Untersuchungen über das
Spar-, Giro- und Kreditwesen

Abteilung A: Wirtschaftswissenschaft

Begründet von Fritz Voigt

Herausgegeben von

G. Ashauer, W. Breuer, H.-J. Krümmel, B. Rudolph und A. Weber

Band 169

Marktbasierte Zinsprognosen mit Regime-Switching-Modellen

Von

Ralf Ahrens

Duncker & Humblot · Berlin

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

RALF AHRENS

Marktbasierte Zinsprognosen mit Regime-Switching-Modellen

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Untersuchungen über das Spar-, Giro- und Kreditwesen

Abteilung A: Wirtschaftswissenschaft

Herausgegeben von

G. Ashauer, W. Breuer, H.-J. Krümmel, B. Rudolph, A. Weber

Band 169

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Marktbasierte Zinsprognosen mit Regime-Switching-Modellen

Von

Ralf Ahrens

Duncker & Humblot · Berlin

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die Deutsche Bibliothek – CIP-Einheitsaufnahme

Ahrens, Ralf:
Marktbasierte Zinsprognosen mit Regime-Switching-Modellen /
von Ralf Ahrens. – Berlin : Duncker und Humblot, 2000
(Untersuchungen über das Spar-, Giro- und Kreditwesen :
Abt. A, Wirtschaftswissenschaft ; Bd. 169)
Zugl.: Gießen, Univ., Diss., 1999
ISBN 3-428-10239-8

Alle Rechte vorbehalten
© 2000 Duncker & Humblot GmbH, Berlin
Fremddatenübernahme und Druck:
Berliner Buchdruckerei Union GmbH, Berlin
Printed in Germany

ISSN 0720-7336
ISBN 3-428-10239-8

Gedruckt auf alterungsbeständigem (säurefreiem) Papier
entsprechend ISO 9706 ♾

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Vorwort

Die vorliegende Arbeit ist während meiner Tätigkeit an der Professur für Geld, Kredit und Währung der Justus-Liebig-Universität Gießen entstanden und wurde vom Fachbereich Wirtschaftswissenschaften im Juli 1999 als Dissertation angenommen.

Besonders danken möchte ich an dieser Stelle Herrn Professor Dr. Horst Rinne, der sich im Oktober 1997 spontan bereit erklärt hat, die Arbeit zu betreuen und zu begutachten. Herrn Professor Dr. Jochen Michaelis danke ich für die nicht minder spontane Bereitschaft, das Zweitgutachten zu erstellen, sowie für das freundliche und produktive Arbeitsklima an der Professur für Geld, Kredit und Währung.

Herrn Dipl.-Volkswirt Martin Mandler möchte ich für die gewissenhafte und kritische Durchsicht des gesamten Manuskripts sowie die daraus resultierenden Verbesserungsvorschläge danken. Frau Dipl.-Ökonomin Katja Specht hat den methodischen Teil der Arbeit korrekturgelesen und mich dabei auf einige Unklarheiten aufmerksam gemacht. Herrn Professor Dr. Martin Bohl und Herrn Professor Dr. Dr. Wolfgang Gohout danke ich für die fachliche und freundschaftliche Unterstützung, die mir während meiner Promotionszeit in vielen Gesprächen zuteil geworden ist. Bei Herrn Professor Dr. Axel Weber möchte ich mich für die Aufnahme der Arbeit in die von ihm herausgegebene Schriftenreihe sowie für die gute Zusammenarbeit am Center for Financial Studies bedanken.

Frankfurt am Main, im März 2000 *Ralf Ahrens*

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Inhaltsübersicht

1. Einleitung 23

I. Methodische Grundlagen 29

2. Vorläufer von Regime-Switching-Modellen und verwandte Modelle 29

3. Grundlegende Regime-Switching-Modelle 40

4. Das First-Order-Regime-Switching-Modell 61

II. Theoretische und empirische Grundlagen marktbasierter Zinsprognosen 88

5. Finanzmarktprognosen und Informationseffizienz 88

6. Theorie und Empirie der Informationseffizienz auf Fremdkapitalmärkten 102

7. Motivation von Zinsprognosen mit Regime-Switching-Modellen 132

III. Empirischer Teil 146

8. Statistische Beurteilung der Prognosegüte 146

9. Prognose des Zinssatzes für 3-Monatsgeld 150

10. Prognose der Umlaufrendite festverzinslicher Wertpapiere 204

11. Zusammenfassung der Ergebnisse 251

Anhang 253

Literaturverzeichnis 260

Sachwortverzeichnis 273

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Inhaltsverzeichnis

1. Einleitung 23

1.1 Marktbasierte Zinsprognosen 23

1.2 Regime-Switching-Modelle in der Ökonomie 24

1.3 Aufbau der Arbeit 26

I. Methodische Grundlagen 29

2. Vorläufer von Regime-Switching-Modellen und verwandte Modelle 29

2.1 Strukturbrüche und Regimewechsel in ökonomischen Zeitreihen 29

2.2 Zeitreihenmodelle mit Dummy-Variablen 30

2.3 Modelle mit gemischten Verteilungen 33

2.4 Switching-Regression-Modelle 35

2.5 Switching-Regression-Modelle mit Markov-Struktur 37

3. Grundlegende Regime-Switching-Modelle 40

3.1 Einführung 40

3.2 Eigenschaften des Markov-Prozesses 42

3.3 Autoregressive Zeitreihenmodelle mit Markov-Regimewechseln 44

3.3.1 Das Modell von Hamilton (1988, 1989) 44

3.3.2 Das Modell von Hamilton (1993) 46

3.3.3 Die Klassifikation von Krolzig und Lütkepohl (1995) 47

3.3.4 Das Segmented-Trend-Modell von Engel und Hamilton (1990) 48

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

3.4 Filter-Inferenz über unbeobachtbare Regime, dargestellt anhand des MSM(2)-AR(1)-Modells 49

3.4.1 Grundproblematik 49

3.4.2 Berechnung von Regimewahrscheinlichkeiten zum Zeitpunkt t = 2 51

3.4.3 Berechnung von Regimewahrscheinlichkeiten zu einem beliebigen Zeitpunkt t 52

3.5 Geglättete Regimewahrscheinlichkeiten 54

3.6 Möglichkeiten der Modellschätzung 56

3.7 Modellauswahl und Spezifikationstests 58

3.8 Prognosen 59

4. Das First-Order-Regime-Switching-Modell 61

4.1 Eigenschaften 61

4.2 Modellaufbau 63

4.3 Bekannte Regime-Switching-Modelle als Spezialfälle des FORS-Modells 64

4.3.1 Das MSI-Modell 64

4.3.2 Reformulierung des MSM-Modells 67

4.3.3 Bivariate Modellspezifikationen ohne lineare Abhängigkeiten 70

4.3.4 Vektorautoregressive Regime-Switching-Modelle 72

4.3.5 Modelle mit zeitvariablen Übergangswahrscheinlichkeiten 74

4.3.6 Regime-Switching-ARCH-Modelle 74

4.4 Kombination von GARCH- und Regime-Switching-Prozessen: Das Generalized-Regime-Switching-(GRS-)Modell 75

4.5 Rekursive Maximum-Likelihood-Schätzung von FORS-Modellen 79

4.6 Geglättete Regimewahrscheinlichkeiten 81

4.7 Prognosen 83

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

II. Theoretische und empirische Grundlagen marktbasierter Zinsprognosen 88

5. Finanzmarktprognosen und Informationseffizienz 88

5.1 Theorie informationseffizienter Finanzmärkte 88

5.2 Argumente gegen die Informationseffizienz von Finanzmärkten 90

5.2.1 Preisbildung unter Berücksichtigung von Informationskosten 90

5.2.2 Die Bedeutung des „Noninformational Trading" 92

5.2.3 Preisbildung bei unterschiedlicher Vermögensausstattung und heterogenen Erwartungen 94

5.2.4 Die Bedeutung von zeitlichen Informationsvorsprüngen 95

5.3 Möglichkeiten und Grenzen empirischer Markteffizienztests 96

5.3.1 Das Random-Walk-Modell 96

5.3.2 Das Random-Walk-Modell mit Drift 97

5.3.3 Performance von Investmentfonds als Indikator für Markteffizienz bei Informationskosten 98

5.3.4 Konsequenzen empirischer Markteffizienztests für die Prognose von Finanzmarktpreisen 99

5.4 Fazit 100

6. Theorie und Empirie der Informationseffizienz auf Fremdkapitalmärkten 102

6.1 Theoretische Grundlagen 102

6.1.1 Ökonomische Theorien zur Zinsbildung und Zinsstruktur 102

6.1.2 Inadäquanz makroökonomischer Strukturgleichungen für die Prognose von Zinssätzen 105

6.1.3 Vereinbarkeit von Erwartungshypothese und Random-Walk-Modell 106

6.2 Die Rationale Erwartungshypothese der Zinsstruktur 108

6.2.1 Der Informationsgehalt von Zinsspannen für die künftige Zinsentwicklung 108

6.2.2 Vorherrschende Erklärungen für die Ablehnung der Rationalen Erwartungshypothese 113

6.2.3 Aktives Portfoliomanagement und Prognosen mit Zinsspannen 115

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

6.3 Ergänzende Überlegungen zur Rationalität von Markterwartungen 116

6.3.1 Random Walk-Modell und Rationale Erwartungshypothese im Vergleich 116

6.3.2 Der Informationsgehalt von Marktumfragen zur Zinsentwicklung .. 116

6.3.3 Der Informationsgehalt von Zinsterminsätzen 118

6.4 Ergebnisse ausgewählter neuerer Zinsprognosestudien 120

6.5 Fazit 130

7. Motivation von Zinsprognosen mit Regime-Switching-Modellen 132

7.1 Grundlagen 132

7.2 Peso-Probleme und rationale Prognosefehler 134

7.3 Modellierung des allgemeinen Peso-Problems mit Regime-Switching-Modellen 138

7.4 Peso-Probleme in der Zinsstruktur 141

7.5 Zeitvariable Stationarität kurzfristiger Zinssätze 143

III. Empirischer Teil 146

8. Statistische Beurteilung der Prognosegüte 146

8.1 *Ex-ante*-Prognosen 146

8.2 Quantitative Prognosefehlermaße 147

8.3 Kritik an konventionellen Prognosefehlermaßen 149

9. Prognose des Zinssatzes für 3-Monatsgeld 150

9.1 Datenbeschreibung und Vorgehensweise 150

9.2 Univariate Modelle I: Der kurzfristige Zinssatz als stationäre Zeitreihe ... 156

9.3 Univariate Modelle II: Der kurzfristige Zinssatz als instationäre Zeitreihe 162

9.4 Bivariate Modelle ohne lineare Abhängigkeiten 169

9.5 Vektorautoregressive Modelle 176

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

9.6 Auswahl der leistungsfähigsten Modelle 185

9.7 Graphische Beurteilung der Prognosegüte 187

9.8 Stabilität der Modellparameter und Prognosetabelle 198

10. Prognose der Umlaufrendite festverzinslicher Wertpapiere 204

10.1 Datenbeschreibung und Vorgehensweise 204

10.2 Univariate Modelle 208

10.3 Bivariate Modelle ohne lineare Abhängigkeiten 214

10.4 Vektorautoregressive Modelle 219

10.5 Auswahl der leistungsfähigsten Modelle 225

10.6 Graphische Beurteilung der Prognosegüte 229

10.7 Stabilität der Modellparameter und Prognosetabelle 240

10.8 Vergleich kommerzieller Zinsprognosen 246

11. Zusammenfassung der Ergebnisse 251

Anhang 253

A.1 Zinsstruktur und Auslandszinssätze (Abbildungen) 253

A.2 RATS-Programmcodes 254

Literaturverzeichnis 260

Sachwortverzeichnis 273

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabellenverzeichnis

Tabelle 3-1: Klassifikation von Markov-Switching-VAR-Modellen nach Krolzig und Lütkepohl (1995) 48

Tabelle 3-2: Auswahl von MS-AR-Modellen nach Krolzig (1997) 59

Tabelle 9-1: Univariate AR(1)-Modelle I: Zinssatz für 3-Monatsgeld (r_t) 158

Tabelle 9-2: Prognosegüte univariater AR(1)-Modelle I (Zinssatz für 3-Monatsgeld); Prognosen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld über den Zeitraum von Januar 1991 bis Dezember 1998 159

Tabelle 9-3: Univariate AR(1)-Modelle II: Zinssatz für 3-Monatsgeld (r_t) 160

Tabelle 9-4: Prognosegüte univariater AR(1)-Modelle II (Zinssatz für 3-Monatsgeld); Prognose des Zinssatzes für 3-Monatsgeld über den Zeitraum von Januar 1991 bis Dezember 1998 161

Tabelle 9-5: MSI-AR(0)-Modelle: Monatliche Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld (Δr_t) 163

Tabelle 9-6: Prognosegüte von MSI-AR(0)-Modellen (Monatliche Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld); Prognose des Zinssatzes für 3-Monatsgeld über den Zeitraum von Januar 1991 bis Dezember 1998 164

Tabelle 9-7: Univariate AR(1)-Modelle: Monatliche Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld (Δr_t) 165

Tabelle 9-8: Prognosegüte univariater AR(1)-Modelle (Monatliche Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld); Prognose des Zinssatzes für 3-Monatsgeld über den Zeitraum von Januar 1991 bis Dezember 1998 166

Tabelle 9-9: Univariate AR(3)-Modelle: Monatliche Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld (Δr_t) 167

Tabelle 9-10: Prognosegüte univariater AR(3)-Modelle (Monatliche Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld); Prognose des Zinssatzes für 3-Monatsgeld über den Zeitraum von Januar 1991 bis Dezember 1998 168

Tabelle 9-11: Bivariate Regime-Switching-Modelle: Zeitgleiche gemeinsame Regimeabhängigkeit der monatlichen Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld (Δr_t) und der Umlaufrendite (ΔR_t) 170

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 9-12: Prognosegüte bivariater Regime-Switching-Modelle (zeitgleiche gemeinsame Regimeabhängigkeit der monatlichen Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld und der Umlaufrendite); Prognosen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld über den Zeitraum von Januar 1991 bis Dezember 1998 171

Tabelle 9-13: Bivariate Regime-Switching-Modelle: Gemeinsame Regimeabhängigkeit der monatlichen Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld (Δr_t) und der Umlaufrendite (ΔR_t) 173

Tabelle 9-14: Prognosegüte bivariater Regime-Switching-Modelle (gemeinsame Regimeabhängigkeit der monatlichen Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld und der Umlaufrendite); Prognosen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld über den Zeitraum von Januar 1991 bis Dezember 1998 174

Tabelle 9-15: Bivariate Regime-Switching-Modelle: Gemeinsame Regimeabhängigkeit der monatlichen Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld (Δr_t) und des U.S.-amerikanischen Zinssatzes für 3-Monatsgeld $\left(\Delta r_t^{US}\right)$ 175

Tabelle 9-16: Prognosegüte bivariater Regime-Switching-Modelle (gemeinsame Regimeabhängigkeit der monatlichen Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld und des U.S.-amerikanischen Zinssatzes für 3-Monatsgeld); Prognosen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld über den Zeitraum von Januar 1991 bis Dezember 1998 176

Tabelle 9-17: Vektorautoregressive Modelle erster Ordnung: Monatliche Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld (Δr_t) und der Umlaufrendite (ΔR_t) .. 178

Tabelle 9-18: Vektorautoregressive Modelle dritter Ordnung: Monatliche Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld (Δr_t) und der Umlaufrendite (ΔR_t) .. 179

Tabelle 9-19: Prognosegüte vektorautoregressiver Modelle (monatliche Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld und der Umlaufrendite); Prognosen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld über den Zeitraum von Januar 1991 bis Dezember 1998 180

Tabelle 9-20: Vektorautoregressive Modelle erster Ordnung: Monatliche Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld (Δr_t) und des U.S.-amerikanischen Zinssatzes für 3-Monatsgeld $\left(\Delta r_t^{US}\right)$ 181

Tabelle 9-21: Prognosegüte vektorautoregressiver Modelle (monatliche Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld und des U.S.-amerikanischen Zinssatzes für Dreimonatsgeld); Prognosen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld über den Zeitraum von Januar 1991 bis Dezember 1998 182

Tabelle 9-22: Vektorautoregressive Modelle erster Ordnung: Monatliche Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld (Δr_t) und Zinsdifferenz $(R_t - r_t)$ 183

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 9-23: Prognosegüte vektorautoregressiver Modelle (monatliche Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld und Zinsdifferenz); Prognosen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld über den Zeitraum von Januar 1991 bis Dezember 1998 184

Tabelle 9-24: Prognosevergleich der in den Abschnitten 9.2 – 9.5 jeweils überlegenen Modelle; Prognosen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld über den Zeitraum von Januar 1991 bis Dezember 1998 185

Tabelle 9-25: MSI-AR(3)-Modell: Monatliche Änderungen des Zinssatzes für 3Mmonatsgeld (Δr_t) 199

Tabelle 9-26: Prognosegüte des MSI-AR(3)-Modells (monatliche Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld); Prognose des Zinssatzes für 3-Monatsgeld über den Zeitraum von Januar 1994 bis Dezember 1998. 200

Tabelle 9-27: Prognosen des Dreimonatszinssatzes für den Zeitraum von Februar 1996 bis Dezember 1999 mit dem MSI-AR(3)-Modell (Zeitraum der Modellschätzung: Januar 1970 bis Dezember 1993) 201

Tabelle 10-1: MSI-AR(0)-Modelle: Monatliche Änderungen der Umlaufrendite (ΔR_t) 209

Tabelle 10-2: Prognosegüte von MSI-AR(0)-Modellen (monatliche Änderungen der Umlaufrendite); Prognose der Umlaufrendite über den Zeitraum von Januar 1991 bis Dezember 1998 210

Tabelle 10-3: Univariate AR(1)-Modelle: Monatliche Änderungen der Umlaufrendite (ΔR_t) 211

Tabelle 10-4: Prognosegüte univariater AR(1)-Modelle (monatliche Änderungen der Umlaufrendite); Prognose der Umlaufrendite über den Zeitraum von Januar 1991 bis Dezember 1998 212

Tabelle 10-5: Univariate AR(3)-Modelle: Monatliche Änderungen der Umlaufrendite (ΔR_t) 213

Tabelle 10-6: Prognosegüte univariater AR(3)-Modelle (monatliche Änderungen der Umlaufrendite); Prognose der Umlaufrendite über den Zeitraum von Januar 1991 bis Dezember 1998 214

Tabelle 10-7: Prognosegüte bivariater Regime-Switching-Modelle (zeitgleiche gemeinsame Regimeabhängigkeit der monatlichen Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld und der Umlaufrendite); Prognosen der Umlaufrendite über den Zeitraum von Januar 1991 bis Dezember 1998 216

Tabelle 10-8: Prognosegüte bivariater Regime-Switching-Modelle (gemeinsame Regimeabhängigkeit der monatlichen Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld und der Umlaufrendite); Prognosen der Umlaufrendite über den Zeitraum von Januar 1991 bis Dezember 1998 217

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 10-9: Bivariate Regime-Switching-Modelle: Gemeinsame Regimebhängigkeit der monatlichen Änderungen der Umlaufrendite (ΔR_t) und des U.S.-amerikanischen Zinssatzes auf zehnjährige Staatsanleihen $\left(\Delta R_t^{US}\right)$ 218

Tabelle 10-10: Prognosegüte bivariater Regime-Switching-Modelle (gemeinsame Regimeabhängigkeit der monatlichen Änderungen der Umlaufrendite (ΔR_t) und des U.S.-amerikanischen Zinssatzes auf zehnjährige Staatsanleihen); Prognosen der Umlaufrendite über den Zeitraum von Januar 1991 bis Dezember 1998 219

Tabelle 10-11: Prognosegüte vektorautoregressiver Modelle (monatliche Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld und der Umlaufrendite); Prognosen der Umlaufrendite über den Zeitraum von Januar 1991 bis Dezember 1998 220

Tabelle 10-12: Vektorautoregressive Modelle erster Ordnung: Monatliche Änderungen der Umlaufrendite (ΔR_t) und des U.S.-amerikanischen Zinssatzes auf zehnjährige Staatsanleihen $\left(\Delta R_t^{US}\right)$ 222

Tabelle 10-13: Prognosegüte vektorautoregressiver Modelle (monatliche Änderungen der Umlaufrendite und des U.S.-amerikanischen Zinssatzes auf zehnjährige Staatsanleihen); Prognosen der Umlaufrendite über den Zeitraum von Januar 1991 bis Dezember 1998 223

Tabelle 10-14: Vektorautoregressive Modelle erster Ordnung: Monatliche Änderungen der Umlaufrendite (ΔR_t) und Zinsdifferenz $(R_t - r_t)$ 224

Tabelle 10-15: Prognosegüte vektorautoregressiver Modelle (monatliche Änderungen der Umlaufrendite und Zinsdifferenz); Prognosen der Umlaufrendite über den Zeitraum von Januar 1991 bis Dezember 1998 225

Tabelle 10-16: Prognosevergleich der in den Abschnitten 10.2 – 10.4 jeweils überlegenen Modelle; Prognose der Umlaufrendite über den Zeitraum von Januar 1991 bis Dezember 1998 226

Tabelle 10-17: Bivariates MSIH-VAR(0)-Modell: Gemeinsame Regimeabhängigkeit der monatlichen Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld (Δr_t) und der Umlaufrendite (ΔR_t) 241

Tabelle 10-18: Prognosegüte des MSIH-VAR(0)-Modells (gemeinsame Regimeabhängigkeit der monatlichen Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld und der Umlaufrendite); Prognose der Umlaufrendite über den Zeitraum von Januar 1994 bis Dezember 1998. 242

Tabelle 10-19: Prognosen der Umlaufrendite für den Zeitraum von Februar 1996 bis Dezember 1999 (Bivariates MSIH-VAR(0)-Modell: gemeinsame Regimeabhängigkeit der monatlichen Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld und der Umlaufrendite, Zeitraum der Modellschätzung: Januar 1970 bis Dezember 1993) 243

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 10-20: Einjahres-Prognose der Umlaufrendite für Dezember 1998 247

Tabelle 10-21: Einjahres-Prognose der Rendite 10jähriger Bundesanleihen für Dezember 1998 248

Tabelle 10-22: Einjahres-Prognose der Umlaufrendite für Dezember 1999 249

Tabelle 10-23: Einjahres-Prognose der Rendite 10jähriger Bundesanleihen für Dezember 1999 250

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 4.1: Pfadabhängige Berechnung der bedingten Varianz in konventionellen Regime-Switching-GARCH-Modellen 78

Abbildung 4.2: Pfadunabhängige Berechnung der bedingten Varianz im GRS-Modell 78

Abbildung 9.1: Verlauf des Zinssatzes für 3-Monatsgeld 151

Abbildung 9.2: Erste Differenzen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld 153

Abbildung 9.3: *Ex-ante*-Regimewahrscheinlichkeiten (Regime 1); MSIH-VAR(1)-Modell für Dreimonatszinssatz und Zinsdifferenz 186

Abbildung 9.4: Geglättete Regimewahrscheinlichkeiten (Regime 1); MSIH-VAR(1)-Modell für Dreimonatszinssatz und Zinsdifferenz 186

Abbildung 9.5: Beitrag zur Erklärung der Änderungen des Dreimonatszinssatzes; MSIH-VAR(1)-Modell für Dreimonatszinssatz und Zinsdifferenz ... 187

Abbildung 9.6: Prognosefehler Dreimonatszinssatz – Prognosehorizont: 3 Monate .. 188

Abbildung 9.7: Prognosefehler Dreimonatszinssatz – Prognosehorizont: 6 Monate .. 189

Abbildung 9.8: Prognosefehler Dreimonatszinssatz – Prognosehorizont: 9 Monate .. 189

Abbildung 9.9: Prognosefehler Dreimonatszinssatz – Prognosehorizont: 12 Monate 190

Abbildung 9.10: Prognosefehler Dreimonatszinssatz – Prognosehorizont: 24 Monate 190

Abbildung 9.11: Prognosefehler Dreimonatszinssatz – Prognosehorizont: 36 Monate 191

Abbildung 9.12: 3-Schritt-Prognosen des Zinssatzes für Dreimonatsgeld 192

Abbildung 9.13: 6-Schritt-Prognosen des Zinssatzes für Dreimonatsgeld 193

Abbildung 9.14: 9-Schritt-Prognosen des Zinssatzes für Dreimonatsgeld 194

Abbildung 9.15: 12-Schritt-Prognosen des Zinssatzes für Dreimonatsgeld 195

Abbildung 9.16: 24-Schritt-Prognosen des Zinssatzes für Dreimonatsgeld 196

Abbildung 9.17: 36-Schritt-Prognosen des Zinssatzes für Dreimonatsgeld 197

Abbildung 10.1: Verlauf der Umlaufrendite festverzinslicher Wertpapiere 205

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Abbildung 10.2: Erste Differenzen der Umlaufrendite festverzinslicher Wertpapiere 205

Abbildung 10.3: *Ex-ante*-Regimewahrscheinlichkeiten (Regime 1); MSIH-VAR(0)-Modell für Umlaufrendite und Zinssatz für Dreimonatsgeld 227

Abbildung 10.4: Geglättete Regimewahrscheinlichkeiten (Regime 1); MSIH-VAR(0)-Modell für Umlaufrendite und Zinssatz für Dreimonatsgeld 228

Abbildung 10.5: Beitrag zur Erklärung der Änderungen der Umlaufrendite; MSIH-VAR(0)-Modell für Umlaufrendite und Zinssatz für Dreimonatsgeld 228

Abbildung 10.6: Prognosefehler Umlaufrendite – Prognosehorizont: 3 Monate 230

Abbildung 10.7: Prognosefehler Umlaufrendite – Prognosehorizont: 6 Monate 230

Abbildung 10.8: Prognosefehler Umlaufrendite – Prognosehorizont: 9 Monate 231

Abbildung 10.9: Prognosefehler Umlaufrendite – Prognosehorizont: 12 Monate 231

Abbildung 10.10: Prognosefehler Umlaufrendite – Prognosehorizont: 24 Monate 232

Abbildung 10.11: Prognosefehler Umlaufrendite – Prognosehorizont: 36 Monate 232

Abbildung 10.12: 3-Schritt-Prognosen der Umlaufrendite 234

Abbildung 10.13: 6-Schritt-Prognosen der Umlaufrendite 235

Abbildung 10.14: 9-Schritt-Prognosen der Umlaufrendite 236

Abbildung 10.15: 12-Schritt-Prognosen der Umlaufrendite 237

Abbildung 10.16: 24-Schritt-Prognosen der Umlaufrendite 238

Abbildung 10.17: 36-Schritt-Prognosen der Umlaufrendite 239

Abbildung A-1: Zinsspread 253

Abbildung A-2: Zinssatz auf U.S.-amerikanische Treasury Bills 253

Abbildung A-3: U.S.-amerikanischer Kapitalmarktzins 253

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Verzeichnis häufig verwendeter Symbole

Δ	Differenzenoperator
$\left.\begin{array}{l} E(y_t \mid \Phi_{t-1}) \\ E_{t-1}\, y_t \end{array}\right\}$	bedingter Erwartungswert der Zufallsvariable y_t zum Zeitpunkt $t-1$
$\left.\begin{array}{l} f_i(y_t \mid \ldots) \\ f(y_t \mid i) \end{array}\right\}$	durch das Regime i bedingte Verteilung der Zufallsvariablen y_t
Φ_t	Informationsmenge zum Zeitpunkt t
λ	Vektor der Modellparameter
$\left.\begin{array}{l} \mu(S_t = i) \\ \mu_i \end{array}\right\}$	Mittelwert im Regime i
P_t	Vektor der Regimezustandswahrscheinlichkeiten
p_{it}	Zustandswahrscheinlichkeit für das Regime i zum Zeitpunkt t
$\left.\begin{array}{l} \Pr(S_t = i \mid \Phi_{t-1}) \\ p_{it,t-1} \end{array}\right\}$	*ex-ante*-Regimezustandswahrscheinlichkeit
$\left.\begin{array}{l} \Pr(S_t = i \mid \Phi_t) \\ p_{it,t} \end{array}\right\}$	Filter-Regimezustandswahrscheinlichkeit
$\left.\begin{array}{l} \Pr(S_t = i \mid \Phi_T) \\ p_{it,T} \end{array}\right\}$	geglättete Regimezustandswahrscheinlichkeit
Π	Matrix der Regimeübergangswahrscheinlichkeiten
$\left.\begin{array}{l} \Pr(S_t = j \mid S_{t-1} = i) \\ \pi_{ij} \end{array}\right\}$	Übergangswahrscheinlichkeit von Regime i nach Regime j
τ_{ij}^t	Element der Matrix Π^t
$R_t^{(n)}$	n-periodiger Zinssatz bzw. n-periodige Rendite zum Zeitpunkt t

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

S_t	Regimeindikatorvariable zum Zeitpunkt t
$\left.\begin{array}{l}\sigma^2(S_t = i)\\ \sigma_i^2\end{array}\right\}$	Varianz im Regime i
T	Anzahl der Beobachtungen
t	Zeitindex
$\tilde{y}_t$	Zeitreihe der Variablen y von y_0 bis y_t

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

1. Einleitung

1.1 Marktbasierte Zinsprognosen

Aufgrund der einzel- und gesamtwirtschaftlichen Relevanz von Zinsänderungen ist das Interesse von Ökonomen, Wirtschaftspolitikern und Praktikern an Zinsprognosen traditionell sehr groß. Dennoch finden sich in der wissenschaftlichen Literatur nur relativ wenige Studien, welche die Prognosegüte ökonometrischer und zeitreihenanalytischer Verfahren außerhalb des Stützbereichs analysieren. Zweifel an der Relevanz und Sinnhaftigkeit von Zinsprognosen werden häufig mit einem Verweis auf die Theorie informationseffizienter Finanzmärkte begründet. Kritiker übersehen allerdings bisweilen, daß erfolgreiche Zinsprognosen mit Markteffizienz vereinbar sein können, solange es sich bei den zur Prognose herangezogenen Informationen um aktuelle Finanzmarktpreise handelt.

Die vorliegende Studie hat zum Ziel, Möglichkeiten der Prognose von Geld- und Kapitalmarktzinssätzen aufzuzeigen. Dies geschieht im Rahmen einer theoretischen Analyse sowie einer breit angelegten empirischen Untersuchung. Die dem Konzept der Arbeit zugrunde liegende Idee „marktbasierter Zinsprognosen" wird von Mishkin wie folgt beschrieben: „What is suggested (...) is that macro forecasters let the market do the work for them and use the information in current market prices to generate forecasts".[1] Diesem Motto folgend, besteht die hier umgesetzte und zuvor ausführlich beschriebene Strategie nicht in der Identifikation von makroökonomischen Determinanten der Zinsentwicklung und einer sich daran anschließenden Zinsprognose unter Nutzung strukturökonometrischer Modelle. Statt dessen soll das künftige Zinsniveau vorhergesagt werden, indem Erwartungen von Marktteilnehmern, die sich in Zinssätzen und in der Zinsstruktur widerspiegeln, unter Anwendung ökonometrischer Verfahren extrahiert und analysiert werden.[2]

Die methodische Vorgehensweise dieser Arbeit lehnt sich an die Studien von Hamilton (1988), Sola und Driffill (1994), Kugler (1996), Bekaert, Hodrick und Marshall (1997a) und Ang und Bekaert (1998) an, in denen die nominale Zinsentwicklung sowie gegebenenfalls Zinsdifferenzen als univariate bzw. bivariate Regime-Switching-Prozesse modelliert werden. Modellgestützte Zinsprognosen über

---

[1] Mishkin (1978), S. 748 – 749. Der Begriff „marked-based forecasts" wurde bislang u. a. von Belongia (1987) verwendet.

[2] Zusätzlich motiviert wurde diese Arbeit durch einige neuere Veröffentlichungen, die sich mit dem Informationsgehalt von Finanzmarktpreisen für die Geldpolitik auseinandersetzen. Vgl. dazu Söderlind und Svensson (1997), Deutsche Bundesbank (1998) und Goodfriend (1998).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

längere Prognosehorizonte sind in diesen Arbeiten allerdings nicht erzeugt worden.[3] Die Nutzung des in der Zeitreihenanalyse relativ jungen Regime-Switching-Ansatzes zur Vorhersage von Zinssätzen läßt sich zweifach begründen. Zum einen haben die oben zitierten Arbeiten gezeigt, daß sich Regime-Switching-Modelle eignen, das zyklische Verhalten von Zinszeitreihen ökonometrisch zu erfassen. Darüber hinaus lassen sich mit Regime-Switching-Modellen Markterwartungen diskreter Ereignisse modellieren, was besonders im Rahmen der oben skizzierten Prognosestrategie von besonderer Bedeutung sein kann.

