezu alle Länder eine Zinssteuerung. Ein wesentliches Argument hierfür ist, daß auf diese Weise inakzeptable Schwankungen des Tagesgeldzinses vermieden werden können (Goodhart (1994)). Im Zuge einer Zinssteuerung setzt die Zentralbank ihre angestrebten Ziele um in ein Operationsziel für den Tagesgeldzins, der unmittelbar von ihr beeinflußt werden kann. Um Unsicherheiten im Bankensektor zu vermeiden, versucht die Zentralbank das Operationsziel weitgehend zu stabilisieren und den Märkten gleichzeitig durch "signalling" eine Vorstellung über den angestrebten Zielwert zu vermitteln (Borio (1997, S. 19f)).[114] Dieses Verhalten impliziert, daß sich auf Basis der verfügbaren Informationen keine Änderungen des Zielwertes prognostizieren lassen: wenn Marktteilnehmer das Operationsziel korrekt wahrnehmen, ist der für die nächste(n) Periode(n) erwartete Tagesgeldzins gleich dem Operationsziel.

Im Unterschied zu der skizzierten Zinssteuerung über eine Refinanzierungsfazilität greifen Zentralbanken in der Realität vorwiegend auf Wertpapierpensionsgeschäfte zurück. Der Zentralbank kommt hier die Aufgabe zu, die Menge an Liquidität bereitstellen, die mit dem angestrebten Tagesgeldzins kompatibel ist. Primäre Voraussetzung hierfür ist die genaue Kenntnis der Zentralbankgeldnachfrage der Banken. Eine Möglichkeit der Zentralbank, die Zentralbankgeldnachfrage abzuschätzen, besteht darin, Banken durch ein Ausschreibungsverfahren bei der Vergabe von Wertpapierpensionsgeschäften (Zinstender) zu zwingen, ihre individuellen Nachfragefunktionen offenzulegen.

Die zweite Voraussetzung eines effektiven Liquiditätsmanagement ist, daß die Wertpapierpensionsgeschäfte eine Laufzeit von einem Tag besitzen und somit vollkommene Substitute zu täglichen Krediten am Interbankenmarkt sind. Kredite mit einer längeren Laufzeit können im Fall von temporären Liquiditätsüberschüssen (-defiziten) zu einem Angebots- (Nachfrage-) überschuß am Geldmarkt und damit zu Schwankungen des Tagesgeldzinses führen, da Banken nicht fähig (bereit) sind, diese Kredite kurzfristig zurückzuzahlen (neue Kredite aufzunehmen).[115]

Eine stabilisierende Wirkung auf den Tagesgeldzins üben Mindestreserveerfordernisse aus, da das Mindestreserve-Soll nur im Durchschnitt einer mehrwöchigen Periode erfüllt werden muß. Bei konstanten Erwartungen über den Tagesgeldzins der laufenden Periode und weitgehender Risikoneutralität der Banken werden transitorische Liquiditätsüberschüsse zur Vorauserfüllung des Mindestreserve-Solls verwendet und haben keinen Einfluß auf den Tagesgeld-

[114] Das "signalling" der Zentralbank kann durch ein explizites "announcement" des Zielwerts oder weitgehend implizit erfolgen, wobei in diesem Fall die Konditionen der Zentralbankgeldbereitstellung einen Anhaltspunkt für das angestrebte Operationsziel liefern.

[115] Vgl. Bofinger/Reischle/Schächter (1996), S. 398.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

zins. Der Tagesgeldzins bildet sich so, daß er dem für den nächsten Tag erwarteten Tagesgeldzins entspricht. Die Nachfrage nach Zentralbankgeld ist zu diesem Zins vollkommen elastisch. Die Pufferfunktion der Mindestreserve sinkt jedoch mit der Restdauer der Reserveperiode, da den Banken weniger Zeit bleibt, Defizite bzw. Überschüsse durch entsprechende Gegenpositionen auszugleichen. Am Ende der Reserveperiode ist die Nachfrage nach Zentralbankgeld vollkommen unelastisch.[116]

Als Konsequenz hieraus ergibt sich, daß Steuerungsfehler der Zentralbank sowie Wertpapierpensionsgeschäfte mit Laufzeiten über einem Tag bei schwankender Nachfrage nach Zentralbankgeld zu transitorischen Abweichungen des Tagesgeldzinses von der Zielgröße führen. Diese Abweichungen treten besonders am Ende der Mindestreserveperiode auf, wenn die Nachfrage nach Zentralbankgeld unelastisch ist.

Bei erfolgreichem "signalling" können transitorische Abweichungen des Tagesgeldzinses vom Zielwert von Transakteuren korrekt identifiziert werden. Damit verbunden ist ein hoher Prognosegehalt des Spread zwischen Einmonatszins und Tagesgeldzins für Änderungen des Tagesgeldzinses im nächsten Monat: der Spread zwischen Einmonatszins und Tagesgeldzins prognostiziert korrekt, daß der durchschnittliche Tagesgeldzins der nächsten Wochen näher am Zielwert liegen wird als der aktuelle.

6.2.2.3. Anpassungen des Operationsziels

Die Zentralbank ändert den Zielwert für den Tagesgeldzins, wenn sich aufgrund realer oder monetärer Schocks der Zusammenhang zwischen dem Operationsziel und der angestrebten Inflationsrate bzw. dem angestrebten Zwischenziel ändert oder wenn sie diese Ziele selbst ändert.[117, 118] Die notwendige Änderung des Zielwerts kann prinzipiell in einem großen Schritt oder mehreren aufeinanderfolgenden "Trippelschritten" erfolgen. Die beiden Optionen sind in Abbildung 6.1 dargestellt:

---

[116] Vgl. Borio (1997), S. 17-19.

[117] Im ersten Fall spricht man von einer technischen Änderung. Änderungen des Operationsziels aufgrund einer Änderung des Zwischenziels oder der angestrebten Inflationsrate heißen nicht-technisch (vgl. Dueker (1992)).

[118] Dies impliziert, daß der Tageszins einen guten Indikator geldpolitischer Aktionen darstellt. Diese Ansicht ist kompatibel mit neueren VAR-Analysen zum Liquiditätseffekt der Geldpolitik (vgl. Bernanke/Blinder (1992), Leeper/Sims/Zha (1996)). Bernanke/Blinder (1992) betrachten Innovationen des Tageszinses als Geldangebotsschocks und zeigen anhand von Impuls-Antwort-Folgen, daß eine auf diese Weise identifizierte expansive geldpolitische Maßnahme positive Outputwirkungen hat. Leeper/Sims/Zha (1996) weisen nach, daß der Tageszins in hohem Maße endogen auf Änderungen makroökonomischer Variablen reagiert und führen dies auf eine mehrdimensionale Zielfunktion der Zentralbank zurück.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

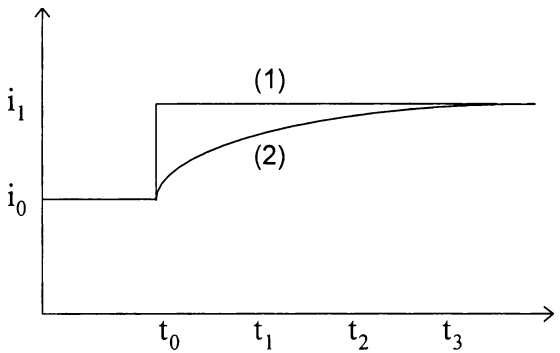


Abbildung 6.1: Anpassung des Operationsziels durch die Zentralbank

Zum Zeitpunkt t_0 beschließt die Zentralbank eine Änderung des Operationsziels von i_0 auf i_1. Die von der Zentralbank gewählte Vorgehensweise beim Übergang hängt von ihrer Zielfunktion ab. Ist die Zentralbank lediglich daran interessiert, die Varianz zwischen tatsächlicher und angestrebter Inflationsentwicklung zu minimieren, ist Strategie (1) vorzuziehen. Das Problem dieser Anpassungsstrategie besteht darin, daß starke Änderungen von Zinssätzen die Stabilität des Finanzsektors und bestehende Wechselkursabsprachen gefährden.

Im Unterschied zu Anpassungspfad (1) ermöglicht Pfad (2) den Marktteilnehmern sich sukzessive auf die veränderten Rahmenbedingungen und das neue Operationsziel einzustellen. Diese Zinsglättungsstrategie dient dazu, Unsicherheiten im Bankensektor und auf Devisenmärkten zu minimieren. Gleichzeitig verringert sich die Wahrscheinlichkeit, daß Änderungen des Operationsziels zurückgenommen werden müssen. Diese Vorteile werden allerdings durch eine höhere Varianz von Zwischen- und Endzielen erkauft.

Die Anpassungsstrategie der Zentralbank hat entscheidende Auswirkungen auf erwartete Änderungen des Operationsziels. Während bei Strategie (1) Änderungen des Zielwerts zu jedem Zeitpunkt unprognostizierbar sind, bestehen im Zuge der langsamen Anpassung (2) in t_1 und t_2 rationale Änderungserwartungen für das Operationsziel. Erst in t_3 sind keine weiteren Änderungen des Operationsziels prognostizierbar. Mittelfristig setzt sich der Random-Walk-Charakter des Operationsziels durch.

Daraus ergeben sich Konsequenzen für den Informationsgehalt des Spread zwischen mittel- und kurzfristigen Geldmarktzinsen. Betrachtet wird zunächst Fall (1). Die Random-Walk Eigenschaft des Operationsziels führt dazu, daß der Monatszins als Durchschnitt der erwarteten Tagesgeldzinsen in den nächsten 30 Tagen entscheidend von dem aktuellen Zielwert der Zentralbank (i_0 oder i_1)

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

geprägt wird. Da Zielwertänderungen unprognostizierbar sind, gilt dies auch für den erwarteten Monatszins in einem und zwei Monaten und für Drei- und Sechsmonatszinsen. Der Übergang zu einem neuen Operationsziel verschiebt hier die gesamte Zinsstruktur sofort um denselben Betrag nach oben oder unten, die für den Informationsgehalt des Spread verantwortliche Varianz erwarteter Zinsänderungen geht für beliebige Spreads gegen Null.

Im Unterschied hierzu ergeben sich bei einer Anpassung über "Trippelschritte" prognostizierbare Änderungen kurzfristiger Zinsen, die zu einem signifikanten Informationsgehalt von Spreads am kurzen Ende der Zinsstruktur führen. Auf welche Spreads dies im einzelnen zutrifft, hängt von der erwarteten Dauer des Übergangs ab. Beträgt beispielsweise die Dauer einer Anpassung des Operationsziels drei Monate, dann erwarten Transakteure in den Wochen nach dem ersten beobachteten Trippelschritt der Zentralbank weitere gleichgerichtete Schritte, was zu einem hohen Informationsgehalt des Spread zwischen Drei- (Zwei-) und Einmonatszins führt. Dagegen wird der aktuelle Sechsmonatszins als Durchschnitt von erwarteten Tageszinsen der nächsten 180 Tage bereits in hohem Maß von dem neuen Operationsziel (i_1) geprägt. Da weitere Zielwertänderungen nicht prognostizierbar sind, entspricht der erwartete Sechsmonatszins in sechs Monaten in etwa dem aktuellen Sechsmonatszins. Das Random-Walk-Verhalten des Sechsmonatszinses impliziert, daß die Varianz erwarteter Änderungen des Sechsmonatszinses und damit unter der Erwartungshypothese auch die Varianz zwischen Zwölf- und Sechsmonatszins gegen Null geht. Die Politik der Trippelschritte führt zu einem, mit zunehmender Laufzeit des einperiodigen Zinses monoton abnehmenden Informationsgehalt des Spread zwischen ein- und mehrperiodigem Zins für zukünftige Änderungen des einperiodigen Zinses.

Zusätzliche prognostizierbare Zinsänderungen ergeben sich im Vorfeld einer Anpassung des Operationsziels. Diese resultieren daraus, daß Anpassungen gewöhnlich nicht sofort stattfinden, sondern erst nachdem die Akkumulation neuer Informationen und die Persistenz der Schocks diese Änderung erfordern.

Im folgenden wird anhand verschiedener Geldmarktsteuerungsstrategien der amerikanischen Zentralbank gezeigt, daß die theoretischen Implikationen dieser Strategien mit den beobachteten amerikanischen Zinsstrukturevidenzen übereinstimmen (vgl. zu dieser Analyse Rudebusch (1995)).

6.3. Empirische Evidenzen

6.3.1. Geldmarktsteuerung und Zinsstruktur in den USA

Die Geldmarktsteuerung der amerikanischen Zentralbank seit Anfang der 70er Jahre läßt sich in drei Regime einteilen. Bevor auf die spezifischen Unter-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

schiede eingegangen wird, sind zwei regimeübergreifende Aspekte hervorzuheben:

1. Die Ziele der Federal Reserve Bank (Fed) sind nicht verbindlich geregelt. Eine allgemeine Richtlinie stellt der "Full-Employment and Balanced Growth Act" von 1978 dar. Danach sollen sich Geld- und Fiskalpolitik an den Zielen Vollbeschäftigung, Erhöhung des Realeinkommens, ausgeglichenes Haushaltsdefizit, Wachstum des Produktionspotentials, Verbesserung der Handelsbilanz und Preisniveaustabilität orientieren (Lombra (1993, S. 248)).
2. Die amerikanische Zentralbank ist von politischen Einflüssen in hohem Maß unabhängig. In Verbindung mit dem flexiblen Wechselkurs des US-Dollar gegenüber anderen Währungen führt dies dazu, daß die Geldbasis weitgehend ihrer Kontrolle unterliegt.

Im Zeitraum von 1970 bis September 1979 basierte die Geldmarktsteuerungsstrategie der Fed auf Zielen für den Tageszins (federal funds rate).[119] Durch Offenmarktoperationen am Geldmarkt versuchte die Fed, die federal funds rate in einem Band von ca. 50 Basispunkten um einen festgelegten Zielwert zu stabilisieren. Dieses Band wurde bei Bedarf an geänderte makroökonomische Konstellationen angepaßt. Im Oktober 1979 ist die amerikanische Zentralbank zu einer Steuerung der "Non-Borrowed Reserves" (Zentralbankguthaben von Banken, die nicht über Diskontkredite geschaffen wurden) übergegangen. Der Regimewechsel sollte ihren Spielraum für unpopuläre Zinserhöhungen erweitern und dadurch eine wirksamere Inflationsbekämpfung ermöglichen (Mishkin (1995)). Bei einer Steuerung der Non-Borrowed Reserves besitzt die kurzfristige Zentralbankgeld-Angebotsfunktion eine positive Steigung: ein positiver Geldnachfrageschock führt zu einer Erhöhung der Geldbasis (durch eine Erhöhung der "Borrowed-Reserves") und der federal funds rate. Mit dem Übergang zur Steuerung der Borrowed-Reserves (Diskontkredite) im Oktober 1982 ist die Fed faktisch zu einer Zinssteuerung des Geldmarkts zurückgekehrt.[120] Eine Besonderheit im Rahmen der Zinssteuerung ist die explizite Vorgabe des federal funds rate target.[121]

Die Steuerung der jeweiligen Zielgrößen erfolgt in allen Regimen im wesentlichen über Offenmarktoperationen. Dabei handelt es sich überwiegend um Wertpapierpensionsgeschäfte mit Laufzeiten von einem Tag bis zu zwei

---

[119] Den ebenfalls festgelegten Geldmengenzielen maß die Fed keine Bedeutung bei (vgl. Bernanke/Mishkin (1992)).

[120] Vgl. Roberds/Runkle/Whiteman (1996). Nach dem Übergang vom "lagged reserves accounting" zum "contemporaneous reserves accounting" im Februar 1984 kann die Geldmarktsteuerung der Fed als konstant angesehen werden.

[121] Seit Februar 1994 gibt die amerikanische Zentralbank die Zielgröße für die federal funds rate öffentlich bekannt. Vgl. Borio (1997), S. 25.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Wochen (Borio (1997, S. 27)), die in der Regel einmal täglich (um 11.30 Uhr) vorgenommen werden. Stehende Fazilitäten spielen lediglich eine untergeordnete Rolle. Die von der amerikanischen Zentralbank bereitgestellten Diskontkredite werden kaum in Anspruch genommen. Dies liegt einerseits daran, daß die Fed die Inanspruchnahme nur in Sonderfällen zuläßt, zum anderen wird eine Inanspruchnahme dieses Kredits seit Anfang der 90er Jahre als Zeichen einer unsoliden Finanzsituation interpretiert (Bofinger/Reischle/Schächter (1996, S. 441)). Eine Refinanzierungsfazilität und damit eine Obergrenze für den Geldmarkt existiert nicht. Die zweiwöchige Mindestreserveperiode (von Donnerstag bis Mittwoch der darauffolgenden Woche) dient dazu, kurzfristige Schwankungen des Tageszinses zu minimieren.[122]

Beim Übergang auf neue Zielwerte dominieren in den Phasen vor Oktober 1979 und nach Oktober 1982 Zinsglättungsüberlegungen (Goodfriend (1991)). Charakteristisch hierfür ist, daß Anpassungen des Operationsziels nicht sofort stattfinden, sondern erst nachdem die Akkumulation neuer Informationen und die Persistenz von Schocks diese Änderung notwendig machen. Hat die Fed eine Änderung des Operationsziels beschlossen, wird diese in kleinen, gleichgerichteten Schritten vorgenommen und selten sofort revidiert. Die Anpassung an den neuen Zielwert dauert etwa einen Monat. Darüber hinaus gehende Änderungen des Operationsziels sind nicht prognostizierbar: *"A target change establishes the presumption that, absent significant new information, the target will not be soon reversed"* (Goodfriend (1991, S.10)). Dieses Zinsglättungsmotiv trat in der Zeit zwischen Oktober 1979 und Oktober 1982 weitgehend in den Hintergrund.

Tabelle 6.1 stellt den Informationsgehalt der amerikanischen Zinsstruktur in den beiden Geldmarktsteuerungsregimen gegenüber. Die Ergebnisse zeigen das erwartete Muster. Die $\hat{\beta}$-Koeffizienten sind in der Phase, in der die Fed die Non-Borrowed-Reserves gesteuert hat, tendenziell höher als in der Periode, in der sie eine Zinssteuerung betrieb. Der hohe Informationsgehalt des Spread zwischen Monatszins und Tagesgeldzins für durchschnittliche Änderungen des Tagesgeldzinses im nächsten Monat ergibt sich aus transitorischen Abweichun gen des Tagesgeldzinses von dem von der amerikanischen Zentralbank angestrebten federal-funds-rate target.[123] Verantwortlich für diese Abweichungen sind die nicht kontinuierlich durchgeführten Offenmarktgeschäfte, die auch im Rahmen einer Zinssteuerung das wesentliche Instrument der Fed darstellen.

---

[122] Aus theoretischer Sicht sollte der Tageszins innerhalb der Mindestreserveperiode einem random-walk folgen (Kapitel 6.2.2.1). Hamilton (1996) zeigt, daß diese Hypothese für die USA abgelehnt werden muß.

[123] Diese Schwankungen treten speziell in einem System, in dem sich Erfüllungs- und Berechnungsperiode überlappen, am letzten Tag der Erfüllungsperiode auf (Roberds/ Runkle/Whiteman (1996, S. 36)).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 6.1

Zinsstrukturergebnisse für die USA

Spread \ Zielvariable	Non-Borrowed-Reserves		Federal funds rate	
	11.10.79 - 6.10.82		2.2.84 - 24.7.91	
(1 Mon. - 1 Tag)	0,6626 [a] (0,1348)	[0,1860]	0,7108 [a] (0,0873)	[0,4387]
(2 Mon. - 1 Mon.)	0,6962 (0,5389)	[0,0230]	0,5924 [a] (0,0983)	[0,1524]
(3 Mon. - 1 Mon.)	0,7750 (0,5943)	[0,0328]	0,3935 [b] (0,1437)	[0,0660]
(6 Mon. - 3 Mon.)	1,3203 [a] (0,2670)	[0,0858]	-0,1411 (0,6079)	[0,0016]

Quelle: Roberds/Runkle/Whiteman (1996). Die erste Zeile enthält den geschätzten β-Koeffizienten der Regression: $m/n \sum_{i=0}^{n/m-1} R_{t+i}^{(m)} - R_t^{(m)} = a + \beta \left(R_t^{(n)} - R_t^{(m)}\right) + v_{t+n-m}$. Die zweite Zeile enthält den Standardfehler des Koeffizienten. Das R^2 der Regression steht in eckigen Klammern. a,b,c = signifikant auf 1%,5%, 10% Niveau.

Der hohe Informationsgehalt des Spread zwischen Zwei- (Drei-) und Einmonatszins resultiert aus prognostizierbaren Änderungen des Einmonatszinses, die sich im Zuge einer Anpassung des Operationsziels über "Trippelschritte" ergeben. Da der Übergang zu einem neuen Operationsziel nach ein bis eineinhalb Monaten abgeschlossen ist, werden Drei- und Sechsmonatszinsen zum Random-Walk (vgl. Kapitel 6.2.2.2). In Verbindung mit zeitvariablen Risikoprämien impliziert diese Eigenschaft einen nicht signifikant von Null verschiedenen Informationsgehalt des Spread zwischen Sechs- und Dreimonats- respektive Zwölf- und Sechsmonatszins (vgl. Tabelle 2.1).[124]

Im Unterschied hierzu kann in der Phase, in der die Zentralbank eine Geldmengensteuerung betrieb, die Gültigkeit der Erwartungshypothese für Drei- und Sechsmonatszinsen nicht abgelehnt werden. Der Informationsgehalt der Zinsstruktur in diesem Bereich wird offensichtlich geprägt vom trade-off zwischen Zinsglättungsmotiv und anderen geldpolitischen Zielvorstellungen. Dieses Ergebnis ist mit den Aussagen des McCallum (1994b)-Modells kompatibel.

[124] Dieser Sachverhalt stimmt mit den bereits zitierten Ergebnissen von Cook/Hahn (1989) überein. Eine Änderung des federal funds rate target oder des Diskontsatzes verschiebt die Zinsstruktur parallel und läßt damit den Spread unverändert.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die Ergebnisse für die USA lassen sich aufgrund institutioneller Unterschiede und alternativer Zielsetzungen von Zentralbanken nicht unmittelbar auf andere Länder übertragen. Im folgenden wird analysiert, ob sich unterschiedliche Geldmarktsteuerungsstrategien und von den Zielen der Fed divergierende Zielsetzungen der Deutschen Bundesbank in den Eigenschaften der Zinsstruktur niedergeschlagen haben. Dies ließe sich als zusätzliche Evidenz der von Rudebusch (1995) und McCallum (1994b) angeführten theoretischen Argumente interpretieren.

6.3.2. Geldmarktsteuerung und Zinsstruktur in Deutschland

6.3.2.1. Die Geldpolitik der Deutschen Bundesbank

Das vorrangige Ziel der Bundesbank ist es, durch Erreichen eines Geldmengenziels Preisniveaustabilität zu sichern.[125,126] Dazu setzt die Bundesbank ihr Geldmengenziel um in ein Operationsziel für den Tageszins am Geldmarkt.[127] Im Rahmen der Geldmarktsteuerung versucht sie, durch Einsatz ihrer geldpolitischen Instrumente den angestrebten Tagesgeldzins zu realisieren.[128] Die Bundesbank ändert ihr Operationsziel für den Tagesgeldzins, wenn sich infolge neuer Informationen herausstellt, daß ihr bisheriger Zielwert nicht mehr mit der angestrebten Geldmengenentwicklung kompatibel ist.[129]

Die Bundesbank hat mehrfach betont, daß das Geldmengenziel nicht die alleinige Richtschnur ihres Handelns darstellt (Issing (1997)). Weitere Zielsetzungen sind Output- und Beschäftigungsziele sowie die Stabilität von Zinsen und Wechselkursen. Wechselkursziele sind aus zwei Überlegungen heraus relevant. Zum einen ist die Bundesbank im Rahmen des EWS verpflichtet, stabile Paritäten der DM zu den anderen am Wechselkursmechanismus teil-

---

[125] Die Voraussetzung für eine erfolgreiche Geldmengenstrategie ist die Stabilität der Geldnachfrage. Empirische Untersuchungen der Deutschen Bundesbank (1997a) zeigen, daß diese Bedingung vor und nach der deutschen Wiedervereinigung erfüllt ist.

[126] Bernanke/Mihov (1997) zeigen anhand von Impuls-Antwort-Folgen, daß die Bundesbank wesentlich stärker auf Inflationsschocks als auf Geldmengenschocks reagiert. Daraus folgern sie, daß die Politik der Bundesbank eher als "Inflationtargeting" denn als Geldmengensteuerung charakterisiert werden kann.

[127] Dies belegt folgendes Zitat: "Im Rahmen der indirekten Geldmengensteuerung ist der Tagesgeldsatz für die Bundesbank die zentrale Größe, an der sie ihren zinspolitischen Hebel direkt ansetzt". Deutsche Bundesbank (1995a), S. 46.

[128] Zu einer ausführlichen Darstellung der geldpolitischen Instrumente und ihrer Wirkungsweise vgl. Deutsche Bundesbank (1995a) und Bofinger/Reischle/Schächter (1996).

[129] Vgl. Deutsche Bundesbank (1995a), S. 96. Eine modelltheoretische Analyse des deutschen Geldangebotsprozesses liefert Von Hagen (1988).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

nehmenden Währungen aufrechtzuerhalten, zum anderen versucht sie, durch Interventionen am DM-Dollar Markt eine zu starke Auf- oder Abwertung der DM gegenüber dem US-Dollar zu verhindern (Von Hagen (1989, S. 54)). Durch die Stabilität von Wechselkursen soll ein Verlust an Wettbewerbsfähigkeit bzw. eine Gefährdung der Preisniveaustabilität (durch eine Verteuerung der Importe) vermieden werden. Von Hagen (1989) zeigt, daß Wechselkursziele immer dann in den Vordergrund rücken, wenn die DM gleichzeitig gegenüber dem Dollar und den EWS-Währungen stark oder schwach ist.

Die Steuerung des Tagesgeldzinses

In der Praxis steuert die Bundesbank den Tagesgeldzins innerhalb eines etwa zwei Prozentpunkte breiten Bandes. Die Obergrenze dieses Bandes ist der Lombardsatz. Lombardkredite werden von der Zentralbank im Prinzip ohne quantitative Begrenzung vergeben und können täglich zurückgezahlt werden. Die maximale Laufzeit von Lombardkrediten beträgt 90 Tage. Eine Untergrenze für den Tagesgeldzins ist gewöhnlich der Diskontsatz. Im Rahmen der Diskontpolitik legt die Bundesbank für jedes Kreditinstitut ein bestimmtes Kontingent fest, in dem sie bereit ist, von den Kreditinstituten Wechsel anzukaufen. Die Wechsel müssen innerhalb von 20 bis 90 Tagen fällig werden. Für die mit dem Ankauf verbundene Bereitstellung von Zentralbankgeld verlangt die Bundesbank einen einheitlich festgelegten Zins: den Diskontsatz. Da der Diskontkredit für Banken im Normalfall die günstigste Form der Refinanzierung darstellt, sind die Kreditlinien in der Regel ausgeschöpft. Die liquiditätsabsorbierende Funktion von Diskontkrediten ergibt sich daraus, daß Banken durch Verzicht auf die Neueinreichung von Wechseln in begrenztem Ausmaß Liquiditätsüberschüsse beseitigen können. Darüber hinaus hat die Bundesbank die Möglichkeit, Liquiditätsüberschüsse durch Abgabe von Bundes-Liquiditätspapieren (Bulis) abzuschöpfen.[130] In diesem Fall ist der Abgabesatz für Liquiditätspapiere die relevante Untergrenze am Geldmarkt. Eine zinsstabilisierende Wirkung innerhalb des Bandes übt die im Monatsdurchschnitt zu erfüllende Mindestreserve aus.[131]

Das wichtigste Instrument der Bundesbank sind heute Offenmarktgeschäfte mit festverzinslichen Wertpapieren unter Rückkaufsvereinbarung (Wertpapierpensionsgeschäfte). Diese Geschäfte werden von der Bundesbank über ein Ausschreibungsverfahren (Tenderverfahren) abgewickelt. Dabei wird zwischen Mengentender- und Zinstenderverfahren unterschieden. Stark vereinfacht stellt

[130] Im März 1993 haben die Bulis die bis dahin zur Absorption von Devisenzuflüssen verwendeten Mobilisierungs- und Liquiditätspapiere ersetzt.

[131] Vgl. zur Steuerung des Tagesgeldzinses innerhalb eines Zinsbandes den Monatsbericht der Deutschen Bundesbank vom Mai 1994, S. 62-64.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

das Mengentenderverfahren eine Preisfixierung, das Zinstenderverfahren eine Mengenfixierung durch die Bundesbank dar (vgl. Jaenicke (1995)). Ein weiteres Instrument der Zentralbank sind Devisenswap- und Devisenpensionsgeschäfte.

Die Handhabung und relative Bedeutung der geldpolitischen Instrumente hat sich in den letzten 20 Jahren mehrfach geändert. Konkret lassen sich im Zeitraum zwischen 1975 und 1997 drei Geldmarktsteuerungsregime abgrenzen. Die Entwicklung des Euro-DM-Tagesgeldzinses in den entsprechenden Teilzeiträumen ist in Abbildung 6.2 dargestellt.