1.2 Regime-Switching-Modelle in der Ökonomie

Seit ihrer Einführung durch Hamilton (1988, 1989) haben sich Regime-Switching-Modelle als außerordentlich hilfreich erwiesen, eine Vielzahl ökonomisch relevanter Fragestellungen zu untersuchen. Die in der Literatur zumeist als Markov-Switching-Modelle oder auch Markov-Regimewechselmodelle bezeichneten Zeitreihenspezifikationen[4] sind dabei mittlerweile nicht nur in direkte Konkurrenz zu traditionellen Ansätzen wie etwa der Box-Jenkins-Modellierung oder den inzwischen ebenfalls etablierten VAR- und ARCH-Modellen getreten, sondern lassen sich darüber hinaus mit diesen in vielfältiger Weise kombinieren, wodurch eine wesentlich flexiblere und oftmals adäquatere ökonometrische Modellbildung ermöglicht wird. Vor diesem Hintergrund mag es verwundern, daß die internationale Literatur nach nunmehr zehnjähriger Forschungstätigkeit immer noch überschaubar ist und deutschsprachige Arbeiten bislang kaum vorhanden sind.[5] Auch wurde Regime-Switching-Modellen bislang nur in wenigen Lehrbüchern der Zeitreihenanalyse ein eigenständiges Kapitel eingeräumt.[6] Einer der Gründe für diese geringe Popularität kann sicherlich in den relativ aufwendigen Verfahren zur Schätzung von Regime-Switching-Modellen gesehen werden, die einerseits eine rasche Implementierung erschweren und andererseits auch unter Verwendung schneller Rechner für die Anwender sehr zeitintensiv sind. Für empirisch orientierte Makroökonomen und Finanzanalysten dürfte der Einsatz von Regime-Switching-Modellen künftig jedoch von zunehmendem Interesse sein, da in der neueren Literatur (Hamilton (1994), Gray (1996a)) rekursive Schätzverfahren entwickelt wurden, die eine vergleichsweise unkomplizierte Modellierung und Programmierung erlau-

---

[3] Ang und Bekaert (1998) haben Einschrittprognosen erzeugt, um die Güte der geschätzten Modelle zu beurteilen.

[4] In der vorliegenden Arbeit werden die unterschiedlichen Bezeichnungen als Synonyme verstanden, wobei in Anlehnung an Gray (1996a), Bekaert, Hodrick und Marshall (1997) sowie Ang und Bekaert (1998) überwiegend der Begriff „Regime-Switching-Modell" Verwendung findet.

[5] Als deutschsprachige Arbeiten liegen der Überblicksartikel von Krolzig und Lütkepohl (1995) sowie die Volatilitätsanalyse von Ahrens (1998a) vor.

[6] Vgl. Harvey (1993), Mills (1993), Hamilton (1994).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

ben. In dem Lehrbuch von Kim und Nelson (1999a) werden Regime-Switching-Modelle mit Zustandsraummodellen (Harvey (1993)) kombiniert. Anhand vieler Anwendungsbeispiele zeigen die Autoren die Leistungsfähigigkeit dieses neuen Ansatzes auf und werden damit sicherlich zu seiner Verbreitung beitragen.

Regime-Switching-Modelle wurden in der Vergangenheit zumeist in der Konjunkturanalyse eingesetzt. Dabei konnte für unterschiedliche Länder gezeigt werden, daß eine endogene Bestimmung von Konjunkturzyklen erfolgen kann, indem die Wachstumsrate des realen Sozialprodukts oder des Produktionsindex als Regime-Switching-Prozeß spezifiziert wird.[7] Sehr viel weniger Studien sind der weiterführenden Frage nachgegangen, inwieweit sich Prognosen der konjunkturellen Entwicklung erstellen lassen, indem potentielle Frühindikatoren als Regime-Switching-Prozesse modelliert werden. Speziell für die USA und die Bundesrepublik Deutschland sind mehrere Frühindikatoren daraufhin untersucht worden, ob sie den Beginn und das Ende von Rezessionsphasen vorhersagen können. Die bislang verfügbaren Ergebnisse zeigen, daß univariate Regime-Switching-Modelle geeignet sind, prominente Konjunkturindikatoren zu modellieren sowie eindeutige und oftmals frühzeitige Konjunktursignale zu erzeugen.[8] Besonders interessant für die vorliegende Arbeit ist die Tatsache, daß sich die Zinsstruktur dabei als überlegener Langfristindikator erwiesen hat, dessen Signale von Regime-Switching-Modellen in eindeutige Wendepunktprognosen transformiert werden.[9] Eine Modellierung der stochastischen Eigenschaften von Zinssätzen mit Regime-Switching-Modellen ist daher auch zum Zweck der Zinsprognose naheliegend.

Ein weiteres bedeutendes Einsatzgebiet von Regime-Switching-Modellen ist die Analyse und Prognose von Volatilitäten auf Finanzmärkten. Eine praktische Anwendung dürfte hier vor allem bei der Bewertung von Optionen oder bei der Risikoeinschätzung im Portfoliomanagement erfolgen. Als maßgebliche Referenz zur Beurteilung der Leistungsfähigkeit von Regime-Switching-Modellen werden in diesem Zusammenhang üblicherweise die mit den populären und in der Praxis etablierten ARCH und GARCH-Modellen generierten Prognosen herangezogen.[10] Weitere ökonomische Anwendungsgebiete von Regime-Switching-Modellen sind

---

7 Vgl. hierzu bspw. die Arbeiten von Hamilton (1989), Lam (1990, 1997), Phillips (1991), Goodwin (1993), Durland und McCurdy (1994), Filardo (1994), Sichel (1994), Kim und Yoo (1995), Diebold und Rudebusch (1996), Layton (1996, 1998), Krolzig (1997), Raymond und Rich (1997), Filardo und Gordon (1998), Kim und Nelson (1998), Ahrens (1999a) sowie Franses und Paap (1999).

8 Vgl. Lahiri und Wang (1994), Hamilton und Perez-Quiros (1996), Hamilton und Lin (1996), Layton (1997) sowie Ahrens (1999a).

9 Vgl. Lahiri (1995), Lahiri und Wang (1996), Ahrens (1998b) sowie Ivanova, Lahiri und Seitz (1999).

10 Vgl. u. a. die Beiträge von Pagan und Schwert (1990), Kaehler (1993), Kaehler und Marnet (1993), Cai (1994), Hamilton und Susmel (1994), Dahlquist und Gray (1995), Dewachter (1996), Gray (1996b, 1996c), Dueker (1997a), Ahrens (1998a), Bollen, Gray und Whaley (1998), So, Lam und Li (1998) und Klaassen (1999).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

die Modellierung von Aktienkursen,[11] die Wechselkursanalyse und -prognose,[12] sowie diverse makroökonomische bzw. geldpolitische Fragestellungen.[13] Weitgehend unabhängig von den in dieser Arbeit zitierten ökonometrisch-methodischen Beiträgen und empirischen Analysen sind wenige neuere Arbeiten, die das Regime-Switching-Verhalten makroökonomischer Zeitreihen modelltheoretisch fundieren.[14]

1.3 Aufbau der Arbeit

Das wesentliche Ziel des methodischen Teils (Kapitel 2, 3 und 4) der vorliegenden Arbeit besteht darin, eine Einführung in die Regime-Switching-Technik zu ermöglichen und dabei gleichzeitig die Grundlagen für den empirischen Hauptteil der Arbeit zu legen. Im Mittelpunkt steht das populäre und grundlegende Modell von Hamilton (1988, 1989) sowie das im empirischen Teil eingesetzte First-Order-Modell von Gray (1996a). Die Darstellung der Modelle erfolgt primär aus der Perspektive des anwendungsorientierten Zeitreihenanalytikers und Finanzanalysten, weshalb eine weitgehende Konzentration auf die grundlegenden Zusammenhänge sowie die in dieser Arbeit eingesetzten Modellspezifikationen erfolgt. Theoretische Aspekte wie etwa die Frage nach der Konsistenz und den asymptotischen Verteilungseigenschaften von Schätzern treten demgegenüber ebenso in den Hintergrund, wie die ausführliche Darstellung alternativer Möglichkeiten der Modellschätzung.[15] Da die vorliegende Arbeit vor allem auf die Prognose von Zeitreihen ausgerichtet ist, wird auch die Adäquanz bekannter Modellspezifikationstests nur kurz angesprochen.

In Kapitel 2 werden zunächst Vorläufer von Regime-Switching-Modellen sowie verwandte Modelle dargestellt, um die methodische Entwicklung im Zeitablauf zu dokumentieren und die konzeptionelle Einordnung von Regime-Switching-Modellen im Kontext alternativer Ansätze und Verfahren zu ermöglichen. In Kapitel 3 wird das Regime-Switching-Modell von Hamilton (1988, 1989) als Basis aller weiteren in der Literatur bekannten und implementierten Spezifikationen charakterisiert. Weiterhin werden Möglichkeiten seiner Implementierung und Schätzung

---

11 Vgl. Cecchetti, Lam und Mark (1990), van Norden und Schaller (1993) und Driffill und Sola (1998).

12 Vgl. Engel (1994), Van Norden (1996), Dewachter (1997), Vigfusson (1997), Dewachter und Veestraeten (1998), Jochum und Kodres (1998) sowie Engel und Kim (1999).

13 Vgl. Evans und Wachtel (1993), Imrohoroglu (1995) Rhee und Rich (1995), Dueker und Fischer (1996), Hall, Psaradakis und Sola (1997, 1999), Jefferson (1998) und Kim und Nelson (1999).

14 Vgl. Dillén (1997), Dillén und Lindberg (1998), Azariadis und Smith (1998) sowie Duan, Popova und Ritchken (1998).

15 Leser, die sich stärker für neuere methodische Aspekte interessieren, seien auf das Lehrbuch von Kim und Nelson (1999) sowie die Arbeiten von Krolzig (1997) und Warne (1996a) verwiesen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

dargestellt und spezielle Modellvarianten kurz diskutiert. Schließlich wird die Eignung des Hamilton-Modells zur Prognose von Zeitreihen aufgezeigt. In Kapitel 4 wird das First-Order-Regime-Switching-(FORS-)Modell von Gray (1996a) dargestellt. Mit ihm werden sämtlichen Analysen des empirischen Hauptteils der Arbeit durchgeführt. Das FORS-Modell hat zwei wesentliche Vorteile, die seinen Einsatz nahelegen. Zum einen umfaßt es aufgrund seiner Flexibilität sehr viele Markov-Spezifikationen als Spezialfälle, darunter auch das ursprüngliche Markov-Switching-Modell von Hamilton (1988, 1989), das Modell segmentierter Trends von Engel und Hamilton (1990) sowie das in der Volatilitätsanalyse bewährte Generalized-Regime-Switching-(GRS-)Modell von Gray (1996b, 1996c). Zum anderen verursacht die Formulierung des FORS-Modells einen vergleichsweise geringen Programmieraufwand. In seiner rekursiven Struktur ähnelt dieses anwenderfreundliche Regime-Switching-Modell dem bekannten GARCH-Modell, was für die mit dieser Spezifikation vertrauten Anwender einen großen Vorteil darstellt. Da die in Kapitel 3 dargestellten Grundmodelle als Spezialfälle des FORS-Modells betrachtet werden können, lassen sich inhaltliche Überschneidungen der Kapitel 3 und 4, etwa in den Abschnitten zur Modellschätzung und Prognose, nicht immer vermeiden. Ein völliger Verzicht auf Überschneidungen ist vor allem aufgrund der als notwendig betrachteten ähnlichen Struktur beider Kapitel auch gar nicht beabsichtigt. Die methodischen Grundlagen sollen letztlich sowohl das Verständnis des empirischen Teils der Arbeit erleichtern als auch dem interessierten Leser Brücken zur Originalliteratur bauen.

Im zweiten Hauptteil dieser Arbeit (Kapitel 5, 6, und 7) wird aus theoretischer Sicht der bereits in Abschnitt 1.1 angesprochenen Frage nachgegeangen, ob die Prognose von Finanzmarktpreisen im allgemeinen und von Zinssätzen im besonderen ökonomisch sinnvoll ist. In Kapitel 5 werden zunächst unterschiedliche Aspekte der Theorie informationseffizienter Finanzmärkte diskutiert. Ein Überblick über theoretische Möglichkeiten der Zinsprognose im Kontext rationaler Markterwartungen sowie eine Übersicht über bisherige Zinsprognosestudien erfolgt dann in Kapitel 6. Im Rahmen der dort geführten Diskussion wird auch das Potential für marktbasierte Zinsprognosen erkennbar. Auf diesen Erkenntnissen aufbauend, wird in Kapitel 7 schließlich gezeigt, wie sich das theoretisch motivierte Peso-Problem unter Anwendung der Regime-Switching-Technik modellieren läßt. Kapitel 7 kann daher als Verbindung zum methodischen Teil angesehen werden.

Im empirischen Hauptteil (Kapitel 8, 9 und 10) werden die untersuchten Zinszeitreihen als Regime-Switching-Prozesse modelliert. Dabei kommen eine Vielzahl der im Methodenteil dargestellten univariaten und multivariaten Modellspezifikationen zum Einsatz. Unmittelbar im Anschluß an die jeweilige Modellschätzung werden die Resulate der out-of-sample-Prognosen dokumentiert. Die Prognosegüte wird anhand der bekannten Maßzahlen mittlerer Quadratwurzelfehler (root mean square error, RMSE) und Theil'scher Ungleichheitskoeffizient (TU) beurteilt. Als Referenz für die Prognosegüte der ausgewählten Regime-Switching-Spe-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

zifikationen werden neben der „no-change"-Prognose solche out-of-sample-Prognosen herangezogen, die mit univariaten ARIMA-Modellen bzw. mit herkömmlichen Vektorautoregressiven (VAR-)Modellen ohne Regimewechsel generiert worden sind.

In Kapitel 8 werden zunächst die Strategie der Prognoseerstellung sowie die verwendeten Prognosefehlermaße vorgestellt. Kapitel 9 enthält sämtliche Schätz- und Prognoseergebnisse für den Geldmarktzins einschließlich einer graphischen Prognosefehleranalyse und konkreter *ex-ante*-Prognosen für die Jahre 1997, 1998 und 1999. Eine nahezu identische Struktur weist Kapitel 10 auf, welches die Modellierung und Vorhersage der Umlaufrendite festverzinslicher Wertpapiere zum Inhalt hat. Dieses Kapitel schließt mit einem Vergleich kommerzieller Jahresendprognosen für 1998 und 1999 ab.

Die Arbeit endet in Kapitel 11 mit einer Zusammenfassung der wesentlichen empirischen Ergebnisse anhand derer eine Gesamtbeurteilung der vorgestellten und angewandten Modelle als Instrumente der Zinsprognose vorgenommen wird. Im Anhang finden sich RATS-4.20-Programmcodes einiger der eingesetzten Regime-Switching-Modelle. Dies erscheint sinnvoll, da bislang nur entsprechende GAUSS-Programme öffentlich verfügbar waren.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

I. Methodische Grundlagen

2. Vorläufer von Regime-Switching-Modellen und verwandte Modelle

2.1 Strukturbrüche und Regimewechsel in ökonomischen Zeitreihen

Die Schätzung unbekannter Parameter eines zuvor spezifizierten Modells durch dessen Anpassung an einen Datensatz kennzeichnet die generelle Vorgehensweise der angewandten Zeitreihenanalyse und Ökonometrie. In den meisten empirischen Arbeiten wird dieses Vorgehen mit der impliziten Annahme verbunden, daß die Struktur des gewählten Modells sowie dessen Parameterwerte im Zeitablauf konstant sind, der Datensatz im gesamten Stützbereich folglich durch eine einzige Struktur generiert wurde. Wenngleich die Annahme der Strukturkonstanz oftmals adäquat zu sein scheint, kann sie sich in vielen, ökonomisch besonders interessanten Fällen als zu restriktiv erweisen. Lucas (1976) hat in seiner Arbeit auf die Bedeutung wirtschaftspolitischer Regimewechsel für die ökonometrische Modellbildung hingeweisen. Transakteure reagieren auf diese Regimewechsel in einer für sie optimalen Weise, was eine Zeitvariabilität der Verhaltensparameter im Modell impliziert. Ändern sich die Struktur und die Parameterwerte eines Modells infolge oder in Erwartung wirtschaftspolitischer Maßnahmen, so ist ein sinnvoller Einsatz dieses Modells zur Prognose oder zur Simulation nicht länger möglich. Als eine Konsequenz der Lucas-Kritik sollten die Erwartungen rational handelnder Wirtschaftssubjekte in die Modellbildung eingehen. Dabei ist jedoch zu beachten, daß insbesondere Erwartungen über künftige Regimeänderungen schwer zu modellieren sind.

Noch offensichtlicher ist das Problem der Annahme konstanter Modellstrukturen bei der Analyse von Zeitreihen, die einer direkten Beeinflussung seitens der wirtschaftspolitischen Instanzen unterliegen. Im monetären Kontext ist beispielsweise an die operative Ausgestaltung der Geldpolitik und deren Auswirkung auf Finanzmarktvolatilitäten zu denken. So konnte für Deutschland gezeigt werden, daß die seit Mitte der achtziger Jahre praktizierte Technik der flexiblen Geldmarktsteuerung in einer sehr viel geringeren Zinsvolatilität am Markt für Tagesgeld resultierte als die in den siebziger Jahren vorgenommene Grobsteuerung der Geldmarktsätze mittels Diskont- und Lombardpolitik. Ergänzende Tests ergaben, daß vorgenommene geldpolitische Regimewechsel zu Strukturbrüchen im stochastischen Prozeß des Tagesgeldzinssatzes geführt haben (Ahrens, Alexander und Wasmund (1995)). In ähnlicher Weise kann sich der datenerzeugende Prozeß von Wechselkursen ändern, etwa im Falle von Realignments und Währungskrisen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Über die genannten Beispiele für Strukturbrüche hinaus können die stochastischen Eigenschaften makroökonomischer Zeitreihen unregelmäßigen, sich aber im Zeitablauf wiederholenden Änderungen unterworfen sein, welche sich nicht unmittelbar auf politische Ereignisse oder wirtschaftspolitische Regimeänderungen zurückführen lassen. Das prominenteste Beispiel hierfür ist die asymmetrische Entwicklung des realen Sozialprodukts: langanhaltende Phasen gemäßigten Wachstums werden von kurzen Rezessionsphasen unterbrochen, die sich durch vergleichsweise hohe und negative prozentuale Veränderungen gegenüber der Vorperiode auszeichnen. Auch das zyklische Verhalten von Zinssätzen kann dahingehend interpretiert werden, daß der datenerzeugende Prozeß in Zinssenkungsphasen andere Charakteristika – insbesondere einen negativen Trend – aufweist als in Zeiten eines anhaltenden Zinsanstiegs. Am Aktienmarkt wiederum lassen sich sowohl Perioden mit sehr starken Kursschwankungen als auch wenig volatile Phasen beobachten. Änderungen im stochastischen Prozeß können demzufolge nicht nur das erste Moment einer Zeitreihe, sondern auch deren Varianz betreffen.

Werden die zuvor exemplarisch genannten Regimewechsel, Strukturbrüche, Strukturvariabilitäten und Asymmetrien bei der ökonometrischen Modellbildung nicht berücksichtigt, so besteht neben der Gefahr von Fehlspezifikationen, die den Verlust wichtiger Informationen sowie letztlich eine verzerrte Schätzung von Modellparametern zur Folge haben können, auch die von Fehlprognosen.

2.2 Zeitreihenmodelle mit Dummy-Variablen

Die einfachste Variante, in einem ökonometrischen Modell wechselnden Strukturen Raum zu geben, besteht im Einsatz von Dummy-Variablen. Das folgende Regressionsmodell mit zeitinvarianten Parametern beschreibe beispielsweise die Beziehung zwischen einer Wertpapierrendite y_t und einer erklärenden Variable x_t:

$$y_t = b_0 + b_1 x_t + \varepsilon_t \ , \tag{2.1}$$

wobei ε_t eine Sequenz unabhängiger und identisch verteilter Zufallsvariablen mit einem Mittelwert von Null und konstanter Varianz sein soll: $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$. Wenn der Einfluß von x auf y in Kursanstiegsphasen nachweislich stärker bzw. schwächer sein sollte als in Zeiten sinkender Kurse, so stellt die strukturkonstante Regressionsgleichung (2.1) eine Fehlspezifikation dar. Durch den Einsatz einer Dummy-Variable D_t,

$$D_t = \begin{cases} 1 & \text{für Beobachtungen in Kursanstiegsphasen} \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \ ,$$

läßt sich diesem Problem Rechnung tragen. Das Modell wird damit modifiziert zu

$$y_t = b_0 + (b_{11} + b_{12} D_t) x_t + \varepsilon_t \ . \tag{2.2}$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Der Effekt von x auf y wird nun in Kursanstiegsphasen mit $b_{11} + b_{12}$ gemessen, in Zeiten sinkender Kurse mit b_{11}. Charakteristisch für den Dummy-Ansatz ist, daß die Änderung von Modellparametern zu vorher festgelegten und meist theoretisch begründeten Zeitpunkten bzw. durch vergangene Ereignisse determinierte Zeitpunkte erfolgt.

Ähnlich wie in der traditionellen Ökonometrie lassen sich auch in der Zeitreihenanalyse zeitvariable Parameter durch den Einsatz von Dummy-Variablen erzeugen. Die zu modellierenden Strukturbrüche können dabei sowohl im Mittelwert als auch in der Varianz einer Zeitreihe auftreten. Die oben bereits zitierte Analyse von Ahrens, Alexander und Wasmund (1995) hat gezeigt, daß sich die Volatilitätsdynamik, d. h. die bedingte Varianz h_t, des Tagesgeldzinssatzes für die Periode von Januar 1975 bis Mai 1994 durch die Varianzgleichung eines einfachen ARCH(2)-Modells beschreiben läßt:

$$h_t = b_0 + b_1\varepsilon_{t-1}^2 + b_2\varepsilon_{t-2}^2 \,. \tag{2.3}$$

Für die Parameter wurden folgende Werte geschätzt, die – wie die in Klammern stehenden t-Werte zeigen – alle auf dem 1-Prozent Niveau signifikant von Null verschieden sind:[1]

$$\begin{aligned} b_0 &= 0,04(6,48) \\ b_1 &= 0,33(3,20) \\ b_2 &= 0,49(4,96) \\ \sigma^2 &= 0,25 \end{aligned}$$

Die bedingte Varianz h_t erklärt sich gemäß der Modellschätzung (2.3) aus den quadrierten Residuen der beiden Vorperioden, wobei dem Einfluß weiter zurückliegender Schocks ein größeres Gewicht ($b_2 > b_1$) zukommt. Da sich eine solche Volatilitätsdynamik theoretisch nur schwer rechtfertigen läßt, wurde die implizit aus dem ARCH-Modell (2.3) folgende Annahme einer konstanten unbedingten Varianz

$$\sigma^2 = \frac{b_0}{(1 - b_1 - b_2)} \tag{2.4}$$

von den o.g. Autoren kritisch hinterfragt. Lamoureux und Lastrapes (1990) haben in diesem Zusammenhang erstmalig darauf hingewiesen, daß die hohe Persistenz in der bedingten Varianz einer Zeitreihe aufgrund von Strukturbrüchen in der unbedingten Varianz stark überzeichnet sein kann. Wird der Tatsache Rechnung getragen, daß die Zentralbank direkten Einfluß auf das Zinsniveau und die Zinsvolatili-

[1] An die ersten Differenzen des Tagesgeldzinssatzes wurde zunächst ein AR(6)-Modell angepaßt, um die White Noise-Eigenschaft der Residuen sicherzustellen. Vgl. dazu Ahrens, Alexander und Wasmund (1995), S. 24 f.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

tät am Markt für Tagesgeld ausüben kann, und weiterhin berücksichtigt, daß im Untersuchungszeitraum einige wesentliche Änderungen im geldpolitischen Instrumenteneinsatz vorgenommen wurden, so bietet sich eine modifizierte Modellschätzung mit zeitvariablem Absolutglied b_0 an, was gemäß (2.4) auch eine zeitvariable unbedingte Varianz impliziert. Das Ergebnis dieser Modellschätzung ist:

$$h_t = \underset{(3{,}95)}{0{,}13}\, D_t^1 + \underset{(2{,}91)}{0{,}42}\, D_t^2 + \underset{(6{,}38)}{0{,}04}\, D_t^3 + \underset{(4{,}21)}{0{,}51}\, \varepsilon_{t-1}^2 \,, \tag{2.5}$$

wobei die t-Werte in Klammern aufgeführt sind. Ermöglicht wurde die Variabilität von b_0 durch die Einführung dreier Dummy-Variablen D_t, die jeweils ein bestimmtes geldpolitisches Regime repräsentieren:

$$D_t^1 = \begin{cases} 1 & 01:1975 \text{ bis } 03:1979 \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} ,$$

$$D_t^2 = \begin{cases} 1 & 04:1979 \text{ bis } 02:1981 \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} ,$$

$$D_t^3 = \begin{cases} 1 & 03:1981 \text{ bis } 05:1994 \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

Die Abgrenzung der drei Regime konnte vor dem Hintergrund eines unterschiedlichen geldpolitischen Instrumenteneinsatzes sowie eines für die Bundesbank veränderten währungspolitischen Umfeldes theoretisch gerechtfertigt werden.[2] In der ersten Periode (1975 bis 1979) gelang es der Bundesbank, den Tagesgeldzins durch diskont- und lombardpolitische Maßnahmen grob zu steuern. Der Tagesgeldsatz blieb in dieser Phase zwar meist im Korridor von Diskont- und Lombardsatz, schwankte aber innerhalb dieses Korridors bisweilen sehr stark. Die zweite Periode (1979 bis 1981) wird durch einen turbulenten Geldmarkt charakterisiert. Vor allem aufgrund von Spannungen im Europäischen Währungssystem und den damit einhergehenden Interventionsverpflichtungen nahm die Geldmarktvolatilität stark zu. Der Lombardsatz stellte in dieser Phase nicht länger die Obergrenze für den Tagesgeldzinssatz dar. Insgesamt hatte die Bundesbank große Schwierigkeiten bei der Steuerung des Geldmarktgeschehens, wenngleich sie mit gezielten Maßnahmen (Aussetzung der Lombardgeschäfte, Gewährung von Sonderlombardkrediten) auf die Entwicklung reagierte. Die letzte Periode (1981 bis 1994) ist durch den zunehmenden und immer weiter verfeinerten Einsatz von Offenmarktgeschäften mit Rückkaufsvereinbarung gekennzeichnet. Mit diesem flexiblen Instrument gelingt der Bundesbank seit Jahren eine nahezu exakte Steuerung des Zinssatzes für Tagesgeld, wobei es naheliegenderweise in ihrem Interesse liegt, die Geldmarktvolatilitäten gering zu halten.

[2] Rekursive Strukturbruchtests haben die vorgenommene Einteilung zusätzlich empirisch untermauert; vgl. dazu Ahrens, Alexander und Wasmund (1995), S. 23.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die hochsignifikanten Koeffizienten der Dummys in Schätzgleichung (2.5) deuten auf unterschiedlich hohe unbedingte Varianzen in den Unterperioden hin, was gegen die Annahme der Strukturkonstanz spricht. Unter Berücksichtigung der oben beschriebenen Regimeeigenschaften erscheint die vergleichsweise hohe Volatilität in der zweiten und die geringe Volatilität in der dritten Periode ebenso wie die Mittelstellung der ersten Periode als sehr plausibel. Infolge der modellierten Strukturbrüche hat sich die gemessene Persistenz in der bedingten Varianz gegenüber der Schätzgleichung (2.3) drastisch reduziert. Während der ARCH-Koeffizient zur ersten Verzögerung weiterhin signifikant ist und sogar einen höheren Wert aufweist, ist der ARCH-Koeffizient zur zweiten Verzögerung insignifikant von Null verschieden und daher nicht in (2.5) aufgenommen. Hieraus läßt sich die wichtige Erkenntnis ableiten, daß die Volatilität des Tagesgeldzinssatzes in der Tat zeitvariabel ist. Anders als es im einfachen ARCH-Modell unterstellt wird, tritt sie jedoch nicht primär in Gestalt autoregressiv bedingter Heteroskedastizität auf, sondern ist vielmehr das Resultat von Strukturbrüchen, denen die unbedingte Varianz im Zeitablauf unterliegt. Die Nichtbeachtung dieser durch geldpolitische Regimewechsel erklärbaren Strukturbrüche hat zu einer Überschätzung der Volatilitätspersistenz im einfachen ARCH-Modell geführt, wodurch sich dieses letztlich als Fehlspezifikation erweist. Weiterhin wird der Einfluß der Geldpolitik auf das Ausmaß von Zinsvolatilitäten durch die Verwendung des strukturkonstanten ARCH-Modells geradezu verschleiert, obwohl er eigentlich im Mittelpunkt der Analyse stehen sollte.

Der prinzipielle Nachteil von Dummy-Variablen ist, daß die Zeitpunkte der Strukturbrüche vor der Schätzung vom Ökonometriker bestimmt werden müssen. Dies impliziert die Gefahr einer inkorrekten Modellspezifikation, anstatt die Daten selbst „sprechen" zu lassen. Die deterministische Identifikation vergangener Strukturbrüche mit ökonomisch relevanten Ereignissen dürfte darüber hinaus für Prognosen wenig hilfreich sein, wenn innerhalb des Prognosehorizonts weitere Änderungen des stochastischen Prozesses zu erwarten sind. Es ist daher nach Modellen zu suchen, für die wechselnde stochastische Eigenschaften von Zeitreihen charakteristisch sind und die gleichzeitig eine endogene Datierung von Regimewechseln bzw. wiederkehrenden Strukturbrüchen erlauben.

2.3 Modelle mit gemischten Verteilungen

In der Literatur ist hinreichend dokumentiert worden, daß die Verteilung vieler Wertpapierrenditen leptokurtisch ist (Mandelbrot (1963), Fama (1965), Baillie und Bollerslev (1989)). Große prozentuale Veränderungen gegenüber der Vorperiode treten demnach häufiger auf, als dies im Falle der Normalverteilung zu erwarten wäre. Modelle mit gemischten Verteilungen haben sich, neben ARCH und GARCH-Modellen, als geeignet erwiesen, Leptokurtosis zu modellieren. Unterstellt sei im folgenden Beispiel, daß die Verteilung von Renditen eines Wertpapiers

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

durch die Mischung zweier Normalverteilungen beschrieben wird.[3] Die Wertpapierrendite y_t wird unter dieser Voraussetzung mit der Wahrscheinlichkeit p durch die Normalverteilung $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ und mit der Wahrscheinlichkeit $(1-p)$ durch eine weitere Normalverteilung $N(\mu_2, \sigma_2^2)$ charakterisiert. Die Kombination beider Verteilungen zu einem Mischungsmodell hat den anschaulichen Effekt, daß die Verteilung mit der höheren Varianz die Enden der Verteilung mit der geringeren Varianz verstärkt. Hierdurch entsteht insgesamt eine Verteilung, die gegenüber der Normalverteilung eine höhere Kurtosis aufweist.[4]

Die Parameter von Mischungsmodellen werden gewöhnlich mit der Maximum Likelihood-Methode geschätzt. Die Dichte von y_t wird dabei wie folgt beschrieben:

$$(2.6)\quad f(y_t) = p\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_1}\exp\left\{\frac{-(y_t-\mu_1)^2}{2\sigma_1^2}\right\} + (1-p)\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_2}\exp\left\{\frac{-(y_t-\mu_2)^2}{2\sigma_2^2}\right\}$$

mit p als konstantem Mischungsparameter. Die Log-Likelihood-Funktion der Mischungsverteilung ist damit:

$$(2.7)\quad \begin{aligned} &L(\mu_1, \mu_2, \sigma_1, \sigma_2, p | y_1, \ldots, y_T) = \\ &\sum_{t=1}^{T} \ln\left[p\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_1}\exp\left\{\frac{-(y_t-\mu_1)^2}{2\sigma_1^2}\right\}\right. \\ &\left.+(1-p)\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_2}\exp\left\{\frac{-(y_t-\mu_2)^2}{2\sigma_2^2}\right\}\right] \end{aligned}$$

Die Likelihood-Funktion (2.7) weist einige unerwünschte Eigenschaften auf, so daß sich beim Einsatz numerischer Verfahren Probleme bei der Maximierung ergeben können. Insbesondere können, da (2.7) unbeschränkt ist, sogenannte „pathologische" Maxima auftreten, d. h. der Funktionswert geht gegen Unendlich. Gray (1996a, S. 10 f.) und Hamilton (1991, S. 27) weisen darauf hin, daß dieser Fall speziell dann eintritt, wenn der Mittelwert μ_1 einer der beiden Verteilungen gleich der ersten Beobachtung y_1 und die Varianz σ_1 derselben Verteilung hinreichend klein ist. In der Literatur werden unterschiedliche Lösungsmöglichkeiten vorgeschlagen, dieses Problem zu umgehen. In empirischen Arbeiten hat sich bewährt, die Varianzparameter bzw. das Verhältnis der beiden Varianzparameter zu restringieren. Bisweilen werden in Anlehnung an Hamilton (1991) Schätzungen unter Verwendung bayesianischer *a priori*-Informationen durchgeführt.

---

[3] Die folgenden Ausführungen lehnen sich an die Darstellung von Gray (1996a), S. 2–5 an.