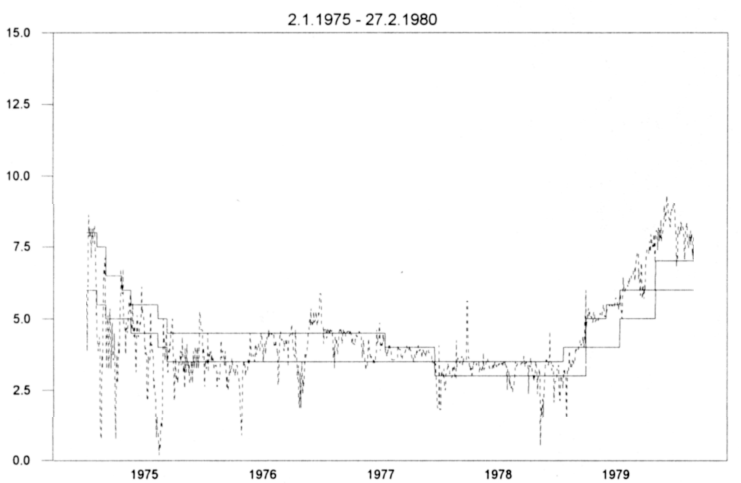
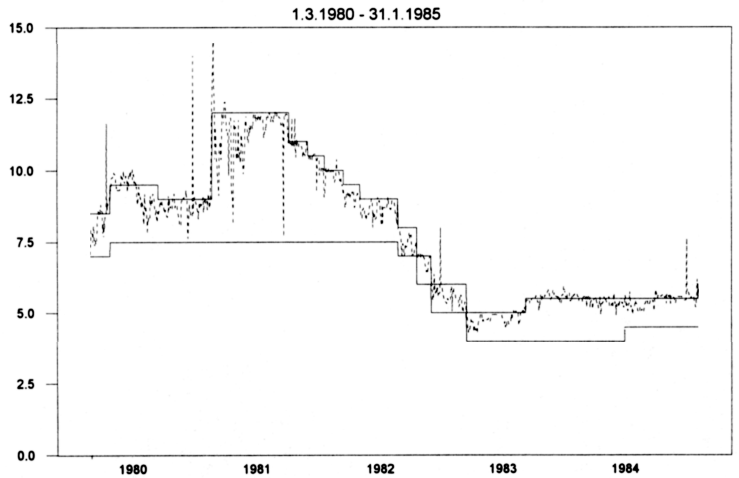


Abbildung 6.2: Der Euro-DM Tagesgeldzins in unterschiedlichen geldpolitischen Regimen (I)

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH



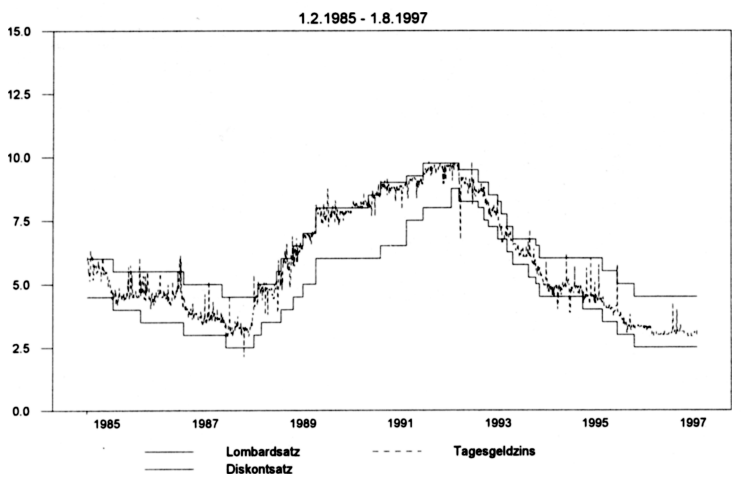


Abbildung 6.2: Der Euro-DM Tagesgeldzins in unterschiedlichen geldpolitischen Regimen (II)

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die Geldmarktsteuerung von 1975 bis 1980

Bis zu Beginn der 80er Jahre wurde die Geldmarktsteuerung von der Bundesbank in erster Linie durch Änderungen der Mindestreservesätze und durch Variationen der Konditionen für Diskont- und Lombardkredite vorgenommen. Diese traditionelle Vorgehensweise war für eine präzise Zinssteuerung nicht flexibel genug. Insbesondere bis Ende 1978 kam es aufgrund massiver Devisenzuflüsse durch Stützungskäufe der Bundesbank im Europäischen Wechselkursverbund zu hohen Liquiditätsüberschüssen, die nur zum Teil durch Mobilisierungs- und Liquiditätspapiere abgeschöpft werden konnten. Damit verbunden sank der Tagesgeldzins häufig unter das durch Diskont- und Lombardzins vorgegebene Zinsband. Umgekehrt kam es im Zuge der anschließenden DM-Schwäche und durch die Einführung einer quantitativen Begrenzung von Lombardkrediten im Herbst 1979 zu einer Überschreitung des Lombardsatzes durch den Tagesgeldzins.

Die starre Geldmarktsteuerung: 1980 bis 1985

Die Aufhebung der Lombardlinien im März 1980[132] markiert eine Änderung im Geldmarktsteuerungsverfahren. Zwischen März 1980 und Januar 1985 erfolgte die Zinssteuerung der Bundesbank im wesentlichen über Lombardkredite.[133] Die Grundversorgung der Kreditinstitute mit Zentralbankgeld wurde von der Bundesbank so knapp gestaltet, daß stets eine ausreichende Lombardverschuldung der Banken bei der Zentralbank bestand. Innerhalb dieser "starren Geldmarktsteuerung" ist der Lombardsatz gleichzeitig Ober- und Untergrenze für den Tageszins am Geldmarkt. Geänderte Geldmarktkonstellationen schlagen sich lediglich im Grad der Inanspruchnahme von Lombardkrediten nieder und sind kaum am Tagesgeldzins ablesbar. Transitorische Abweichungen des Tagesgeldzinses vom Zielwert werden auf diese Weise minimiert.[134]

Die flexible Geldmarktsteuerung: 1985 bis 1997

Im Februar 1985 ist die Bundesbank zur sogenannten "flexiblen Geldmarktsteuerung" übergegangen. In diesem Regime wird die Nachfrage der Banken nach Zentralbankgeld im wesentlichen über den revolvierenden Abschluß von Wertpapierpensionsgeschäften gedeckt, die einmal pro Woche angeboten

---

[132] Vgl. den Geschäftsbericht der Deutschen Bundesbank für das Jahr 1980, S. 33.

[133] In den Jahren 1981 und 1982 setzte die Bundesbank sogenannte Sonderlombardkredite ein. Vgl. den Geschäftsbericht der Deutschen Bundesbank für das Jahr 1981.

[134] Vgl. Wasmund/Alexander/Ahrens (1996). Die Autoren weisen anhand eines GARCH-Modells für den Tagesgeldzins nach, daß Schwankungen des Tagesgeldzinses während der Zeit der starren Geldmarktsteuerung niedriger sind als im aktuellen Geldmarktsteuerungsregime.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

werden. Bis Oktober 1992 hat die Bundesbank in der Regel sechs solcher Wertpapierpensionsgeschäfte im Monat abgeschlossen, davon vier mit Laufzeiten von 30 Tagen und zwei mit Laufzeiten von 60 Tagen. Seit Oktober 1992 beträgt die Laufzeit der Wertpapierpensionsgeschäfte 14 Tage.[135] Der Zins für diese Geschäfte wird unterhalb des Lombardzinses angesiedelt. Lombardkredite werden in diesem Regime lediglich zum Ausgleich von Spitzen am Geldmarkt in Anspruch genommen. Im Unterschied zur starren Geldmarktsteuerung liegt der Tagesgeldzins daher je nach Liquiditätslage im Band zwischen Diskont- und Lombardzins. Ein Vorteil dieses Verfahrens besteht darin, daß Geldangebots- oder Geldnachfrageschocks von allen Marktteilnehmern am Tagesgeldzins abgelesen werden können. Dies versetzt die Bundesbank in die Lage, durch Verknappung der Geldbasis den Tagesgeldzins zunächst gegen den Lombardzins zu steuern und damit nachfolgende Änderungen der Leitzinssätze als rein geldmarkttechnisch zu begründen. Dies dient dazu, die Akzeptanz von in der Öffentlichkeit unpopulären Zinserhöhungen zu verbessern (vgl. Rohde (1995, S. 259)).

Die Änderung der Geldmarktsteuerungsstrategie zeigt sich am Anteil der Lombardkredite an der Gesamtrefinanzierung der Kreditinstitute. Lag dieser Anteil 1980 noch bei 10,5% ging er 1985 auf 1,5% und bis 1995 auf 0,3% zurück. Gleichzeitig ist der Anteil der Wertpapierpensionsgeschäfte an der Gesamtrefinanzierung der Banken von 6,0% im Jahr 1980 auf 34,7% (1985) und 66,3% (1995) gestiegen (vgl. Bofinger/Reischle/Schächter (1996, Tabelle 6.8)).

Durch den revolvierenden Einsatz und das hohe Volumen der Wertpapierpensionsgeschäfte erhält die Bundesbank die Möglichkeit, das Geldmarktgeschehen aktiv zu beeinflussen. Beispielsweise können durch Kürzung der zur Prolongation anstehenden Wertpapierpensionsgeschäfte positive Schocks in der Entwicklung der Marktfaktoren Bargeldumlauf, öffentliche Kassentransaktionen (bis Ende 1993), schwebende Verrechnungen und Devisenzuflüsse aufgefangen werden. Dies zeigte sich eindrucksvoll im September 1992, als der Bundesbank im Verlauf der EWS-Krise in einer Woche Devisen im Wert von 44,3 Mrd. DM zuflossen. Mit Hilfe ihres flexiblen Instrumentariums gelang es der Bundesbank, den Kreditinstituten gleichzeitig rund 53,5 Mrd. DM an Zentralbankgeld zu entziehen und damit den Devisenzufluß vollständig zu sterilisieren, ohne daß sich starke Zinsschwankungen ergeben hätten.[136]

Diese Beschreibung zeigt, daß das flexible Geldmarktsteuerungsverfahren der Bundesbank und die aktuelle Geldmarktsteuerungsstrategie der Fed große

[135] Vgl. Rohde (1995), S. 255.

[136] Vgl. Rohde (1995), S. 261. Der Beitrag von Rohde (1995) enthält eine detaillierte Analyse des starren und des flexiblen Geldmarktsteuerungsverfahrens.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 6.2

Hauptcharakteristika verschiedener Geldmarktsteuerungsverfahren

	Federal Reserve Bank (seit 1984)	Deutsche Bundesbank 1/75-2/80	3/80-1/85	seit 2/85	Europäische Zentralbank
Operationsziel	Federal funds rate	Tagesgeldzins	Tagesgeldzins	Tagesgeldzins	Tagesgeldzins
Bekanntgabe	explizit [a]	implizit [b]	implizit [b]	implizit [b]	implizit [b]
Hauptrefinanzierungs-instrument	Wertpapierpensions-geschäfte	Diskontkredite	Lombard-/Sonder-lombardkredite	Wertpapierpensions-geschäfte	Wertpapierpensions-geschäfte
Laufzeit	1-15 Tage	≈ 1-3 Monate	täglich kündbar	2 Wochen [d]	2 Wochen
Rhythmus	täglich	ständig	ständig	wöchentlich	wöchentlich
Stehende Fazilitäten					
Spitzenrefinanzierungs-fazilität	nein	ja/nein [c]	ja	ja	ja
Einlagefazilität	nein	nein	nein	nein	ja
Subventionierte Kredite	Diskont	Diskont	Diskont	Diskont	nein
Mindestreservepflicht	ja	ja	ja	ja	ja
Dauer der Periode	14 Tage	1 Monat	1 Monat	1 Monat	1 Monat
Geldpolitische Restriktionen	nein	Teilnahme am euro-päischen Wechsel-kursverbund	Teilnahme am EWS, häufige Realignments	Teilnahme am EWS, keine Realignments von 1987 bis 1992/93	?

Quelle: Borio(1997), EMI(1997)

[a] Seit 1994 gibt die Fed explizit den Zielwert für die federal funds rate bekannt, [b] Das Operationsziel kann implizit am Satz des Hauptrefinanzierungsinstruments abgelesen werden; [c] Im Herbst 1979 wurde die Lombardvergabe eingeschränkt, [d] Vor Oktober 1992 betrug die Laufzeit 4 und 8 Wochen.

Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH
DOI: https://doi.org/10.5590/978-3-428-49714-0

Ähnlichkeiten aufweisen. Ein Unterschied ist darin zu sehen, daß die Bundesbank den Zielwert für den Tagesgeldzins nicht explizit formuliert. Implizit kann dieser Wert allerdings am Hauptrefinanzierungsinstrument der Bundesbank abgelesen werden.[137] Ein weiterer Unterschied besteht in den bereits angesprochenen expliziten (gegenüber den EWS-Währungen) oder impliziten Wechselkurszielen (gegenüber dem US-Dollar). Diese traten insbesondere in der Phase zwischen 1987 und 1993 in den Vordergrund, in der, im Unterschied zur Anfangszeit des EWS, notwendige Realignments nicht vorgenommen wurden. In Tabelle 6.2 sind in einer Übersicht die wesentlichen Elemente der Geldmarktsteuerung der Bundesbank und der amerikanischen Zentralbank gegenübergestellt. Die rechte Spalte zeigt die voraussichtliche Geldmarktsteuerungsstrategie der Europäischen Zentralbank (EMI (1997)). Wenn ein signifikanter Zusammenhang zwischen Geldmarktsteuerung und Zinsstrukturevidenzen nachgewiesen werden kann, impliziert die Ähnlichkeit zwischen der Geldmarktsteuerung der zukünftigen Europäischen Zentralbank und der Deutschen Bundesbank eine vergleichbare Prognostizierbarkeit von Geldmarktzinssätzen.

6.3.2.2. Zinsstrukturevidenzen in unterschiedlichen geldpolitischen Regimen

Im folgenden soll analysiert werden, ob sich die unterschiedlichen Geldmarktsteuerungsstrategien der Bundesbank in den letzten 20 Jahren in den Eigenschaften der Zinsstruktur niedergeschlagen haben. Darüber hinaus ist zu untersuchen, ob die Annäherung der deutschen an die amerikanische Geldmarktsteuerungsstrategie (Bernanke/Mihov (1997)) in den Zinsstrukturevidenzen erkennbar ist. Ferner stellt sich die Frage, ob die Interventionsverpflichtungen der Bundesbank innerhalb des EWS und die damit verbundenen Wechselkurszielsetzungen zu einem unterschiedlichen Informationsgehalt in der deutschen und amerikanischen Zinsstruktur führen. Zur besseren Orientierung sind in Tabelle 6.3 nochmals die Ergebnisse zum Informationsgehalt der Euro-DM-Zinsstruktur für die einzelnen Teilperioden systematisch gegenübergestellt. Die Resultate wurden den Tabellen 3.18 und 3.19 entnommen.

Es wird deutlich, daß zum Teil signifikante Unterschiede zwischen den einzelnen Teilzeiträumen bestehen. Der geschätzte β-Koeffizient und das korrespondierende Bestimmtheitsmaß ist für nahezu alle Regressionen im ersten und dritten Teilzeitraum deutlich höher als im mittleren Regime, was den vermuteten Zusammenhang zwischen Geldmarktsteuerungsverfahren und der Prognostizierbarkeit von Zinsänderungen unterstützt. Dieser Zusammenhang ist Gegenstand der folgenden Analyse.

---

[137] Bernanke/Mihov (1997) benutzen den Lombardzins als Proxy-Größe für das Operationsziel der Bundesbank.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 6.3

Zinsstrukturevidenzen in unterschiedlichen geldpolitischen Regimen

$$\frac{m}{n}\left(\sum_{i=0}^{\frac{n}{m}-1} R_{t+mi}^{(m)}\right) - R_t^{(m)} = \alpha + \beta(R_t^{(n)} - R_t^{(m)}) + v_{t+n-m}$$

Zeitraum	1/75-2/80	3/80-1/85	2/85-8/97	1/75-8/97
	n = 22 Tage, m = 1 Tag			
$\hat{\beta}$	0,8735 [a]	0,4422 [a]	0,6552 [a]	0,6218 [a]
se($\hat{\beta}$)	0,0623	0,0619	0,0589	0,0563
R^2	0,4139	0,2456	0,4226	0,3255
see	0,5493	0,4016	0,1946	0,3661
	n = 3 Monate, m = 1 Monat			
$\hat{\beta}$	0,8190 [a]	0,6903 [a]	0,6403 [a]	0,6888 [a]
se($\hat{\beta}$)	0,0912	0,1414	0,1388	0,0696
R^2	0,2411	0,1054	0,2431	0,1783
see	0,3816	0,4660	0,2000	0,3202
	n = 6 Monate, m = 3 Monate			
$\hat{\beta}$	0,3007 [b]	-0,0472	0,6196 [a]	0,3262 [a]
se($\hat{\beta}$)	0,1510	0,2450	0,1212	0,1072
R^2	0,0370	0,0004	0,1590	0,0404
see	0,4422	0,5579	0,2517	0,3882
	n = 12 Monate, m = 6 Monate			
$\hat{\beta}$	-0,2202	0,0770	0,7338 [a]	0,3074
se($\hat{\beta}$)	0,2664	0,4608	0,2197	0,2092
R^2	0,0133	0,0006	0,1466	0,0230
see	0,6520	0,9253	0,4101	0,6175

β ist der mit OLS geschätzte Regressionskoeffizient der oben dargestellten Regression. se(β) bezeichnet den heteroskedastizitäts- und autokorrelationskonsistenten Standardfehler (Hansen (1982)). R^2 ist das Bestimmtheitsmaß der Regression und see die Standardabweichung der Residuen. a, b, c kennzeichnen signifikante Teststatistiken auf 1%-, 5%- bzw. 10% Niveau.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

6.3.2.2.1. Der Spread zwischen Monats- und Tagesgeldzins

Die Ergebnisse bezüglich des Informationsgehalt des Spread zwischen Monats- und Tagesgeldzins für zukünftige Änderungen des Tagesgeldzinses stimmen mit den in Kapitel 6.2.2.2 angestellten theoretischen Überlegungen überein. Infolge der unzureichenden Flexibilität der Geldmarktsteuerung im ersten, bzw. der nur im wöchentlichen Rhythmus angebotenen Wertpapierpensionsgeschäfte im dritten Teilzeitraum, kommt es zu starken transitorischen Abweichungen des Tagesgeldzinses vom Zielwert, die zu einem hohen Informationsgehalt des Spread zwischen Monats- und Tagesgeldzins führen. Dabei ist noch zu diskutieren, inwieweit der hohe Informationsgehalt allein auf die hohen transitorischen Schwankungen am Monatsende zurückzuführen ist. Der Unterschied zwischen dem ersten und dem dritten Regime wird in der Standardabweichung der Residuen sichtbar. Zwar kann in beiden Regimen in etwa die gleiche Varianz des durchschnittlichen Tagesgeldzinses erklärt werden (ca. 40%), allerdings sind Gesamtvarianz und unerklärte Varianz des durchschnittlichen Tagesgeldzinses im ersten Regime mehr als doppelt so hoch.

Im Unterschied zum ersten und dritten Geldmarktsteuerungsregime ist der Informationsgehalt des Spread zwischen Monats- und Tagesgeldzins bei starrer Geldmarktsteuerung deutlich geringer: das Bestimmtheitsmaß der Regression beträgt 25%. Die Ursache hierfür ist, daß durch die Refinanzierungsfazilität transitorische Schwankungen des Tagesgeldzinses minimiert werden.

Interessant ist ein Vergleich zwischen dem aktuellen amerikanischen und deutschen Geldmarktsteuerungsverfahren. Da der Tageszins in beiden Regimen durch ein annähernd gleiches Instrumentarium gesteuert wird, ist ein ähnlich hoher Informationsgehalt des Spread zwischen Monats- und Tagesgeldzins zu vermuten. Diese Hypothese wird durch die Ergebnisse in den Tabellen 6.1 und 6.3 gestützt. Die β-Koeffizienten liegen mit 0,71 (USA) und 0,66 (BRD) in beiden Ländern eng beieinander und die Spreads erklären mit 44% (USA) und 42% (BRD) einen etwa gleich hohen Anteil der Schwankungen des durchschnittlichen Tagesgeldzinses. Dieses Resultat zeigt, daß die weniger explizite Zielvorgabe für den Tagesgeldzins in Deutschland nicht dazu führt, daß die Märkte die steuerungsbedingten Schwankungen des Tagesgeldzinses fehlinterpretieren.[138]

6.3.2.2.2. Der Spread zwischen Drei- und Einmonatszins

Im folgenden werden die Ergebnisse für den Informationsgehalt des Spread zwischen Drei- und Einmonatszins für Änderungen des Einmonatszinses in den

[138] Dieses Ergebnis stützt die Ansicht der Deutsche Bundesbank (1996a, S. 38), nach der Schwankungen am Tagesgeldmarkt "offensichtlich" als vorübergehend erkannt werden.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

nächsten beiden Monaten betrachtet. Es wird deutlich, daß dieser Spread in allen drei Regimen einen hohen Informationsgehalt besitzt. Für die USA wurde argumentiert, daß sich dieses Resultat aus Zinsglättungsüberlegungen der Zentralbank ergibt: notwendige Änderungen des Operationsziels werden in kleine aufeinanderfolgende Schritte zerlegt und im Normalfall nicht rückgängig gemacht. Dies entspricht exakt der Vorgehensweise der Bundesbank seit 1985. Das Operationsziel wird hier durch den Wertpapierpensionssatz als "operativen Leitzins" (Deutsche Bundesbank (1994, S. 64)) symbolisiert. Die Anpassung dieses Leitzinses erfolgt über "Trippelschritte", die in der Regel einen halben Prozentpunkt pro Monat nicht überschreiten.[139] Dies führt zu einer signifikanten Autokorrelation der Änderungen des Einmonatszinses, die sich in dem hohen Prognosegehalt des Spread zwischen Drei- und Einmonatszins widerspiegelt.

Für eine schrittweise Anpassung des Operationsziels besaß die Bundesbank vor 1985 nicht das adäquate Instrumentarium. Der durchschnittliche Abstand zwischen zwei aufeinanderfolgenden Leitzinsänderungen (Diskont- oder Lombardsatz) liegt, mit Ausnahme von 1975, deutlich über zwei Monaten, so daß der signifikante Informationsgehalt kaum durch "Trippelschritte" zu erklären ist. Änderungen des Operationsziels werden hier in einem Schritt vorgenommen. Dies wird dadurch unterstützt, daß die durchschnittliche absolute Änderung von Diskont- und Lombardsatz in der Zeit zwischen Januar 1975 und Januar 1985 deutlich größer ist als in der Folgeperiode.[140] Die Erklärung für den signifikanten Informationsgehalt des Spread zwischen Drei- und Einmonatszins in dieser Periode ist, daß Änderungen des Operationsziels vielfach erst dann erfolgen, wenn eine dauerhafte Verfehlung eines geldpolitischen Ziels einen derartigen Schritt erforderlich macht. Da Zielverfehlungen von allen Transakteuren beobachtet werden können, lassen sich Leitzinsänderungen innerhalb der nächsten ein bis zwei Monate häufig vorhersagen.[141]

Der Informationsgehalt des Spread entspringt in allen Regimen aus der Notwendigkeit, Banken auf Zinsänderungen, speziell Zinserhöhungen, vorzubereiten. Bei flexibler Geldmarktsteuerung signalisiert die Bundesbank eine Änderung des Operationsziels frühzeitig durch Änderungen des Wertpapier-

---

[139] Vgl. Bofinger/Reischle/Schächter (1996), S. 434.

[140] Die durchschnittliche absolute Änderung von Diskont (D)- und Lombardsatz (L), (D+L)/2, betrug im Zeitraum von 1975 bis Januar 1985 58 Basispunkte, von Februar 1985 bis 1997 40 Basispunkte.

[141] Dies stimmt mit einer Beobachtung von Mishkin/Posen (1997) überein. Mishkin/Posen (1997) zeigen, daß die Bundesbank häufig von der Möglichkeit Gebrauch macht, ihre Maßnahmen gegenüber der Öffentlichkeit zu erklären, insbesondere im Hinblick auf deren Bedeutung für den zukünftigen Kurs der Geldpolitik und dessen Implikationen für kurz- und mittelfristige Zinsen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

pensionssatzes in der Phase vor 1985 in erster Linie dadurch, daß sie die Änderung solange hinauszögert, bis sie für alle Marktteilnehmer absehbar ist.

Ein Vergleich der Ergebnisse für die BRD und die USA im jeweils aktuellen Steuerungsregime läßt vermuten, daß Anpassungen des Operationsziels in Deutschland langsamer erfolgen: Bestimmtheitsmaß (24%) und $\hat{\beta}$-Koeffizient (0,64) einer Regression der durchschnittlichen Änderung des Einmonatszinses in den nächsten beiden Monaten auf den Spread zwischen Drei- und Einmonatszins liegen deutlich über den Werten für die USA (7% und 0,39) und entsprechen ungefähr den amerikanischen Resultaten bezüglich des Informationsgehalt des Spread zwischen Zwei- und Einmonatszins (15% und 0,59).

6.3.2.2.3. Der Informationsgehalt in längerfristigen Spreads

Tabelle 6.3 zeigt, daß der Informationsgehalt des Spread zwischen Sechs- und Dreimonatszins für Änderungen des Dreimonatszinses in drei Monaten in den einzelnen Regimen unterschiedlich hoch ist. Im Zeitraum von März 1980 bis Januar 1985 lassen sich Änderungen des Dreimontszinses nicht prognostizieren: der geschätzte β-Koeffizient ist nicht signifikant von Null verschieden und das Bestimmtheitsmaß der Regression liegt unter 1%. Parallel hierzu weist auch der Spread zwischen Zwölf- und Sechsmonatszins in dieser Periode keinen Informationsgehalt für Änderungen des Sechsmonatszinses in sechs Monaten auf. Nur wenig besser lassen sich Drei- und Sechsmonatszinsen im ersten Teilzeitraum prognostizieren: das Bestimmtheitsmaß der korrespondierenden Regressionen liegt bei ca. 4% bzw. 1%. Die Ergebnisse stimmen mit den theoretischen Implikationen der Geldmarktsteuerungsstrategie in dieser Phase überein: Anpassungen des Operationsziels an einen neuen Zielwert werden in einem Schritt vorgenommen, so daß keine weiteren Änderungserwartungen existieren. Dieses Verhalten der Zentralbank führt dazu, daß Änderungen des Dreimonatszinses in drei bzw. Änderungen des Sechsmonatszinses in sechs Monaten unprognostizierbar sind.

In der Phase der flexiblen Geldmarktsteuerung ergeben sich deutlich abweichende Ergebnisse. Der signifikante $\hat{\beta}$-Koeffizient von 0,62 und das Bestimmtheitsmaß der Regression (16%) zeigen, daß der Spread zwischen Sechs- und Dreimonatszins zwischen 1985 und 1997 einen signifikanten Informationsgehalt für Änderungen des Dreimonatszinses in drei Monaten aufweist. Ähnliche Resultate ergeben sich bezüglich des Informationsgehalts des Spread zwischen Zwölf- und Sechsmonatszins. Hier liegen $\hat{\beta}$-Koeffizient und R^2 bei 0,73 bzw. 15%. Wird unterstellt, daß der Informationsgehalt des Spread wesentlich von dem Verhalten der Zentralbank abhängig ist, implizieren diese Ergebnisse einen Unterschied zwischen dem aktuellen Geldmarktsteuerungsverfahren der Bundesbank und der früheren Vorgehensweise sowie dem Geldmarktsteuerungsverfahren der Fed. Wie bereits angesprochen, bevorzugt die

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Bundesbank offensichtlich einen Anpassungsprozeß, der deutlich größer ist als ein oder zwei Monate. Diese Überlegung stimmt mit dem beobachteten Anpassungsverhalten in konkreten Situationen überein (vgl. Rohde (1995, S.257f)).

Für diese Vorgehensweise können zwei Ursachen verantwortlich sein:

1. Die Laufzeit der Wertpapierpensionsgeschäfte betrug bis 1992 vier und acht Wochen. Im Fall ausgeprägter Zinsänderungserwartungen kann dies dazu führen, daß Banken in einen "Bieterstreik" treten oder die Bundesbank in die "Lombardfalle" treiben. Um dieses Szenario zu vermeiden, muß die Deutsche Bundesbank daran interessiert sein, daß stets nur moderate Zinsänderungserwartungen bestehen.[142]

2. Der zweite Grund sind die bereits angesprochenen Wechselkursabsprachen im EWS. Die Problematik eines fixen Wechselkurssystems wird in einem Szenario deutlich, in dem die Bundesbank eine Zinserhöhung vornimmt. Wenn die Zentralbanken der übrigen am Wechselkurssystem beteiligten Länder die Zinserhöhung nicht nachvollziehen (wollen), kommt es gemäß der Zinsparitätentheorie zu einer Aufwertungstendenz für die DM bzw. zu spekulativen Angriffen auf die anderen Währungen, die letztlich eine Wechselkursänderung erzwingen. Eine solche Dilemmasituation ergab sich für die Bundesbank nach der deutsch-deutschen Wiedervereinigung. Auf der einen Seite bestand die Notwendigkeit die Inflationsgefahren, die durch Ausweitung der Geldmenge - im Zuge der Einführung der DM in den neuen Bundesländern - und durch die expansive Fiskalpolitik entstanden waren, zu bekämpfen, auf der anderen Seite war nach der Unterzeichnung des Maastricht-Vertrags innerhalb des EWS keine Bereitschaft vorhanden, die DM aufzuwerten (vgl. Svensson (1994, S. 454f)). Um diese Situation zu lindern, hat die Bundesbank die notwendigen Anpassungen des Operationsziels nur graduell vorgenommen und dabei sogar kurzfristig eine Erhöhung der Inflationsrate toleriert.