[4] Vgl. auch Hamilton (1994a), S. 685–688.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

2.4 Switching-Regression-Modelle

Switching-Regression-Modelle stellen eine Verallgemeinerung sowohl des in Abschnitt 2.2 beschriebenen Dummy-Ansatzes als auch des in Abschnitt 2.3 erläuterten Mischungsansatzes dar und können deshalb auch als Kombination derselben aufgefaßt werden. Darüber hinaus werden die von Quandt (1972) und Goldfeld und Quandt (1972, 1973) entwickelten Switching Regression-Modelle in der Literatur als direkte Vorläufer der im Mittelpunkt der vorliegenden Arbeit stehenden Regime-Switching-Modelle angesehen.[5]

Während in Modellen mit Dummy-Variablen generell nur ein einzelner oder einige wenige Parameter im Zeitablauf variieren, ist es in Switching-Regression-Modellen möglich, alle Parameter einschließlich der Varianz zeitvariabel zu spezifizieren. Sieht man von einigen älteren Modellvarianten ab, die nur einen einzigen Strukturbruch innerhalb des Beobachtungszeitraums erlauben (Quandt (1958, 1960)), so haben Switching-Regression-Modelle außerdem den Vorteil, daß ein mehrfacher Wechsel zwischen unterschiedlichen Regimen beliebig oft und zu beliebigen Zeitpunkten möglich ist.

Die Zeitpunkte, an denen Strukturbrüche oder Regimewechsel auftreten, unterscheiden sich noch in einer weiteren Hinsicht von dem unter 2.2 skizzierten Vorgehen. Während sie, wie oben dargestellt, im Dummy-Ansatz vom Ökonometriker im vorhinein festgelegt werden, sind sie im Switching-Regression-Modell unbeobachtbar. Die zu einem bestimmten Zeitpunkt relevante Modellstruktur ist damit ebenfalls unbekannt und stellt aus der Sicht des Ökonometrikers eine stochastische Größe dar. Hieraus ergibt sich, daß die Wahrscheinlichkeit, mit der eine Beobachtung durch ein bestimmtes Regime oder eine bestimmte Regressionsbeziehung erklärt werden kann, wie die übrigen Modellparameter geschätzt werden muß. Diese in den folgenden Kapiteln der Arbeit als Regimewahrscheinlichkeit oder Zustandswahrscheinlichkeit bezeichnete Variable korrespondiert nahezu exakt mit dem Mischungsparameter der Mischungsverteilungsmodelle aus Abschnitt 2.3 und wird daher ebenfalls mit dem Symbol p kenntlich gemacht. Da sowohl die Zeitpunkte als auch die Anzahl der Regimewechsel unbeobachtbar sind, muß der Ökonometriker lediglich die Anzahl der Regime im Vorhinein festlegen, um ein Switching-Regression-Modell zu schätzen.

Erfolgt eine Spezifikation der anfangs in Abschnitt 2.2 eingeführten Regressionsbeziehung zwischen einer Wertpapierrendite y_t und einer erklärenden Variable x_t als Switching-Regression-Modell, so wird jede Beobachtung der abhängigen Variable y mit der Wahrscheinlichkeit p_i durch einen stochastischen Prozeß erzeugt, welcher das Regime i repräsentiert. Stellt nun K die Anzahl der Regime dar ($i = 1, ..., K$), so wird die Regressionsbeziehung zwischen y_t und x_t wie folgt beschrieben:

---

5 Vgl. Gray (1996a) und Hamilton (1989).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$y_t = \begin{cases} b_{01} + b_{11}x_t + \varepsilon_{1t} & \text{mit der } WS \quad p_1 \\ b_{02} + b_{12}x_t + \varepsilon_{2t} & \text{mit der } WS \quad p_2 \\ \vdots & \vdots \\ b_{0K} + b_{1K}x_t + \varepsilon_{Kt} & \text{mit der } WS \quad p_K \end{cases}, \tag{2.8}$$

wobei

$$\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_i^2) \text{ sowie } p_i \text{ mit } 0 \leq p_i \leq 1 \quad \text{und} \quad \sum_{i=1}^{K} p_i = 1 \ .$$

Switching-Regression-Modelle vom Typ (2.8) werden, wie auch Mischungsmodelle, gewöhnlich mit der Maximum-Likelihood-Methode geschätzt. Wird die Anzahl der Regime K auf zwei festgelegt, so ist die bedingte Dichtefunktion von y_t:

$$f(y_t|x_t) = pf_1(y_t|x_t) + (1-p)f_2(y_t|x_t) \tag{2.9}$$

mit

$$p_1 = p \textit{ und } p_2 = (1-p) \ ,$$

und

$$f_1(y_t|x_t) = f(y_t|i=1) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_1}\exp\left\{\frac{-\left(y_t - [b_{01} + b_{11}x_t]\right)^2}{2\sigma_1^2}\right\},$$
$$f_2(y_t|x_t) = f(y_t|i=2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_2}\exp\left\{\frac{-\left(y_t - [b_{02} + b_{12}x_t]\right)^2}{2\sigma_2^2}\right\}$$

als regimeabhängigen bedingten Verteilungen. Die bereits angedeutete Verwandtschaft zu Mischungsmodellen wird auch anhand der Log-Likelihood-Funktion offensichtlich:

$$\begin{aligned} &L(b_{01}, b_{02}, b_{11}, b_{12}, \sigma_1, \sigma_2, p|y_1, \ldots, y_T) = \\ &\sum_{t=1}^{T} \ln\left[p\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_1}\exp\left\{\frac{-\left(y_t - [b_{01} + b_{11}x_t]\right)^2}{2\sigma_1^2}\right\}\right. \\ &\left.+(1-p)\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_2}\exp\left\{\frac{-\left(y_t - [b_{02} + b_{12}x_t]\right)^2}{2\sigma_2^2}\right\}\right] . \end{aligned} \tag{2.10}$$

Ähnlich wie im Falle von Mischungsmodellen kann die numerische Maximierung von (2.10) mit den in Abschnitt 2.3 beschriebenen Problemen verbunden sein.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

2.5 Switching-Regression-Modelle mit Markov-Struktur

Eine wesentliche Eigenschaft des im vorangegangenen Abschnitt 2.4 dargestellten Modells ist die Unabhängigkeit der Regimewahrscheinlichkeit p vom Zustand der Vorperiode. Im Falle des obigen Beispiels ist somit die Wahrscheinlichkeit, daß die Wertpapierrendite in (2.8) zum Zeitpunkt t durch eine bestimmte mit dem Regime 1 korrespondierende Regressionsbeziehung erklärt wird, unabhängig davon, ob dieselbe Regressionsbeziehung die Rendite der Vorperiode $t-1$ erklären konnte oder nicht. Der hauptsächliche Beitrag des Aufsatzes von Goldfeld und Quandt (1973) besteht darin, diese Unzulänglichkeit aufgehoben zu haben.[6] Die Autoren führen dazu eine Matrix Π ein, welche – zur Vereinfachung seien wieder nur zwei mögliche Regime oder Modellstrukturen unterstellt – insgesamt vier Wahrscheinlichkeiten enthält, die allgemein als Regime*übergangs*wahrscheinlichkeiten bezeichnet werden:[7]

$$\Pi = \begin{bmatrix} \pi_{11} & \pi_{21} \\ \pi_{12} & \pi_{22} \end{bmatrix} . \tag{2.11}$$

Das in der Zeile j und der Spalte $i(j, i = 1, 2)$ zu findende Matrixelement π_{ij} gibt dabei die Wahrscheinlichkeit an, daß das System vom Zustand i in den Zustand j wechseln wird. π_{11} ist somit die Wahrscheinlichkeit für die Gültigkeit von Regime 1 im Zeitpunkt t, wenn Regime 1 zuvor auch im Zeitpunkt $t-1$ vorherrschte. Die Wahrscheinlichkeit, daß die abhängige Variable durch die mit dem Regime 2 korrespondierende Regressionsbeziehung erklärt werden kann, ist π_{12}, wenn Regime 1 zuvor die abhängige Variable im Zeitpunkt $t-1$ erklärte. Im Falle $K = 2$ kann die Darstellung (2.11) vereinfacht werden zu:

$$\Pi = \begin{bmatrix} \pi_{11} & (1-\pi_{22}) \\ (1-\pi_{11}) & \pi_{22} \end{bmatrix} , \tag{2.12}$$

da $\pi_{11} + \pi_{12} = 1$ und $\pi_{21} + \pi_{22} = 1$. Eine zu (2.12) analoge und in der neueren Literatur weit verbreitete Darstellung lautet:

$$\begin{aligned} \Pr[S_t = 1 | S_{t-1} = 1] &= \pi_{11} \\ \Pr[S_t = 0 | S_{t-1} = 1] &= (1-\pi_{11}) \\ \Pr[S_t = 0 | S_{t-1} = 0] &= \pi_{22} \\ \Pr[S_t = 1 | S_{t-1} = 0] &= (1-\pi_{22}) . \end{aligned} \tag{2.13}$$

---

6 Vgl. zu den folgenden Ausführungen Goldfeld und Quandt (1973), S. 7 f.

7 Die Formulierung der Übergangsmatrix (2.11) lehnt sich in dieser Arbeit durchgängig an Hamilton (1994, S. 679) an. Es sei darauf hingewiesen, daß in zahlreichen Beiträgen, darunter auch im Aufsatz von Goldfeld und Quandt (1973, S. 8), die Transponierte der in (2.11) dargestellten Matrix verwendet wird (vgl. Hamilton (1993, S. 252), Krolzig und Lütkepohl (1995, S. 179), Gray (1996a, S. 6), Rinne (1997a, S. 457)), was auch der gängigen statistischen Darstellung entspricht.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die Variable S_t wird dabei als Regimeindikatorvariable oder Zustandsvariable bezeichnet, wobei in (2.13) der häufig zu findenden Konvention gefolgt wird, daß S_t entweder den Wert Eins (Regime 1) oder den Wert Null (Regime 2) annimmt. Es gilt somit: $i_t = 2 - S_t$, wobei i_t das Regime zum Zeitpunkt t bezeichnet. Die Variable S_t ist demnach wie das zu einem bestimmten Zeitpunkt t vorherrschende Regime unbeobachtbar.

Die unter Verwendung von Übergangswahrscheinlichkeiten erfolgte Erweiterung des Switching-Regression-Modells soll zur Konsequenz haben, daß der die Variable S_t beschreibende Prozeß eine Markovstruktur aufweist. Diese ist gegeben, wenn die bedingte Wahrscheinlichkeit für S_t lediglich von S_{t-1} und nicht von $S_{t-2}, \ldots, S_0$ abhängt, was gemäß (2.13) der Fall ist.[8] Die in (2.11) und (2.12) dargestellte zeitinvariante Matrix Π wird daher als Übergangsmatrix der endlichen homogenen Markov-Kette bezeichnet.[9]

Die Markov-Eigenschaft hat auch Konsequenzen für die Berechnung der Regime*zustands*wahrscheinlichkeiten. Der (2×1)-Vektor der Wahrscheinlichkeiten, daß sich das System zum Zeitpunkt $t = 0$ in einem der beiden Regime befindet, sei mit

$$P_0 = \begin{bmatrix} p_{10} \\ p_{20} \end{bmatrix} \tag{2.14}$$

bezeichnet. Dabei ist $p_{10}(p_{20})$ die Zustandswahrscheinlichkeit für das Regime 1 (Regime 2) unmittelbar vor Beginn des Stützbereichs, wobei $p_{10} = (1 - p_{20})$. Der korrespondierende Vektor der Regimewahrscheinlichkeiten zu einem beliebigen Zeitpunkt t ist folglich

$$P_t = \begin{bmatrix} p_{1t} \\ p_{2t} \end{bmatrix} . \tag{2.15}$$

Für bestimmte Fragestellungen bietet es sich an, die Regimewahrscheinlichkeit p_{1t} durch folgende alternative Notationen zu beschreiben:

$$\Pr(S_t = 1 | \Phi_t) \; bzw. \; p_{1t,t}, \tag{2.16}$$

wobei Φ_t die zum Zeitpunkt t verfügbare Information bezeichnet. Aus den beiden Notationen in (2.16) geht damit zusätzlich hervor, welche Informationsmenge der Berechnung einer Regimewahrscheinlichkeit p_{1t} zugrundeliegt.

Die in (2.11) bis (2.13) spezifizierte alleinige Abhängigkeit des aktuellen Regimes von dem Regime der Vorperiode hat zur Konsequenz, daß

$$P_t = \Pi P_{t-1} \tag{2.17}$$

---

8 Vgl. Hamilton (1994), S. 678 und Rinne (1997a), S. 445.

9 Vgl. Rinne (1997a), S. 457.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

und schließlich

$$P_t = \Pi^t P_0 \ , \tag{2.18}$$

wobei Π^t die t-Potenz der Übergangsmatrix ist. Die zu (2.9) analoge bedingte Dichtefunktion für die abhängige Variable y_t enthält nun zustandsabhängige Regimewahrscheinlichkeiten:

$$f(y_t|x_t) = p_{1t}f_1(y_t|x_t) + (1 - p_{1t})f_2(y_t|x_t) = P_t' f_t, \tag{2.19}$$

mit

$$f_t = \begin{bmatrix} f_1(y_t|x_t) \\ f_2(y_t|x_t) \end{bmatrix} .$$

Wird das Element in Reihe j und Spalte i der Matrix Π^t mit τ_{ij}^t bezeichnet, so ergibt sich ein System von Differenzengleichungen:[10]

$$\begin{aligned} \tau_{11}^t &= \pi_{11}\tau_{11}^{t-1} + (1 - \pi_{11})\tau_{21}^{t-1} \\ \tau_{21}^t &= (1 - \pi_{22})\tau_{11}^{t-1} + \pi_{22}\tau_{21}^{t-1} \end{aligned} , \tag{2.20}$$

mit den Anfangsbedingungen $\tau_{11}^1 = \pi_{11}$ und $\tau_{21}^1 = (1 - \pi_{22})$. Die allgemeine Lösung für dieses System ist

$$\begin{bmatrix} \tau_{11}^t \\ \tau_{21}^t \end{bmatrix} = \frac{(\pi_{11} + \pi_{22} - 1)^t}{\pi_{11} + \pi_{22} - 2} \begin{bmatrix} \pi_{11} - 1 \\ 1 - \pi_{22} \end{bmatrix} - \frac{1}{\pi_{11} + \pi_{22} - 2} \begin{bmatrix} 1 - \pi_{22} \\ 1 - \pi_{22} \end{bmatrix}. \tag{2.21}$$

Unter Berücksichtigung von $P_t' = \left(p_{10}\tau_{11}^t + p_{20}\tau_{21}^t, p_{10}\tau_{12}^t + p_{20}\tau_{22}^t\right)$ schlagen Goldfeld und Quandt (1973) die Maximierung der Log-Likelihood-Funktion:

$$\begin{aligned} &L\left(b_{01}, b_{02}, b_{11}, b_{12}, \sigma_1^2, \sigma_2^2, p_{10}, \pi_{11}, \pi_{22}|y_1, \ldots, y_T\right) = \\ &\sum_{t=1}^{T} \ln\left(p_{1t}f_1(y_t|x_t) + (1 - p_{1t})f_2(y_t|x_t)\right) = \sum_{t=1}^{T} \ln\left(P_t' f_t\right) \end{aligned} \tag{2.22}$$

vor.

Bei dieser Vorgehensweise muß jedoch berücksichtigt werden, daß die der Berechnung von L zugrundeliegenden Regimewahrscheinlichkeiten $P_t' = (p_{1t}p_{2t}) = \Pi^t P_0$ unbedingte Regimewahrscheinlichkeiten sind. Cosslett und Lee (1985) weisen in diesem Kontext darauf hin, daß die Verwendung unbedingter Wahrscheinlichkeiten zwar zu konsistenten Schätzern führt, aber (2.22) dennoch nicht die korrekte Likelihoodfunktion ist. Der Grund hierfür ist die Vernachlässigung der für Markov-Ketten charakteristischen Eigenschaft, daß die Regimewahrscheinlichkeit

[10] Vgl. Goldfeld und Quandt (1973), S. 8.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

zum Zeitpunkt t direkt von dem in der Vorperiode $t-1$ realisierten Regime abhängig ist und sich über den gesamten Stützbereich 2^T mögliche, einander ausschließende Regimepfade ergeben. Cosslett und Lee (1985) stellen als Alternative zu (2.22) eine Log-Likelihood-Funktion vor, die diesem Umstand Rechnung trägt:

$$L = \ln\left\{\sum_{S_T=0}^{1}\cdots\sum_{S_1=0}^{1}\left[\prod_{t=1}^{T} f_{it}(y_t|x_t)\prod_{t=2}^{T}\Pr(S_t|S_{t-1})\Pr(S_1)\right]\right\} \tag{2.23}$$

mit $i_t = 2 - S_t$. Die vergleichsweise komplizierte Funktion (2.23) stellt die Summe wahrscheinlichkeitsgewichteter Dichtefunktionen dar, wobei $\Pr(S_t|S_{t-1})$ eine der vier Übergangswahrscheinlichkeiten in (2.11) bis (2.13) und $\Pr(S_1)$ die unbedingte Regimewahrscheinlichkeit beschreibt.[11] Der von Cosslett und Lee verwendete iterative Algorithmus zur Schätzung von (2.23) liegt in modifizierter Form auch den neueren, im folgenden Kapitel diskutierten Regime-Switching-Zeitreihenmodellen zugrunde, weshalb eine genauere Beschreibung erst dort vorgenommen werden soll.

3. Grundlegende Regime-Switching-Modelle

3.1 Einführung

Nach einer zunächst ausschließlichen Anwendung im Kontext ökonometrischer Strukturmodelle ist die Idee stochastischer Regimewechsel gegen Ende der achtziger Jahre in die univariate Zeitreihenanalyse integriert worden. In seinem Beitrag schlägt Hamilton (1989) erstmalig vor, Parameter von autoregressiven Zeitreihenmodellen als das Ergebnis eines diskreten Markov-Prozesses zu spezifizieren. Hamilton versteht seinen Ansatz dabei als methodische Weiterentwicklung der in Kapitel 2.5 skizzierten Arbeiten von Goldfeld und Quandt (1973) und Cosslett und Lee (1985).[12] Das gegenüber den dort vorgestellten Spezifikationen wesentliche Charakteristikum eines Markov-Switching-Zeitreihenmodells ist in der Aufnahme von verzögerten Werten der abhängigen Variable in die Menge der erklärenden Variablen bzw. in der ausschließlichen Erklärung der abhängigen Variable durch ihre eigene Vergangenheit zu sehen.[13]

Eine naheliegende und intuitiv eingängige Anwendung von Regime-Switching-Modellen ist laut Hamilton der Fall instationärer Zeitreihen, deren durchschnittli-

[11] Vgl. hierzu auch Quandt (1988), S. 13 f.

[12] Vgl. Hamilton (1989), S. 358.

[13] Vgl. Hamilton (1994b), S. 3063. Eine Synthese aus dem Switching-Regression-Modell von Goldfeld und Quandt (1973) und dem Markov-Switching-Modell von Hamilton (1989) stellt das neuerdings von Asea und Blomberg (1998) vorgeschlagene Markov-Switching-Panel-Modell dar.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

che Wachstumsraten gelegentlichen diskreten Wechseln unterliegen. In der ökonomischen Realität findet sich dieses Zeitreihenverhalten insbesondere im Verlauf des Konjunkturzyklus. Variablen zur Messung der gesamtwirtschaftlichen Aktivität, wie etwa das reale Sozialprodukt oder Produktionsindizes, durchlaufen sowohl Phasen eines deutlich positiven Wachstums als auch Perioden, die durch ein eher geringes Wachstum oder sogar negative prozentuale Veränderungen gegenüber der Vorperiode gekennzeichnet sind. Gegenstand von Hamiltons (1989) Untersuchung ist daher folgerichtig die Analyse amerikanischer Konjunkturzyklen. In einer weiteren Analyse verwendet Hamilton (1988) nahezu die gleiche Markov-Spezifikation, um die Zinsentwicklung in den USA zu modellieren. Eine wesentliche Veränderung besteht darin, daß in dieser Untersuchung neben dem Trend auch die Varianz der betrachteten Zeitreihe regimeabhängig formuliert wird.

Wie im Falle der in Kapitel 2 vorgestellten Modelle, ist die Regimevariable S_t auch in Regime-Switching-Zeitreihenmodellen nicht beobachtbar, so daß der Ökonometriker mit insgesamt drei Problemen konfrontiert ist (Hamilton (1990)): Zunächst ist das Problem der Inferenz bezüglich des zu einem bestimmten Zeitpunkt relevanten Regimes zu lösen. Das zweite Problem betrifft die Schätzung der Modellparameter. Drittens ist der Ökonometriker an der optimalen Prognose des künftigen Regimes S_{t+j} sowie der Beobachtung y_{t+j} interessiert. Regime-Switching-Modelle haben den großen Vorteil, daß die Lösung des Problems der Regimebestimmung gleichzeitig auch die Lösung des Schätzproblems impliziert. Ein weiterer Vorteil liegt in der guten Eignung dieser Modelle für die Erstellung von Prognosen. Sowohl das Schätzproblem als auch die Probleme der Regimebestimmung und der Prognose lassen sich unter Verwendung des von Hamilton (1989) entwickelten Filters lösen.

Da das Zeitreihenmodell von Hamilton (1988, 1989) den meisten der in den vergangenen zehn Jahren eingesetzten und zum Teil erheblich modifizierten und erweiterten Regime-Switching-Modellen zugrundeliegt, soll es in den anschließenden Abschnitten vorgestellt werden. Die Ausführungen lehnen sich dabei überwiegend an die beiden zitierten Originaltexte sowie an den Überblicksartikel Hamilton (1993) an. Im folgenden Abschnitt 3.2 werden zunächst die Eigenschaften des bereits in Kapitel 2.5 eingeführten Markov-Prozesses erster Ordnung näher beschrieben. In Abschnitt 3.3 wird der Markov-Prozess auf unterschiedliche Weise mit autoregressiven Zeitreihenmodellen kombiniert. Die Inferenz bezüglich des zu einem bestimmten Zeitpunkt relevanten Regimes kann unter Verwendung eines iterativen Filters erfolgen. Die Darstellung dieses Filters, der auch zur Schätzung des Modells benötigt wird, ist Gegenstand von Abschnitt 3.4. In Abschnitt 3.5 wird gezeigt, wie sich im Anschluß an die Modellschätzung aus den Filterwahrscheinlichkeiten geglättete Regimewahrscheinlichkeiten errechnen lassen. Letztere ermöglichen eine Inferenz hinsichtlich vergangener Regime und damit eine *ex-post*-Identifikation von Regimewechseln. Einige Möglichkeiten der Modellschätzung sowie Tests zur Auswahl und Güte der geschätzten Modelle werden in den Abschnitten 3.6 bzw. 3.7 kurz diskutiert. Abschnitt 3.8 zeigt

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

schließlich, wie sich Prognosen mit Regime-Switching-Modellen generieren lassen.

3.2 Eigenschaften des Markov-Prozesses

Wie in Kapitel 2.5 gezeigt, folgt die diskrete Zustands- oder Regimevariable S_t einem Markov-Prozess. S_t kann dabei auschließlich die Werte Null oder Eins annehmen.[14] Der Übergang von einem Zustand in Periode $t-1$ in einen Zustand in der folgenden Periode t wurde durch Wahrscheinlichkeiten beschrieben. In Markov-Ketten sind diese Übergangswahrscheinlichkeiten ausschließlich von dem in $t-1$ realisierten Regime abhängig, was in der ebenfalls in Kapitel 2.5 eingeführten Darstellung

$$\begin{aligned} \Pr[S_t = 1|S_{t-1} = 1] &= \pi_{11} \\ \Pr[S_t = 0|S_{t-1} = 1] &= (1-\pi_{11}) \\ \Pr[S_t = 0|S_{t-1} = 0] &= \pi_{22} \\ \Pr[S_t = 1|S_{t-1} = 0] &= (1-\pi_{22}) \ . \end{aligned} \tag{3.1}$$

zum Ausdruck kommt. Wie sich anhand von

$$\begin{aligned} E(S_t|S_{t-1}) = \Pr(S_t = 1|S_{t-1}) &= (1-\pi_{22})(1-S_{t-1}) + \pi_{11}S_{t-1} \\ &= 1-\pi_{22} + (\pi_{11}+\pi_{22}-1)S_{t-1} \end{aligned} \tag{3.2}$$

zeigen läßt, ist die in (3.1) formulierte Markov-Kette ein autoregressiver Prozeß erster Ordnung:

$$S_t = \theta + \phi S_{t-1} + v_t \qquad t = 1, \ldots, T, \tag{3.3}$$

mit

$$\phi = \pi_{11} + \pi_{22} - 1 \quad \text{und} \quad \theta = 1 - \pi_{22} \ .$$

Die Eigenschaften des Störterms v_t sind gemäß (3.3) ebenfalls abhängig von dem in $t-1$ realisierten Regime. Im Falle $S_{t-1} = 1$ gilt:

$$\begin{aligned} \Pr(v_t = 1-\pi_{11}) &= \pi_{11} \\ \Pr(v_t = -\pi_{11}) &= 1-\pi_{11} \ , \end{aligned} \tag{3.4}$$

während im Falle $S_{t-1} = 0$

[14] Die folgenden Ausführungen lehnen sich an Hamilton (1988, S. 388–389), Hamilton (1989, S. 360–361) und Harvey (1993, S. 285–287) an.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$\begin{aligned} \Pr(\upsilon_t = \pi_{22} - 1) &= \pi_{22} \\ \Pr(\upsilon_t = \pi_{22}) \quad &= 1 - \pi_{22} \end{aligned} \tag{3.5}$$

gilt. Die Verwandtschaft von υ_t mit den aus der traditionellen Zeitreihenanalyse bekannten White-Noise-Störgrößen wird anhand von $E(\upsilon_t|S_{t-1} = 1) = E(\upsilon_t|S_{t-1} = 0) = 0$ ersichtlich, was wiederum definitionsgemäß aus (3.4) und (3.5) folgt. Darüber hinaus ist υ_t unkorreliert mit allen verzögerten Werten von S_t. Aus (3.4) und (3.5) folgt allerdings auch, daß die Störgrößen nicht unabhängig und identisch verteilt sind, da sie vom Regime der Vorperiode abhängig sind.[15] Dies zeigt auch die folgende Beschreibung der bedingten Varianz:

$$\begin{aligned} E\big(\upsilon_t^2|S_{t-1} = 1\big) &= \pi_{11}(1 - \pi_{11}) \\ E\big(\upsilon_t^2|S_{t-1} = 0\big) &= \pi_{22}(1 - \pi_{22}) \ . \end{aligned} \tag{3.6}$$

Ähnlich wie herkömmliche AR(1)-Modelle läßt sich der Markov-Prozess (3.2) infolge sukzessiver Substitution von verzögerten Werten für S_t schreiben als:

$$\begin{aligned} S_t &= (\theta + \upsilon_t) + \phi \cdot (\theta + \upsilon_{t-1}) + \phi^2 \cdot (\theta + \upsilon_{t-2}) + \phi^3 \cdot (\theta + \upsilon_{t-3}) + \cdots \\ &= \frac{\theta}{1-\phi} + \upsilon_t + \phi\upsilon_{t-1} + \phi^2\upsilon_{t-2} + \phi^3\upsilon_{t-3} + \cdots \ . \end{aligned} \tag{3.7}$$

Die Gleichungen in (3.7) spiegeln das bekannte Resultat wider, daß sich endliche stationäre AR-Prozesse als unendliche Moving-Average-(MA-)Prozesse repräsentieren lassen:[16]

$$S_t = \frac{\theta}{1-\phi} + \sum_{j=0}^{\infty} \phi^j \upsilon_{t-j} \ , \qquad |\phi| < 1 \ . \tag{3.8}$$

Wird der Erwartungswert über (3.7) gebildet, so ergibt sich der Mittelwert μ des stationären Markov-Prozesses,

$$E(S_t) = \frac{\theta}{1-\phi} = \frac{1 - \pi_{22}}{1 - \pi_{22} + 1 - \pi_{11}} \ , \tag{3.9}$$

der zugleich die unbedingte Wahrscheinlichkeit für $S_t = 1$ angibt. Die Stationarität des Markov-Prozesses ist sichergestellt, solange sowohl π_{11} als auch π_{22} im Wertebereich von Null bis Eins liegen. Dies ist definitionsgemäß der Fall, da π_{11} und π_{22} Wahrscheinlichkeiten sind. Die unbedingte und zeitinvariante Varianz von υ_t lautet:

---

15 Die Zeitreihe ν_t ist somit zwar ein White-Noise-Prozeß aber kein strikter White-Noise-Prozeß; vgl. dazu Harvey (1993), S. 267 – 268.

16 Vgl. dazu etwa Hamilton (1994), S. 53 oder Harvey (1993), S. 286.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$
\begin{aligned}
Var(v_t) &= E\big(v_t^2|S_t = 1\big)\Pr(S_t = 1) + E\big(v_t^2|S_t = 0\big)\Pr(S_t = 0) \\
&= \pi_{11}(1-\pi_{11})\mu + \pi_{22}(1-\pi_{22})(1-\mu)\ ,
\end{aligned} \tag{3.10}
$$

und die Autokorrelationsfunktion des Markov-Prozesses wird durch die für AR-Modelle typische Formel wiedergegeben:

$$
\rho(\tau) = \phi^{\tau}, \quad \tau = 0, 1, 2, \ldots\ . \tag{3.11}
$$

3.3 Autoregressive Zeitreihenmodelle mit Markov-Regimewechseln

3.3.1 Das Modell von Hamilton (1988, 1989)

Die zeitreihenanalytische Modellbildung läßt sich erheblich bereichern, wenn die in Abschnitt 3.2 dargestellte Markov-Struktur mit bekannten univariaten $AR(p)$-Modellen kombiniert wird. Dies geschieht, indem ein einzelner, mehrere oder sogar sämtliche Parameter regimeabhängig spezifiziert werden, wobei die Regime unbeobachtbar sind und dem oben beschriebenen Markov-Prozeß folgen.

Für den Stützbereich von 1953 bis 1984 zerlegt Hamilton (1989) die logarithmierte Zeitreihe des realen U.S.-amerikanischen Bruttosozialprodukts $\tilde{y}_t^*$ in zwei Komponenten:

$$
\tilde{y}_t^* = n_t + \tilde{z}_t\ . \tag{3.12}
$$

Der Bestandteil n_t repräsentiert dabei den Trend bzw. die Drift-Komponente des Sozialprodukts. Wie die nächste Gleichung zeigt, folgt jedoch – anders als in gewöhnlichen Random-Walk-Modellen – dieser Drift-Term einem Markov-Prozeß:

$$
n_t = \mu(S_t) + n_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 S_t + n_{t-1}\ , \tag{3.13}
$$

wobei der stochastische Prozeß für S_t durch (3.1) beschrieben wird. Eine ökonomisch sinnvolle Beschreibung der realwirtschaftlichen Entwicklung durch (3.13) könnte beispielsweise erfolgen, wenn der Trend in konjunkturellen Aufschwungphasen einen positiven und in Rezessionsphasen einen negativen Wert annehmen würde. Eine alleinige Modellierung des logarithmierten Sozialprodukts durch (3.13) hätte allerdings die Implikation, daß sich die Wachstumsrate $n_t - n_{t-1}$ ausschließlich im Falle gelegentlich auftretender diskreter Regimewechsel verändert. Um diese Restriktion aufzuheben, wurde in (3.12) die weitere Komponente $\tilde{z}_t$ eingeführt, die zusätzlich lineare Abhängigkeiten zwischen einzelnen Beobachtungen zuläßt.

In Anlehnung an die Arbeiten von Nelson und Plosser (1982) wird $\tilde{z}_t$ von Hamilton (1989) als Standard-ARIMA(m,1,0)-Prozeß spezifiziert,

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$\tilde{z}_t - \tilde{z}_{t-1} = \phi_1(\tilde{z}_{t-1} - \tilde{z}_{t-2}) + \phi_2(\tilde{z}_{t-2} - \tilde{z}_{t-3}) + \cdots + \phi_m(\tilde{z}_{t-m} - \tilde{z}_{t-m-1}) + \varepsilon_t \ , \tag{3.14}$$

mit $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$. Die Instationarität der linearen Komponente $\tilde{z}_t$ resultiert damit aus der Akkumulation stationärer erster Differenzen,

$$\tilde{z}_t = \sum_{\tau=1}^{t} z_\tau \quad \text{mit} \quad z_t \equiv \tilde{z}_t - \tilde{z}_{t-1} \ .$$

Der ARIMA-Prozeß (3.14) besitzt einen Mittelwert von Null, da der Drift bereits durch n_t modelliert worden ist.

Theoretisch denkbar ist auch, daß allein die Markov-Komponente n_t die Instationarität der Ursprungszeitreihe $\tilde{y}_t$ erklärt. Lam (1990) verallgemeinert daher das Modell von Hamilton (1989) derart, daß $\tilde{z}_t$ auch ein stationärer ARMA$(m, 0)$-Prozeß sein kann. Das logarithmierte Sozialprodukt wird in diesem Fall durch stationäre Bewegungen um einen stochastischen, diskreten Schwankungen unterliegenden Trend modelliert.