Die Vermutung, daß Wechselkurserwägungen für den vergleichsweise hohen Informationsgehalt der Zinsstruktur in der Phase nach 1985 verantwortlich sind, wird durch eine empirische Untersuchung von Gerlach/Smets (1997a) gestützt. Die Autoren untersuchen den Informationsgehalt der Zinsstruktur in 10 Ländern im Zeitraum zwischen 1979 und 1996 und finden, daß die Erwar-

[142] In einer Situation, in der der Pensionssatz dicht am Lombardsatz liegt führt die Erwartung einer Leitzinserhöhung dazu, daß Banken verstärkt Zentralbankgeld nachfragen. Wenn die Bundesbank nicht gewillt ist, die zusätzliche Nachfrage durch Wertpapierpensionsgeschäfte zu decken, nehmen Banken vermehrt Lombardkredite in Anspruch. Durch dieses Verhalten gerät die Bundesbank wieder in eine starre Geldmarktsteuerung, in der das Pensionsinstrument ineffektiv wird: die Lombardfalle. Vgl. zu Bieterstreik, Diskont- und Lombardfalle den Monatsbericht der Deutschen Bundesbank vom Mai 1994, S. 67f.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

tungshypothese in Ländern, die Wechselkursziele verfolgen, eher zutrifft als in Ländern mit flexiblen Wechselkursen. Modelltheoretisch wird die Hypothese durch die Aussagen des McCallum (1994b)-Modells untermauert: wenn Zentralbanken andere Ziele als das der Zinsglättung in den Vordergrund stellen, sind Verzerrungen in Tests der Erwartungshypothese der Zinsstruktur tendenziell geringer.

6.3.2.2.4. Die Bedeutung der Mindestreserve

In Kapitel 6.2.2.2 wurde argumentiert, daß Schwankungen des Tagesgeldzinses in erster Linie am Monatsende auftreten, da dort die Nachfrage nach Zentralbankgeld aufgrund der Mindestreserveverpflichtungen weitgehend unelastisch ist. Diese Aussage wird durch Tabelle 6.4 bestätigt. Die Varianz täglicher Änderungen des Tagesgeldzinses ist in der letzten Monatswoche etwa doppelt so hoch wie in den restlichen Wochen. Der im Unterschied zum Monatsdurchschnitt positive Mittelwert der Änderungen des Tagesgeldzinses in der letzten Monatswoche zeigt, daß Banken in dieser Woche vermehrt Lombardkredite in Anspruch nehmen.

Tabelle 6.4

Mittelwert und Varianz täglicher Zinsänderungen

Zeitraum: 3.1.1975 - 6.8.1997	*T*	Mittelwert	Varianz
Alle Beobachtungen	5894	-0,0008	0,0898
Nur die letzte Monatswoche	1343	0,0368	0,1413
Ohne die letzte Monatswoche und den ersten Tag des Monats	4280	-0,0117	0,0757

Die höheren Schwankungen am Monatsende legen die Vermutung nahe, daß der hohe Informationsgehalt des Spread zwischen Monats- und Tagesgeldzins allein durch dieses Phänomen hervorgerufen wird. Um diese Hypothese zu überprüfen, ist in Tabelle 6.5 der Informationsgehalt zwischen Monats- und Tagesgeldzins für alle Beobachtungen, für Beobachtungen der letzten Monatswoche, und für Beobachtungen ohne die letzte Monatswoche und den Monatsersten gesondert ausgewiesen.

Die Ergebnisse zeigen, daß der Informationsgehalt des Spread zwischen Monats- und Tagesgeldzins für die durchschnittlichen Änderungen des Tages-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 6.5

Der Informationsgehalt des Spread zwischen Monats- und Tagesgeldzins im Verlauf eines Monats

Zeitraum	1/75-2/80	3/80-1/85	2/85-7/97	1/75-7/97
Alle Beobachtungen				
$\hat{\beta}$	0,8735 [a]	0,4422 [a]	0,6552 [a]	0,6218 [a]
se($\hat{\beta}$)	0,0634	0,0619	0,0589	0,0563
R^2	0,4139	0,2456	0,4226	0,3255
see	0,5493	0,4016	0,1946	0,3661
Nur die letzte Monatswoche				
$\hat{\beta}$	0,9800 [a]	0,4538 [a]	0,7849 [a]	0,7065 [a]
se($\hat{\beta}$)	0,0966	0,1229	0,0547	0,0625
R^2	0,4437	0,2212	0,6148	0,3711
see	0,6224	0,4750	0,2115	0,4241
Ohne die letzte Monatswoche und den ersten Tag des Monats				
$\hat{\beta}$	0,8252 [a]	0,4321 [a]	0,5481 [a]	0,5823 [a]
se($\hat{\beta}$)	0,0829	0,0771	0,0635	0,0624
R^2	0,4080	0,2657	0,3020	0,3131
see	0,5170	0,3670	0,1848	0,3409

β ist der mit OLS geschätzte Regressionskoeffizient der Regression (3.12). se(β) bezeichnet den heteroskedastizitäts- und autokorrelationskonsistenten Standardfehler (Hansen (1982)), R^2 das Bestimmtheitsmaß der Regression und see die Standardabweichung der Residuen.
a,b,c = signifikant auf 1%- ,5%- und 10% Niveau.

geldzinses im nächsten Monat in der letzten Monatswoche zwar höher ist als in den Vorwochen, daß jedoch auch in den ersten drei Wochen im Monat Änderungen des Tagesgeldzinses korrekt prognostiziert werden. Dieses Resultat gilt unabhängig vom betrachteten Teilzeitraum.

Das in Kapitel 6.3.2.2.1 festgestellte Muster ist robust: der Informationsgehalt am kurzen Ende der Zinsstruktur ist bei Steuerung des Tagesgeldzinses

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

über eine Refinanzierungsfazilität deutlich geringer als in den anderen Teilzeiträumen. Diese Art der Steuerung ist auch dafür verantwortlich, daß sich der Informationsgehalt in der letzten Monatswoche nicht wesentlich von dem der übrigen Wochen unterscheidet.

Innerhalb der flexiblen Geldmarktsteuerung lassen sich die zusätzlichen Schwankungen am Monatsende nahezu vollständig durch den Spread erklären: bei annähernd gleicher Standardabweichung der Residuen ist das Bestimmtheitsmaß in der letzten Monatswoche deutlich höher als in den ersten drei Wochen des Monats. Dies zeigt, daß Banken mit diesen Effekten umgehen können.

6.4. Zusammenfassung

In neueren Studien zur Erwartungshypothese der Zinsstruktur wird davon ausgegangen, daß kurzfristige Zinsen im Rahmen einer Geldmarktsteuerung durch Zentralbanken determiniert werden. Ob und in welchem Maße Änderungen kurzfristiger Zinssätze prognostiziert werden, hängt von der Geldmarktsteuerungsstrategie und den geldpolitischen Zielen der Zentralbank ab.

Im Zuge der Geldmarktsteuerung transformieren Zentralbanken das Ziel der Preisniveaustabilität in ein Operationsziel für den Tageszins am Geldmarkt, der unmittelbar ihrer Kontrolle unterliegt. Änderungen dieses Operationsziels sind in der Regel unprognostizierbar. Das Operationsziel stellt daher den besten Schätzer für die in den nächsten Perioden erwarteten Tagesgeldzinsen dar.

Dieses Verhalten der Zentralbank hat unmittelbar Konsequenzen auf den Informationsgehalt der Zinsstruktur. Hinsichtlich des Zusammenhangs zwischen amerikanischem Zentralbankverhalten und Zinsstrukturevidenzen sind folgende Aspekte relevant:

1. Der hohe Informationsgehalt des Spread zwischen Monatszins und Tagesgeldzins für durchschnittliche Änderungen des Tagesgeldzinses im nächsten Monat ergibt sich aus transitorischen Abweichungen des Tagesgeldzinses vom federal-funds-rate-target, die von Marktteilnehmern als solche identifiziert werden können. Derartige Abweichungen sind überwiegend auf die nicht kontinuierlichen Steuerung des amerikanischen Tagesgeldzinses über Offenmarktgeschäfte zurückzuführen.

2. Der hohe Informationsgehalt des Spread zwischen Drei- und Einmonatszins und der insignifikante Informationsgehalt des Spread zwischen Sechs- und Dreimonatszins ergeben sich aus dem Zinsglättungsmotiv der Fed: Anpassungen des Operationsziels erfolgen in kleinen Schritten innerhalb von einem bis eineinhalb Monaten. Im Zuge einer Anpassung sind Änderungen des Einmonatszinses in den nächsten beiden Monaten prognostizierbar, während Drei- und Sechsmonatszinsen Random-Walk-Charakter aufweisen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Zu prognostizierende Änderungen des Dreimonatszinses ergeben sich in Phasen, in denen das Zinsglättungsmotiv nicht dominiert.

Eine Analyse alternativer Geldmarktsteuerungsstrategien der Bundesbank im Zeitraum zwischen 1975 und 1997 bestätigt diesen Zusammenhang. Die Ergebnisse für den Informationsgehalt der Zinsstruktur in einzelnen Teilzeiträumen stehen in Einklang mit den theoretischen Implikationen der unterschiedlichen Geldmarktsteuerungsverfahren der Bundesbank. Die Resultate lassen sich in folgende Einzelaspekte untergliedern:

1. In den Perioden von Januar 1975 bis Februar 1980 und von Februar 1985 bis August 1997 ist der Informationsgehalt des Spread zwischen Monats- und Tagesgeldzins für durchschnittliche Änderungen des Tagesgeldzinses im nächsten Monat vergleichsweise hoch. Die Ursache ist die gleiche wie in den USA: da Banken ihr Kreditvolumen bei der Zentralbank nicht jederzeit beliebig ändern können und/oder die Zentralbank den Tagesgeldzins nicht kontinuierlich steuert, kommt es zu transitorischen Abweichungen des Tagesgeldzinses vom Operationsziel der Zentralbank. Derartige Abweichungen treten aufgrund der Mindestreserveregelung vorwiegend am Monatsende auf, was zu einem höheren Informationsgehalt des Spread zwischen Monats- und Tagesgeldzins in der letzten Monatswoche führt. Diese Überlegung wird dadurch gestützt, daß der Informationsgehalt zwischen März 1980 und Januar 1985, in der die Bundesbank den Tagesgeldzins über eine Refinanzierungsfazilität steuerte, deutlich niedriger ist als in den anderen Teilzeiträumen.

2. Durchschnittliche Änderungen des Einmonatszinses in den nächsten ein und zwei Monaten werden in allen betrachteten geldpolitischen Regimen korrekt prognostiziert. Dies ist darauf zurückzuführen, daß die Bundesbank notwendige Änderungen des Operationsziels mittels Wertpapierpensionsgeschäfte in mehrere aufeinanderfolgende Schritte zerlegt oder diese Schritte den Banken frühzeitig ankündigt respektive hinauszögert, um Unsicherheiten im Bankensektor zu vermeiden.

3. Zwischen Januar 1975 und Januar 1985 sind Änderungen des Dreimonatszinses in drei Monaten und des Sechsmonatszinses in sechs Monaten nicht oder nur in geringem Maß erwartet worden. Dies ist darauf zurückzuführen, daß Anpassungen des Operationsziels an einen neuen Zielwert in der Regel nach spätestens zwei Monaten abgeschlossen sind. Da jedoch Drei- und Sechsmonatszinsen bereits von dem neuen Zielwert geprägt werden, ist der aktuelle Wert des Drei- (Sechs-) monatszins der beste Prediktor für den Drei-(Sechs-) monatszins in drei (sechs) Monaten. Prognostizierbare Änderungen dieser Zinssätze ergeben sich, wenn die Bundesbank, wie nach der Unterzeichnung des Maastricht-Vertrags, auf Wechselkursrestriktionen Rücksicht nehmen muß.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

7. Abschließende Bemerkungen

Die Erwartungstheorie der Zinsstruktur besagt, daß der langfristige Zinssatz ein Durchschnitt aus dem aktuellen Zinssatz und den für die Zukunft erwarteten kurzfristigen Zinssätzen zuzüglich einer laufzeitabhängigen Risikoprämie ist. Bei Gültigkeit dieser Hypothese enthält die Spanne zwischen lang- und kurzfristigem Zins Informationen über die Entwicklung kurzfristiger Zinsen in den nächsten Perioden; gleichzeitig können Änderungen langfristiger Zinssätze in der kurzen Frist prognostiziert werden.

In empirischen Untersuchungen der US-Zinsstruktur wird die Erwartungshypothese oftmals abgelehnt. Die Resultate weisen zwei spezifische Muster auf:

(a) Der Informationsgehalt in längerfristigen Zinssätzen für zukünftige kurzfristige Zinssätze variiert mit der Laufzeit des Kurzfristzinses: Während durchschnittliche Änderungen des Tagesgeldzinses innerhalb der nächsten 30 Tage und durchschnittliche Änderungen des Monatszinses in den nächsten beiden Monaten gut prognostiziert werden können, enthält der Spread zwischen Sechs- und Dreimonatszins keine Informationen über Änderungen des Dreimonatszinses in drei Monaten. Änderungen des Sechsmonatszinses in sechs Monaten können ebenfalls nicht prognostiziert werden.

(b) Im Unterschied zu den teilweise korrekt prognostizierten Änderungen kurzfristiger Zinsen lassen sich Änderungen langfristiger Zinssätze in den nächsten Monaten nicht vorhersagen. Die aus Zinsspannen extrahierten Prognosen gehen sogar in die falsche Richtung.

In der Literatur werden drei Ansätze diskutiert, mit denen sich die Ablehnung der Erwartungshypothese und die dargestellten "Zinsstrukturpuzzle" erklären lassen. Der erste Ansatz kritisiert die in Tests der Erwartungshypothese verbundene Hypothese rationaler Erwartungen. Danach sind übertriebene Einschätzungen bzw. irrationales Verhalten von Marktteilnehmern für die empirischen Evidenzen verantwortlich. Der zweite Ansatz geht von der Existenz zeitvariabler Risikoprämien aus. In diesem Fall ist der verwendete Testansatz fehlspezifiziert: aufgrund zeitvariabler Risikoprämien werden die Regressionskoeffizienten, die zu einer Ablehnung der Erwartungshypothese führen, verzerrt geschätzt. Ein dritter Ansatz versucht, die dargestellten Evidenzen durch geldpolitische Reaktionen der Zentralbank in Verbindung mit zeitvariablen Risikoprämien zu erklären. Besondere Bedeutung kommt in

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

diesem Kontext dem Geldmarktsteuerungsverfahren von Zentralbanken zu. Eine weitere (im allgemeinen nicht diskutierte) Möglichkeit ist, daß die von der Erwartungshypothese unterstellte Beziehung zwischen kurz- und langfristigen Anlagemöglichkeiten schlicht falsch ist.