Wird (3.12) einmal differenziert und (3.14) reformuliert, so ergibt sich

$$\begin{aligned} y_t &= \mu(S_t) + z_t = \alpha_0 + \alpha_1 S_t + z_t \ , \\ z_t &= \phi_1 z_{t-1} + \phi_2 z_{t-2} + \cdots \phi_m z_{t-m} + \varepsilon_t \ , \end{aligned} \tag{3.15}$$

wobei

$$y_t \equiv \tilde{y}_t^* - \tilde{y}_{t-1}^* .$$

Eine zu (3.15) äquivalente und häufig verwendete Modellformulierung ist gegeben durch:

$$\begin{aligned} y_t - \mu(S_t) = \phi_1 \left[y_{t-1} - \mu(S_{t-1})\right] + \phi_2 \left[y_{t-2} - \mu(S_{t-2})\right] \\ + \cdots + \phi_m \left[y_{t-m} - \mu(S_{t-m})\right] + \varepsilon_t \ . \end{aligned} \tag{3.16}$$

Charakteristisch an (3.16) bzw. (3.15) ist die Abhängigkeit der Variable y_t von den realisierten Regimen der zurückliegenden m Perioden. Für seine Konjunkturanalysen hat Hamilton (1989) die Lagordnung $m = 4$ gewählt. In Übereinstimmung mit den theoretischen Vorüberlegungen, weisen die von Hamilton geschätzten Parameter α_0 und α_1 des Modells (3.15) die Werte $-0,3577$ bzw. 1,522 auf. Dies bedeutet, daß die vierteljährige Wachstumsrate des Sozialprodukts im Zustand Null durchschnittlich $-0,3577$ beträgt, während das Sozialprodukt im Zustand Eins um durchschnittlich 1,1643 wächst. Darüber hinaus sind die geschätzten Übergangswahrscheinlichkeiten hoch signifikant, während die autoregressiven Parameter ϕ_1 und ϕ_2 insignifikant von Null verschieden sind. Hamilton schließt daraus, daß die Autokorrelation der vierteljährigen Wachstumsraten besser durch Regimewechsel als durch lineare Autoregression erklärt werden kann.[17]

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Zur Modellierung des kurzfristigen U.S.-amerikanischen Zinssatzes $r_t = y_t$ verwendet Hamilton (1988) ein gegenüber (3.16) leicht modifiziertes Modell gleicher Lagordnung, welches zusätzlich eine zeitveränderliche Varianz und damit regimeabhängige Heteroskedastizität erlaubt:

$$\begin{aligned} y_t - \mu(S_t) = \phi_1 \left[y_{t-1} - \mu(S_{t-1})\right] + \phi_2 \left[y_{t-2} - \mu(S_{t-2})\right] \\ + \cdots + \phi_m \left[y_{t-m} - \mu(S_{t-m})\right] + \sigma(S_t)\varepsilon_t \ , \end{aligned} \tag{3.17}$$

mit

$$\mu(S_t) = \alpha_0 + \alpha_1 S_t \ ,$$

und

$$\sigma(S_t) = \omega_0 + \omega_1 S_t \ .$$

Laut (3.16) und (3.17) folgt die Zeitreihe y_t einem $AR(m)$-Prozeß, wobei der Mittelwert, um den sich die Autoregression bewegt, stochastischen Regimewechseln unterliegt. Der Ökonometriker kann weder S_t noch z_t beobachten, so daß er die für y_t vorliegenden Beobachtungen mit Hilfe des im folgenden Abschnitts 3.4 darzustellenden Filters in Regimewahrscheinlichkeiten transformieren muß. Da der Vektor der zu schätzenden Modellparameter $\lambda \equiv \left(\alpha_0, \alpha_1, \sigma^2, \phi_1, \phi_2, \cdots, \phi_p, \pi_{11}, \pi_{22}\right)$ die Wahrscheinlichkeitsdichte $f(y_1, y_2, \ldots, y_T; \lambda)$ des beobachteten Datensatzes charakterisert, ist es die Aufgabe des Ökonometrikers, denjenigen Wert für λ zu finden, der die Zeitreihe am besten charakterisert, um hieraus Aussagen über erfolgte Regimewechsel ableiten zu können.

Das in diesem Abschnitt dargestellte Grundmodell von Hamilton (1988, 1989) wurde bislang unter anderem in den empirischen Arbeiten von Cecchetti, Lam und Mark (1990), Boldin (1994, 1996), Kaehler und Marnet (1994), Krolzig und Lütkepohl (1995) sowie Raymond und Rich (1997) eingesetzt.

3.3.2 Das Modell von Hamilton (1993)

Eine in der Berechnung weniger komplexe und deshalb zu der in Abschnitt 3.3.1 dargestellten Modellklasse auch nicht äquivalente Möglichkeit AR(m)-Prozesse mit Regimewechseln zu modellieren, ist durch die Verwendung folgender Spezifikation gegeben, die von Hamilton (1993) als Alternative zu (3.17) vorgeschlagen wird:[18]

$$\begin{aligned} y_t - \mu(S_t) = \phi_1 \left[y_{t-1} - \mu(S_t)\right] + \phi_2 \left[y_{t-2} - \mu(S_t)\right] \\ + \cdots + \phi_m \left[y_{t-m} - \mu(S_t)\right] + \sigma(S_t)\varepsilon_t \end{aligned} \tag{3.18}$$

---

17 Vgl. Hamilton (1989), S. 372.

18 Vgl. Hamilton (1993), S. 236.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

bzw.

$$y_t = \gamma(S_t) + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \ldots + \phi_m y_{t-m} + \sigma(S_t)\varepsilon_t \ , \tag{3.19}$$

wobei

$$\gamma(S_t) = \mu(S_t)[1 - \phi_1 - \phi_2 - \ldots - \phi_m] \ .$$

Während die Beobachtung y_t in Modell (3.17) vom aktuellen Regime S_t und den Regimen der Vorperioden $S_{t-1}, S_{t-2}, \ldots, S_{t-m}$ abhängig ist, ist in Modell (3.18) lediglich das aktuelle Regime maßgeblich. Die Reformulierung (3.19) zeigt weiterhin, daß die mit diesem Modell abgebildete Dynamik einem $AR(m)$-Prozeß mit regimeabhängigen Absolutglied entspricht.

Ökonomisch betrachtet implizieren die Modelle (3.17) und (3.18) ein gänzlich unterschiedliches Anpassungsverhalten der Zeitreihe y an Regimewechsel. Im Modell (3.17) hat ein Wechsel von Regime 1 zu Regime 2 einen einmaligen und permanenten Anstieg des Mittelwertes auf sein neues Niveau zur Folge. Der Wert für y_{t+j} wird für alle j um $(\mu_2 - \mu_1)$ Einheiten ansteigen. Dagegen erreicht der Mittelwert im Modell (3.18) infolge eines Wechsels von Regime 1 zu Regime 2 nur allmählich sein neues Niveau. Der Wert für y_{t+j} wird hier infolge des Regimewechsels um $(1 + \phi + \phi^2 + \ldots \phi^j)(\mu_2 - \mu_1)$ Einheiten ansteigen. Dessen Auswirkungen akkumulieren sich im Zeitablauf, ähnlich wie im Falle eines permanenten Schocks in ε_t. Im Hinblick auf die Beschreibung makroökonomischer Zeitreihen und die Modellierung von Finanzmarktdaten hält Hamilton (1993) das Modell (3.17) allerdings prinzipiell für geeigneter. Tatsächlich dominiert diese Spezifikation die in der Literatur dokumentierten empirischen Arbeiten.

3.3.3 Die Klassifikation von Krolzig und Lütkepohl (1995)

Die Beiträge von Krolzig und Lütkepohl (1995) und Krolzig (1997) haben aufgrund ihrer theoretischen Analyse von Vektorautoregressiven (VAR-) Modellen mit Markov-Regimewechseln maßgeblich zur Entwicklung und konzeptionellen Einordnung von multivariaten Regime-Switching-Modellen beigetragen. Um in der Terminologie eine eindeutige Unterscheidung der in den Abschnitten 3.3.1 und 3.3.2 dargestellten Grundmodelle von Hamilton zu gewährleisten, ist von den Autoren das in Tabelle 3 – 1 dargestellte Klassifikationsschema entwickelt worden, welches sich im empirischen Teil dieser Arbeit als besonders hilfreich erweisen wird:[19]

[19] Vgl. auch Krolzig (1997), S. 14.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 3-1

Klassifikation von Markov-Switching-VAR-Modellen nach Krolzig und Lütkepohl (1995)

		MSM-Spezifikation		MSI-Spezifikation	
		μ variabel	μ invariant	γ variabel	γ invariant
ϕ_j invariant	σ invariant	MSM-VAR	lineares MVAR	MSI-VAR	lineares VAR
	σ variabel	MSMH-VAR	MSH-VAR	MSIH-VAR	MSH-VAR
ϕ_j variabel	σ invariant	MSMA-VAR	MSA-VAR	MSIA-VAR	MSA-VAR
	σ variabel	MSMAH-VAR	MSAH-VAR	MSIAH-VAR	MSAH-VAR

Quelle: Krolzig und Lütkepohl (1995), S. 184.

Das in 3.3.1 beschriebene Modell mit regimeabhängigem Mittelwert wird danach als MSM-(Markov-Switching-Mean-)$AR(m)$-Modell bezeichnet. Die in 3.3.2 dargestellte Spezifikation ist demgegenüber ein MSI-(Markov-Switching-Intercept-Term-)$AR(m)$-Modell. Allgemein wird ein $AR(m)$-Prozeß, dessen Absolutglied stochastischen Regimewechseln unterliegt, folglich als ein MSI(K)-$AR(m)$-Pozeß bezeichnet, wobei K die Anzahl der möglichen Regime angibt.

Über die mit den bislang vorgestellten Modellvarianten erzielte Flexibilität hinaus können sämtliche Parameter von Regime-Switching-Modellen, einschließlich die AR-Koeffizienten ϕ, regimeabhängig sein. In solchen Fällen wird gemäß obiger Klassifikation von MSA-(Markov-Switching-Autoregressive-Parameters-) Modellen gesprochen. Analog wird eine regimabhängige Varianz durch den Buchstaben H für „heteroskedasticity" gekennzeichnet, so daß Modelle mit dieser Eigenschaft MSH-Modelle sind.

3.3.4 Das Segmented-Trend-Modell von Engel und Hamilton (1990)

Eine vergleichsweise unkomplizierte Modellspezifikation ohne autoregressive Komponenten wurde von Engel und Hamilton (1990) benutzt, um die langfristige Entwicklung von Wechselkursen zu modellieren:

$$y_t = \mu(S_t) + \sigma(S_t)\varepsilon_t \ . \tag{3.20}$$

In diesem Modell, welches dem in Kapitel 2.3 vorgestellten Mischungsmodell sehr stark ähnelt, sind sowohl der Mittelwert als auch die Varianz ausschließlich vom aktuellen Regime abhängig.[20] Es kann als Spezialfall beider in den Abschnitten 3.3.1 sowie 3.3.2 dargestellten Modelle, also als MSI(2)-AR(0) bzw. als MSM(2)-AR(0), aufgefaßt werden.

[20] Vgl. dazu die Ausführungen auf den Seiten 33 f.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Nicht allein aufgrund seiner geringen Komplexität, sondern sicherlich auch aufgrund seiner häufig dokumentierten Leistungsfähigkeit erfreut sich das Segmented-Trend-Modell[21] einer großen Beliebtheit. Engel und Hamilton (1990) sowie Engel (1994) zeigen, daß eine Vielzahl bilateraler Wechselkurse einem Regime-Switching-Prozeß vom Typ (3.20) folgen. Dabei ist in den meisten Fällen einer der Mittelwerte signifikant positiv und repräsentiert länger anhaltende Phasen der Aufwertung gegenüber der jeweiligen Referenzwährung. Der zweite Mittelwert ist demgegenüber negativ und charakterisiert entsprechend die Abwertungsphasen. Auch die beiden jeweils geschätzten regimeabhängigen Varianzen unterscheiden sich zum Teil beträchtlich voneinander. Das Segmented-Trend-Modell ist bislang unter anderem in den empirischen Analysen von Kaehler und Marnet (1993), Lahiri (1995), Lahiri und Wang (1994, 1996), Layton (1996), Gómez-Puig und Montalvo (1997), Driffill und Sola (1998) sowie Ahrens (1998b, 1999a) eingesetzt worden.

3.4 Filter-Inferenz über unbeobachtbare Regime, dargestellt anhand des MSM(2)-AR(1)-Modells

3.4.1 Grundproblematik

Unter Verwendung des in diesem Abschnitt vorgestellten Filters kann aus den zu einem Zeitpunkt t verfügbaren Beobachtungen $(y_1, y_2, \ldots y_t)$ eine Inferenz hinsichtlich des zum Zeitpunkt t relevanten Regimes erfolgen.[22] Im konkreten Fall der in 3.3.1 beschriebenen Konjunkturanalyse wird mit dem Filter die Wahrscheinlichkeit dafür berechnet, daß sich die Volkswirtschaft aktuell in einer Rezession bzw. einem Boom befindet. Es sei dazu im folgenden unterstellt, daß die Daten durch einen AR-Prozeß vom MSM(2)-Typ (3.16) mit stochastisch wechselndem Mittelwert μ erzeugt werden,

$$(y_t - \mu(S_t)) = \phi_1 (y_{t-1} - \mu(S_{t-1})) + \varepsilon_t \ , \tag{3.21}$$

wobei die Autoregression hier eine Lagordnung von lediglich Eins besitzt und der Prozeß für die Regimeindikatorvariable S_t wie gewohnt durch (3.1) beschrieben wird. Wenngleich in der Realität die Parameter des Regime-Switching-Modells aufgrund der vorliegenden Beobachtungen geschätzt werden müssen, sei zunächst zur didaktischen Vereinfachung unterstellt, daß der Parametervektor $\lambda \equiv (\mu_1, \mu_2, \sigma^2, \phi_1, \pi_{11}, \pi_{22})$ mit $\mu_i = \mu(S_t = i)$ dem Ökonometriker bekannt ist.

---

21 Gebräuchlich ist auch die Bezeichnung „hidden Markov-chain model"; vgl. dazu Krolzig (1997), S. 14.

22 Zu den folgenden Ausführungen vgl. Hamilton (1988), S. 390–391, Hamilton (1989), S. 367–368, Hamilton (1993), S. 237–240 sowie Krolzig und Lütkepohl (1995), S. 179–180.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Selbst angesichts bekannter Parameter verbleibt immer noch die Frage, welches der beiden Regime zu einem bestimmten Zeitpunkt die beobachteten Daten erklären kann. Da das gegenwärtige Regime S_t sich nicht direkt beobachten läßt, erfolgt die Inferenz, indem die Wahrscheinlichkeiten für die beiden zum Zeitpunkt t möglichen Regime bestimmt werden. Im Falle zweier möglicher Regime ist folgende Filterwahrscheinlichkeit zu errechnen:

$$\Pr(S_t = 1 | y_t, y_{t-1}, \ldots, y_1; \lambda) \ . \tag{3.22}$$

Der Ausdruck (3.22) stellt die bislang unter der Notation p_{1t} bekannte Wahrscheinlichkeit dar, daß sich der Prozess zum Zeitpunkt t in Regime 1 befindet, wobei gilt: $\Pr(S_t = 0) = 1 - \Pr(S_t = 1)$.[23] Die Informationsmenge, die dieser Aussage zugrundeliegt, enthält die zum Zeitpunkt t verfügbaren Beobachtungen der Zeitreihe y sowie den als gegeben betrachteten Parametervektor λ, der in der anschließenden formalen Darstellung nicht länger explizit berücksichtigt wird.

Um Aussagen über die Regimewahrscheinlichkeiten für S_t ableiten zu können, verwendet Hamilton (1988, 1989) in Anlehnung an Cosslett und Lee (1985) einen iterativen Filter. Die Iteration t bedient sich dabei der zum Zeitpunkt t bekannten Beobachtungen von y und der im vorherigen Iterationsschritt erfolgten Inferenz über S_{t-1}, welche wiederum auf den zum Zeitpunkt $t-1$ vorliegenden Beobachtungen von y und der Inferenz über S_{t-2} basiert usw. In beiden Iterationsschritten erfolgt die Inferenz auf der Grundlage desselben Parametervektors. Der Unterschied liegt allein darin, daß im zweiten Iterationsschritt eine zusätzliche Beobachtung genutzt wird. Formal dargestellt ist $\Pr(S_{t-1} | y_{t-1}, y_{t-2}, \ldots, y_1)$ der Input und $\Pr(S_t | y_t, y_{t-1}, \ldots, y_1)$ der Output des Hamilton-Filters, wobei die bedingte Wahrscheinlichkeitsverteilung $f(y_t | y_{t-1}, y_{t-2}, \ldots, y_1)$ als Begleitprodukt der Filterprozedur abfällt. Letzteres erweist sich für die Modellschätzung als äußerst vorteilhaft, da sich hieraus die bedingte Log-Likelihood-Funktion errechnen läßt, durch deren Maximierung sich schließlich die Parameterwerte ermitteln lassen. Nach der erfolgten Modellschätzung liegt dem Anwender eine Zeitreihe vor, welche die für jeden Zeitpunkt des Stützbereichs berechnete Filterregimewahrscheinlichkeit (3.22) enthält.

Die konkrete Berechnung von Regimewahrscheinlichkeiten des Typs (3.22) soll in zwei Schritten veranschaulicht werden. Zunächst wird gezeigt, wie eine Inferenz speziell zum Zeitpunkt $t = 2$ erfolgen kann. Anschließend werden einige Erkenntnisse dieses Spezialfalls verallgemeinert, indem ein Algorithmus vorgestellt wird, mit dem sich, unter rekursiver Anwendung eines nichtlinearen Filters, Regimewahrscheinlichkeiten zu einem beliebigen Zeitpunkt t ermitteln lassen.

Die Komplexität sowohl der Filterprozedur als auch der Modellschätzung erhöht sich erheblich mit einer zunehmenden Anzahl an Regimen. Für MSM-Modelle steigt die Komplexität mit der Höhe der gewählten Lagordnung an. Auf eine allge-

[23] Vgl. Kapitel 2, S. 38.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

meine Darstellung des Filters für MSM(K)-AR(m)-Modelle soll an dieser Stelle dennoch verzichtet werden. Der interessierte Leser sei diesbezüglich auf Hamilton (1993) verwiesen. Für den Spezialfall des MSM(2)-AR(4)-Modells wird der Filter in Hamilton (1988, 1989) beschrieben.

3.4.2 Berechnung von Regimewahrscheinlichkeiten zum Zeitpunkt $t = 2$

Die Regimewahrscheinlichkeit (3.22) läßt sich durch einen im Zeitpunkt $t = 1$ startenden rekursiven Filter berechnen, wobei die in Abschnitt 3.2 hergeleitete unbedingte Regimewahrscheinlichkeit

$$\Pr(S_1 = 1) = \frac{1 - \pi_{22}}{(1 - \pi_{11}) + (1 - \pi_{22})} \tag{3.23}$$

als Startwert dient. Als erster Schritt der Rekursion ist die Regimewahrscheinlichkeit in Periode 2 in Abhängigkeit vom Startwert zu ermitteln. Da die Übergangswahrscheinlichkeiten π_{11} und π_{22} als bekannt vorausgesetzt werden, läßt sich die gemeinsame Wahrscheinlichkeitsverteilung von S_1 und S_2 durch die Anwendung des allgemeinen Multiplikationssatzes berechnen:

$$\Pr(S_1, S_2) = \Pr(S_2|S_1) \cdot \Pr(S_1) \ . \tag{3.24}$$

Dabei wird in (3.24) die Markov-Eigenschaft ausgenutzt, daß sich die Wahrscheinlichkeit für S_1 aus dem Regime der Vorperiode ergibt. Der erste Term auf der rechten Seite enthält die vier Übergangswahrscheinlichkeiten. Da es insgesamt vier mögliche Kombinationen von S_1 und S_2 gibt, liefert auch der Ausdruck (3.24) vier Wahrscheinlichkeiten, die jeweils im Wertebereich zwischen Null und Eins liegen und in der Summe Eins ergeben. Hierbei ist zu beachten, daß diese vier Wahrscheinlichkeiten unbedingte Wahrscheinlichkeiten sind, da sie nicht von den Beobachtungen y_2 und y_1 abhängen. Die Wahrscheinlichkeit, daß sich der Prozeß sowohl in Periode 1 als auch in Periode 2 in Regime 2 befindet, wird beispielsweise wie folgt berechnet:[24]

$$\Pr(S_2 = 0, S_1 = 0) = \pi_{22} \cdot \frac{1 - \pi_{11}}{(1 - \pi_{11}) + (1 - \pi_{22})} \ . \tag{3.25}$$

Weiterhin ist dem Ökonometriker die regimeabhängige Verteilung der Variable y zu den Zeitpunkten $t = 1$ und $t = 2$ bekannt, so daß sich hieraus die gemeinsame durch S_1 und S_2 bedingte Verteilung zweier aufeinanderfolgender Beobachtungen berechnen läßt:

[24] Es sei daran erinnert, daß Regime 2 durch $S_t = 0$ repräsentiert wird, da der Konvention $i_t = 2 - S_t$ gefolgt wurde.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$(3.26)\quad f(y_2, y_1|S_1, S_2) = \frac{1}{2\pi}|\Sigma|^{-\frac{1}{2}}\exp\left\{-\tfrac{1}{2}\Big[\big(y_2 - \mu(S_2)\big)\big(y_1 - \mu(S_1)\big)\Big]\Sigma^{-1}\begin{bmatrix}\big(y_2 - \mu(S_2)\big)\\ \big(y_1 - \mu(S_1)\big)\end{bmatrix}\right\}$$

wobei

$$\Sigma = \left[\sigma^2/(1-\phi^2)\right]\begin{bmatrix}1 & \phi\\ \phi & 1\end{bmatrix}$$

die Varianz-Kovarianzmatrix zweier nachfolgender Realisationen eines AR(1)-Prozesses darstellt. Auch der Ausdruck (3.26) besteht aus insgesamt vier Komponenten, wobei wieder jeweils eine Komponente einer bestimmten Kombination von S_1 und S_2 zuzuordnen ist. Als nächster Schritt läßt sich nun durch die Multiplikation von (3.24) mit (3.26) die gemeinsame Wahrscheinlichkeitsdichte von Zuständen und Beobachtungen berechnen:

$$(3.27)\qquad f(y_2, y_1, S_2, S_1) = f(y_2, y_1|S_2, S_1)\cdot \Pr(S_2, S_1)\ .$$

Ausdruck (3.27) setzt sich wiederum aus vier Bestandteilen zusammen, wobei deren Summe die unbedingte gemeinsame Dichte von y_1 und y_2 ergibt:

$$(3.28)\qquad f(y_2, y_1) = \sum_{S_1=0}^{1}\sum_{S_2=0}^{1} f(y_2, y_1, S_2, S_1)\ .$$

Eine durch die Beobachtungen y_1 und y_2 bedingte Inferenz über die Regime in den ersten beiden Perioden ist möglich, indem nach dem Satz über bedingte Wahrscheinlichkeiten (3.27) durch (3.28) dividiert wird:

$$(3.29)\qquad \Pr(S_2, S_1|y_2, y_1) = \frac{f(y_2, y_1, S_2, S_1)}{f(y_2, y_1)}\ .$$

Die vier Bestandteile der bedingten Dichte (3.29) lassen sich nun nutzen, um die spezifischen Regimewahrscheinlichkeiten in $t = 2$ zu errechnen. Die Wahrscheinlichkeit, daß die Beobachtung y_2 durch den das Regime 1 repräsentierenden stochastischen Prozeß erzeugt wird, ist beispielsweise:

$$(3.30)\qquad \Pr(S_2 = 1|y_2, y_1) = \Pr(S_2 = 1, S_1 = 1|y_2, y_1) + \Pr(S_2 = 1, S_1 = 0|y_2, y_1)\ .$$

3.4.3 Berechnung von Regimewahrscheinlichkeiten zu einem beliebigen Zeitpunkt t

Nachdem oben gezeigt wurde, wie die Regimewahrscheinlichkeit $\Pr(S_t|y_t, y_{t-1}, \ldots, y_1)$ für $t = 2$ unter Berücksichtigung der unbedingten Regimewahrscheinlichkeit in $t = 1$ berechnet werden kann, soll nun in einer ähnlichen

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Weise die allgemeine Regimewahrscheinlichkeit $\Pr(S_{t+1}|y_{t+1}, y_t, y_{t-1}, \ldots, y_1)$ unter Verwendung von $\Pr(S_t|y_t, y_{t-1}, \ldots, y_1)$ für einen beliebigen Zeitpunkt t innerhalb des Beobachtungszeitraums bestimmt werden. In den folgenden Schritten wird dazu die übersichtliche Notation $\tilde{y}_t = \{y_t, y_{t-1}, \ldots, y_1\}$ verwendet.

Analog zu (3.24) werden die Berechnungen mit

$$\Pr(S_{t+1}, S_t|\tilde{y}_t) = \Pr(S_{t+1}|S_t, \tilde{y}_t) \cdot \Pr(S_t|\tilde{y}_t) = \Pr(S_{t+1}|S_t) \cdot \Pr(S_t|\tilde{y}_t) \tag{3.31}$$

gestartet, wobei in der letzten Gleichung von (3.31) die Eigenschaften des Markov-Prozesses erster Ordnung genutzt werden. Der erste Term auf der rechten Seite stellt eine Übergangswahrscheinlichkeit aus (3.1) dar, während der zweite Term das Filter-Ergebnis des vorherigen Iterationsschrittes ist. Als nächstes wird die bereits verfügbare bedingte Dichte,

$$f(y_{t+1}|S_{t+1}, S_t, \tilde{y}_t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left\{ \frac{-\left[y_{t+1} - \mu(S_{t+1}) - \phi_1\left(y_t - \mu(S_t)\right)\right]^2}{2\sigma^2} \right\}, \tag{3.32}$$

mit (3.31) multipliziert:

$$f(y_{t+1}, S_{t+1}, S_t|\tilde{y}_t) = f(y_{t+1}|S_{t+1}, S_t, \tilde{y}_t) \cdot \Pr(S_{t+1}, S_t|\tilde{y}_t) \ . \tag{3.33}$$

Die vier Komponenten von (3.33) werden ähnlich wie in (3.28) aufsummiert:

$$f(y_{t+1}|\tilde{y}_t) = \sum_{S_{t+1}=0}^{1} \sum_{S_t=0}^{1} f(y_{t+1}, S_{t+1}, S_t|\tilde{y}_t) \ . \tag{3.34}$$

Anschließend wird (3.33) durch (3.34) dividiert,

$$\Pr(S_{t+1}, S_t|\tilde{y}_{t+1}) = \frac{f(y_{t+1}, S_{t+1}, S_t, |\tilde{y}_t)}{f(y_{t+1}|\tilde{y}_t)} \ , \tag{3.35}$$

so daß für eine Bestimmung der Regimewahrscheinlichkeit zum Zeitpunkt $t+1$ wie in (3.30) lediglich noch die Berechnung von

$$\Pr(S_{t+1}|\tilde{y}_{t+1}) = \sum_{S_t=0}^{1} \Pr(S_{t+1}, S_t|\tilde{y}_{t+1}) \tag{3.36}$$

erfolgen muß. Wird das beschriebene Vorgehen rekursiv angewandt, so kann für einen gegebenen Datensatz die Filterwahrscheinlichkeit (3.36) zu einem beliebigen

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Zeitpunkt t berechnet werden. Als Informationen stehen dabei ausschließlich die Beobachtungen der Variablen y bis zum Zeitpunkt t sowie das Ergebnis des jeweils vorherigen Iterationsschrittes zur Verfügung.

3.5 Geglättete Regimewahrscheinlichkeiten

Gegenstand von Abschnitt 3.4 war die Ermittlung von Filterwahrscheinlichkeiten hinsichtlich des zum Zeitpunkt t vorherrschenden Regimes. Die Inferenz basierte dabei auf den in t verfügbaren Daten der Zeitreihe y. Alternativ kann der Ökonometriker unter Ausnutzung der gegenwärtig vorhandenen Informationen aber auch an einer Aussage über ein zu einem vergangenen Zeitpunkt $t-r$ vorherrschenden Regime bzw. erfolgten Regimewechsels interessiert sein. Für viele Anwendungen ist es speziell von Interesse, welches Regime zum Zeitpunkt t vorlag, wenn sich die Inferenz auf den gesamten verfügbaren Datensatz stützt, einschließlich der zu den Zeitpunkten $t+1...T$ gewonnenen Beobachtungen der Stichprobe. Ein prominentes Beispiel für solche Anwendungen ist die Identifikation von Konjunkturwendepunkten. Die über vergangene Regimewechsel informierende Wahrscheinlichkeit wird in der Literatur als „geglättete" (full-sample smoothed) Regimewahrscheinlichkeit $\Pr(S_t|y_T, y_{T-1}, \ldots, y_t, \ldots, y_1) = \Pr(S_t|\tilde{y}_T)$ bezeichnet.

Es sei zunächst angenommen, daß (3.35) mit $\Pr(S_{t+2}, S_{t+1})$ und $f(y_{t+2}|S_{t+2}, S_{t+1}, y_{t+1})$ multipliziert wird:

$$(3.37)\quad f(y_{t+2}, S_{t+2}, S_{t+1}, S_t|\tilde{y}_{t+1}) = \Pr(S_{t+1}, S_t|\tilde{y}_{t+1}) \cdot \Pr(S_{t+2}|S_{t+1}) \cdot f(y_{t+2}|S_{t+2}, S_{t+1}, y_{t+1}) \ .$$

Wird nun (3.37) durch die für $t+2$ kalkulierte Dichte vom Typ (3.34) geteilt, ergibt sich

$$(3.38)\qquad \Pr(S_{t+2}, S_{t+1}, S_t, |\tilde{y}_{t+2}) = \frac{f(y_{t+2}, S_{t+2}, S_{t+1}, S_t|\tilde{y}_{t+1})}{f(y_{t+2}|\tilde{y}_{t+1})} \ .$$

Aus der Summe über die Zustände zum Zeitpunkt $t+1$ ergibt sich dann:

$$(3.39)\qquad \Pr(S_{t+2}S_t|\tilde{y}_{t+2}) = \sum_{S_{t+1}=0}^{1} \Pr(S_{t+2}, S_{t+1}, S_t|\tilde{y}_{t+2}) \ .$$

Ein in dieser Weise fortgesetztes rekursives Vorgehen ermöglicht die Berechnung von $\Pr\big(S_{t+j+1}, S_t|\tilde{y}_{t+j+1}\big)$ unter Rückgriff auf das Ergebnis des vorherigen Rechenschrittes $\Pr\big(S_{t+j}, S_t|\tilde{y}_{t+j}\big)$:

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$\Pr(S_{t+j+1}, S_t|\tilde{y}_{t+j+1}) = \sum_{S_{t+j}=0}^{1} \Big\{ \Pr(S_{t+j}, S_t|\tilde{y}_{t+j}) \cdot \Pr(S_{t+j+1}|S_{t+j}) \times f(y_{t+j+1}|S_{t+j+1}, S_{t+j}, y_{t+j}) \Big\} / f(y_{t+j+1}|\tilde{y}_{t+j}) \,. \tag{3.40}$$

Am Ende der Rekursion liegt schließlich $\Pr(S_T, S_t|\tilde{y}_T)$ vor, so daß zur Berechnung der geglätteten Regimewahrscheinlichkeit zum Zeitpunkt t nur noch über S_T aufsummiert werden muß:

$$\Pr(S_t|\tilde{y}_T) = \sum_{S_T=0}^{1} \Pr(S_T, S_t|\tilde{y}_T). \tag{3.41}$$

Obwohl in der Literatur häufig zu finden, muß eine Glättung nicht über den gesamten Stützbereich erfolgen. Hamilton (1989) berechnet zur nachträglichen Identifikation von Konjukturphasen die Zeitreihe der über vier Perioden geglätteten Regimewahrscheinlichkeit $\Pr(S_t = 0|y_t, y_{t+1}, \ldots, y_{t+4})$. Da für das Regime Null ein negativer Mittelwert geschätzt wurde, kann $\Pr(S_t = 0|y_t, y_{t+1}, \ldots, y_{t+4})$ ökonomisch als Rezessionswahrscheinlichkeit interpretiert werden.[25] Anhand einer graphischen Darstellung dieser Zeitreihe zeigt Hamilton, daß die Rezessionswahrscheinlichkeit gerade an den Zeitpunkten deutlich über fünfzig Prozent liegt, die innerhalb von Perioden liegen, welche das National Bureau of Economic Research (NBER) als Rezessionen identifiziert hat.[26]

Darüber hinaus identifiziert das MSM-AR(4)-Modell sämtliche Konjunkturwendepunkte der Nachkriegszeit. Hamilton schließt dabei auf einen Konjunkturwendepunkt, wenn die über den gesamten Stützbereich geglätteten Regimewahrscheinlichkeiten einen Regimewechsel anzeigen: steigt die Wahrscheinlichkeit $\Pr(S_t = 0|y_t, y_{t+1}, \ldots, y_T)$ zu einem bestimmten Zeitpunkt von weniger als fünfzig Prozent auf mehr als fünfzig Prozent an, ist dies folglich das modellendogene Datum des Rezessionsbeginns. Nach allgemeiner Auffassung kennzeichnet dieses Datum zugleich einen konjunkturellen Hochpunkt.[27] Ein konjunktureller Tiefpunkt bzw. das Ende der Rezession wird endogen für diejenigen Zeitpunkte datiert, an denen die Rezessionswahrscheinlichkeit von mehr als fünfzig Prozent auf weniger als fünfzig Prozent zurückgeht. Bis auf zwei Ausnahmen beträgt die Differenz zwischen den modellendogen identifizierten Wendepunkten und den vom NBER klassifizierten Wendepunkten maximal ein Quartal.[28] Die hervorragende Eignung von Regime-Switching-Modellen zur *ex-post*-Datierung von Wendepunkten wird auch in der Mehrzahl der auf Seite 45 f. zitierten Arbeiten bestätigt.[29]

---

25 Zu den Ergebnissen der Modellschätzung vgl. S. 45 der vorliegenden Arbeit.

26 Vgl. Hamilton (1989), S. 373 – 374 sowie Hamilton (1994a), S. 697.

27 Vgl. dazu bspw. Zarnowitz (1995), S. 260, 276.

28 Vgl. Hamilton (1989), S. 374.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Ein alternativer Glättungsalgorithmus zu dem oben dargestellten wurde von Kim (1994) vorgeschlagen. Der Kim-Algorithmus kann als rückwärts iterierender Filter interpretiert werden, da er im Gegensatz zum Hamilton-Filter mit der Berechnung von S_T startet. Er nimmt deutlich weniger Rechenzeit in Anspruch und wird deshalb häufig in empirischen Arbeiten angewandt.[30] Auf seine Beschreibung soll an dieser Stelle verzichtet werden, da in Kapitel 4 ein ähnlich effizienter Glättungsalgorithmus wie der von Kim (1994) vorgestellt wird.