Die vorliegende Arbeit untersucht die Erwartungshypothese der Zinsstruktur für Deutschland anhand von Kassazinssätzen für Ausleihungen am Euro-DM-Geldmarkt mit Laufzeiten von einem Tag bis zu fünf Jahren. Der Stützbereich der Zinssätze mit Laufzeiten bis zu einem Jahr reicht von 1975 bis 1997; Beobachtungen von Zinssätzen mit Laufzeiten oberhalb von einem Jahr stehen seit 1988 zu Verfügung. Die Analyse erfolgt mit Tages-, Wochen- und Monatsdaten. Im Mittelpunkt der Untersuchung steht die Frage, ob die deutsche Zinsstruktur ein ähnliches Verhalten wie die amerikanische Zinsstruktur aufweist, und ob ein derartiges Muster durch die Geldpolitik der Bundesbank in Verbindung mit zeitvariablen Risikoprämien erklärt werden kann.

In Kapitel 2 werden zunächst die notwendigen kurz- und langfristigen Eigenschaften von Zinssätzen bei Gültigkeit der Erwartungshypothese beschrieben, die sich hieraus ergebenden Testansätze dargestellt und die unter (a) und (b) zusammengefaßten amerikanischen Zinsstrukturevidenzen systematisiert. Die empirische Analyse deutscher Geldmarktzinssätze erfolgt in Kapitel 3. Eine eingangs durchgeführte deskriptive Analyse der Daten zeigt:

1. Die durchschnittliche Zinsstrukturkurve am Euro-DM-Geldmarkt hat im betrachteten Zeitraum eine positive Steigung.
2. Die Volatilität von Geldmarktzinsen mit Laufzeiten über einem Monat nimmt mit zunehmender Laufzeit der Ausleihungen ab.
3. Die untersuchten Zinszeitreihen sind instationäre Prozesse mit einem Integrationsgrad von Eins.
4. Tägliche, wöchentliche und monatliche Zinsänderungen sind in der Regel nicht normalverteilt, sondern leptokurtisch. Die Kurtosis steigt mit zunehmender Frequenz der Beobachtungen.
5. Die täglichen Änderungen von Geldmarktzinssätzen weisen ein hohes Maß an Heteroskedastizität auf. Die festgestellten ARCH-Effekte gehen mit zunehmender Aggregation der Daten verloren.

Nach dieser Bestandsaufnahme wird die kurz- und langfristige Dynamik in Euro-DM-Geldmarktsätzen untersucht. Im Hinblick auf die langfristigen Eigenschaften der Zinssätze ergibt sich aus der durchgeführten Kointegrationsanalyse:

6. Die aus Geldmarktzinssätzen mit Laufzeiten von einem Tag bis zu einem Jahr gebildeten Zinsspannen sind stationär. Damit ist die notwendige

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Bedingung für die Gültigkeit der Erwartungshypothese am kurzen Ende der Zinsstruktur erfüllt.

7. Euro-DM-Geldmarktsätze mit Laufzeiten über einem Jahr sind mit keinem der anderen Geldmarktsätze kointegriert. Diese Evidenzen sprechen gegen die Erwartungshypothese am langen Ende der Zinsstruktur. Eine mögliche Ursache für das Ergebnis sind persistente Fehleinschätzungen der Zinsentwicklung im Zuge der deutschen Wiedervereinigung, die den vergleichsweise kurzen Stützbereich (Daten für dieses Laufzeitspektrum liegen erst seit Oktober 1988 vor) dominieren.

Im Anschluß werden die kurzfristigen Implikationen der Erwartungshypothese für deutsche Geldmarktzinssätze getestet. Die empirischen Ergebnisse lassen sich folgendermaßen zusammenfassen:

8. In Regressionen durchschnittlicher Änderungen kurzfristiger Zinsen auf die Spanne zwischen lang- und kurzfristigem Zins wird die Erwartungshypothese der Zinsstruktur mit konstanten Risikoprämien in Verbindung mit der Annahme rationaler Erwartungen für Euro-DM-Geldmarktsätze in der Regel abgelehnt.

9. Die Spanne zwischen Monats- und Tagesgeldzins besitzt einen hohen Informationsgehalt für die Entwicklung des Tagesgeldzinses im nächsten Monat: mindestens 40% der durchschnittlichen Änderungen des Tagesgeldzinses im nächsten Monat lassen sich damit vorhersagen. Ebenfalls einen hohen Informationsgehalt weist die Spanne zwischen Drei- und Einmonatszins für die durchschnittliche Änderung des Einmonatszinses in den nächsten beiden Monaten auf. Im Gesamtzeitraum konnten etwa 20% dieser Änderungen prognostiziert werden.

10. Im Unterschied zu den USA enthält die Spanne zwischen Sechs- und Dreimonatszins in der Zeit von 1975 bis 1997 signifikante Informationen über den Dreimonatszins in drei Monaten. Der Informationsgehalt variiert sehr stark innerhalb einzelner Teilzeiträume. Seit 1985 lassen sich zwischen 15% und 25% der Änderungen des Dreimonatszinses prognostizieren.

11. Die Prognose des Sechsmonatszinses in sechs Monaten und des Einjahreszinses in einem Jahr mit Hilfe der relevanten Zinsspannen ist nicht möglich.

12. Die Spannen zwischen lang- und kurzfristigem Euro-DM-Geldmarktsatz enthalten in der Regel keine signifikanten Informationen über Änderungen des langfristigen Zinses während der Laufzeit des Kurzfristzinses. Allerdings läßt sich aufgrund der hohen Standardfehler der Koeffizienten in den korrespondierenden Regressionen auch die Hypothese der Gültigkeit der Erwartungstheorie der Zinsstruktur oftmals nicht ablehnen. Diejenigen Koeffizienten, die ein negatives Vorzeichen aufweisen, sind insignifikant.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

13. Die unter 1. - 11. aufgeführten Evidenzen sind robust gegenüber der in den empirischen Untersuchungen verwendeten Frequenz der Daten. Die Resultate bezüglich der kurzfristigen Dynamik in Zinssätzen sind unabhängig von dem verwendeten Schätzverfahren.

Die dargestellten Ergebnisse sprechen gegen die Gültigkeit der rationalen Erwartungshypothese der Zinsstruktur mit konstanten Risikoprämien in Deutschland. Es wird deutlich, daß, ähnlich wie in den USA, ein U-förmiger Zusammenhang zwischen dem Informationsgehalt in längerfristigen Zinsen für zukünftige kurzfristige Zinsen und der Laufzeit kurzfristiger Zinsen besteht. Wie in den USA sind Änderungen langfristiger Zinssätze in der kurzen Frist nicht prognostizierbar. Kapitel 4 erläutert, inwieweit die Resultate durch zeitvariable Risikoprämien erklärt werden können. Da Risikoeinschätzungen von Transakteuren von einer Vielzahl im Zeitablauf variierender Faktoren abhängen, ist diese Annahme der unrealistischen Prämisse konstanter Risikoprämien vorzuziehen.

Die Zeitvariabilität von Risikoprämien ist bei unterstellter Rationalität von Erwartungen eine notwendige Bedingung für die Ablehnung der Erwartungshypothese. Zu dieser Ablehnung kommt es, da die in der Zinsspanne enthaltenen Informationen über erwartete Zinsänderungen von Informationen bezüglich erwarteter Risikoprämien überlagert werden. Der skizzierte U-förmige Verlauf des Informationsgehalts in Zinsspannen setzt bis zu einem Prognosehorizont von zwei Jahren eine, mit zunehmender Laufzeit des zu prognostizierenden Zinses ansteigende relative Variabilität zwischen Risikoprämien und erwarteten Zinsänderungen voraus.

Die empirisch gestützte Modellierung zeitvariabler Risikoprämien für deutsche Geldmarktzinssätze im Rahmen alternativer ARCH-M-Modelle erbrachte folgende Resultate:

14. Drei-, Sechs- und Zwölfmonatszinsen für Ausleihungen am Euro-DM-Geldmarkt enthalten signifikante zeitvariable Risikoprämien. In Geldmarktsätzen mit Laufzeiten über einem Jahr können Risikoprämien aufgrund der stochastischen Eigenschaften langfristiger Zinsen nicht isoliert werden.

15. Der Mittelwert und die Varianz der Risikoprämien, die ein Kreditinstitut für das Verleihen von Zentralbankgeld erhält, steigen mit zunehmender Laufzeit der Ausleihung streng monoton an. Der Mittelwert der Prämien liegt im Gesamtzeitraum zwischen 13 und 25 Basispunkten.

16. Die Risikoprämien weisen speziell in der Phase zwischen 1979 und 1982 und von 1987 bis 1989 eine hohe Variabilität auf. Seit 1991 ist die Bedeutung von Risikoprämien am Geldmarkt zurückgegangen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Basierend auf dem positiven Nachweis zeitvariabler Risikoprämien wird, ausgehend von theoretischen Überlegungen, untersucht, ob die Eigenschaften der Zinsstruktur am Euro-DM-Geldmarkt durch die geldpolitische Steuerungskonzeption der Bundesbank erklärt werden können. Dazu wird zwischen alternativen Geldmarktsteuerungsverfahren der Bundesbank im Zeitraum zwischen 1975 und 1997 unterschieden. Die Untersuchung stützt sich auf eine von Rudebusch (1995) durchgeführte Studie für die USA, in der die Zinsstrukturevidenzen erfolgreich auf die Geldmarktsteuerungsstrategie der amerikanischen Zentralbank zurückgeführt werden konnte. Aus der für Deutschland durchgeführten Analyse lassen sich folgende Schlüsse ziehen:

17. Der Informationsgehalt der Zinsstruktur am Euro-DM-Geldmarkt variiert innerhalb der untersuchten geldpolitischen Regime. Gravierende Änderungen ergeben sich hinsichtlich des Informationsgehalts in Zwölf- und Sechsmonatszinsen.

18. Der Informationsgehalt der Spanne zwischen Monats- und Tagesgeldzins für die durchschnittliche Änderung des Tagesgeldzinses in den nächsten 30 Tagen ergibt sich aus transitorischen Abweichungen des Tagesgeldzinses vom Operationsziel der Bundesbank. Diese Abweichungen sind darauf zurückzuführen, daß die Bundesbank den Tagesgeldzins mit ihrem Instrumentarium weder täglich steuern kann noch will. Der Informationsgehalt des Monatszinses sinkt, wenn die Zentralbank den Tagesgeldzins über eine Refinanzierungsfazilität kontrolliert.

19. Transitorische Abweichungen des Tagesgeldzinses vom Zielwert erfolgen aufgrund der deutschen Mindestreserveregelung vorwiegend am Monatsultimo. Der im Vergleich zu anderen Zeitpunkten überdurchschnittlich hohe Informationsgehalt am Monatsende zeigt, daß Märkte mit diesem Effekt umgehen können.

20. Prognostizerbare Änderungen des Einmonatszinses in den nächsten beiden Monaten resultieren aus der Anpassungsstrategie der Bundesbank bei Übergang auf neue Zielwerte: notwendige Änderungen des Operationsziels werden über Wertpapierpensionsgeschäfte in mehrere Einzelschritte zerlegt und/oder bereits frühzeitig signalisiert, um Banken eine Anpassung an das neue Zinsniveau zu erleichtern.

21. Der dargestellte Anpassungsprozeß ist in der Regel innerhalb weniger Wochen abgeschlossen. Darüber hinaus gehende Änderungen des Operationsziels sind nicht zu erwarten. Die Zinsglättungsstrategie der Zentralbank führt dazu, daß Änderungen des Dreimonatszinses in drei Monaten nur in geringem Maß und Änderungen des Sechsmonatszinses in sechs Monaten nicht erwartet werden. Dies spiegelt sich in dem insignifikanten Informationsgehalt von Zinsspannen zwischen Sechs- und Drei- bzw. Zwölf- und Sechsmonatszinsen wider.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

22. Prognostizierbare Änderungen des Drei- und Sechsmonatszinses ergeben sich, wenn die Bundesbank bei der Anpassung ihres Operationsziels auf Wechselkursrestriktionen Rücksicht nehmen muß oder wenn das Zinsglättungsziel gegenüber anderen Überlegungen in den Hintergrund tritt.

Was ist das Ergebnis dieser Arbeit? Die angestellten Überlegungen zeigen, daß die empirischen Evidenzen vereinbar sind mit der Erwartungshypothese der Zinsstruktur und rationalen Erwartungen und sich auf geldpolitische Zielsetzungen und deren Umsetzung durch Zentralbanken zurückzuführen lassen. Die Tatsache, daß die Ablehnung der ungedeckten Zinsparität ebenfalls durch geldpolitische Reaktionen erklärt werden kann, spricht für diese Argumentation.

Die Ähnlichkeit zwischen dem voraussichtlichen Geldmarktsteuerungsverfahren der Europäischen Zentralbank und dem der Deutschen Bundesbank legt die Vermutung nahe, daß Änderungen zukünftiger Geldmarktsätze jenseits eines Horizonts von drei Monaten nicht prognostizierbar sein werden. Dieser Zusammenhang sollte sich in einem verhältnismäßig flachen Verlauf der EURO-Zinsstruktur am Geldmarkt widerspiegeln. Dies gilt um so mehr, wenn man der Meinung ist, daß die Europäische Zentralbank nicht auf Wechselkursentwicklungen Rücksicht nehmen wird.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Literaturverzeichnis

Akaike, H. (1973), Information Theory and the Extension of the Maximum Likelihood Principle, in: *Petrov*, B. N./*Csáki*, F. (Hrsg.), Second International Symposium on Information Theory, Budapest, S. 267-281.

Anker, Peter (1993), Zinsstruktur und Zinsprognose: Theoretische Beziehungen und empirische Evidenzen für die Bundesrepublik Deutschland, Pfaffenweiler: Centaurus.

Anker, Peter/*Wasmund*, Jörn (1998), Geldmarktsteuerung und Zinsstruktur: Ergebnisse für Deutschland und die USA, Kredit und Kapital 4, S. 544-566.

Baillie, Richard T./*Bollerslev*, Tim (1990), A multivariate generalized ARCH-approach to modeling risk premia in forward foreign-exchange markets, Journal of International Money and Finance 9, S. 309-324.

Baillie, Richard T./*DeGennaro*, Ramon P. (1990), Stock returns and volatility, Journal of Financial and Quantitative Analysis 25, S. 203-214.

Baillie, Richard T./*Osterberg*, William P. (1997), Central bank intervention and risk in the forward market, Journal of International Economics 43, S. 483-497.

Balduzzi, Pierluigi/*Bertola*, Giuseppe/Foresi, Silverio (1997), A model of target changes and the term structure of interest rates, Journal of Monetary Economics 39, S. 223-249.

Barro, Robert J. (1989), Interest-Rate Targeting, Journal of Monetary Economics 23, S. 3-30.

Bauer, Rob M. M. J./*Nieuwland*, Frederick G. M. C./*Verschoor*, Willem F. C. (1994), German Stock Market Dynamics, Empirical Economics 19, S. 397-418.

Bera, Anil K./*Higgins*, Matthew L. (1993), ARCH Models: Properties, Estimation and Testing, Journal of Economic Surveys 7, S. 305-366.

Bernanke, Ben /*Blinder*, Alan A. (1992), The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission, American Economic Review 82, S. 901-921.

Bernanke, Ben S./*Mishkin*, Frederic S. (1992), Central Bank Behaviour and the Strategy of Monetary Policy: Observations from Six Industrialized Countries, NBER Macroeconomic Annual 1992, S. 183-228.