3.6 Möglichkeiten der Modellschätzung

In den vorangegangenen Abschnitten wurde gezeigt, wie unter Verwendung der aktuell verfügbaren Information $\Phi_t = \tilde{y}_t$ eine Bestimmung der Wahrscheinlichkeit $\Pr(S_t|\tilde{y}_t)$ für die unbeobachtbare Regimevariable S_t vorgenommen werden kann. Darauf aufbauend wurde eine Methode beschrieben, mit der geglättete Regimewahrscheinlichkeiten $\Pr(S_t|\tilde{y}_\tau)$ unter Berücksichtigung von Φ_τ mit $t<\tau$ berechnet werden können. Die unbekannten Parameter, die im Falle des oben zugrundeliegenden MSM(2)-AR(1)-Modells durch den Vektor $\lambda \equiv (\phi, \sigma^2, \mu_1, \mu_2, \pi_{11}, \pi_{22})'$ beschrieben werden, sind dabei aus didaktischen Gründen als bekannt vorausgesetzt worden. In der Realität ist λ jedoch nicht bekannt und muß demzufolge in empirischen Anwendungen auf der Basis verfügbarer Informationen geschätzt werden.

Genenerell erfolgt die Schätzung von Regime-Switching-Modellen wie auch die Schätzung der in Kapitel 2 dargestellten Modelle unter Anwendung der Maximum-Likelihood-Methode. Die Likelihood-Funktion wird dabei implizit aus der unter 3.4 beschriebenen Filter-Inferenz gewonnen, da die Gleichungen (3.28) und (3.34) die Dichte $f(y_2, y_1; \lambda)$ bzw. die bedingte Dichte $f(y_{t+1}|\tilde{y}_t; \lambda)$ beschreiben. Die bedingte Verteilung von y wird folglich bei der Bestimmung der Regimewahrscheinlichkeiten quasi als „Nebenprodukt" berechnet. Demzufolge führen dieselben Rechenschritte, mit denen unter einem gegebenen Wert für λ die Regimewahrscheinlichkeiten $\Pr(S_t|\tilde{y}_t; \lambda)$ für $t = 1, 2, \ldots, T$ ermittelt werden, direkt zur Berechnung des Wertes der bedingten Log-Likelihood-Funktion:

$$\ln f(\tilde{y}_T; \lambda) = \ln f(y_2, y_1) + \sum_{t=2}^{T-1} \ln f(y_{t+1}|\tilde{y}_t; \lambda) \ . \tag{3.42}$$

Eine Schätzung von λ kann gemäß Hamilton (1988, 1989) durch die Maximierung von (3.42) unter Einsatz numerischer Verfahren wie etwa der Routinen von Newton-Raphson und Davidon-Fletcher-Powell oder dem BFGS-(Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shanno-)Algorithmus erfolgen. Als Startwerte können die unbe-

29 Eine kritische Haltung gegenüber der Robustheit der in Hamilton (1989) dokumentierten Modellschätzung nimmt Boldin (1996) ein.

30 Vgl. auch Hamilton (1994a), S. 700 – 702 sowie Krolzig (1997), S. 82 – 86

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

dingten Momente der Zeitreihe y und die unbedingten Regimewahrscheinlichkeiten herangezogen werden.

In der Literatur wird die Methode der numerischen Maximierung sehr häufig gewählt, wenngleich sie aufgrund der in Kapitel 2 bereits thematisierten ungünstigen Eigenschaften der Likelihood-Funktion mit erheblichen Problemen verbunden sein kann. Eine detaillierte analytische Beschreibung der Log-Likelihood-Funktion (3.42) und des zur Schätzung der Informationsmatrix verwendeten Gradientenvektors ist in Hamilton (1993, S. 244 – 247), Hamilton (1994, S. 699 – 700) und Krolzig (1997, S. 90 – 101) zu finden.

Ein alternatives und mittlerweile ebenso häufig benutztes Verfahren zur Maximierung von (3.42) stellt der ursprünglich von Dempster, Laird und Rubin (1977) entwickelte Expectation-Maximization-(EM-)Algorithmus dar. Der EM-Algorithmus ist gegenüber einigen Problemen der Likelihood-Funktion robuster als die numerischen Routinen. Er wurde erstmalig von Hamilton (1990) auf das Problem der Schätzung von Regime-Switching-Zeitreihenmodellen angewandt und unter anderem von Diebold, Lee und Weinbach (1994) sowie Hamilton und Susmel (1994) weiterentwickelt. Für eine ausführliche Darstellung des EM-Algorithmus sei an dieser Stelle auf Hamilton (1994, S. 695 – 696), Krolzig (1997, S. 101 – 110) und die zitierten Originalbeiträge verwiesen.

Krolzig (1997) konstatiert, daß die asymptotische Theorie der ML-Schätzung von nichtlinearen Zeitreihenmodellen bislang nur in Fragmenten vorhanden ist. Hamilton (1993, S. 249) geht bei der Entwicklung seiner Spezifikationstests allerdings davon aus, daß die Standardannahmen der Gauss'schen asymptotischen Theorie auch für Regime-Switching-Modelle gelten, obwohl ein formaler Beweis bis dahin nicht erbracht werden konnte. Die in Krolzig (1997, S. 118 – 122) ausgewertete Literatur, die sich auf die gleiche Problematik verwandter Modelle bezieht, stützt diese Annahme. In Gray (1996a) sowie in dem neueren Beitrag von Krishnamurthy und Rydén (1998) wird die Konsistenz des ML-Schätzers für Regime-Switching-Modelle erstmals analytisch nachgewiesen.

Da bislang theoretisch nicht hinreichend beurteilt werden konnte, ob die Konsistenz und die asymptotische Normalverteilung des ML-Schätzers als eine geeignete Grundlage für die Schätzung von Regime-Switching-Modellen anzusehen sind, werden in dem Beitrag von Psaradakis und Sola (1998) die Eigenschaften des ML-Schätzers in endlichen Stichproben unter Anwendung von Monte-Carlo-Analysen untersucht. Die Autoren kommen dabei zu folgendem Ergebnis: „Although the MLE is not significantly biased, in general, conventional Gaussian asymptotic approximations to its sampling distribution and to the distributions of related t-statistics can be poor in samples of the size typically encountered in applications involving annual or quarterly time series data".[31]

[31] Psaradakis und Sola (1998), S. 383.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Nicht zuletzt die Skepsis hinsichtlich der Verläßlichkeit von ML-Schätzungen begründet eine zunehmende Verwendung der von Albert und Chib (1993) vorgeschlagenen bayesianischen Methode des Gibbs Sampling. Diese auch von McCulloch und Tsay (1994), Ghysels (1994) und Filardo und Gordon (1998) eingesetzte Technik behandelt die Regime nicht als unbeobachtbare Variablen, sondern als zu schätzende Parameter. Krolzig (1997, S. 141 – 166) zeigt, daß sich das Gibbs Sampling in der von ihm erweiterten Form insbesondere für komplexe multivariate Regime-Switching-Modelle eignet.

3.7 Modellauswahl und Spezifikationstests

In der von Krolzig (1997) vorgeschlagenen Bottom-Up-Spezifikationsstrategie wird die Tatsache genutzt, daß sich MS-AR-Modelle als herkömmliche ARMA-Modelle ohne Regimewechsel repräsentieren lassen. Daraus folgt, daß eine ARMA-Struktur in der Autokovarianzfunktion einer Zeitreihe auf die Eigenschaften des datenerzeugenden Regime-Switching-Prozesses hindeuten kann. Aufgrund der Repräsentationstheoreme kann durch die Schätzung alternativer Box-Jenkins-Zeitreihenmodelle sowie einem anschließenden Modellvergleich anhand der Informationskriterien AIC (Akaike (1974)) und BIC (Schwarz (1978)) eine simultane Bestimmung der Regimeanzahl K sowie der autoregressiven Ordnung p vorgenommen werden. Was die Klasse der MSI-AR-Modelle anbelangt, so existiert für jede ARMA(m^*, q^*)-Spezifikation mit $m^* \geq q^* \geq 1$ ein bestimmtes MSI(K)-AR(m)-Modell mit $K = q^* + 1$ und $m = m^* - q^*$. Dieser Zusammenhang ist allerdings für MSM-Modelle weniger eindeutig. Eine detaillierte Übersicht über die Aussagen der Repräsentationstheoreme ist durch Tabelle 3 – 2 gegeben.

Unter der – wie in Abschnitt 3.6 beschrieben – nicht unstrittigen Annahme der asymptotischen Normalverteilung des ML-Schätzers besitzen die in der ökonometrischen Modellbildung häufig eingesetzten Spezifikationstests (Likelihood-Ratio-Test, Lagrange-Multiplikator-Test, Wald-Test) ihre übliche asymptotische Verteilung und können damit zur Überprüfung der Modellspezifikation herangezogen werden. Dies gilt allerdings nicht für die Bestimmung der Anzahl der Regime. Wird etwa die Signifikanz des zweiten Regimes in einem MS(2)-AR(m)-Modell mit einem Likelihood-Ratio-Test überprüft, so sind unter der Nullhypothese eines einzigen Regimes sämtliche Parameter des zweiten Regimes sowie die Übergangswahrscheinlichkeiten π_{11} und π_{22} nicht identifiziert.

Aus der Existenz dieser Nuisance-Parameter folgt, daß die Teststatistik nicht asymptotisch χ^2-verteilt ist. Hansen (1992, 1996) hat zur Lösung dieses Problems eine aufwendige Testprozedur entwickelt, die sich in empirischen Anwendungen bislang nicht durchgesetzt hat und lediglich von Ang und Bekaert (1998) angewendet wurde. Dort werden individuelle, von der Modellspezifikation abhängige Verteilungen der Teststatistiken berechnet. Ein allgemeiner Überblick über bedeutende

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tests der Spezifikation von Regime-Switching-Modellen ist in den Arbeiten von Hamilton (1996) und Krolzig (1997, S. 123 – 144) zu finden.

Tabelle 3-2

Auswahl von MS-AR-Modellen nach Krolzig (1997)

ARMA(m^*, q^*)	MSI(K)-AR(m)-Modell	MSM(K)-AR(m)-Modell
$m^* < q^*$	–	–
$m^* = q^* \geq 1$	MSI($q^* + 1$)-AR(0)	MSM($q^* + 1$)-AR(0)
$m^* = q^* + 1 \geq 2$	MSI($q^* + 1$)-AR(1)	MSM(K)-AR($m^* - K + 1$), $K \in 2, ..., m^*$
$m^* > q^* + 1 \geq 2$	MSI($q^* + 1$)-AR($m^* - q^*$)	–

Quelle: Krolzig (1997), S. 131.

Die Qualität der Regimeklassifikation läßt sich im Anschluß an eine Modellschätzung mit der von Ang und Bekaert (1998) vorgeschlagenen RCM-(„Regime Classification Measure"-)Statistik beurteilen:

$$RCM = 400 \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} p_{1t}(1 - p_{1t})$$

Eine exakte Regimeabgrenzung würde sich in Regimewahrscheinlichkeiten widerspiegeln, deren Werte entweder nahe bei Null oder nahe bei Eins sind, woraus ein niedriger Wert für RCM resultiert. Modelle, die hingegen nicht oder nur unscharf zwischen zwei Regimen unterscheiden können, werden eine vergleichsweise hohe RCM-Statistik aufweisen, da die aus der Modellschätzung gewonnenen Regimewahrscheinlichkeiten Werte aufweisen dürften, die nahe bei 0,5 liegen. Die Konstante 400 normiert die RCM-Statistik derart, daß ein Wert von Null auf eine perfekte Regimeabgrenzung hindeutet, während ein Wert von 100 zeigt, daß das jeweilige Modell keine Regimeinformationen liefert.

3.8 Prognosen

Regime-Switching-Modelle eignen sich sehr gut für die Prognose von Zeitreihen. Analytisch läßt sich der Prognosevorgang in zwei Schritte, die Prognose des Regimes S_{t+m} und die Prognose der Variable y_{t+m}, zerlegen. Für den ersten Schritt seien im Falle von 2 Regimen zunächst die Übergangswahrscheinlichkeiten wie gewohnt in folgender (2×2) Matrix erfaßt,

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$\Pi = \begin{bmatrix} \pi_{11} & \pi_{21} \\ \pi_{12} & \pi_{22} \end{bmatrix} , \tag{3.43}$$

wobei das Element π_{12} die Wahrscheinlichkeit beschreibt, daß sich die jeweilige Zeitreihe zum Zeitpunkt $t+1$ im Zustand 2 befinden wird, vorausgesetzt, sie befinde sich zum Zeitpunkt t im Zustand 1. Wie in Kapitel 2 dieser Arbeit gezeigt wurde, ist die m-Schritt-Übergangswahrscheinlichkeit für den Zustand j zum Zeitpunkt $t+m$ – vorausgesetzt, die Volkswirtschaft befinde sich zum Zeitpunkt t im Zustand i – in der Zeile j und der Spalte i der Matrix Π^m enthalten. Wird die Inferenz über das aktuelle Regime in dem (2×1)-Vektor P_t zusammengefaßt,

$$P_t = \begin{bmatrix} \Pr(S_t = 1|\tilde{y}_t) \\ \Pr(S_t = 0|\tilde{y}_t) \end{bmatrix} , \tag{3.44}$$

so lassen sich die Wahrscheinlichkeiten für die einzelnen Regime im Zeitpunkt $t+m$ wie folgt prognostizieren:[32]

$$\begin{bmatrix} \Pr(S_{t+m} = 1|\tilde{y}_t) \\ \Pr(S_{t+m} = 0|\tilde{y}_t) \end{bmatrix} = \Pi^m P_t . \tag{3.45}$$

Im Fall $K = 2$ bedeutet dies konkret:

$$\Pr(S_{t+m} = 1|\tilde{y}_t) = \rho_1 + (-1 + \pi_{11} + \pi_{22})^m \cdot \left[\Pr(S_t = 1|\tilde{y}_t) - \rho_1\right] , \tag{3.46}$$

wobei

$$\rho_1 = (1 - \pi_{22}) / \left[(1 - \pi_{11}) + (1 - \pi_{22})\right] . \tag{3.47}$$

Um anschließend den Erwartungswert der Variablen y zum Zeitpunkt $t+m$ zu prognostizieren, werden zunächst bedingte, vom Regimepfad abhängige Prognosen gebildet, die dann mit den jeweiligen Regimewahrscheinlichkeiten zu gewichten sind:

$$E(y_{t+m}|\tilde{y}_t) = \int E\left(y_{t+m}|\tilde{y}_t, \tilde{S}_t\right) \Pr\left(\tilde{S}_t|\tilde{y}_t\right) d\tilde{S}_t , \tag{3.48}$$

wobei $\tilde{y}_t \equiv (y_t, y_{t-1}, \ldots, y_1)$ und $\tilde{S}_t \equiv (S_t, S_{t-1}, \ldots, S_1)$. Speziell im Falle des oben vorgestellten MSM-AR(1)-Modells gilt:

$$E\left(y_{t+m}|\tilde{y}_t, \tilde{S}_t\right) = E\left(\mu(S_{t+m})|\tilde{y}_t, \tilde{S}_t\right) + E\left(z_{t+m}|\tilde{y}_t, \tilde{S}_t\right) . \tag{3.49}$$

Aus dem in (3.46) dargestellten Zusammenhang folgt:

---

32 Zu den folgenden Gleichungen vgl. Hamilton (1993), S. 252 f.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$E\big(\mu(S_{t+m})|\tilde{y}_t, \tilde{S}_t\big) = [\,\mu_1 \quad \mu_2\,] \times \begin{bmatrix} \pi_{11} & \pi_{21} \\ \pi_{12} & \pi_{22} \end{bmatrix}^m \begin{bmatrix} \delta_1(S_t) \\ \delta_2(S_t) \end{bmatrix}, \tag{3.50}$$

wobei $\delta_i(S_t) = 1$, wenn $S_t = 2 - i$ und $\delta_i(S_t) = 0$, wenn $S_t \neq 2 - i$. Da $z_t = y_t - \mu(S_t)$, gilt weiterhin:

$$E\big(z_{t+m}|\tilde{y}_t, \tilde{S}_t\big) = E(z_{t+m}|\tilde{z}_t) = \phi^m z_t = \phi^m\big(y_t - \mu(S_t)\big)\ , \tag{3.51}$$

mit $\tilde{z}_t \equiv (z_t, z_{t-1}, \ldots, z_1)$. Aus der Substitution von (3.49)–(3.51) in (3.48) folgt schließlich:

$$E(y_{t+m}|\tilde{y}_t) = \mu\Pi^m P_t + \phi^m\big(y_t - \mu P_t\big)\ . \tag{3.52}$$

Gemäß der in Abschnitt 3.7 kurz diskutierten Zusammenhänge existiert eine lineare ARIMA-Repräsentation der Zeitreihe y, die allerdings keine optimalen Prognosen generiert, da die Residuen nicht unabhängig und identisch verteilt sind (Hamilton (1989), S. 362).

4. Das First-Order-Regime-Switching-Modell

4.1 Eigenschaften

Die von Gray (1996a) eingeführte Klasse der First-Order-Regime-Switching-(FORS-)Modelle hat zwei wesentliche Merkmale. Zum einen haben FORS-Modelle eine endliche Anzahl an Regimen, von denen jedes durch eine eigenständige Dichtefunktion charakterisiert wird. Da die bedingte Verteilung $f(y_t \mid \Phi_{t-1})$ der Variablen y im Falle von FORS-Spezifikationen ausschließlich vom aktuellen Regime S_t nicht aber von vergangenen Regimen $(S_{t-1}, S_{t-2}, \ldots, S_{t-m})$ abhängig ist, werden diese als Modelle erster Ordnung („First-Order") bezeichnet. Die Restriktion einer nicht von vergangenen Regimen abhängigen Verteilung erlaubt eine vergleichsweise unkomplizierte rekursive Konstruktion der Likelihood-Funktion, wodurch eine einfache und effiziente Schätzung selbst komplexer Modelle gewährleistet ist. Darüber hinaus kann gezeigt werden, daß sich sehr viele bekannte Regime-Switching-Modelle, wie etwa das im Abschnitt 3.3.2 dargestellte MSM-Modell von Hamilton (1988, 1989), durch eine Erweiterung des Zustandsraumes als FORS-Modell reformulieren lassen, obwohl insbesondere für solche Modelltypen die Abhängigkeit von vergangenen Regimen charakteristisch ist.[33] Dieser generelle Vorteil des FORS-Konzeptes wird von Gray wie folgt beschrieben: „In fact, we show that the FORS framework nests all regime-switching models that have appeared in the literature to date".[34] Als zweites Hauptmerkmal von FORS-Model-

[33] Vgl. dazu Gleichung (3.34), S. 53.

[34] Gray (1996a), S. 2.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

len nennt Gray (1996a) die modellgestützte Kalkulation einer Zeitreihe von ex-ante (Regime-)Wahrscheinlichkeiten, die es dem Anwender erlaubt, zu jedem Zeitpunkt eine bedingte Aussage über das in der nächsten Periode relevante Regime zu machen.

Eine weitere attraktive Eigenschaft von FORS-Modellen ist die Möglichkeit, innerhalb der Regime die bekannten Phänomene Mean Reversion, ARMA-Effekte und bedingte Heteroskedastizität zu modellieren. Demgegenüber ist vor allem die Varianz innnerhalb der Regime in den meisten bekannten Regime-Switching-Modellen konstant. Autoregressiv bedingte Heteroskedastizität läßt sich darüber hinaus mit FORS-Modellen erheblich flexibler und umfassender darstellen als mit den Spezifikationen von Cai (1994) und Hamilton und Susmel (1994), in denen MS-AR-Modelle mit ARCH-Modellen niedriger Lagordnung kombiniert werden. Im Generalized-Regime-Switching-(GRS-)Modell, einer Kombination aus FORS- und GARCH-Modell, sind sämtliche GARCH-Parameter regimeabhängig. Schließlich umfaßt die FORS-Modellklasse traditionelle Regime-Switching-Spezifikationen mit zeitvariablen Übergangswahrscheinlichkeiten (Diebold, Lee und Weinbach (1992)), solange diese von modellendogenen Variablen abhängig sind.

Ein zusätzlicher Beitrag von Gray (1996a) besteht in der Entwicklung eines rekursiven Filters zur Berechnung von Glättungswahrscheinlichkeiten, der sich zwar sehr stark an den in Kapitel 3 dargestellten Filter von Hamilton (1988, 1989, 1993) anlehnt, jedoch aufgrund der rekursiven Modellstruktur weniger Rechenzeit als dieser in Anspruch nimmt. Der Filter transformiert dabei die während der Modellschätzung erzeugten ex-ante-Regimewahrscheinlichkeiten in geglättete Regimewahrscheinlichkeiten.

Was die rekursive Modellformulierung anbelangt, weist der FORS-Ansatz eine starke Analogie zu der von Hamilton (1994a, Kapitel 22) dargestellten Regime-Switching-Repräsentation auf, die sich leicht auch auf multivariate Analysen übertragen läßt (Hamilton und Lin (1996), Hamilton und Perez-Quiros (1996)). Die gemeinsame Zitation von Hamilton (1994a) und Gray (1996a) in neueren Aufsätzen (Ang und Bekaert (1998), Bollen, Gray und Whaley (1998)) deutet ungeachtet des unterschiedlichen Erscheinungsdatums auf eine parallele Entwicklung beider Ansätze hin. Wie die Überschrift nahelegt, lehnen sich die folgenden Ausführungen dieses Kapitels dabei stärker an den Beitrag von Gray (1996a) an.

Kapitel 4 ist ähnlich gegliedert wie Kapitel 3, baut allerdings auf den dort gelegten Grundlagen auf. In Abschnitt 4.2 wird der generelle Aufbau des FORS-Modells skizziert. Abschnitt 4.3 zeigt, daß sechs ausgewählte und populäre Regime-Switching-Spezifikationen, darunter das MSI- sowie das MSM-Modell, als Spezialfälle des FORS-Modells angesehen werden können. In Abschnitt 4.3 wird weiterhin dargestellt, wie im FORS-Modell eine Bestimmung der Regimewahrscheinlichkeiten erfolgen kann. Dem GRS-Modell wird ein eigenständiger Abschnitt 4.4 eingeräumt. In den Abschnitten 4.5, 4.6 und 4.7 werden analog zu Kapitel 3 die Berechnung geglätteter Wahrscheinlichkeiten, die Modellschätzung und die Erstellung

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

von Prognosen abgehandelt. Im Unterschied zu Kapitel 3 beziehen sich die folgenden Ausführungen meistens auf den allgemeinen Fall eines Regime-Switching-Modells mit K Regimen, weshalb die Darstellungen häufig in Matrixnotation erfolgen. Mit dieser Vorgehensweise wird auch der Tatsache Rechnung getragen, daß zunehmend Modelle mit mehr als zwei Regimen verwendet werden (Dahlquist und Gray (1995), Dueker und Fischer (1996), Garcia und Perron (1996), Hess und Iwata (1997), Krolzig (1997)).

4.2 Modellaufbau

Das First-Order Regime-Switching-Modell läßt sich allgemein wie folgt darstellen:

$$y_t = \mu\big(S_t, \Phi_{t-1}, \lambda(S_t)\big) + h\big(S_t, \Phi_{t-1}, \lambda(S_t)\big)\varepsilon_t \tag{4.1a}$$

$$P_t = \Pr(S_t|\Phi_{t-1}) = \Pr(P_{t-1}, \Phi_{t-1}, \lambda_P). \tag{4.1b}$$

Dabei beschreibt y_t die Beobachtung der zu modellierenden Zeitreihe zum Zeitpunkt t und S_t die Regimeindikatorvariable. Wie gewohnt ist S_t wie auch $(S_{t-1}, S_{t-2} \ldots)$ unbeobachtbar und kann im Falle K möglicher Zustände oder Regime die Werte $(1, 2, \ldots, K)$ annehmen.[35] Die Anzahl der Regime K ist wie gewohnt vom Ökonometriker vorab festzulegen. Die Terme $\mu(.)$ und $h(.)$ beschreiben die Funktion des bedingten Erwartungswertes und die Funktion der bedingten Varianz bzw. Kovarianzmatrix. Sowohl μ als auch h sind funktional abhängig vom aktuellen Regime S_t,[36] von einem Vektor sämtlicher unbekannter Parameter λ sowie von der verfügbaren Informationsmenge Φ_{t-1}, welche die vergangenen Beobachtungen der Zeitreihe $y_{t-1}, y_{t-2}, \ldots, y_1$ enthält. Gemäß der in Kapitel 3 eingeführten Notation ist damit: $\Phi_{t-1} = \tilde{y}_{t-1}$. Alle μ und h beschreibenden Parameter können regimeabhängig formuliert werden: $(\lambda_1, \ldots, \lambda_K)$.

Der Vektor λ enthält darüber hinaus Parameter λ_P, welche die im $(K \times 1)$-Vektor P_t enthaltenen Regimewahrscheinlichkeiten charakterisieren. Anders als die in Kapitel 3 dargestellten Modelle, deren Eigenschaften vornehmlich anhand von Übergangswahrscheinlichkeiten illustriert wurden, wird das FORS-Modell hauptsächlich unter Verwendung von Regimewahrscheinlichkeiten beschrieben. Gleichung (4.1b) zeigt allerdings, daß die Regimewahrscheinlichkeit p_{it} als Element

---

35 Zur Beschreibung des FORS-Modells soll der in den Kapiteln 2 und 3 eingeführten Notation $S_t = 2 - i$ hier nicht länger gefolgt werden. Stattdessen sei in den folgenden Abschnitten vereinfacht: $S_t = i$ mit $i = 1, \ldots, K$.

36 Obwohl eine Abhängigkeit der bedingten Momente μ und h von vergangenen Regimen $(S_{t-1}, S_{t-2}, \ldots)$ im FORS-Ansatz nicht zulässig ist, läßt sich im nachfolgenden Abschnitt 4.3 zeigen, daß sich Modelle, die eine solche Abhängigkeit aufweisen, als FORS-Modell reformulieren lassen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

des Vektors P_t nicht mit der in den Abschnitten 2.5 und 3.4 eingeführten Filterwahrscheinlichkeit $Pr(S_t = i|\Phi_t)$ bzw. $p_{it,t}$ identisch ist. Aufgrund der unterschiedlichen Informationsmengen handelt es sich im FORS-Ansatz stattdessen um die *ex-ante*-Regimewahrscheinlichkeit $Pr(S_t = i|\Phi_{t-1})$ bzw. $p_{it,t-1}$, die auch als bedingte Regimewahrscheinlichkeit bezeichnet wird. Charakteristisch für das FORS-Modell ist die ausschließliche Abhängigkeit der bedingten Verteilung vom aktuellen Regime S_t. Dies impliziert, daß sich der Vektor der bedingten Regimewahrscheinlichkeiten P_t als rekursiver Prozeß erster Ordnung beschreiben läßt, P_t also in Abhängigkeit von P_{t-1} errechnet werden kann. Dies wiederum ermöglicht eine anwenderfreundliche Konstruktion der Likelihood-Funktion. Der Vektor P_t kann dabei als bedingte Wahrscheinlichkeitsverteilung der Regimeindikatorvariable S_t interpretiert werden. Im FORS-Model ist P_t somit eine Funktion der unbekannten Parameter λ_P, der verfügbaren Informationen Φ_{t-1} und der ersten eigenen Verzögerung P_{t-1}. Konzeptionell sind bedingte Regimewahrscheinlichkeiten daher mit den aus GARCH-Modellschätzungen resultierenden bedingten Varianzen verwandt.

Das in (4.1) dargestellte allgemeine FORS-Modell läßt sich vereinfachend wie folgt formulieren:

$$\begin{aligned} y_t &= \mu_{it} + h_{it}\varepsilon_t \\ p_{it} &= \Pr(S_t = i|\Phi_{t-1}) \ , \end{aligned} \tag{4.2}$$

mit $S_t = i;\ i \in \{1, \ldots, K\}$. Dabei bringt i die Regimeabhängigkeit und t die Abhängigkeit von der verfügbaren Informationsmenge zum Ausdruck. Es gilt daher:

$$\mu_{it} = E[y_t|S_t = i, \Phi_{t-1}] \tag{4.3}$$

und

$$h_{it} = VAR[y_t|S_t = i, \Phi_{t-1}] \ . \tag{4.4}$$

4.3 Bekannte Regime-Switching-Modelle als Spezialfälle des FORS-Modells

4.3.1 Das MSI-Modell

In diesem Abschnitt wird gezeigt, daß sich das in Kapitel 3 eingeführte Regime-Switching-Modell von Hamilton (1988, 1989) problemlos in das FORS-Konzept integrieren läßt, solange keine Abhängigkeit der bedingten Verteilung von vergangenen Regimen auftritt. Diese Voraussetzung ist etwa für das MSI-AR(1)-Modell,[37]

[37] Vgl. dazu die Ausführungen in Abschnitt 3.3.2 (S. 46 f.).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$y_t - \mu(S_t) = \phi_1 \left(y_{t-1} - \mu(S_t)\right) + \varepsilon_t \tag{4.5}$$

bzw.

$$y_t = \gamma(S_t) + \phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{4.6}$$

oder das Segmented-Trend-Modell von Engel und Hamilton (1990), nicht aber für die MSM-AR(m)-Modellklasse erfüllt. Selbst kompliziertere Spezifikationen, die beispielsweise einer Mean Reversion, $\mu_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{t-1}$, oder einer Abhängigkeit der Varianz vom Niveau der Zeitreihe, $h_{it} = \sigma_i^2 y_{t-1}$, Rechnung tragen, erweisen sich in diesem Sinne als Spezialfälle des FORS-Modells. Gemein ist diesen Modellen, daß sowohl der bedingte Erwartungswert als auch die bedingte Varianz funktional von den unbekannten Parametern, der verfügbaren Information und dem aktuellen Regime abhängig sind.

Wie in Kapitel 3 ausführlich diskutiert, wird die Dynamik der Regimeindikatorvariable S_t im Hamilton-Modell durch einen Markov-Prozeß erster Ordnung mit zeitkonstanten Übergangswahrscheinlichkeiten Π,

$$\Pi = \begin{bmatrix} \pi_{11} & \pi_{21} & \pi_{K1} \\ \pi_{12} & \pi_{22} & \pi_{K2} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \pi_{1K} & \pi_{2K} & \pi_{KK} \end{bmatrix}, \tag{4.7}$$

beschrieben, wobei $\pi_{ij} = \Pr(S_{t+1} = j | S_t = i)$; $\sum_{j=1}^{K} \pi_{ij} = 1 \forall i$ und $0 \leq \pi_{ij} \leq 1$, $\forall i, j$. Die bedingte Dichte von y ist regimeabhängig und läßt sich wie folgt darstellen:

$$f(y_t | \Phi_{t-1}) \sim \begin{cases} N(\mu_{1t}, h_{1t}) & \text{wenn } S_t = 1 \\ N(\mu_{2t}, h_{2t}) & \text{wenn } S_t = 2 \\ \vdots & \\ N(\mu_{Kt}, h_{Kt}) & \text{wenn } S_t = K \end{cases}, \tag{4.8}$$

wobei der Prozeß S_t durch Π beschrieben wird.

Im Gegensatz zum Hamilton-Modell, welches in seiner Grundstruktur durch die Markov-Übergangswahrscheinlichkeiten $\Pr(S_t | S_{t-1})$ gekennzeichnet ist, ist das FORS-Modell unter Verwendung von Regimewahrscheinlichkeiten $\Pr(S_t | \Phi_{t-1})$ formuliert. Durch Überführung des Prozesses der Regimewahrscheinlichkeiten in die Notation der Übergangswahrscheinlichkeiten soll nachstehend gezeigt werden, daß das Hamilton-Modell tatsächlich ein Spezialfall des FORS-Modells ist. Dazu wird zunächst der bekannte Vektor der bedingten Regimewahrscheinlichkeiten in erweiterter Notation definiert,

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$P_{t,t-1} = \begin{bmatrix} p_{1t,t-1} \\ p_{2t,t-1} \\ \vdots \\ p_{Kt,t-1} \end{bmatrix}, \tag{4.9}$$

mit $p_{it,t-1} = \Pr(S_t = i|\Phi_{t-1})$ für $i = 1, 2, \ldots, K$ und analog $p_{it,t} = \Pr(S_t = i|\Phi_t)$. Aufgrund der Markov-Eigenschaft der Regimeindikatorvariablen S_t leitet sich daraus folgende bereits aus vorangehenden Kapiteln bekannte Beziehung ab:

$$P_{t,t-1} = \Pi P_{t-1,t-1} \ . \tag{4.10}$$

Gleichung (4.10) sagt aus, daß der $(K \times 1)$-Vektor der bedingten Wahrscheinlichkeiten aus der Multiplikation der $(K \times K)$-Übergangsmatrix mit dem $(K \times 1)$-Vektor der Filterwahrscheinlichkeiten resultiert. Die bedingte Wahrscheinlichkeit in (4.10) ist damit eine *ex-ante*-Einschrittprognose des Regimes.

Damit die oben unterstellte und für FORS-Modelle erforderliche rekursive Beziehung zwischen zwei aufeinanderfolgenden *ex-ante*-Wahrscheinlichkeiten existiert, muß $P_{t-1,t-1}$ ergänzend zu Relation (4.10) als Funktion von $P_{t-1,t-2}$ darstellbar sein, wobei $P_{t-1,t-2}$ die $P_{t,t-1}$ unmittelbar vorangehende *ex-ante*-Wahrscheinlichkeit beschreibt. Der Beweis hierfür wird erbracht, indem anhand der nachfolgenden Schritte gezeigt wird, daß sich $p_{it-1,t-1}$ für alle i als Funktion von $p_{it-1,t-2}$ darstellen läßt.[38] Aufgrund der Definition der bedingten Wahrscheinlichkeit gilt:

$$\Pr(S_{t-1} = i, \tilde{y}_{t-1}) = \Pr(S_{t-1} = i|\tilde{y}_{t-1}) f(\tilde{y}_{t-1}), \tag{4.11}$$

wobei $\tilde{y}_{t-1} = \{y_{t-1}, y_{t-2}, \ldots, y_1\}$ wie in Kapitel 3 die Vergangenheit der modellierten Zeitreihe beschreibt, so daß $\Phi_{t-1} = \tilde{y}_{t-1}$. Aus der Definition von $p_{i_{t-1,t-1}}$ und $\tilde{y}_{t-1}$ ergibt sich dann

$$p_{it-1,t-1} = \Pr(S_{t-1} = i|y_{t-1}, \tilde{y}_{t-2}) = \frac{\Pr(S_{t-1} = i, y_{t-1}, \tilde{y}_{t-2})}{f(y_{t-1}, \tilde{y}_{t-2})} \ , \tag{4.12}$$

was gemäß des verallgemeinerten Multiplikationssatzes äquivalent ist zu:

$$p_{i_{t-1,t-1}} = \frac{f(y_{t-1}|S_{t-1} = i, \tilde{y}_{t-2}) \Pr(S_{t-1} = i, \tilde{y}_{t-2})}{f(y_{t-1}|\tilde{y}_{t-2}) f(\tilde{y}_{t-2})} \ . \tag{4.13}$$

Nach einigen Umformungen ergibt sich

$$p_{i_{t-1,t-1}} = \frac{f(y_{t-1}|S_{t-1} = i, \tilde{y}_{t-2}) \Pr(S_{t-1} = i|\tilde{y}_{t-2})}{\sum_{j=1}^{K} f(y_{t-1}, S_{t-1} = j|\tilde{y}_{t-2})} \ , \tag{4.14}$$

38 Vgl. hierzu Gray (1996a), S. 7 – 8 sowie Hamilton (1994a), S. 692 – 693.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

was wiederum äquivalent ist zu:

$$p_{it-1,t-1} = \frac{f(y_{t-1}|S_{t-1} = i, \tilde{y}_{t-2}) \Pr(S_{t-1} = i|\tilde{y}_{t-2})}{\sum_{j=1}^{K} \left[f(y_{t-1}|S_{t-1} = j, \tilde{y}_{t-2}) \Pr(S_{t-1} = j|\tilde{y}_{t-2})\right]} . \tag{4.15}$$

Unter Berücksichtigung der Definition von $p_{it-1,t-2}$ und $\Phi_{t-2} = \{\tilde{y}_{t-2}\}$ ergibt sich folgende Schreibweise:

$$p_{it-1,t-1} = \frac{f(y_{t-1}|S_{t-1} = i, \Phi_{t-2}) p_{it-1,t-2}}{\sum_{j=1}^{K} f(y_{t-1}|S_{t-1} = j, \Phi_{t-2}) p_{jt-1,t-2}} , \tag{4.16}$$

woraus ersichtlich wird, daß $p_{it-1,t-1}$ tatsächlich für alle i rekursiv aus $p_{it-1,t-2}$ berechnet werden kann, wie es das FORS-Konzept erfordert.

Wird schließlich zur Darstellung der bedingten Verteilung von y_t folgende Vektornotation gewählt

$$f_t = \begin{bmatrix} f(y_t|S_t = 1, \tilde{y}_{t-1}) \\ f(y_t|S_t = 2, \tilde{y}_{t-1}) \\ \vdots \\ f(y_t|S_t = K, \tilde{y}_{t-1}) \end{bmatrix} , \tag{4.17}$$

so lassen sich die Regimewahrscheinlichkeiten $P_{t,t-1}$ als einfaches nichtlineares und rekursives Schema erster Ordnung darstellen:

$$P_t = \Pi \left[\frac{f_{t-1} \circ P_{t-1}}{e(f_{t-1} \circ P_{t-1})} \right] . \tag{4.18}$$

Dabei gilt gemäß obiger Notation $P_{t,t-1} = \Pr(S_t|\Phi_{t-1}) = P_t$, das Symbol $\circ$ bezeichnet die elementweise Multiplikation, und der (Kx1)-Vektor e besteht aus K Einsen. Regime-Switching-Modelle vom Hamilton-Typ ohne Abhängigkeit von vergangenen Regimen lassen sich somit als FORS-Modell darstellen.

4.3.2 Reformulierung des MSM-Modells

Obwohl das MSM-Modell aufgrund seiner Abhängigkeit von vergangenen Regimen sehr viel aufwendiger konstruiert ist als das MSI-Modell, dominiert es bislang in empirischen Arbeiten. In diesem Abschnitt soll gezeigt werden, daß eine einfache Neudefinition bzw. Erweiterung des Zustandsraumes ausreicht, um das MSM-Modell in das FORS-Konzept zu integrieren. Anschließend läßt sich zeigen, daß auch hier die Likelihood-Funktion rekursiv konstruiert werden kann, was zu einer erheblichen Vereinfachung der Schätzung von MSM-Modellen führt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Für ein MSM-AR(1) Modell,[39]

$$y_t = \mu(S_t) + \phi_1(y_{t-1} - \mu(S_{t-1})) + \sqrt{\sigma^2}\varepsilon_t \ , \tag{4.19}$$

mit lediglich zwei Regimen und damit einer (2x2)-Matrix der Übergangswahrscheinlichkeiten,

$$\Pi = \begin{bmatrix} \pi_{11} & 1-\pi_{22} \\ 1-\pi_{11} & \pi_{22} \end{bmatrix} , \tag{4.20}$$

ist die bedingte Verteilung von y_t beschrieben durch:

$$y_t \sim \begin{cases} N(\mu_1 + \phi_1(y_{t-1} - \mu_1), \sigma^2) & \text{wenn } S_t = 1 \text{ und } S_{t-1} = 1 \\ N(\mu_2 + \phi_1(y_{t-1} - \mu_1), \sigma^2) & \text{wenn } S_t = 2 \text{ und } S_{t-1} = 1 \\ N(\mu_1 + \phi_1(y_{t-1} - \mu_2), \sigma^2) & \text{wenn } S_t = 1 \text{ und } S_{t-1} = 2 \\ N(\mu_2 + \phi_1(y_{t-1} - \mu_2), \sigma^2) & \text{wenn } S_t = 2 \text{ und } S_{t-1} = 2 \ . \end{cases} \tag{4.21}$$

Die korrespondierende Likelihood-Funktion errechnet sich nun als die Summe der mit den Regimewahrscheinlichkeiten gewichteten vier bedingten Dichten. Analog zur Darstellung (4.17) in Abschnitt 4.3.1 sei

$$f_t = \begin{bmatrix} f(y_t|S_t = 1, S_{t-1} = 1, \Phi_{t-1}) \\ f(y_t|S_t = 2, S_{t-1} = 1, \Phi_{t-1}) \\ f(y_t|S_t = 1, S_{t-1} = 2, \Phi_{t-1}) \\ f(y_t|S_t = 2, S_{t-1} = 2, \Phi_{t-1}) \end{bmatrix} \tag{4.22}$$

und

$$P_t = \begin{bmatrix} \Pr(S_t = 1, S_{t-1} = 1|\Phi_{t-1}) \\ \Pr(S_t = 2, S_{t-1} = 1|\Phi_{t-1}) \\ \Pr(S_t = 1, S_{t-1} = 2|\Phi_{t-1}) \\ \Pr(S_t = 2, S_{t-1} = 2|\Phi_{t-1}) \end{bmatrix} . \tag{4.23}$$

Die Log-Likelihood-Funktion ist somit

$$L = \sum_{t=1}^{T} \ln\left[P_t' f_t\right] . \tag{4.24}$$

Die Tatsache, daß die Elemente p_{it} des Vektors der bedingten Regimewahrscheinlichkeiten (4.23) gemeinsame Wahrscheinlichkeiten des aktuellen und des verzögerten Regimes sind, verhindert offenkundig eine rekursive Konstruktion der Likelihood-Funktion im Sinne von (4.18) und damit eine Einbindung der MSM-Modellklasse in den FORS-Ansatz. Allerdings kann diese Unzulänglichkeit durch eine einfache Transformation des MSM-Modells behoben werden. Im transfor-

[39] Vgl. dazu die Ausführungen in Abschnitt 3.3.1 (S. 44–46).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

mierten Modell hängt die Verteilung der Variablen wieder ausschließlich vom aktuellen Regime ab, so daß sich die Regimewahrscheinlichkeiten als rekursiver Prozeß erster Ordnung formulieren lassen.

Die Transformation erfolgt durch eine Erweiterung des Zustandsraumes. Hierzu wird eine neue Regimeindikatorvariable $S_t^* = (S_t, S_{t-1})$ defininiert, die vier mögliche Werte annehmen kann:

$$S_t^* = \begin{cases} 1 & \text{wenn} \quad (S_t = 1, S_{t-1} = 1) \\ 2 & \text{wenn} \quad (S_t = 2, S_{t-1} = 1) \\ 3 & \text{wenn} \quad (S_t = 1, S_{t-1} = 2) \\ 4 & \text{wenn} \quad (S_t = 2, S_{t-1} = 2) \end{cases} . \tag{4.25}$$

Die Variable S_t^* folgt dem in (4.18) dargestellten rekursiven Schema mit folgender Übergangsmatrix,

$$\Pi^* = \begin{bmatrix} \pi_{11} & 0 & \pi_{11} & 0 \\ 1-\pi_{11} & 0 & 1-\pi_{11} & 0 \\ 0 & 1-\pi_{22} & 0 & 1-\pi_{22} \\ 0 & \pi_{22} & 0 & \pi_{22} \end{bmatrix} . \tag{4.26}$$

Diese Übergangsmatrix ist konsistent mit der in (4.20) dargestellten Übergangsmatrix. Der Vektor der bedingten Verteilung von y enthält jetzt vier, nur vom aktuellen Regime abhängige Elemente:

$$f_t^* = \begin{bmatrix} f\left(y_t | S_t^* = 1, \tilde{y}_{t-1}\right) \\ f\left(y_t | S_t^* = 2, \tilde{y}_{t-1}\right) \\ f\left(y_t | S_t^* = 3, \tilde{y}_{t-1}\right) \\ f\left(y_t | S_t^* = 4, \tilde{y}_{t-1}\right) \end{bmatrix} . \tag{4.27}$$

Der Wahrscheinlichkeitsvektor der neuen Regimeindikatorvariablen ist schließlich gegeben durch:

$$P_t^* = \begin{bmatrix} \Pr\left(S_t^* = 1 | \Phi_{t-1}\right) \\ \Pr\left(S_t^* = 2 | \Phi_{t-1}\right) \\ \Pr\left(S_t^* = 3 | \Phi_{t-1}\right) \\ \Pr\left(S_t^* = 4 | \Phi_{t-1}\right) \end{bmatrix} . \tag{4.28}$$

Damit gilt dann wieder:

$$P_t^* = \Pi^* \left[\frac{f_{t-1}^* \circ P_{t-1}^*}{e\left(f_{t-1}^* \circ P_{t-1}^*\right)} \right] , \tag{4.29}$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

das heißt, die Zeitreihe der Regimewahrscheinlichkeiten folgt einem einfachen nichtlinearen Prozeß erster Ordnung. Die mit dieser Struktur korrespondierende Log-Likelihoodfunktion

$$L = \sum_{t=1}^{T} \ln\left[\left(P_t^*\right)' f_t^*\right] \tag{4.30}$$

ist die gleiche wie in (4.24). Allerdings hat die vorgenommene Reformulierung den Vorteil, daß ihre Berechnung sehr viel weniger Aufwand verursacht.

Auch solche MSM-Modelle, in denen die Verteilung der Daten vom aktuellen und den M vergangenen Regimen $(S_t, S_{t-1}, \ldots, S_{t-M})$ abhängig ist, lassen sich als FORS-Modell schreiben. Hierzu wird für jede mögliche Realisierung von $(S_t, S_{t-1}, \ldots, S_{t-M})$ ein Regime definiert, so daß im Falle von K Regimen die Dimension des Zustandsraumes auf die Größe K^{M+1} erweitert werden muß.

4.3.3 Bivariate Modellspezifikationen ohne lineare Abhängigkeiten

Als einfaches Beispiel für einen bivariaten Regime-Switching-Prozeß seien in Anlehnung an Phillips (1991) sowie Hamilton und Lin (1996) zwei Zeitreihen y_t und x_t jeweils durch ein Segmented-Trend-Modell spezifiziert,[40]

$$y_t - \mu(S_t) = u_t \qquad x_t - \eta(S_t^+) = v_t \ , \tag{4.31}$$

wobei S_t^+ die Regimevariable der Reihe x_t und S_t die Regimevariable für y_t darstellt, während η und μ die regimeabhängigen Mittelwerte der Zeitreihen beschreiben. Die Variablen in (4.31) sind nicht durch eine lineare Regressionsbeziehung miteinander verbunden. Dennoch handelt es sich unter der Voraussetzung, daß zwischen S_t und S_t^+ ein Zusammenhang existiert, um einen bivariaten Prozeß, da in diesem Fall die Variablen x und y durch gemeinsame nichtlineare Abhängigkeiten erklärt werden. Im FORS-Konzept läßt sich der bivariate stochastische Prozeß (4.31) durch eine Erweiterung des Zustandsraumes darstellen, wie sie bereits im vorherigen Abschnitt 4.3.2 für das MSM-Modell vorgenommen wurde. Dazu wird wieder eine neue Regimeindikatorvariable $S_t^* = \left(S_t, S_t^+\right)$ definiert, die insgesamt vier Ausprägungen annehmen kann:

$$S_t^* = \begin{cases} 1 & \text{wenn } S_t = 1 \quad \text{und} \quad S_t^+ = 1 \\ 2 & \text{wenn } S_t = 2 \quad \text{und} \quad S_t^+ = 1 \\ 3 & \text{wenn } S_t = 1 \quad \text{und} \quad S_t^+ = 2 \\ 4 & \text{wenn } S_t = 2 \quad \text{und} \quad S_t^+ = 2 \ . \end{cases} \tag{4.32}$$

In Abhängigkeit davon, ob und inwiefern die individuellen und unbeobachtbaren Regime-Switching-Prozesse beider Variablen miteinander korrespondieren,

[40] Vgl. dazu die Ausführungen in Abschnitt 3.3.4 (S. 48 f.).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

lassen sich unterschiedliche Modelltypen spezifizieren, die jeweils durch eine spezielle Matrix der Übergangswahrscheinlichkeiten charakterisiert werden. Für den Fall, daß die ökonomischen Ursachen von Regimewechseln in beiden Prozessen stochastisch unabhängig voneinander sind, folgt S_t^* einem Markov-Prozeß mit vier Zuständen, dessen Übergangswahrscheinlichkeiten sich durch Multiplikation der Übergangswahrscheinlichkeiten der individuellen Markov-Prozesse für S_t und S_t^+ berechnen lassen. Ein Beispiel für eine auf diese Weise ermittelte Übergangswahrscheinlichkeit ist:

$$\Pr\left(S_t^* = 3 | S_{t-1}^* = 2\right) = \Pr\left(S_t = 1 | S_{t-1} = 2\right) \Pr\left(S_t^+ = 2 | S_{t-1}^+ = 1\right) = \pi_{21}\pi_{12}^+ \,. \tag{4.33}$$

Die Matrix der Übergangswahrscheinlichkeiten Π für dieses Modell ist damit gegeben durch

$$\Pi = \begin{bmatrix} \pi_{11}\pi_{11}^+ & \pi_{21}\pi_{11}^+ & \pi_{11}\pi_{21}^+ & \pi_{21}\pi_{21}^+ \\ \pi_{12}\pi_{11}^+ & \pi_{22}\pi_{11}^+ & \pi_{12}\pi_{21}^+ & \pi_{22}\pi_{21}^+ \\ \pi_{11}\pi_{12}^+ & \pi_{21}\pi_{12}^+ & \pi_{11}\pi_{22}^+ & \pi_{21}\pi_{22}^+ \\ \pi_{12}\pi_{12}^+ & \pi_{22}\pi_{12}^+ & \pi_{12}\pi_{22}^+ & \pi_{22}\pi_{22}^+ \end{bmatrix} , \tag{4.34}$$

wobei die Übergangswahrscheinlichkeit $\Pr\left(S_t^* = j | S_{t-1}^* = i\right)$ in dem Matrixelement π_{ij} der Reihe j und der Spalte i zu finden ist.

Sollten die stochastischen Regimewechsel für beide Variablen identische Ursachen haben und darüber hinaus zeitgleich auftreten, so reduziert sich der Markov-Prozeß für das bivariate Modell auf die einfache Markov-Struktur eines univariaten Regime-Switching-Modells, da $S_t = S_t^+$. Die zugehörige Übergangsmatrix hat in diesem Fall nur vier Elemente und entspricht exakt der bekannten Darstellung

$$\Pi = \begin{bmatrix} \pi_{11} & 1 - \pi_{22} \\ 1 - \pi_{11} & \pi_{22} \end{bmatrix} .$$

Eine dritte Spezifikationsmöglichkeit ist für den Fall adäquat, daß die Regimewechsel beider Zeitreihen zwar durch dasselbe Ereignis ausgelöst werden, eine der Variablen aber früher von diesem Ereignis berührt wird. Wenn der zeitliche Abstand der Regimewechsel eine Periode beträgt, gilt $S_t^+ = S_{t-1}$, so daß sich die vier Zustände der Volkswirtschaft wie folgt beschreiben lassen:

$$S_t^* = \begin{cases} 1 & \text{wenn} \quad S_t = 1 \quad \text{und} \quad S_{t-1} = 1 \\ 2 & \text{wenn} \quad S_t = 2 \quad \text{und} \quad S_{t-1} = 1 \\ 3 & \text{wenn} \quad S_t = 1 \quad \text{und} \quad S_{t-1} = 2 \\ 4 & \text{wenn} \quad S_t = 2 \quad \text{und} \quad S_{t-1} = 2 \,. \end{cases} \tag{4.35}$$

Die den Markov-Prozeß beschreibenden Übergangswahrscheinlichkeiten für dieses Modell sind in der folgenden aus Abschnitt 4.3.2 bekannten Matrix enthalten:

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$\Pi = \begin{bmatrix} \pi_{11} & 0 & \pi_{11} & 0 \\ (1-\pi_{11}) & 0 & (1-\pi_{11}) & 0 \\ 0 & (1-\pi_{22}) & 0 & (1-\pi_{22}) \\ 0 & \pi_{22} & 0 & \pi_{22} \end{bmatrix} . \tag{4.36}$$

Es gilt dabei wieder: $\pi_{ij} = \Pr[S_t = j | S_{t-1} = i]$.

4.3.4 Vektorautoregressive Regime-Switching-Modelle

In den im vorangehenden Abschnitt 4.3.3 dargestellten bivariaten Modellen waren zwei Zeitreihen durch ihre gemeinsame nichtlineare Abhängigkeit miteinander verbunden. Eine komplexere Datenbeschreibung ist mit vektorautoregressiven Regime-Switching-Modellen möglich, deren Anwendung erstmalig in dem Beitrag von Sola und Driffill (1994) erfolgt ist. In MS-VAR-Modellen sind die Variablen zusätzlich linear voneinander abhängig, wobei als Spezialfälle auch Kointegrationsbeziehungen modelliert werden können. Hamilton und Perez-Quiros (1996) zeigen, daß sich auch Regime-Switching-VAR-Modelle durch eine Erweiterung des Zustandsraumes als rekursive Prozesse erster Ordnung formulieren lassen.

Betrachtet seien zwei instationäre Zeitreihen $\tilde{y}_t^*$ und $\tilde{x}_t$, die jeweils stochastischen Regimewechseln unterliegen. Die Regimewechsel beider Zeitreihen werden durch dasselbe Ereignis ausgelöst, wobei die Variable $\tilde{y}_t^*$ mit einer r-periodigen Verzögerung von dem Regimewechsel betroffen sei. Die durch das vorherrschende Regime bedingten Erwartungswerte der ersten Differenzen $y_t = \tilde{y}_t^* - \tilde{y}_{t-1}^*$ und $x_t = \tilde{x}_t - \tilde{x}_{t-1}$ seien

$$E(y_t | S_t = i) = \mu(S_t) \quad \text{und} \quad E(x_t | S_{t+r} = i) = \eta(S_{t+r}) . \tag{4.37}$$

Weiterhin seien die Zeitreihen als Vektorautoregressiver Prozeß der Ordnung m spezifiziert:

$$\begin{aligned} y_t &= \mu(S_t) + u_t \\ x_t &= \eta(S_{t+r}) + v_t \end{aligned}$$

mit

$$\begin{bmatrix} u_t \\ v_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 & b_1 \\ c_1 & d_1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{t-1} \\ v_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_2 & b_2 \\ c_2 & d_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{t-2} \\ v_{t-2} \end{bmatrix} + \cdots + \begin{bmatrix} a_m & b_m \\ c_m & d_m \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{t-m} \\ v_{t-m} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \tag{4.39}$$

und

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \sim \text{ i.i.d. } N\left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma_{22} \end{bmatrix} \right) = N(0, \Sigma) . \tag{4.40}$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die folgende Reformulierung des dargestellten Regime-Switching-VAR-Modells zeigt, daß es sich um eine multivariate MSM-Spezifikation handelt:

$$
\begin{aligned}
y_t - \mu(S_t) = {} & a_1\big(y_{t-1} - \mu(S_{t-1})\big) + \cdots + a_m\big(y_{t-m} - \mu(S_{t-m})\big) \\
& + b_1\big(x_{t-1} - \eta(S_{t+r-1})\big) \\
& + \cdots + b_m\big(x_{t-m} - \eta(S_{t+r-m})\big) + \varepsilon_{1t}
\end{aligned} \tag{4.41}
$$

und

$$
\begin{aligned}
x_t - \eta(S_{t+r}) = {} & c_1\big(y_{t-1} - \mu(S_{t-1})\big) + \cdots + c_m\big(y_{t-m} - \mu(S_{t-m})\big) \\
& + d_1\big(x_{t-1} - \eta(S_{t+r-1})\big) \\
& + \cdots + d_m\big(x_{t-m} - \eta(S_{t+r-m})\big) + \varepsilon_{2t} \ .
\end{aligned} \tag{4.42}
$$

Eine neue Regimeindikatorvariable S_t^* faßt wieder die realisierten Zustände über mehrere Perioden zusammen. Im Unterschied zum bivariaten Modell mit verzögerter Beeinflussung einer Zeitreihe und ausschließlicher nichtlinearer gemeinsamer Abhängigkeit muß hier noch die Anzahl der Lags im MS-VAR-Modell bei der Erweiterung des Zustandsraumes berücksichtigt werden:

$$
S_t^* = \begin{cases}
1 & \text{wenn } S_{t+r} = 1, S_{t+r-1} = 1, \ldots, \text{und } S_{t-m} = 1 \\
2 & \text{wenn } S_{t+r} = 2, S_{t+r-1} = 1, \ldots, \text{und } S_{t-m} = 1 \\
3 & \text{wenn } S_{t+r} = 1, S_{t+r-1} = 2, \ldots, \text{und } S_{t-m} = 1 \\
\vdots & \\
K^* & \text{wenn } S_{t+r} = 2, S_{t+r-1} = 2, \ldots, \text{und } S_{t-m} = 2 \ .
\end{cases} \tag{4.43}
$$

Die Anzahl der Regime K^* ergibt sich als $K^* = K^{m+r+1}$, so daß im Falle $m = r = 1$ folgende Matrix für die Übergangswahrscheinlichkeiten gegeben ist:

$$
\Pi^* = \begin{bmatrix}
\pi_{11} & 0 & 0 & 0 & \pi_{11} & 0 & 0 & 0 \\
\pi_{12} & 0 & 0 & 0 & \pi_{12} & 0 & 0 & 0 \\
0 & \pi_{21} & 0 & 0 & 0 & \pi_{21} & 0 & 0 \\
0 & \pi_{22} & 0 & 0 & 0 & \pi_{22} & 0 & 0 \\
0 & 0 & \pi_{11} & 0 & 0 & 0 & \pi_{11} & 0 \\
0 & 0 & \pi_{12} & 0 & 0 & 0 & \pi_{12} & 0 \\
0 & 0 & 0 & \pi_{21} & 0 & 0 & 0 & \pi_{21} \\
0 & 0 & 0 & \pi_{22} & 0 & 0 & 0 & \pi_{22}
\end{bmatrix} . \tag{4.44}
$$

Es gilt dabei wieder: $\pi_{ij} = \Pr[S_t = j | S_{t-1} = i]$. Die Log-Likelihood-Funktion wird schließlich konstruiert wie unter 4.3.2 beschrieben.

Neuere Publikationen deuten darauf hin, daß die Bedeutung von Regime-Switching-VAR-Modellen künftig zunehmen wird. Neben der bereits zitierten Arbeit von Krolzig (1997) sind in diesem Zusammenhang die Beiträge von Kugler (1996), Warne (1997), Boldin (1998) sowie Jacobsen, Lindh und Warne (1998) hervorzuheben.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

4.3.5 Modelle mit zeitvariablen Übergangswahrscheinlichkeiten

Im Verlauf dieser Arbeit wurden die in der Übergangsmatrix enthaltenen Wahrscheinlichkeiten stets als zeitkonstante Parameter spezifiziert. In der Literatur sind allerdings auch häufig Modelle mit zeitvariablen Übergangswahrscheinlichkeiten zu finden. Der die Variable S_t beschreibende Markov-Prozeß ist in diesem Fall inhomogen. Solange die Übergangswahrscheinlichkeiten von modellendogenen Variablen abhängen, sind die erstmals von Diebold, Lee und Weinbach (1994) sowie Filardo (1994) angewandten Regime-Switching-Modelle mit zeitvariablen Übergangswahrscheinlichkeiten ebenfalls Spezialfälle des FORS-Modells. Der Zusammenhang zwischen y_t und π_{11} bzw. π_{22} wird dabei üblicherweise durch eine logistische Funktion,

$$\pi_t^{ij} = \frac{\exp\left(\delta_{ij}' y_t\right)}{\left[1 + \exp\left(\delta_{ij}' y_t\right)\right]} , \tag{4.45}$$

oder durch die Verteilungsfunktion der Normalverteilung,

$$\pi_t^{ij} = F\left(\delta_{ij}' y_t\right) , \tag{4.46}$$

abgebildet. Der Vektor δ_t enthält die Parameter der jeweiligen Funktion.

4.3.6 Regime-Switching-ARCH-Modelle

Regime-Switching-ARCH-Modelle lassen sich, ähnlich wie das MSM-Modell, als FORS-Modell reformulieren.[41] In dem von Cai (1994) vorgeschlagenen MS-ARCH(4)-Modell,

$$h(S_t) = b_0(S_t) + \sum_{j=1}^{4} b_j\left(y_{t-j} - \mu(S_{t-j})\right)^2 , \tag{4.47}$$

wird die Verteilung von y_t von den Zuständen der vergangenen vier Perioden $\{S_{t-1}, S_{t-2}, S_{t-3}, S_{t-4}\}$ determiniert. Dies hat zur Folge, daß wie im MSM-AR(4)-Modell für die Kalkulation der bedingten Dichte 32 Terme berücksichtigt werden müssen. Um die Komplexität zu reduzieren, empfiehlt sich daher im FORS-Ansatz die Verwendung von Regime-Switching-ARCH-Modellen mit niedriger Lag-Ordnung.

---

[41] Eine umfassende Darstellung des von Engle (1982) entwickelten ARCH-(Autoregressive Conditional Heteroskedasticity-)Ansatzes wird in Bollerslev, Chou und Kroner (1992), Bera und Higgins (1993) und Bollerslev, Engle und Nelson (1994) vorgenommen. Zur Einführung sei auf Lütkepohl (1996) verwiesen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

In der als SWARCH-Modell bezeichneten Spezifikation von Hamilton und Susmel (1994),

$$h(S_t) = g(S_t)\Big(b_0 + b_1\big(y_{t-1} - \mu(S_{t-1})\big)^2\Big) \ , \tag{4.48}$$

mit der Normierung $g(S_t = 1) = 1$ ist die Verteilung von y_t gemäß (4.48) lediglich vom aktuellen Regime S_t und von dem Regime der Vorperiode S_{t-1} abhängig,

$$f(y_t|\Phi_{t-1}) \sim \begin{cases} N\Big(\mu_1, b_0 + b_1(y_{t-1} - \mu_1)^2\Big) & \text{wenn } S_t = 1 \quad \text{und } S_{t-1} = 1 \\ N\Big(\mu_2, g_2\big(b_0 + b_1(y_{t-1} - \mu_1)^2\big)\Big) & \text{wenn } S_t = 2 \quad \text{und } S_{t-1} = 1 \\ N\Big(\mu_1, b_0 + b_1(y_{t-1} - \mu_2)^2\Big) & \text{wenn } S_t = 1 \quad \text{und } S_{t-1} = 2 \\ N\Big(\mu_2, g_2\big(b_0 + b_1(y_{t-1} - \mu_2)^2\big)\Big) & \text{wenn } S_t = 2 \quad \text{und } S_{t-1} = 2 \ . \end{cases} \tag{4.49}$$

so daß eine Erweiterung des Zustandsraumes unter Verwendung von $S_t^* = (S_t, S_{t-1})$ im Sinne von (4.25) eine rekursive Formulierung der Regimewahrscheinlichkeit p_t sowie eine einfache Konstruktion der Likelihood-Funktion ermöglicht. Analog zu den Ausführungen in Abschnitt 4.3.2 impliziert ein ARCH(M)-Modell mit K Regimen eine aus K^{M+1} Komponenten bestehende Dichtefunktion.