Bernanke, Ben S./*Mihov*, Ilian (1997), What Does the Bundesbank Target?, European Economic Review 41, S. 1025-1053.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Berndt, E. K., *Hall*, B. H., *Hall*, Robert E., *Hausman*, Jerry A. (1974), Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models, Annals of Economic and Social Measurement 4, S. 151-174.

Black, Fischer (1976), Studies of Stock Price Volatility Changes, Proceedings of the 1976 Meetings of the Business and Economic Statistics Section, American Statistics Association, S. 177-181.

Bockelmann, Horst (1980), Die Zinsbildung am Geldmarkt, Kredit und Kapital 13, S. 339-348.

Bodie, Zvi/*Kane*, Alex/*McDonald*, Robert L. (1984), Why Haven't Nominal Rates Declined, Financial Analysts 40, S. 16-27.

Bofinger, Peter/*Reischle*, Julian/*Schächter*, Andrea (1996), Geldpoltik: Ziele, Institutionen, Strategien und Instrumente, München: Vahlen.

Bollerslev, Tim (1986), Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, Journal of Econometrics 31, S. 307-327.

Bollerslev, Tim (1987), A Conditional Heteroscedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return, Review of Economics and Statistics 69, S. 542-547.

- (1990), Modelling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model, Review of Economics and Statistics 72, S. 498-505.

Bollerslev, Tim/*Chou*, Ray Y./*Kroner*, Kenneth F. (1992), ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence, Journal of Econometrics 52, S. 5-59.

Bollerslev, Tim/*Engle*, Robert F./*Nelson*, Daniel B. (1994), ARCH Models, in: *Engle*, Robert F./*McFadden*, D. (Hrsg.), Handbook of Econometrics, Volume IV, Amsterdam: Elsevier, S. 2961-3038.

Bollerslev, Tim/*Engle*, Robert F./*Wooldridge*, Jeffrey M. (1988), A Capital Asset Pricing Model with Time-varying Covariances, Journal of Political Economy 96, S. 116-131.

Borio, Claudio E.V. (1997), The Implementation of Monetary Policy in Industrial Countries: A Survey, BIS Economic Papers 47, Basle: Bank for International Settlement.

Box, George E. P./*Jenkins*, Gwilym M. (1976), Time Series Analyses: Forecasting and Control, Revised Edition, San Francisco.

Box, George E. P./*Pierce*, David A. (1970), Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving Average Time Series Models, Journal of the American Statistical Association 65, S. 1509-1562.

Cai, Jun (1994), A Markov Model of Switching-Regime ARCH, Journal of Business and Economic Statistics 12, S. 309-316.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Campbell, John Y. /*Lo*, Andrew W./*MacKinlay*, A. Craig (1997), The Econometrics of Financial Markets, Princeton, New Jersey: Princeton University Press.

Campbell, John Y./*Shiller*, Robert J. (1984), The Determinants of Interest Rates: Old Controversies Reopened, American Economic Review 74, S. 44-48.

- (1987), Cointegration and Tests of Present Value Models, Journal of Political Economy 95, S. 505-522.

- (1991), Yield Spreads and Interest Rate Movements: A Bird's Eye View, Review of Economic Studies 58, S. 495-514.

Chan, K.C. /*Karolyi*, G. Andrew /*Longstaff*, Francis A. /*Sanders*, Anthony B. (1992), An Empirical Comparison of Alternative Models of the Short-Term Interest Rate, Journal of Finance 47, S. 1209-1228.

Clark, Peter K. (1973), The Subordinated Stochastic Process Model with Finite Variance for Speculative Prices, Econometrica 41, S. 135-155.

Cook, Timothy/*Hahn*, Thomas (1988), The Information Content of Discount Rate Announcements and Their Effect on Market Interest Rates, Journal of Money, Credit, and Banking 20, S. 167-180.

- (1989), The Effect of Changes in the Federal Funds Rate Target on Market Interest Rates in the 1970s, Journal of Monetary Economics 24, S. 331-351.

- (1990), Interest Rate Expectations and the Slope of the Money Market Yield Curve, Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review 76, S. 3-26.

Copeland, Thomas E./*Weston*, Fred J. (1988), Financial Theory and Corporate Policy (3rd edition), Reading, Massachusetts: Addison-Wesley.

Cornell, Bradford (1983), The Money Supply Announcements Puzzle: Review and Interpretation, The American Economic Review 73, S. 644-657.

Cox, John C./*Ingersoll*, Jonathan E./*Ross*, Stephen A. (1985), A Theory of the Term Structure of Interest Rates, Econometrica 53, S. 385-408.

Cukierman, Alex (1992), Central Bank Strategy, Credibility and Independence: Theory and Evidence, Cambridge, Ma.: The MIT Press.

Culbertson, J. M. (1957), The Term Structure of Interest Rates, Quarterly Journal of Economics 71, S. 485-517.

Cuthbertson, Keith (1996), The Expectations Hypothesis of the Term Structure: The UK Interbank Market, The Economic Journal 106, S. 578-592.

Dahlquist, Magnus/*Jonsson*, Gunnar (1995), The information in Swedish short-maturity forward rates, European Economic Review 39, S. 1115-1131.

Davidson Russell/*MacKinnon*, James D. (1993), Estimation and Inference in Econometrics, New York: Oxford University Press.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Deaves, Richard (1996), Forecasting Canadian short-term interest rates, Canadian Journal of Economics 29, S. 615-634.

Deutsche Bundesbank (1980), Geschäftsbericht der Deutschen Bundesbank.

- (1981), Geschäftsbericht der Deutschen Bundesbank.

- (1994), Geldmarktsteuerung der Deutschen Bundesbank, Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, Mai 1994, S. 61-75.

- (1995a), Die Geldpolitik der Bundesbank, Frankfurt am Main.

- (1995b), Zur jüngeren Entwicklung und Struktur der Euroeinlagen inländischer Nichtbanken, Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, Mai 1995, S. 61-73.

- (1996a), Reaktionen der Geldmarkt- und kurzfristigen Bankzinsen auf Änderungen der Notenbanksätze, Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, Oktober 1996, S. 33-48.

- (1996b), Die Entwicklung der Kapitalmarktzinsen seit Anfang der neunziger Jahre, Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, November 1996, S. 17-32.

- (1997a), Überprüfung des Geldmengenziels, Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, August 1997, S. 17-32.

- (1997b), Schätzung von Zinsstrukturkurven, Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, Oktober 1997, S. 61-66.

Dickey, David A./*Bell*, William R./*Miller*, Robert B. (1986), Unit Root in Time Series Models: Tests and Implications, American Statistician 40, S. 12-26.

Dickey, David A./*Fuller*, William A. (1979), Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit-Root, Journal of the American Statistical Association 74, S. 427-431.

- (1981), Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit-Root, Econometrica 49, S. 1057-1072.

Diebold, Francis X. (1988), Empirical Modeling of Exchange Rate Dynamics, New York: Springer Verlag.

Domowitz, Ian/*Hakkio*, Craig (1985), Conditional Variance and the Risk Premium in the Foreign Exchange Market, Journal of International Economics 19, S. 47-66.

Dotsey, Michael/*Otrok*, Christopher (1995), The Rational Expectations Hypothesis of the Term Structure, Monetary Policy and Time-Varying Risk Premia, Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly 81, S. 65-81.

Driffill, John/*Psaradakis*, Zacharias/*Sola*, Martin (1997), A Reconciliation of some Paradoxial Empirical Results on the Expectations Model of the Term Structure, Oxford Bulletin of Economics and Statistics 59, S. 29-42.

Dueker, Michael J. (1992), The Response of Market Interest Rates to Discount Rate Changes, Federal Reserve Bank of St. Louis Economic Review 68, S. 5-14.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0

Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Elton, Edwin J./*Gruber*, Martin J. (1991), Modern Portfolio Theory and Investment Analysis (4th edition), New York: Wiley.

Engle, Robert F. (1982), Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation, Econometrica 50, S. 987-1008.

Engle, Robert F./*Bollerslev*, Tim (1986), Modelling the Persistence of Conditional Variances, Econometric Reviews 5, S. 1-50.

Engle, Robert F./*Granger*, Clive W. J. (1987), Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing, Econometrica 55, S. 251-276.

- (1991), Introduction, in: Engle, Robert F./Granger, Clive W. J. (Hrsg.), Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration, New York: Oxford University Press, S. 1-16.

Engle, Robert F./*Ito*, Takatoshi/*Lin*, Wen-Ling (1990), Meteor Showers or Heat Waves? Heteroskedastic Intra-Daily Volatility in the Foreign Exchange Market, Econometrica 58, S. 525-542.

Engle, Robert F./*Lilien*, David M./*Robins*, Russell P. (1987), Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model, Econometrica 55, S. 391-407.

Engle, Robert F./*Ng*, Victor K. (1993), Measuring and Testing the Impact of News on Volatility, Journal of Finance 48, S. 1749-1778.

Engle, Robert F./*Ng*, Victor K./*Rothschild*, Michael (1990), Asset Pricing with a FACTOR-ARCH Covariance Structure: Empirical Estimates for Treasury Bills, Journal of Econometrics 45, S. 213-237.

Engle, Robert F./*Yoo*, Byung Sam (1987), Forecasting and Testing in Co-Integrated Systems, Journal of Econometrics 35, S. 143-159.

Engsted, Tom (1996), The predictive power of the money market term structure, International Journal of Forecasting 12, S. 289-295.

Estrella, Arturo/*Hardouvelis*, Gikas (1991), The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity, Journal of Finance 46, S. 555-576.

Estrella, Arturo/*Mishkin*, Frederic S. (1997), The Predictive Power of the Term Structure of Interest Rates in Europe and the United States: Implications for the European Central Bank. European Economic Review 41, S. 1375-1401.

European Monetary Institute (1997), The Single Monetary Policy in Stage Three: General Documentation on ESCB Monetary Policy Instruments and Procedures, Frankfurt am Main.

Evans, Martin D. D./*Lewis*, Karen K. (1994), Do Stationary Risk Premia Explain It All? Evidence from the Term Structure, Journal of Monetary Economics 33, S. 285-318.

Fama, Eugene F. (1975), Short term interest rates as predictors of inflation, American Economic Review 65, S. 269-282.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

- (1984), The Information in the Term Structure, Journal of Financial Economics 13, S. 509-528.

- (1984a), Forward and Spot Exchange Rates, Journal of Monetary Economics 14, S. 319-338.

- (1986), Term Premiums and Default Premiums in Money Markets, Journal of Financial Economics 17, S. 175-196.

- (1991), Efficient Capital Markets: II, Journal of Finance 46, S. 319-338.

Fama, Eugene F./*Bliss*, Robert R. (1987), The Information in Long-Maturity Forward Rates, American Economic Review 77, S. 680-692.

Fama, Eugene F./*French*, Kenneth R. (1989), Business Conditions and Expected Returns on Stocks and Bonds, Journal of Financial Economics 25, S. 23-49.

Fisher, Irving (1896), Appreciation and Interest, Publications of the American Economic Association, S. 23-29 und S. 88-92.

Flood, Robert P./*Rose*, Andrew K. (1996), Fixes: Of the Forward Discount Puzzle, Review of Economics and Statistics 78, S. 748-752.

French, Kenneth R./*Schwert*, William G./*Stambaugh*, Robert F. (1987), Expected Stock Returns and Volatility, Journal of Financial Economics 19, S. 3-29.

Froot, Kenneth A. (1989), New Hope for the Expectations Hypothesis of the Term Structure of Interest Rates, Journal of Finance 44, S. 283-305.

Fuhrer, Jeffrey C. (1996), Monetary Policy and Long-Term Interest Rates, Quarterly Journal of Economics 111, S. 1183-1209.

Fuller, Wayne A. (1976), Introduction to Statistical Time Series, New York: Wiley.

Gerlach, Stefan (1997), The Information Content of the Term Structure: Evidence for Germany, Empirical Economics 22, S. 161-179.

Gerlach, Stefan/Smets, Frank (1997), The Term-Structure of Euro-Rates: Some Evidence in Support of the Expectations Hypothesis, Journal of International Money and Finance 16, S. 305-321.

(1997a), Exchange Rate Regimes and the Expectations Hypothesis of the Term Structure, BIS Working Papers 43, Basle: Bank for International Settlements.

Glosten, Lawrence R./*Jagannathan*, Ravi/*Runkle*, David E. (1993), On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks, Journal of Finance 48, S. 1779-1801.

Goodfriend, Marvin (1991), Interest Rates and the Conduct of Monetary Policy, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 34, S. 7-30.

Goodhart, Charles A. E. (1994), What Should Central Banks Do? What Should Be Their Macroeconomic Objectives and Operations?, The Economic Journal 104, S. 1424-1436.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Granger, Clive W. J. (1981), Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification, Journal of Econometrics 16, S. 121-130.

- (1986), Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables, Oxford Bulletin of Economics and Statistics 48, S. 213-228.

Granger, Clive W. J./*Newbold*, Paul (1974), Spurious Regressions in Econometrics, Journal of Econometrics 2, S. 111-120.

Griffiths, Mark D./*Winters*, Drew B. (1995), Day-of-the-week effects in federal funds rates: Further empirical findings, Journal of Banking and Finance 19, S. 1265-1284.

Hakkio, Craig /*Rush*, Mark (1989), Market efficiency and cointegration: an application to the sterling and deutschmark exchange markets, Journal of International Money and Finance 8, S. 75-88.

Hall, Anthony D./*Anderson*, Heather M./*Granger*, Clive W. J. (1992), A Cointegration Analysis of Treasury Bill Yields, Review of Economics and Statistics 74, S. 116-126.

Hall, Stephen G. (1986), An application of the Engle and Granger two-step estimation procedure to UK aggregate wage data, Oxford Bulletin of Economics and Statistics 48, S.229-239.

Hall, Stephen G./*Miles*, David K./*Taylor*, Mark P. (1989), Modelling Asset Prices with Time-Varying Betas, The Manchester School 57, S. 340-356.

Hamilton, James D. (1988), Rational-Expectations Econometric Analysis of Changes in Regime. An Investigation of the Term Structure of Interest Rates, Journal of Economic Dynamics and Control 12, S. 385-423.

- (1994), Time Series Analysis, Princeton, New Jersey: Princeton University Press.

- (1996), The Daily Market for Federal Funds, Journal of Political Economy 104, S. 26-56.

Hansen, Lars-Peter (1982), Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators, Econometrica 50, S. 1029-1054.

Hansen, Lars-Peter/*Hodrick*, Robert J. (1980), Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis, Journal of Political Economy 88, S. 829-853.

Hardouvelis, Gikas A. (1984), Market Perceptions of Federal Reserve Policy and Weekly Monetary Announcements, Journal of Monetary Economics 14, S. 225-240.

- (1988), The Predictive Power of the Term Structure during Recent Monetary Regimes, Journal of Finance 43, S. 339-356.