4.4 Kombination von GARCH- und Regime-Switching-Prozessen: Das Generalized-Regime-Switching-(GRS-)Modell

ARCH-Modelle niedriger Ordnung haben den gravierenden Nachteil, daß sie das Ausmaß der Volatilitätspersistenz nicht immer hinreichend abbilden können. Demgegenüber beschreibt das GARCH-Modell von Bollerslev (1986) einen Volatilitätsprozeß mit einem vergleichsweise langen Gedächtnis. Eine Kombination von GARCH- und Regime-Switching-Prozessen wurde dennoch lange Zeit als nicht realisierbar angesehen, da die bedingte Varianz zum Zeitpunkt t von der gesamten Vergangenheit der betrachteten Zeitreihe abhängig ist. Noch sehr viel stärker als in MSM- oder ARCH-Modellen wird damit im Regime-Switching GARCH-Modell die Verteilung der Variablen von vergangenen Regimen bestimmt. In der Kombination des Segmented-Trend-Modells mit dem populären GARCH(1,1)-Modell,

$$\begin{aligned} y_t &= \mu(S_t) + \sqrt{h(S_t)}z_t \ , \\ z_t &\sim N(0,1), \\ h(S_t) &= b_0(S_t) + b_1(S_t)(y_{t-1} - \mu(S_{t-1}))^2 + b_2(S_t)h(S_{t-1}) \ , \end{aligned} \tag{4.50}$$

ist zwar der Erwartungswert ausschließlich vom aktuellen Regime abhängig, die bedingte Varianz zum Zeitpunkt t wird jedoch von sämtlichen vergangenen Reali-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

sationen der Regimeindikatorvariablen S_t determiniert. Diese Eigenschaft läßt sich auf die GARCH-Komponente des Modells zurückführen: die bedingte Varianz $h(S_t)$ ist abhängig von der bedingten Varianz der Vorperiode $h(S_{t-1})$, die wiederum von dem realisierten Regime der Vorperiode S_{t-1} abhängt, welches unbeobachtbar ist und aus K möglichen Realisationen – eine je Regime – errechnet werden muß. Die Varianz $h(S_{t-1})$ ist wiederum eine Funktion der Varianz $h(S_{t-2})$, die vom ebenfalls unbeobachtbaren Regime S_{t-2} abhängt. Jeder der K Werte von $h(S_{t-1})$ muß also errechnet werden, indem die wahrscheinlichkeitsgewichteten Werte von $h(S_{t-2})$ aufsummiert werden. Letztlich ist $h(S_t)$ damit von der gesamten Stichprobe der Regimeindikatorvariablen (von S_1 bis S_t) abhängig. Theoretisch müßte zur Konstruktion der Likelihoodfunktion daher über sämtliche denkbaren Regimepfade summiert werden. Dies würde bedeuten, daß für die t-te Beobachtung bzw. den t-ten Iterationsschritt K^t Terme zu berücksichtigen wären. Mit der Ausnahme einer extrem kleinen Anzahl an Beobachtungen wird damit die Modellschätzung praktisch unmöglich. Aufgrund dieser Pfadabhängigkeit wurde das Regime-Switching-GARCH-Modell lange Zeit nicht verwendet. Die bedingte Varianz wurde stattdessen durch die in Abschnitt 4.3 vorgestellten ARCH-Modelle niedriger Ordnung von Cai (1994) und Hamilton und Susmel (1994) charakterisiert.

Die sicherlich innovativste Anwendung des FORS-Konzepts besteht darin, das Problem der Pfadabhängigkeit von Regime-Switching-GARCH-Modellen zu überwinden, ohne gleichzeitig einen Verlust der GARCH-Eigenschaften in Kauf zu nehmen. In Anlehnung an die Arbeiten von Gray (1996b, 1996c) wird das der FORS-Klasse zurechenbare Regime-Switching-GARCH-Modell als Generalized-Regime-Switching-(GRS-)Modell bezeichnet.[42] Die Schätzung des GRS-Modells ist dabei ähnlich unkompliziert wie die Schätzungen aller übrigen Modelle der FORS-Klasse. Hierzu muß allerdings eine etwas umfangreichere Reformulierung der Spezifikation vorgenommen werden.

Unter der Annahme einer bedingten Normalverteilung in jedem Regime ist die bedingte Varianz (bedingt durch die Informationsmenge, nicht durch das Regime) von y_t gegeben durch:

$$\begin{aligned} h_t &= VAR(y_t|\Phi_{t-1}) = E\left[y_t^2|\Phi_{t-1}\right] - E[y_t|\Phi_{t-1}]^2 \\ &= \sum_{i=1}^{K} p_{it}\left(\mu_i^2 + h_{it}\right) - \left[\sum_{i=1}^{K} p_{it}\mu_i\right]^2, \end{aligned} \tag{4.51}$$

wobei K die Anzahl der Regime repräsentiert. Weiterhin gilt $i = 1, ..., K$ und $S_t = i$, so daß $\mu_i = \mu(S_t)$, $h_{it} = h(S_t)$ und $p_{it} = \Pr(S_t = i|\Phi_{t-1})$.

[42] Ein alternativer Ansatz zur Kombination von GARCH- und Regime-Switching-Prozessen findet sich in Dueker (1997). Eine Weiterentwicklung des GRS-Modells wurde von Klaassen (1999) vorgenommen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Infolge des in (4.51) dargestellten Aggregationsschrittes ist die bedingte Varianz h_t nicht pfadabhängig. Sie kann in einem GARCH-Modell als die verzögerte bedingte Varianz zur Berechnung der aktuellen bedingten Varianz verwendet werden. Das gesamte GRS-Modell wird damit durch folgende drei Relationen beschrieben:

$$h(S_t) = b_0(S_t) + b_1(S_t)\varepsilon_{t-1}^2 + b_2(S_t)h_{t-1} \tag{4.52}$$

mit

$$h_{t-1} = \sum_{i=1}^{K} p_{it-1}\left(\mu_i^2 + h_{it-1}\right) - \left[\sum_{i=1}^{K} p_{it-1}\mu_i\right]^2 \tag{4.53}$$

und

$$\begin{aligned} \varepsilon_{t-1} &= y_{t-1} - E[y_{t-1}|\Phi_{t-2}] \\ &= y_{t-1} - \left[\sum_{i=1}^{K} p_{it-1}\mu_i\right] . \end{aligned} \tag{4.54}$$

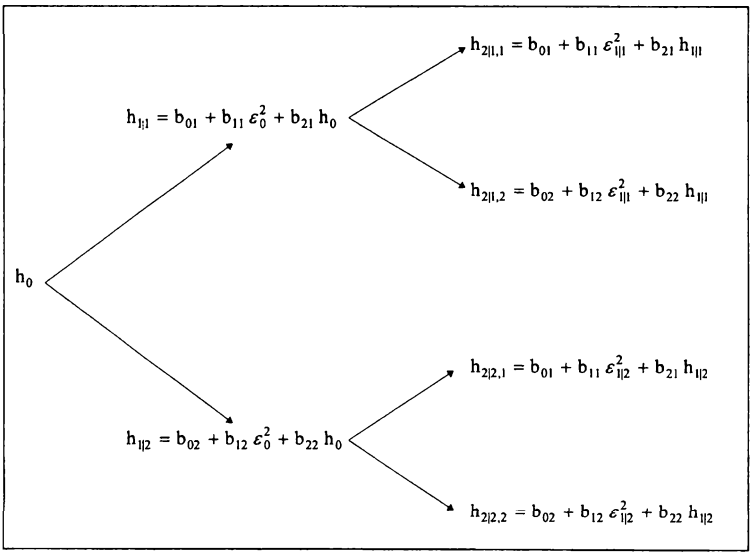
Das GRS-Modell ist eindeutig der FORS-Modellklasse zuzurechnen, da die bedingte Varianz nur vom aktuellen Regime S_t abhängig ist. Der Unterschied zu einem pfadabhängigen Regime-Switching-GARCH-Modell kann anhand der Abbildungen 1 und 2 grafisch veranschaulicht werden.

Im pfadabhängigen Modell hängt die bedingte Varianz zum Zeitpunkt $t = 2(h_2)$ auch vom Zustand der Vorperiode ab. Dementsprechend ergeben sich vier bedingte Varianzen, wobei beispielsweise $h_{2|1,2}$ die bedingte Varianz für den Fall repräsentiert, daß sich der Prozeß aktuell im Zustand 1 befindet und in der vergangenen Periode das Regime 2 vorherrschte. Zur Kalkulation von h_3 würde sich der Baum weiter verzweigen, da nun schon acht unterschiedliche bedingte Varianzen existieren. Im pfadabhängigen Modell ist h_t nicht nur durch die Informationsmenge, sondern durch den gesamten Entwicklungspfad des Systems bedingt.

Im pfadunabhängigen GRS-Modell verzweigt sich der Baum im Zeitablauf nicht weiter, da sowohl ε_t als auch h_t zu jedem Zeitpunkt aggregiert werden, indem die mit den Regimewahrscheinlichkeiten gewichtete Summe der regimeabhängigen Varianzen gebildet wird. So repräsentiert etwa $h_{2|1}$ die bedingte Varianz zum Zeitpunkt $t = 2$ für den Fall, daß sich der Prozeß im Zustand 1 befindet. Zur Kalkulation von h_3 wird allerdings weder $h_{2|1}$ noch $h_{2|2}$ verwandt, da beide Varianzen zur Größe h_2 aggregiert werden, die dann als GARCH-Komponente in die Berechnung eingeht.

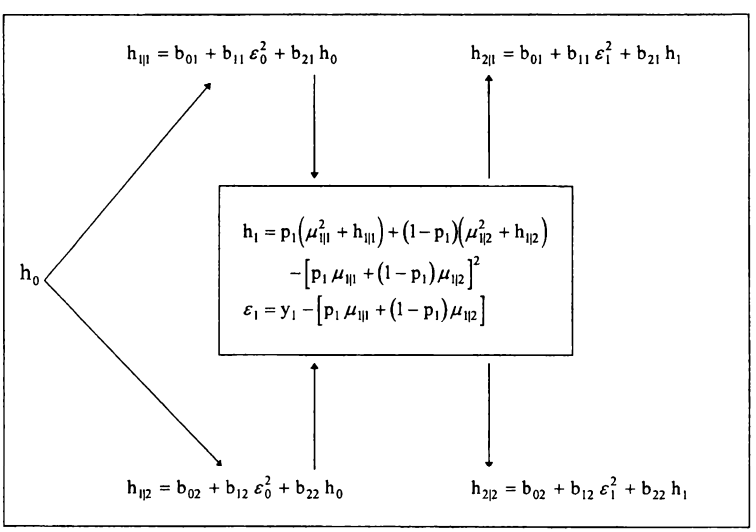
Die Unterschiede zwischen pfadabhängigen GARCH-Modellen und dem GRS-Modell lassen sich auf einer praktischen und auf einer konzeptionellen Ebene zusammenfassen. Aus praktischer Sicht können pfadabhängige GARCH-Modelle nicht geschätzt werden, es sei denn die Stichprobe ist extrem klein. In diesem

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH



Quelle: Gray (1996b), S. 35.

Abbildung 4.1: Pfadabhängige Berechnung der bedingten Varianz in konventionellen Regime-Switching-GARCH-Modellen



Quelle: Gray (1996b), S. 36.

Abbildung 4.2: Pfadunabhängige Berechnung der bedingten Varianz im GRS-Modell

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

gravierenden Nachteil einer zu großen Komplexität ist der wesentliche Grund zu sehen, weshalb die bedingte Varianz in der bisherigen Literatur als ARCH-Prozeß niedriger Ordnung spezifiziert wurde. Mit dem GRS-Modell ist es hingegen gelungen, das Komplexitätsproblem zu lösen, indem die Pfadabhängigkeit der bedingten Varianz aufgegeben wurde. Gray (1996a) argumentiert, daß dieser Schritt nicht nur die Schätzung von Regime-Switching-GARCH-Modellen überhaupt erst ermöglicht, sondern darüber hinaus konzeptionell sinnvoll ist, da die Aufgabe der Pfadabhängigkeit in keiner Weise einen Informationsverlust impliziert. In diesem Zusammenhang ist von besonderer Bedeutung, daß die bedingte Varianz in pfadabhängigen und pfadunabhängigen Modellen identisch ist. Im GRS-Modell lautet die bedingte Verteilung der Daten bei gegebener Information Φ_{t-1} und $S_t = 1$:

$$f(y_t|S_t = 1, \Phi_{t-1}) \sim N\left(\mu_1, b_{01} + b_{11}\varepsilon_{t-1}^2 + b_{21}h_{t-1}\right) . \tag{4.55}$$

Infolge von sukzessiver Substitution für ε_{t-1}^2 und h_{t-1} lautet die bedingte Varianz:

$$\begin{aligned} VAR(y_t|S_t = 1, \Phi_{t-1}) = b_{01} &+ b_{11}\left[p_{1t-1}\left(\varepsilon_{1t-1}\right)^2 + p_{2t-1}\left(\varepsilon_{2t-1}\right)^2\right] \\ &+ b_{21}\left[p_{1t-1}h_{1t-1} + p_{2t-1}h_{2t-1}\right] . \end{aligned} \tag{4.56}$$

Für den Fall des pfadabhängigen Modells muß über alle möglichen Regime zum Zeitpunkt $t-1$ summiert werden, so daß sich folgende bedingte Verteilung ergibt:

$$f(y_t|S_t = 1, \Phi_{t-1}) \sim \begin{cases} N\left(\mu_1, b_{01} + b_{11}\left(\varepsilon_{1t-1}\right)^2 + b_{21}h_{1t-1}\right) & \text{mit der } WS \quad p_{1t-1} \\ N\left(\mu_1, b_{01} + b_{11}\left(\varepsilon_{2t-1}\right)^2 + b_{21}h_{2t-1}\right) & \text{mit der } WS \quad p_{2t-1} . \end{cases} \tag{4.57}$$

Aus den Eigenschaften von Modellen mit gemischten Normalverteilungen leitet sich schließlich die bedingte Varianz

$$\begin{aligned} VAR(y_t|S_t = 1, \Phi_{t-1}) = b_{01} &+ b_{11}\left[p_{1t-1}\left(\varepsilon_{1t-1}\right)^2 + p_{2t-1}\left(\varepsilon_{2t-1}\right)^2\right] \\ &+ b_{21}\left[p_{1t-1}h_{1t-1} + p_{2t-1}h_{2t-1}\right] \end{aligned} \tag{4.58}$$

ab, welche mit der unter (4.56) beschriebenen identisch ist.

4.5 Rekursive Maximum-Likelihood-Schätzung von FORS-Modellen

Alle der vorangehend beschriebenen, in das FORS-Konzept integrierbaren Modelltypen lassen sich mit einem relativ geringen Aufwand unter Anwendung der Maximum-Likelihood-Methode schätzen. In Anlehnung an Bollerslev und Wooldridge (1992) weist Gray (1996a, S. 16–20) die Konsistenz und asymptotische

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Normalverteilung des ML-Schätzers für FORS-Modelle nach. Aufgrund der besonderen Konstruktion von FORS-Modellen besteht die Dichtefunktion in jedem Spezialfall aus insgesamt K Komponenten. Die daraus resultierende Log-Likelihoodfunktion wird als Summe dieser mit Wahrscheinlichkeiten gewichteten Komponenten berechnet. Allgemein läßt sich die Log-Likelihood-Funktion darstellen als

$$L = \ln f(\tilde{y}_T; \lambda) = \ln f(y_0) + \sum_{t=1}^{T} \ln \left[f(y_t | \tilde{y}_{t-1}) \right] \tag{4.59}$$

oder

$$L = \ln f(\tilde{y}_T; \lambda) = \ln f(y_0) + \sum_{t=1}^{T} \ln \left[\sum_{i=1}^{K} \left(f(y_t | \tilde{y}_{t-1}, S_t = i) \Pr(S_t = i | \tilde{y}_{t-1}) \right) \right] . \tag{4.60}$$

Die Modellschätzung erfordert eingangs die unbedingte Verteilung von y_0,

$$f(y_0) = \sum_{i=1}^{K} f(y_0 | S_0 = i) \Pr(S_0 = i) , \tag{4.61}$$

welche sich in zwei multiplikativ miteinander verbundene Bestandteile, die regimeabhängige Dichte von y_0 und den die unbedingten Regimewahrscheinlichkeiten enthaltenden Startvektor, zerlegen läßt. Für den typischen Fall, daß y_t von $\tilde{y}_{t-1}$ abhängig ist, sind für $f(y_0 | S_0 = i)$ die unbedingten Momente des Prozesses zu ermitteln. Wenn beispielsweise y_t in Regime i einem MSIH-AR(1)-Prozeß folgt,

$$y_t = \gamma_i + \phi_i y_{t-1} + \varepsilon_{it} \; mit \; \varepsilon_{it} \sim N\left(0, \sigma_i^2\right) , \tag{4.62}$$

so ist die stationäre Verteilung für y_1: $N\left(\frac{\gamma_i}{1-\phi_i}, \frac{\sigma_i^2}{1-\phi_i^2}\right)$.

Die zweite Komponente der Anfangsbedingung besteht aus dem Startvektor der Regimewahrscheinlichkeiten $\left(\Pr(S_0 = 1), \ldots, \Pr(S_0 = K)\right)$. Für alle Fälle, in denen S_t ausschließlich von verzögerten Regimen $(S_{t-1}, S_{t-2}, \ldots)$ und unbekannten Parametern abhängt, sind die unbedingten Wahrscheinlichkeiten bekannt, wie etwa im einfachen Regime-Switching-Modell vom Hamilton-Typ mit zwei Regimen:

$$\Pr(S_t = 1) = \frac{1 - \pi_{22}}{2 - \pi_{11} - \pi_{22}} , \tag{4.63}$$

wobei $\pi_{11} = \Pr(S_t = 1 | S_{t-1} = 1)$ und $\pi_{22} = \Pr(S_t = 2 | S_{t-1} = 2)$.

Sowohl die unbedingte Dichte als auch die unbedingten Wahrscheinlichkeiten können als zusätzliche Parameter geschätzt oder alternativ vom Anwender vorgegeben werden. Letzteres ist unbedenklich, da arbiträr gewählte Startwerte in gro-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

ßen Stichproben irrelevant sind.[43] An dieser Stelle sei wiederholt darauf hingewiesen, daß bei der Schätzung von FORS-Modellen aufgrund ihrer starken Verwandtschaft zu Mischungsmodellen die in Kapitel 2 beschriebenen Probleme auftreten können.

4.6 Geglättete Regimewahrscheinlichkeiten

Der von Gray (1996a, S. 26 – 29) vorgeschlagene Algorithmus zur Berechnung der geglätteten Regimewahrscheinlichkeiten basiert auf der in Kapitel 3 dargestellten Glättungsprozedur von Hamilton (1989, 1988). Allerdings kann die rekursive Repräsentation der Regimewahrscheinlichkeiten im FORS-Modell dazu genutzt werden, die Berechnung zu vereinfachen und dadurch Rechenzeit einzusparen. Der im folgenden zu beschreibende Filter hat die Eigenschaft, die im Anschluß an die Modellschätzung verfügbaren *ex-ante*-Regimewahrscheinlichkeiten $\Pr(S_t = i|\Phi_{t-1})$ direkt in eine Zeitreihe geglätteter Regimewahrscheinlichkeiten $\Pr(S_t = i|\Phi_T)$ zu transformieren.

Die zum Zeitpunkt t neu hinzukommende Information sei mit F_t bezeichnet, wobei F_t zerlegt werden kann in die Realisierung der Variable y_t und alle übrigen Informationen, so daß $F_t = \{y_t, \overline{F}_t\}$. $\overline{F}_t$ beschreibt demnach alle zum Teitpunkt t zusätzlich verfügbaren Informationen mit Ausnahme des realisierten Wertes y_t. Das Informationsset zum Zeitpunkt t ist damit:

$$\Phi_t = F_t \cup F_{t-1} \cup \ldots \cup F_0 \ . \tag{4.64}$$

Nachfolgend soll gezeigt werden, wie sich die Zeitreihe der über den gesamten Stützbereich geglätteten Regimewahrscheinlichkeit $\overline{p}_{it} = \Pr(S_t = i|\Phi_T)$ errechnet. Als Input des Glättungsfilters werden zunächst die *ex-ante*-Regimewahrscheinlichkeiten $p_{it} = \Pr(S_t = i|\Phi_{t-1})$ sowie die Werte der bedingten Log-Likelihood-Funktion $f(y_t|S_t = i, \Phi_{t-1})$ herangezogen. Beide Zeitreihen liegen bereits vor, da sie im Zuge der Modellschätzung berechnet wurden.

Der erste Schritt des Algorithmus besteht darin, aus den beiden Inputfaktoren die Filterwahrscheinlichkeit $\Pr(S_t = i|\Phi_t)$ zu errechnen, die auf einem gegenüber der *ex-ante*-Wahrscheinlichkeit um $F_t = \{y_t, \overline{F}_t\}$ erweiterten Informationsset basiert:

$$\begin{aligned} &\Pr(S_t = i|\Phi_t) = \Pr\big(S_t = i|y_t, \Phi_{t-1}, \overline{F}_t\big) = \\ &\frac{f\big(y_t|S_t = i, \Phi_{t-1}, \overline{F}_t\big)\Pr\big(S_t = i|\Phi_{t-1}, \overline{F}_t\big)}{\sum_{j=1}^{K} f\big(y_t|S_t = j, \Phi_{t-1}, \overline{F}_t\big)\Pr\big(S_t = j|\Phi_{t-1}, \overline{F}_t\big)} = \\ &\frac{f(y_t|S_t = i, \Phi_{t-1})p_{it}}{\sum_{j=1}^{K} f(y_t|S_t = j, \Phi_{t-1})p_{jt}} \ . \end{aligned} \tag{4.65}$$

[43] Vgl. Gray (1996b), S. 38.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die erste Umformung wurde gemäß der Regel von Bayes vorgenommen. Der zweite Schritt rechtfertigt sich, da $p_{it} = \Pr(S_t = i|\Phi_{t-1}) = \Pr\big(S_t = i|\Phi_{t-1}, \overline{F}_t\big)$ gemäß Gray (1996a, S. 27) aus den Modellannahmen folgt. Die Bestimmung von $\Pr(S_t = i|\Phi_t)$ aus bedingter Verteilung und *ex-ante*-Regimewahrscheinlichkeit ist somit möglich.

Als nächster Schritt der Glättungsprozedur wird die zum Zeitpunkt $t+1$ hinzukommende Information in das Informationsset aufgenommen, um $\Pr(S_t = i|\Phi_{t+1})$ zu berechnen:

$$\Pr(S_t = i|\Phi_{t+1}) = \Pr\big(S_t = i|y_{t+1}, \Phi_t, \overline{F}_{t+1}\big) = \frac{f\big(y_{t+1}|S_t = i, \Phi_t, \overline{F}_{t+1}\big)\Pr\big(S_t = i|\Phi_t, \overline{F}_{t+1}\big)}{\sum_{j=1}^{K} f\big(y_{t+1}|S_t = j, \Phi_t, \overline{F}_{t+1}\big)\Pr\big(S_t = j|\Phi_t, \overline{F}_{t+1}\big)} \tag{4.66}$$

Wie im oben dargestellten ersten Schritt gilt für den zweiten Term des Zählers von (4.66):

$$\Pr\big(S_t = i|\Phi_t, \overline{F}_{t+1}\big) = \Pr(S_t = i|\Phi_t), \tag{4.67}$$

womit die Regimewahrscheinlichkeit (4.67) als das Ergebnis des ersten Rekursionsschrittes identifiziert ist. Der erste Term im Zähler von (4.66) läßt sich wie folgt zerlegen:

$$f\big(y_{t+1}|S_t = i, \Phi_t, \overline{F}_{t+1}\big) = \sum_{j=1}^{K} f(y_{t+1}|S_{t+1} = j, \Phi_t)\Pr(S_{t+1} = j|S_t = i, \Phi_t). \tag{4.68}$$

Der erste Ausdruck der rechten Seite von (4.68) stellt wieder eine bedingte Dichte dar, die bereits im Verlauf der Modellschätzung kalkuliert wurde. Für den in Abschnitt 4.3.5 kurz dargestellten Fall zeitvariabler Übergangswahrscheinlichkeiten beschreibt der zweite Ausdruck in (4.68) eine von Φ_t abhängige Einschritt-Übergangswahrscheinlichkeit. Diese Übergangswahrscheinlichkeit ist im Falle homogener Markov-Ketten ein zeitkonstantes Element der Übergangsmatrix Π.

Durch ein rekursives Vorgehen läßt sich die geglättete Regimewahrscheinlichkeit für den Zeitpunkt t auf der Grundlage einer zunehmenden Informationsmenge Φ_{t+s} errechnen:

$$\overline{p}_{it,t+s} = \Pr(S_t = i|\Phi_{t+s}) = \Pr\big(S_t = i|y_{t+s}, \Phi_{t+s-1}, \overline{F}_{t+s}\big) = \frac{f(y_{t+s}|S_t = i, \Phi_{t+s-1})\overline{p}_{it,t+s-1}}{\sum_{j=1}^{K} f(y_{t+s}|S_t = j, \Phi_{t+s-1},)\overline{p}_{jt,t+s-1}} \tag{4.69}$$

mit

$$f(y_{t+s}|S_t = i, \Phi_{t+s-1}) = \sum_{j=1}^{K} f(y_{t+s}|S_{t+s} = j, \Phi_{t+s-1})\Pr(S_{t+s} = j|S_t = i, \Phi_{t+s-1})\ . \tag{4.70}$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die Regimewahrscheinlichkeit $\overline{p}_{it,t+s-1}$ resultierte bereits aus dem vorherigen Rekursionsschritt. Der erste Ausdruck der rechten Seite von (4.70) ist wieder eine aus der Modellschätzung gewonnene bedingte Regimewahrscheinlichkeit, während der zweite Term eine s-Schritt-Übergangswahrscheinlichkeit beschreibt, die sich wie folgt zerlegen läßt:

$$\begin{aligned} &\Pr(S_{t+s} = j | S_t = i, \Phi_{t+s-1}) \\ &= \sum_{m=1}^{K} \Pr(S_{t+s} = j | S_{t+s-1} = m, \Phi_{t+s-1}) \Pr(S_{t+s-1} = m | S_t = i, \Phi_{t+s-1}) \ . \end{aligned} \tag{4.71}$$

Die s-Schritt Übergangswahrscheinlichkeit ist gemäß (4.71) das Produkt aus einer Einschritt-Übergangswahrscheinlichkeit (im Falle homogener Markov-Ketten wieder als geschätzter Parameter π_{11} usw. verfügbar) und einer $(s-1)$-Schritt-Übergangswahrscheinlichkeit. Letztere ist aus dem unmittelbar vorangehenden Schritt des Glättungsalgorithmus hervorgegangen:

$$\begin{aligned} &\Pr(S_{t+s-1} = m | S_t = i, \Phi_{t+s-1}) = \\ &\frac{f(y_{t+s-1} | S_{t+s-1} = m, \Phi_{t+s-2}) \Pr(S_{t+s-1} = m | S_t = i, \Phi_{t+s-2})}{\sum_{j=1}^{K} f(y_{t+s-1} | S_{t+s-1} = j, \Phi_{t+s-2}) \Pr(S_{t+s-1} = j | S_t = i, \Phi_{t+s-2})} \ . \end{aligned} \tag{4.72}$$

Analog zu (4.72) wurde auch die Übergangswahrscheinlichkeit $\Pr(S_{t+s-1} = m | S_t = i, \Phi_{t+s-2})$ aus einem unmittelbar vorangehenden Rekursionsschritt berechnet.

Der Glättungsalgorithmus ist beendet, wenn $t + s = T$. Das Endresultat ist die über den gesamten Stützbereich geglättete Regimewahrscheinlichkeit $\overline{p}_{it,T} = \overline{p}_{it} = \Pr(S_t = i | \Phi_T)$.

Gray (1996a) zeigt, daß der von ihm entwickelte Filter die gleichen Ergebnisse erzeugt wie der Filter von Hamilton (1988, 1989). Was Effizienz und Schnelligkeit anbelangt, ist der oben dargestellte Algorithmus der Hamilton-Prozedur überlegen und in etwa mit dem von Kim (1994) entwickelten Vorgehen vergleichbar. Wenngleich auch Kim (1994) die rekursiven Eigenschaften der Regimewahrscheinlichkeiten ausnutzt, arbeitet sein Algorithmus mit Rückwärtsiterationen, indem er mit $\Pr(S_T = 1 | \Phi_T)$ startet und über $\Pr(S_{T-1} = 1 | \Phi_T)$ zu $\Pr(S_1 = 1 | \Phi_T)$ gelangt. Demgegenüber hat der Algorithmus von Gray forward looking-Eigenschaften, da er – wie oben gezeigt – die *ex-ante*-Regimewahrscheinlichkeiten in geglättete Regimewahrscheinlichkeiten überführt.

4.7 Prognosen

Die hervorragende Eignung des FORS-Modells zur Prognose von Zeitreihen kommt bereits durch die Eigenschaften der bedingten Regimewahrscheinlichkeit

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

zum Ausdruck, die eine echte *ex-ante*-Prognose des in der folgenden Periode herrschenden Regimes ist.[44] Da Gray (1996a) das Prognoseproblem selbst nicht abhandelt, orientieren sich die folgenden Ausführungen an Hamilton (1994a). Die dort zugrundeliegende Modellspezifikation weist sehr starke Analogien zum FORS-Modell auf.

Hamilton zeigt zunächst, daß sich die Markov-Struktur der Zustandsvariable als vektorautoregressiver Prozeß darstellen läßt. Dazu sei P_t wieder als der aus (4.9) bekannte stochastische $(K \times 1)$-Vektor bedingter Regimewahrscheinlichkeiten definiert, dessen Element j gleich Eins ist, wenn $S_t = j$ und dessen Element j gleich Null ist, wenn $S_t \neq j$. Damit ist der Vektor P_t im Falle $S_t = 1$ gleich der ersten Spalte der $(K \times K)$-Einheitsmatrix I_K, im Falle $S_t = 2$ gleich der zweiten Spalte der $(K \times K)$-Einheitsmatrix I_K, usw.:

$$P_t = \begin{cases} (1,0,0,\ldots,0)' & \text{wenn } S_t = 1 \\ (0,1,0,\ldots,0)' & \text{wenn } S_t = 2 \\ \vdots & \vdots \\ (0,0,0,\ldots,1)' & \text{wenn } S_t = K\,. \end{cases} \tag{4.73}$$

Im Falle $S_t = i$ ist nun das Element j des Vektors P_{t+1} eine Zufallsvariable, die mit der Wahrscheinlichkeit π_{ij} den Wert Eins annimmt und ansonsten Null ist. Der Erwartungswert dieser Zufallsvariable ist demzufolge gleich der Übergangswahrscheinlichkeit π_{ij}. Der bedingte Erwartungswert von P_{t+1} unter $S_t = i$ ist dann gegeben durch:

$$E(P_{t+1}|S_t = i) = \begin{bmatrix} \pi_{i1} \\ \pi_{i2} \\ \vdots \\ \pi_{iK} \end{bmatrix}. \tag{4.74}$$

Der Vektor (4.74) ist damit die i-te Spalte der Übergangsmatrix Π. Darüber hinaus korrespondiert P_t in diesem Fall mit der i-ten Spalte der Einheitsmatrix I_K, was zur Folge hat, daß sich (4.74) mit ΠP_t beschreiben läßt, was wiederum folgenden Zusammenhang impliziert:

$$E(P_{t+1}|P_t) = \Pi P_t\,. \tag{4.75}$$

Aufgrund der Markov-Eigenschaft gilt weiterhin:

$$E(P_{t+1}|P_t, P_{t-1}, \ldots) = \Pi P_t\,. \tag{4.76}$$

Das Ergebnis in (4.76) eröffnet die Möglichkeit, eine Markov-Kette wie folgt zu beschreiben:

---

44 Vgl. dazu die Ausführungen in Abschnitt 4.3.1. (S. 66).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$P_{t+1} = \Pi P_t + v_{t+1} \ , \tag{4.77}$$

mit

$$v_{t+1} \equiv P_{t+1} - E(P_{t+1}|P_t, P_{t-1}, \ldots) \ . \tag{4.78}$$

Der Ausdruck (4.77) hat die Gestalt eines Vektorautoregressiven Prozesses erster Ordnung für den Vektor P_t. Aus (4.78) geht hervor, daß v_t ein Zufallsprozeß mit einem Erwartungswert von Null ist, der sich auf der Informationsgrundlage vergangener Zustände nicht prognostizieren läßt. Der Ausdruck (4.77) impliziert zudem:

$$P_{t+m} = v_{t+m} + \Pi v_{t+m-1} + \Pi^2 v_{t+m-2} + \Pi^3 v_{t+m-3} + \ldots + \Pi^{m-1} v_{t+1} + \Pi^m P_t \ , \tag{4.79}$$

wobei Π^m die m-Potenz der Übergangsmatrix ist. Aus (4.79) folgt schließlich, daß eine m-Schritt-Prognose für die Regimewahrscheinlichkeit P_t folgendermaßen berechnet werden kann:

$$E(P_{t+m}|P_t, P_{t-1}, \ldots) = \Pi^m P_t \ . \tag{4.80}$$

Da das Element j des Vektors P_{t+m} den Wert Eins annimmt wenn $S_{t+m} = j$ und in allen übrigen Fällen gleich Null ist, beschreibt das Element j des Vektors $E(P_{t+m}|P_t, P_{t-1}, \ldots)$ die bedingte Wahrscheinlichkeit für das Ereignis $S_{t+m} = j$, wobei die Informationsmenge der Zustand des Systems zum Zeitpunkt t ist. Wenn nun beispielsweise $S_t = i$ ist, folgt aus (4.80):

$$\begin{bmatrix} \Pr(S_{t+m} = 1|S_t = i) \\ \Pr(S_{t+m} = 2|S_t = i) \\ \vdots \\ \Pr(S_{t+m} = K|S_t = i) \end{bmatrix} = \Pi^m \cdot e_i \ , \tag{4.81}$$

wobei e_i die i-te Spalte der Einheitsmatrix I_K ist. Aus (4.81) geht das wichtige Resultat hervor, daß die m-Schritt-Prognose der Übergangswahrscheinlichkeiten einer Markov-Kette berechnet werden kann, indem die Übergangsmatrix Π m-mal mit sich selbst multipliziert wird. Die Wahrscheinlichkeit $\Pr(S_{t+m} = j|S_t = i)$ ist daher in der Reihe j und der Spalte i der Matrix Π^m zu finden.

Um künftige Regime in Abhängigkeit der realisierten Werte von y_t zu prognostizieren, sei der $(K \times 1)$-Vektor $\hat{P}_{t|\tau}$ definiert, dessen Element j die Wahrscheinlichkeit $\Pr(S_t = j|\tilde{y}_\tau)$ enthält, wobei $t>\tau$. Die optimale m-Schrittprognose von P_{t+m} läßt sich herleiten, indem von beiden Seiten in (4.79) der Erwartungswert in Abhängigkeit von der zum Zeitpunkt t verfügbaren Information gebildet wird:[45]

[45] Vgl. dazu (4.29) auf S. 69.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$E(P_{t+m}|\tilde{y}_{t-1}) = \Pi^m E(P_t|\tilde{y}_{t-1}) \tag{4.82}$$

oder

$$\hat{P}_{t+m|t-1} = \Pi^m \hat{P}_{t|t-1} \ , \tag{4.83}$$

wobei zu beachten ist, daß der Vektor der bedingten Regimewahrscheinlichkeiten $\hat{P}_{t|t-1}$ bereits selbst eine Prognose darstellt. Aus Gleichung (4.18) in Abschnitt 4.3.1 ist bekannt, daß $\hat{P}_{t|t-1}$ aus der Multiplikation der Übergangsmatrix mit der Filterwahrscheinlichkeit berechnet wird:

$$\hat{P}_{t|t-1} = \Pi \left[\frac{f_{t-1} \circ P_{t-1|t-2}}{e\left(f_{t-1} \circ P_{t-1|t-2}\right)} \right] . \tag{4.84}$$

Ausgehend von der bedingten Dichte f_{t-1}, läßt sich als nächster Schritt die optimale Prognose der modellierten Zeitreihe y_t in Abhängigkeit von den Beobachtungen $\tilde{y}_{t-1}$ und dem Regime S_t bestimmen. Im Falle einer MSI-AR(1)-Spezifikation,

$$y_t = \gamma(S_t) + \phi(S_t) y_{t-1} + \varepsilon_t, \tag{4.85}$$

ist diese Prognose gegeben durch:

$$E(y_t|S_t = j, \tilde{y}_{t-1}) = \gamma_j + \phi_j y_{t-1} \ . \tag{4.86}$$

Da K mögliche Werte für S_t denkbar sind, gibt es insgesamt auch K verschiedene bedingte Prognosen. Die hinsichtlich S_t unbedingte, aber von verfügbaren Informationen abhängige Prognose läßt sich aus den bedingten Prognosen wie folgt errechnen:

$$\begin{aligned}
&E(y_t|\tilde{y}_{t-1}) \\
&= \int y_t \cdot f(y_t|\tilde{y}_{t-1}) dy_t \\
&= \int y_t \left\{ \sum_{j=1}^{K} f(y_t, S_t = j|\tilde{y}_{t-1}) \right\} dy_t \\
&= \int y_t \left\{ \sum_{j=1}^{K} \left[f(y_t|S_t = j, \tilde{y}_{t-1}) \Pr\{S_t = j|\tilde{y}_{t-1}\} \right] \right\} dy_t \\
&= \sum_{j=1}^{K} \Pr\{S_t = j|\tilde{y}_{t-1}\} \int y_t \cdot f(y_t|S_t = j, \tilde{y}_{t-1}) dy_t \\
&= \sum_{j=1}^{K} \Pr\{S_t = j|\tilde{y}_{t-1}\} E(y_t|S_t = j, \tilde{y}_{t-1}) \ .
\end{aligned} \tag{4.87}$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Der Prognosewert y_t errechnet sich folglich, indem zunächst die für jedes Regime adäquate Prognose mit der zugehörigen Prognoseregimewahrscheinlichkeit multipliziert wird und anschließend die K verschiedenen Produkte summiert werden. Werden die K Prognosen in (4.87) in einem $(1 \times K)$-Vektor ζ_t zusammengefaßt, so gilt:

$$E(y_{t+1}|\tilde{y}_t) = \zeta_t \hat{P}_{t+1|t} \ . \tag{4.88}$$

Eine wesentliche Eigenschaft von Prognosen mit Regime-Switching-Modellen ist ihre Nichtlinearität. Obwohl die Markov-Kette sich in (4.77) als lineares VAR(1)-System darstellen läßt, ist die optimale Prognose für y_t eine nichtlineare Funktion der verfügbaren Informationen, da $P_{t|t-1}$ gemäß dem Filter (4.84) nichtlinear von $\tilde{y}_{t-1}$ abhängig ist.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

II. Theoretische und empirische Grundlagen marktbasierter Zinsprognosen

5. Finanzmarktprognosen und Informationseffizienz

5.1 Theorie informationseffizienter Finanzmärkte

Die prinzipielle Möglichkeit, zutreffende Prognosen über die Preisentwicklung finanzieller Aktiva zu generieren, ist untrennbar mit der ursprünglich von Fama (1965) und Samuelson (1965) formulierten Markteffizienzhypothese verbunden.[1] Als informationseffizient wird ein Markt bezeichnet, wenn der Marktpreis stets alle relevanten und verfügbaren Informationen vollständig widerspiegelt. Da sich Gleichgewichtspreise in Abhängigkeit von der aktuell vorhandenen Informationsmenge bilden, werden sie sich anpassen, sobald neue Informationen verfügbar sind. Eine genauere Spezifikation dieser im Marktpreis enthaltenen Informationen führte schließlich zu der inzwischen populären Systematisierung des Markteffizienzbegriffs (Fama (1970)): Markteffizienz in schwacher Ausprägung ist gegeben, wenn der gegenwärtige Preis alle Informationen über die vergangene Preisentwicklung enthält. Markteffizienz im mittelstrengen Sinne impliziert, daß der gegenwärtige Preis alle öffentlich verfügbaren Informationen – einschließlich der vergangenen Preisentwicklung – reflektiert. Sind zusätzlich alle Informationen im aktuellen Preis enthalten, die nur einzelnen Marktteilnehmern zugänglich sind, liegt Markteffizienz im strengen Sinne vor. Theoretisch begründet Fama die Existenz informationseffizienter Märkte mit rationalen, gewinnmaximierenden Marktteilnehmern, die sich kostenlos Informationen beschaffen können und miteinander in der Vorhersage künftiger Marktpreise konkurrieren. Transakteure, denen Informationen über die künftige Wertentwicklung eines Finanztitels zugänglich sind, werden durch ihre Transaktionen sicherstellen, daß diese Informationen bereits im aktuellen Marktpreis diskontiert sind. Das Konzept der Informationseffizienz steht folglich in einem engen Zusammenhang mit der Art der Erwartungsbildung seitens der Transakteure, was im folgenden formal demonstriert wird.

Auf einem effizienten Markt muß die den Marktteilnehmern zum Zeitpunkt t zur Verfügung stehende Informationsmenge Φ_t^m derjenigen Informationsmenge

[1] Für einen umfassenden Überblick über theoretische und empirische Aspekte der Markteffizienzhypothese empfehlen sich die Arbeiten von Fama (1976), LeRoy (1989) sowie Baillie und McMahon (1989), S. 39 – 61, die auch den Ausführungen dieses Abschnitts zugrunde liegen. In dem Beitrag von Fama (1998) wird die Markteffizienzhypothese im Lichte neuerer Studien von Finanzmarktanomalien diskutiert.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Φ_t entsprechen, die alle zur Preisbildung relevanten Informationen enthält: $\Phi_t^m = \Phi_t$. Weiterhin muß die Möglichkeit zur korrekten Informationsauswertung gegeben sein, d. h. Transakteure kennen nicht allein Φ_t, sondern auch die Implikationen einzelner Informationen für die Preisbildung. Da die gegenwärtige Informationsmenge auch vergangene Werte der für die Preisbildung relevanten Variablen einschließt (Φ_{t-1} ist eine Teilmenge von Φ_t), läßt sich auf der Basis von Φ_t die bedingte Wahrscheinlichkeitsverteilung künftiger Preise y_{t+n} konstruieren. Informationseffizienz erfordert daher:

$$f^m(y_{t+n}|\,\Phi_t^m) = f(y_{t+n}|\,\Phi_t)\ , \tag{5.1}$$

wobei f^m die von den Marktteilnehmern spezifizierte bedingte Dichtefunktion künftiger Preise darstellt. Ist die Voraussetzung für Markteffizienz im Sinne von Gleichung (5.1) nicht gegeben, so kann dies darauf zurückgeführt werden, daß den Transakteuren entweder nicht alle relevanten Informationen bekannt sind, oder sie nicht in der Lage sind, die vorhandenen Informationen korrekt und vollständig auszuwerten. Die Gültigkeit von Bedingung (5.1) erfordert deshalb von den Marktteilnehmern die Kenntnis des „wahren" ökonomischen Modells, nach welchem sich die Preisbildung vollzieht, sowie die Nutzung aller verfügbaren und relevanten Informationen bei der Erwartungsbildung über die künftige Preisentwicklung. Analog kann festgestellt werden, daß Markteffizienz rationale Erwartungsbildung im Sinne von Muth (1961) impliziert.

Die wohl bedeutendste Konsequenz der Markteffizienzhypothese ist darin zu sehen, daß kein Marktteilnehmer zusätzliche Gewinnmöglichkeiten ausschöpfen kann, indem er die künftige Preisentwicklung auf Basis der aktuell verfügbaren Informationen prognostiziert. In einem stochastischen Umfeld mit unsicheren Erwartungen ist es deshalb unmöglich, aufgrund von Prognosen *ex ante* eine im Mittel von Null verschiedene Überschußrendite Z_{t+n} zu erzielen. In einem effizienten Markt gilt daher:

$$E(Z_{t+n}|\Phi_t^m) = 0\ , \tag{5.2}$$

mit

$$Z_{t+n} = R_{t+n} - E(R_{t+n}|\Phi_t^m)\ , \tag{5.3}$$

wobei R_{t+n} die tatsächliche Rendite und $E(R_{t+n}|\Phi_t^m)$ die erwartete Rendite bezeichnet. Da die künftige Preisentwicklung die Realisation eines stochastischen Prozesses darstellt, sind *ex post* erzielte Überschußrenditen einzelner Marktteilnehmer durchaus mit der Markteffizienzhypothese vereinbar. Bedeutend ist jedoch, daß der Erwartungswert dieser Überschußrenditen gleich Null ist.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

5.2 Argumente gegen die Informationseffizienz von Finanzmärkten

5.2.1 Preisbildung unter Berücksichtigung von Informationskosten

Ein intuitives Argument gegen informationseffiziente Märkte und rationale Erwartungsbildung liegt gemäß LeRoy (1989) bereits in der Existenz von Marktteilnehmern begründet, die Ressourcen zur Informationsbeschaffung und -auswertung aufwenden: „(...) if the purchased information makes profitable trades possible, securities markets cannot be informationally efficient, while if it does, agents are irrationally wasting their money. Neither is consistent with efficiency. These considerations suggest that a large number of market participants act as if they do not believe that the market is efficient."[2]

Als theoretisch stringenter sind Versuche anzusehen, Kapitalmarktgleichgewichte zu modellieren, in denen Preise nicht jederzeit alle verfügbaren Informationen vollständig widerspiegeln. Wesentlicher Ansatzpunkt für derartige Modelle ist die unrealistische Annahme kostenloser Verfügbarkeit von Information, auf deren Basis die Markteffizienzhypothese formuliert wurde. Grossman und Stiglitz (1980) zeigen formal, daß die Existenz von Informationskosten eine Inkompatibilität von Markteffizienz und Marktgleichgewicht impliziert. Letzteres ist bekanntlich gegeben, wenn es nicht länger möglich ist, durch Arbitrage Gewinne zu erzielen. Wäre ein Markt jedoch ständig im Gleichgewicht, so würden Arbitrageure für ihre kostenverursachende Tätigkeit keine Entschädigung erhalten. Sollten demzufolge alle relevanten Informationen stets vollständig in Finanzmarktpreisen enthalten sein, gäbe es für keinen Marktteilnehmer einen Anreiz, durch Analysen und Prognosen neue Informationen zu akquirieren. Die Existenz einer beliebigen Zahl von Transakteuren, die Ressourcen zur Informationsbeschaffung und -auswertung aufwenden, ist daher mit einem Marktgleichgewicht nicht vereinbar. Ebenso unvereinbar mit einem kompetitiven Gleichgewicht wäre es, wenn kein Marktteilnehmer in Informationen investieren würde, da durch deren Verwendung bei einem gegebenen, nunmehr nicht informativen Marktpreis Gewinne erzielt werden könnten.

Obiger Kritik kann Rechnung getragen werden, indem eine mit Informationskosten kompatible Gleichgewichtslösung formuliert wird, in der sich Informationen nur unvollständig in Preisen widerspiegeln, so daß in Informationsgewinnung investierende („informierte") Transakteure eine Kompensation für ihre Anstrengungen erhalten. Eine solche Kompensation ist möglich, wenn die übrigen („nicht informierten") Markteilnehmer mit einem signal-extraction-problem konfrontiert sind und Preisbewegungen nicht eindeutig interpretieren können. Eine Beschreibung dieses Phänomens gelingt durch die Formulierung von „noisy rational expectations"-Modellen, deren Grundzüge nachstehend dargestellt werden (Grossman und Stiglitz (1980), Verrecchia (1982)).

---

[2] LeRoy (1989), S. 1615.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die Rendite eines risikobehafteten Wertpapiers R_t setze sich aus zwei Komponenten, den Zufallsvariablen θ und ε, zusammen:

$$R_t = \theta_t + \varepsilon_t \ . \tag{5.4}$$

Die Komponente θ_t enthält alle Informationen, die zur Bewertung des Aktivums relevant sind. θ_t stellt folglich die „wahre" Rendite dar und ist ausschließlich für informierte Marktteilnehmer beobachtbar. Ein Marktteilnehmer gilt als informiert, wenn er Ressourcen zur Beschaffung von θ_t aufwendet. Seitens der informierten Transakteure ist die Nachfrage nach dem Wertpapier von den verfügbaren Informationen über θ_t sowie von dem Preis y des Wertpapiers abhängig. Für nicht informierte Transakteure ist die Nachfrage ausschließlich vom Preis y determiniert, wobei sie den Informationsgehalt von y hinsichtlich der Rendite R vergangener Perioden berücksichtigen, was rationaler Erwartungsbildung entspricht. R ist allerdings ein durch Zufallsschwankungen ε_t beeinträchtigtes Maß für die wahre Rendite. Der prozentuale Anteil κ der informierten Marktteilnehmer wird modellendogen bestimmt, wobei *ex ante* alle Marktteilnehmer identisch sind. Bezeichnet man sämtliche Determinanten des Preises y die keinerlei Informationsgehalt bezüglich der künftigen Renditeentwicklung des Aktivums haben (wie z. B. das Angebot des Wertpapiers) mit x, so stellt der Preismechanismus bei einem gegebenen κ das Gleichgewicht zwischen Angebot und Nachfrage her, mit

$$y_\kappa(\theta, x) \ . \tag{5.5}$$

als Gleichgewichtspreis. Aus Sicht der nicht informierten Teilnehmer sind nun zwei prinzipielle Ursachen von Preisbewegungen denkbar: zum einen kann sich der Gleichgewichtspreis aufgrund von Transaktionen der informierten Marktteilnehmer infolge neuer verfügbarer Informationen ändern und diese dadurch offenlegen. Zum andern kann die Preisbewegung auf Änderungen von x zurückgehen, was aus informationsökonomischer Sicht als „Noise" zu bezeichnen ist.[3] Uninformierten Transakteuren ist es daher nicht möglich, durch Beobachtung von $y_\kappa(\theta, x)$ exakte Rückschlüsse auf θ zu ziehen – das Preissystem ist nicht vollständig informativ hinsichtlich des „wahren" Wertes des Aktivums. Die Existenz von Noise, d. h. von Preisbewegungen, die in keiner Relation zur erwarteten Rendite des Wertpapiers stehen, verursacht aus Sicht der Nichtinformierten ein signal-extraction-problem. Da die informierten Marktteilnehmer diesem Problem in einem geringeren Ausmaß unterliegen und sie über mehr Informationen, die für die Bewertung des Wertpapiers relevant sind, verfügen, wird ihnen eine Kompensation der durch die Informationsbeschaffung verursachten Kosten ermöglicht, indem sie mit den nicht informierten Transakteuren handeln. Solange in der Informationsproduktion vollständiger Wettbewerb herrscht, entsprechen die Erträge, die aus der Verwendung zusätzlicher Informationen resultieren, genau den Kosten der Informationsbe-

[3] Vgl. Grossman (1995), S. 774.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

schaffung. Anstelle des Marktgleichgewichts tritt hier ein Informationsgleichgewicht. Unvollständiger Wettbewerb in der Informationsproduktion eröffnet hingegen die Möglichkeit für positive Nettoerträge.

Aus dem Grossman-Stiglitz-Modell ergeben sich einige interessante Implikationen hinsichtlich der in Preisen enthaltenen Informationen:

(1) Der Informationsgehalt von Marktpreisen ist positiv abhängig von dem Anteil der informierten Transakteure κ. Dieser wird wiederum endogen durch die Höhe der Informationskosten, die Qualität der Information sowie die Verläßlichkeit des Preissystems determiniert. Eine geringe Verläßlichkeit des Preissystems ist gegeben, wenn Preisbewegungen überwiegend durch Noise-Faktoren ausgelöst werden.[4]

(2) Ein Rückgang der Informationskosten sowie ein Anstieg der Informationsqualität erhöht jeweils den Anreiz zur Informationsbeschaffung und damit auch den Informationsgehalt des Preissystems.

(3) Eine Zunahme von Noise erhöht bei nicht informierten Teilnehmern den Anreiz, in Informationen zu investieren, da die Verläßlichkeit des Preissystems zurückgegangen und der Wert zusätzlicher Informationen gestiegen ist. Die damit einhergehende Zunahme informierter Transakteure führt jedoch gegenläufig zu einer Erhöhung der in Marktpreisen enthaltenen Informationen. Beide Effekte kompensieren sich vollständig, so daß der gleichgewichtige Informationsgehalt des Preissystems unverändert ist.

Trägt man der bislang nicht beachteten Tatsache Rechnung, daß Transakteure heterogen sind und über unterschiedliche Informationen sowie unterschiedliche Möglichkeiten zu deren Verarbeitung verfügen, so ist Implikation (3) nicht länger gültig. Aus Sicht der Marktteilnehmer *aggregiert* nun der Marktpreis heterogene Erwartungen, womit die Funktion des Preissystems über eine bloße Transmission von Informationen hinausgeht. Modelltheoretisch läßt sich in diesem Fall zeigen, daß der Informationsgehalt des Preissystems insgesamt zurückgeht, wenn eine Zunahme von Noise zu verzeichnen ist, oben skizzierte Kompensation also nur teilweise stattfindet.[5]

5.2.2 Die Bedeutung des „Noninformational Trading"

Um die praktische Relevanz des signal-extraction problems zu beurteilen, ist nach der quantitativen Bedeutung von Noise zu fragen: Welche Faktoren, die nicht in Relation zur Informationsverarbeitung stehen, können Preisänderungen auf spekulativen Märkten auslösen? Analytisch brauchbar hat sich in diesem Kontext die

---

4 Vgl. Grossman und Stiglitz (1980), S. 394.

5 Vgl. Verrecchia (1982), S. 1425.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Unterscheidung von Allokationsfunktion und Informationsfunktion spekulativer Märkte erwiesen (Grossman (1995)).

Als hauptsächliche Aufgabe marktwirtschaftlicher Preissysteme wird in der traditionellen Preistheorie die optimale Allokation knapper Ressourcen angesehen. Sobald jedoch die Eigenschaften eines Gutes nicht vollständig bekannt sind, kommt der im Mittelpunkt der vorangehenden Diskussion stehenden Informationsfunktion von Märkten eine ergänzende und wesentliche Bedeutung zu. Ein spekulativer Markt weist die Eigenschaft auf, daß das auf ihm gehandelte Gut oftmals nicht um seiner selbst willen, sondern primär in Hinblick auf einen potentiellen Wiederverkauf in der Zukunft nachgefragt wird. Auf spekulativen Märkten sind daher Informationen über die künftige Wertentwicklung des betrachteten Gutes von so großer Bedeutung, daß Finanzmarktpreise vorrangig in ihrer Funktion als Übermittler und Aggregator von Informationen analysiert werden und rein allokativ bedingten Preisänderungen vergleichsweise wenig Aufmerksamkeit geschenkt wird.[6] Integriert man obige Überlegungen in die Welt der noisy-rational-expectations-Modelle, so kann Noise jedoch allein durch „noninformational trading" hervorgerufen werden.[7] Prominente Beispiele für allokativ bedingte Preisänderungen von globaler Bedeutung sind laut Grossmann (1995) der drastische Kursverfall auf Aktienmärkten im Jahr 1987 infolge einer höheren Risikoaversität der Marktteilnehmer sowie der Anstieg deutscher Zinssätze im Jahr 1990 infolge einer erhöhten staatlichen Kapitalnachfrage.[8]

Rein allokative Kapitalbewegungen werden generell verursacht durch Vermögensverschiebungen, geänderte Risikopräferenzen, nicht erwartete Investitionsmöglichkeiten oder Liquiditätsbedürfnisse, d. h. Faktoren, die nicht direkt in Relation zur erwarteten Rendite der jeweiligen Wertpapiere oder Portfolios stehen: „(...) an investor may simply want to sell securities to buy a new car, buy some securities with recently inherited money, alter a portfolio to better conform to a recent change in job, or the like."[9] Gäbe es für jeden Investor ein einzelnes Wertpapier, welches genau zu denjenigen künftigen Zeitpunkten Zahlungen abwirft, in denen Konsumwünsche in gleicher Höhe realisiert werden sollen, so wäre eine passive Anlagestrategie optimal und allokativer Handel unnötig: „Complete equitization of risks is the situation where all individuals have sold claims to all their future

---

6 Vgl. Figlewski (1978), S. 581.

7 Eine analytisch exakte Unterscheidung zwischen dem Motiv der Allokation finanzieller Ressourcen und den Determinanten mehrperiodiger Anlageentscheidungen ist allerdings kaum möglich, da die *intertemporale* Allokation von Kapital eine wesentliche Funktion von Finanzmärkten darstellt. Vor diesem Hintergrund wird eine Unterscheidung von Preisbewegungen, die in Reaktion auf Änderungen heutiger Fundamentalvariablen („allokative" Preisbewegungen) erfolgen, und solchen Preisbewegungen, welche aufgrund geänderter Erwartungen über künftige Fundamentalvariablen zu verzeichnen sind, der oben beschriebenen Problematik eher gerecht.

8 Vgl. Grossman (1995), S. 775 – 776.

9 Sharpe (1985), S. 27.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

income streams and use the wealth so obtained to purchase claims to all of their present and future consumption and investment needs. Clearly, if there is complete equitization, then there is no dynamic trading; no one needs to dynamically sell securities to finance consumption or investment, since all consumption claims are purchased once and for all at the beginning of time."[10] Ein solcher intertemporaler Ausgleich von risikobehafteten Zahlungsströmen durch Verbriefung wird in der Realität jedoch immer unvollkommen sein. Da beispielsweise der Liquiditätsgrad von Humankapital sehr niedrig ist und sich aus der Ausübung von Kontrollrechten an Unternehmen direkte Vorteile ergeben, wäre ein einmaliger Verkauf zustandsbedingter Zahlungsansprüche in diesen Fällen suboptimal.[11] Dynamische Portfolioanpassungen zur Reallokation von Kapital sind für finanzielle Märkte daher charakteristisch und stellen eine bedeutende Ursache von Preisbewegungen dar. Aus dem Bedürfnis, eine optimale Allokation von Kapital vorzunehmen, ergeben sich für den Finanzanalysten wiederum Anreize, Informationen, die nicht im Marktpreis enthalten sind, zu beschaffen und gewinnbringend auszuwerten.[12]

5.2.3 Preisbildung bei unterschiedlicher Vermögensausstattung und heterogenen Erwartungen

Das von Figlewski (1978) formulierte Gleichgewichtsmodell trägt der Tatsache Rechnung, daß Informationen am Markt nicht nach ihrer Qualität, sondern nach den von den Marktteilnehmern eingesetzten Finanzmitteln („dollar votes") gewichtet werden. Sofern die handelnden Transakteure unterschiedliche Preiserwartungen haben und ihre Vermögensbestände unterschiedlich hoch sind, muß der Marktpreis nicht notwendigerweise alle verfügbaren Informationen widerspiegeln.[13] Denkbar ist beispielsweise eine Situation, in welcher der Markt einen Vermögenstitel unterbewertet, weil Transakteure mit überlegener Information aufgrund ihres begrenzten Vermögensbestandes den Preis nicht zu seinem „wahren" Wert führen können.[14] Gleichermaßen können Informationen geringer Qualität im Marktpreis überbewertet sein. Aus einer solchen Marktineffizienz resultieren allmähliche Vermögensverschiebungen zugunsten der besser Informierten, die ihre Informationen zunehmend gewinnbringender verwerten können, wodurch allerdings auch der Informationsgehalt des Marktpreises steigt. Dauert dieser Prozeß solange an, bis die Finanzkraft der besser Informierten ausreicht, die relevanten Informationen vollständig in den Marktpreis einfließen zu lassen, so liegt schließlich eine „efficient-

---

10 Grossman (1995), S. 777.

11 Vgl. Grossman (1995), S. 778 – 779.

12 Vgl. Grossman (1995), S. 785.

13 In den unter 5.2.1 diskutierten noisy rational expectations-Ansätzen wurde eine von Vermögensbeständen unabhängige Nachfrage nach risikobehafteten Wertpapieren unterstellt.

14 Ebenso gelingt es diesen Transakteuren nicht, vermögende Individuen davon zu überzeugen, daß sie überlegene Informationen haben.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

market distribution" vor. Anders als bei Grossman und Stiglitz (1980) wird das Informationsgleichgewicht hier nicht durch die Variabilität der Anzahl an informierten Marktteilnehmern sichergestellt, sondern kann sich bestenfalls durch eine Änderung der Vermögensverteilung einstellen.

Figlewski zeigt modelltheoretisch, daß die Vermögensverteilung kurzfristig in Richtung einer „efficient-market distribution" konvergiert, ohne aber vollständige Markteffizienz im Sinne von Fama zu erreichen. Langfristig sind allerdings nicht vorhersehbare Preisänderungen von einer derart gravierenden Bedeutung für die Vermögensverteilung, daß die Wahrscheinlichkeit für Abweichungen vom Zustand der Informationseffizienz insbesondere bei sehr heterogenen Informationen und Erwartungen hoch ist.[15]

5.2.4 Die Bedeutung von zeitlichen Informationsvorsprüngen

Eine dynamische Betrachtung der Informationsverarbeitung offenbart, daß spekulative Märkte nicht jederzeit vollständig effizient sein können, da Preise nur dann neue Informationen reflektieren können, wenn informierte Marktteilnehmer mit nicht informierten Transakteuren handeln: „Inefficiency in the dynamic sense is part of the process of discovery and transmission of information and is the result of some traders being able to trade at a temporary informational advantage. The profit derived is a premium for being faster in the acquisition and correct interpretation of new information and also for reinterpreting already available information."[16] In Informationsbeschaffung und -auswertung investierende Transakteure konkurrieren quasi um ein temporäres Informationsmonopol, weshalb dem Zeitfaktor in der Finanzanalyse und -prognose eine besondere Bedeutung zukommt.

Als kurzes Fazit bleibt festzuhalten, daß die Möglichkeiten, kommerziell verwertbare Prognosen zu generieren, vor dem Hintergrund der Markteffizienzhypothese nicht allzu optimistisch beurteilt werden sollten. Jedoch greift die gemeinhin unterstellte Unvereinbarkeit der Prognostizierbarkeit von Finanzzeitreihen mit der Theorie informationseffizienter Kapitalmärkte zu kurz und vernachlässigt wesentliche Aspekte wie Informationskosten, Noise, unterschiedliche Vermögensausstattung und dynamische Ineffizienz. Diese oben ausführlich diskutierten Phänomene lassen Finanzmärkte, in denen der Preis stets alle relevanten Informationen widerspiegelt, aus theoretischer Sicht als unplausibel erscheinen. Die prinzipielle Möglichkeit von Finanzprognosen steht daher im Einklang mit neueren kapitalmarkttheoretischen Entwicklungen. Inwieweit der Prognostiker hiervon profitieren kann, ist hauptsächlich von der Qualität sowie der Geschwindigkeit der Informationsverarbeitung abhängig und empirisch schwer zu beurteilen. Aufgrund der weitreichenden Implikationen der Markteffizienzhypothese für Progno-

---

15 Vgl. Figlewski (1978), S. 596 – 597.

16 Baillie und McMahon (1989), S. 51 – 52.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

stiker, ist im folgenden nach der empirischen Relevanz informationseffizienter Kapitalmärkte zu fragen.

5.3 Möglichkeiten und Grenzen empirischer Markteffizienztests

5.3.1 Das Random-Walk-Modell

Um die Markteffizienzhypothese einer empirischen Überprüfung zugänglich zu machen, muß sowohl die den Marktteilnehmern verfügbare Informationsmenge Φ_t^m als auch das der Preisbildung zugrunde liegende Gleichgewichtsmodell bekannt sein. Jeder Test auf Markteffizienz testet daher simultan die Effizienz der Informationsverarbeitung sowie die Validität des spezifizierten Gleichgewichtsmodells als verbundene Hypothesen.[17] Eine empirische Verwerfung der Markteffizienzhypothese kann somit auf eine ineffiziente Nutzung von Informationen oder auf eine inadäquate Modellierung ökonomischer Zusammenhänge hindeuten. Allgemein wird Markteffizienz gestestet, indem die in (5.3) formulierte Überschußrendite Z_{t+n} auf vergangene Informationen Φ_t^m regressiert wird, welche für die Preisbildung als relevant erachtet werden. Der wohl bekannteste Markteffizienztest unterstellt als allgemeine Gleichgewichtsbedingung die alleinige Abhängigkeit des Gleichgewichtspreises von der erwarteten Rendite eines Wertpapiers.

Zum Zeitpunkt t läßt sich der Erwartungswert der einperiodigen Rendite als die erwartete relative Preisänderung darstellen,

$$E(R_{t+1}|\Phi_t) = \frac{E(y_{t+1}|\Phi_t) - y_t}{y_t} \ , \tag{5.6}$$

wobei $E(R_{t+1}|\Phi_t)$ als die aus einem (Kassa-)Spekulationsgeschäft resultierende erwartete Rendite interpretiert werden kann.[18] Durch Reformulierung von (5.6) läßt sich der von der Informationsmenge abhängige Erwartungswert des künftigen Preises ermitteln:

$$E(y_{t+1}|\Phi_t) = \left[1 + E(R_{t+1}|\Phi_t)\right] y_t \ . \tag{5.7}$$

Wird nun als spezielle Gleichgewichtsbedingung zusätzlich angenommen, daß die erwartete Rendite im Zeitablauf gleich Null ist,

$$E(R_{t+1}|\Phi_t) = 0 \ , \tag{5.8}$$

so folgt daraus in Verbindung mit (5.7) die sog. Martingale-Eigenschaft der untersuchten Zeitreihe y_t:

---

17 Vgl. Fama (1991), S. 1575 – 1576.

18 Vgl. Baillie und McMahon (1989), S. 44.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$E(y_{t+1}|\Phi_t) = y_t \ . \tag{5.9}$$

Der aktuelle Preis ist demnach die beste Prognose für den Wertpapierpreis zum Zeitpunkt $t+1$ und allen weiteren künftigen Zeitpunkten $t+h$.

Im statistischen Kontext impliziert (5.9):

$$y_{t+1} = y_t + \varepsilon_{t+1} \qquad \text{bzw.} \qquad \Delta y_{t+1} = y_{t+1} - y_t = \varepsilon_{t+1} \tag{5.10}$$

mit

$$E(\varepsilon_t) = 0 \ .$$

Definitionsgemäß folgt aus (5.10), daß Preisänderungen nicht autokorreliert sind und einem White-Noise-Prozeß folgen. Die Beziehung (5.10) charakterisiert damit eine spezielle und empirisch leicht zu überprüfende Ausprägung der Markteffizienztheorie und ist als restriktive Variante der Hypothese anzusehen, alle relevanten und verfügbaren Informationen seien im aktuellen Preis enthalten. (5.10) charakterisert auch das Phänomen der Anpassung von Preisen in Reaktion auf neue Informationen. Da neue Informationen zufällig auftreten und Transakteure unmittelbar reagieren, werden sich die Preise in nicht prognostizierbarer Weise ändern. In Kapitel 6.1.3 wird gezeigt