- (1994), The Term Structure Spread and Future Changes in Long and Short Rates in the G7 Countries: Is There a Puzzle?, Journal of Monetary Economics 33, S. 255-283.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Hasza, David P./*Fuller*, Wayne A. (1979), Estimation for Autoregressive Processes with Unit Roots, The Annals of Statistics 7, S. 1106-1120.

Hicks, J.R. (1946), Value and Capital (2nd edition), London: Oxford University Press.

Hodrick, Robert J. (1987), The Empirical Evidence on the Efficiency of Forward and Futures Foreign Exchange Markets, Chur: Harwood.

Hsieh, David A. (1989), Modelling Heteroscedasticity in Daily Foreign Exchange Rates, Journal of Business and Economic Statistics 7, S. 307-317.

Hsu, Chiente/*Kugler*, Peter (1996), Term Premiums and Volatility: A Nonlinear Analysis of the Swiss Intererst Rates, Schweizerische Zeitung für Volkswirtschaft und Statistik 132, S. 153-176.

Hurn, Stan A. /*McDonald*, A. D./*Moody*, Terry (1995), In Search of Time-Varying Term Premia in the London Interbank Market, Scottish Journal of Political Economy 42, S. 152-164.

Hurn, Stan A./*Moody*, Terry/*Muscatelli*, Anton V. (1995), The Term Structure of Interest Rates in the London Interbank Market, Oxford Economic Papers 47, S. 418-436.

Issing, Otmar (1993), Einführung in die Geldpolitik (5. Auflage), München: Vahlen.

- (1997), Monetary targeting in Germany: The stability of monetary policy and of the monetary system, Journal of Monetary Economics 39, S. 67-79.

Jaenicke, Johannes (1995), Wertpapierpensionsgeschäfte: Empirische Analyse der Wirkung des Zinstendersatzes auf die Marktzinsen, Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik 214, S. 209-225.

Jarque, Carlos M./*Bera*, Anil K. (1980), Efficient Tests for Normality, Heteroscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals, Economics Letters 6, S. 255-259.

Jensen, Michael C. (1972), Capital Markets: Theory and Evidence, Bell Journal of Economics and Management Science 3, S. 357-398.

Jorion, Philippe/*Mishkin*, Frederic S. (1991), A Multicountry Comparison of Term-Structure Forecasts at Long Horizons, Journal of Financial Economics 29, S. 59-80.

Kirchgässner, Gebhard/*Wolters*, Jürgen (1990), Sind die Realzinsen stationär? Theoretische Überlegungen und empirische Ergebnisse, Kredit und Kapital 23, S. 468-495.

Kocherlakota, Narayana R. (1996), The Equity Premium: It's Still a Puzzle, Journal of Economic Literature 34, S. 42-71.

Krasker, William (1980), The 'Peso Problem' in Testing the Efficiency of Forward Exchange Markets, Journal of Monetary Economics 6, S. 269-276.

Kugler, Peter (1988), An Empirical Note on the Term Structure and Interest Rate Stabilization Policies, Quarterly Journal of Economics 103, S. 789-792.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

- (1990), The term structure of Euro interest rates and rational expectations, Journal of International Money and Finance 9, S. 234-244.

- (1996a), Long Term Bond Yields, Monetary Policy and the Expectations Hypothesis of the Term Structure of Interest Rates, Universität Bern: Working Paper, April.

- (1996b), The Term Structure of Interest Rates and Regime Shifts, Some Empirical Results, Economics Letters 50, S. 121-126.

- (1997), Central Bank Policy Reaction and the Expectations Hypothesis of the Term Structure, International Journal of Finance and Economics 3, S. 217-224.

- (1998), Empirische Tests der Erwartungs- und der Unverzerrtheitshypothese, in: *Baltensperger*, Ernst (Hrsg.), Spekulation, Preisbildung und Volatilität auf Finanz- und Devisenmärkten, Schriften des Vereins für Socialpolitik 257, Berlin: Duncker und Humblot, S. 153-163.

Kugler, Peter/*Borutta*, Hansjörg (1993), An Empirical Note on Euro Market Interest Rates, Domestic Interest Rates and the Expectations Theory of the Term Structure, Empirical Economics 18, S. 95-101.

Lamoureux, Christopher G./*Lastrapes*, William D. (1990a), Persistence in Variance, Structural Change, and the GARCH Model, Journal of Business & Economic Statistics 8, S. 225-234.

- (1990b), Heteroskedasticity in Stock Return Data: Volume versus GARCH Effects, Journal of Finance 45, S. 221-229.

Lastrapes, William D. (1989), Exchange Rate Volatility and U.S. Monetary Policy: An ARCH Application, Journal of Money, Credit, and Banking 21, S. 66-77.

Lauterbach, Beni (1989), Consumption Volatility, Production Volatility, Spot-Rate Volatility, and the Returns on Treasury Bills and Bonds, Journal of Financial Economics 24, S. 155-179.

Leeper, Eric M./*Sims*, Christopher A./*Zha*, Tao (1996), What Does Monetary Policy Do?, Brookings Paper on Economic Activity 2, S. 1-78.

Lewis, Karen K. (1989), Changing Beliefs and Systematic Rational Forecast Errors with Evidence from Foreign Exchange, American Economic Review 79, S. 621-636.

- (1991), Was there a "Peso Problem" in the U. Term Structure of Interest Rates: 1979-1982?, International Economic Review 32, S. 159-173.

Lintner, John (1965), The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets, Review of Economics and Statistics 47, S. 13-37.

Ljung, Greta M./*Box*, George E. P. (1978), On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models, Biometrika 65, S. 297-303.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Lombra, Raymond E. (1993), The Conduct of U.S. Monetary Policy, in: *Fratianni*, Michele U./*Salvatore*, Dominick (Hrsg.), Handbook of Comparative Economic Policies, Volume III, Westport: Greenwood Press, S. 245-295.

Lütkepohl, Helmut (1997), Statistische Modellierung von Volatilitäten, Allgemeines Statistisches Archiv 81, S. 62-84.

MacDonald, Ronald/*Macmillan*, Peter (1994), On the Expectations View of the Term Structure, Term Premia and Survey-Based Expectations, Economic Journal 104, S. 1070-1086.

MacKinnon, James G. (1991), Critical Values for Cointegration Tests, in: *Engle*, Robert F./*Granger*, Cliff W.J. (Hrsg.), Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration, New York: Oxford University Press, S. 267-276.

Malaguti, Luisa/*Torricelli*, Costanza (1996), Monetary policy and the term structure of interest rates: A generalisation of McCallum (1994) two-period model, Working Paper.

Malkiel, Burton G. (1966), The Term Structure of Interest Rates. Expectations and Behavior Patterns, Princeton, New Jersey: Princeton University Press.

Mandelbrot, Benoit B. (1963), The Variation of Certain Speculative Prices, Journal of Business 36, S. 393-419.

Mankiw, Gregory N. (1986), The Term Structure of Interest Rates Revisited, Brookings Papers on Economic Activity 1, S. 61-96.

Mankiw, Gregory N./*Miron*, Jeffrey, A. (1986), The Changing Behavior of the Term Structure of Interest Rates, Quarterly Journal of Economics 101, S. 211-228.

Mankiw, Gregory N./*Summers*, Lawrence H. (1984), Do Long-Term Interest Rates Overreact to Short-Term Interest Rates?, Brookings Papers on Economic Activity 1, S. 223-247.

Mankiw, Gregory N./*Miron*, Jeffrey, A./*Weil*, David N. (1987), The Adjustment of Expectations to a Change in Regime: A Study of the Founding of the Federal Reserve, American Economic Review 77, S. 358-374.

McCallum, Bennett T. (1983), On Non-Uniqueness in Rational Expectations Models: An Attempt at Perspective, Journal of Monetary Economics 11, S. 139-168.

- (1994a), A Reconsideration of the Uncovered Interest Parity Relationship, Journal of Monetary Economics 33, S. 105-123.

- (1994b), Monetary Policy and the Term Structure of Interest Rates, NBER Working Paper, 4983.

McCurdy, Thomas H./*Morgan*, Ieuan G. (1991), Tests for a Systematic Risk Component in Deviations From Uncovered Interest Parity, Review of Economic Studies 58, S. 587-602.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Merton, Robert C. (1973), Theory of Rational Option Pricing, Bell Journal of Economics and Management Science 4, S. 141-183.

Mills, Terence C. (1993), The Econometric Modeling of Financial Time Series, Cambridge: Cambridge University Press.

Mishkin, Frederic S. (1988), The Information in the Term Structure: Some Further Results, Journal of Applied Econometrics 3, S. 307-314.

- (1990), The Information in the Longer Maturity Term Structure about Future Inflation, Quarterly Journal of Economics 105, S. 815-828.

- (1995), The Economics of Money, Banking and Financial Markets (4th edition), New York: Harper Collins.

Mishkin, Frederic S./*Posen*, Adam S. (1997), Inflation Targeting: Lessons from Four Countries, Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review 3, S. 9-110.

Modigliani, Franco/*Sutch*, Richard (1966), Innovations in Interest Rate Policy, American Economic Review 56, S. 178-197.

Nelson, Daniel B. (1991), Conditional Heteroscedasticity in Asset Returns: A New Approach, Econometrica 59, S. 347-370.

Newey, Whitney K./*West*, Kenneth D. (1987), A Simple, Positive Semi-definite Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix, Econometrica 55, S. 703-708.

Ng, Lilian (1991), Tests of the CAPM with Time-Varying Covariances: A Multivariate GARCH Approach, Journal of Finance 46, S. 1507-1521.

Pagan, Adrian/*Ullah*, Aman (1988), The Econometric Analysis of Models with Risk Terms, Journal of Applied Econometrics 3, S. 87-105.

Perron, Pierre (1989), The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis, Econometrica 57, 1361-1401.

Pesando, James E. (1979), On the Random Walk Characteristics of Short- and Long-Term Interest Rates in an Efficient Market, Journal of Money, Credit, and Banking 11, S. 457-466.

Phillips, Peter C. B (1987), Time Series Regression with a Unit Root, Econometrica 55, S. 277-301.

Phillips, Peter C. B./*Perron*, Pierre (1988), Testing for a Unit Root in Time Series Regression, Biometrika 75, S. 335-346.

Pindyck, Robert/*Rubinfeld*, Daniel L. (1991), Econometric Models and Economic Forecasts, New York: McGraw-Hill.

Poole, William (1970), Optimal Choice of Monetary Policy Instruments in a Simple Stochastic Model, Quarterly Journal of Economics 84, S. 197-216.

Press/Flanery/Teukolsky/Vettering (1988), Numerical Recipes in C. New York.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Rinne, Horst (1998), Datenqualität, erscheint in: *Heilemann*, Ullrich/*Wolters*, Jürgen (Hrsg.), Gesamtwirtschaftliche Modelle in der Bundesrepublik Deutschland: Erfahrungen und Perspektiven, Berlin: Duncker & Humblot.

Roberds, William/*Runkle*, David/*Whiteman*, Charles H. (1996), A Daily View of Yield Spreads and Short-Term Interest Rate Movements, Journal of Money, Credit, and Banking 28, S. 34-53.

Rohde, Armin (1995), Geldmarkt und Geldmarktsteuerung in der Bundesrepublik Deutschland, in: *Francke*, Hans-Hermann/*Ketzel*, Eberhart (Hrsg.), Konzepte und Erfahrungen der Geldpolitik, Beihefte zu Kredit und Kapital 13, Berlin: Duncker & Humblot, S. 243-266.

Rudebusch, Glenn D. (1995), Federal Reserve interest rate targeting, rational expectations, and the term structure, Journal of Monetary Economics 35, S. 245-274.

Sargent, Thomas J. (1987), Dynamic Macroeconomic Theory, London.

Schwarz, G. (1978), Estimating the Dimension of a Model, Annals of Statistics 6, S. 461-464.

Schwert, William G. (1989), Tests for Unit-Roots: A Monte Carlo Investigation, Journal of Business and Economic Statistics 7, S. 147-159.

Sharpe, William (1964), Capital Asset Price A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk, Journal of Finance 19, S. 425-442.

Shiller, Robert J. (1979), The Volatility of Long-Term Interest Rates and Expectations Models of the Term Structure, Journal of Political Economy 87, S. 1190-1219.

- (1990), The Term Structure of Interest Rates, in: Friedman, Benjamin M./Hahn, Frank H. (Hrsg.), Handbook of Monetary Economics, Vol. I, S. 627-722.

Shiller, Robert J./*Campbell*, John Y./*Schoenholtz*, Kermit L. (1983), Forward Rates and Future Policy: Interpreting the Term Structure of Interest Rates, Brookings Papers on Economic Activity 1, S. 173-217.

Simon, David P. (1990), Expectations and the Treasury Bill-Federal Funds Rate Spread over Recent Monetary Policy Regimes, Journal of Finance 45, S. 567-577.

Startz, Richard (1982), Do Forecast Errors or Term Premia Really Make the Difference between Long and Short Rates?, Journal of Financial Economics S. 323-329.

Stock, James H. (1987), Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors, Econometrica 55, S. 1035-1056.

Svensson, Lars E. O. (1994), Fixed exchange rates as a means to price stability: What have we learned?, European Economic Review 38, S. 447-486.

Tauchen, George E./*Pitts*, Mark (1983), The Price Variability-Volume Relationship on Speculative Markets, Econometrica 51, S. 485-505.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Taylor, Mark P. (1992), Modelling the Yield Curve, The Economic Journal 102, S. 524-537.

Tversky, Amos/*Kahnemann*, Daniel (1974), Judgement under Uncertainty: Heuristics and Biases, Science 185, S. 1124-1131.

Vasicek, Oldrich (1977), An Equilibrium characterization of the Term Structure, Journal of Financial Economics 5, S. 177-188.

Von Hagen, Jürgen (1988), Alternative Operating Regimes for Money Stock Control in Western Germany: An Empirical Evaluation, Weltwirtschaftliches Archiv 124, S. 89-107.

Von Hagen, Jürgen (1989), Monetary Targeting with Exchange Rate Constraints: The Bundesbank in the 1980s, Federal Reserve Bank of St. Louis Review 71, S. 53-69.

Wasmund, Jörn/*Alexander*, Volbert/*Ahrens*, Ralf (1996), Zentralbankratsitzungen der Deutschen Bundesbank und die Volatilität von Geld- und Kapitalmarktzinsen, Diskussionspapier.

Weiss, Andrew A. (1986), Asymptotic Theory for ARCH-Models: Estimating and Testing, Econometric Theory 2, S. 107-131.

White, Halbert (1980), A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity, Econometrica 48, S. 817-838.

Wolters, Jürgen (1995), On the term structure of interest rates - empirical results for Germany, Statistical Papers 36, S. 193-214.

Woodward, Susan (1983), The Liquidy Premium and the Solidity Premium, American Economic Review 73, S. 348-361.

Wu, Yangru/*Zhang*, Hua (1996), Mean Reversion in Interest Rates: New Evidence from a Panel of OECD Countries, Journal of Money, Credit, and Banking 28, S. 604-621.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49714-0
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-07-27 14:15:33
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH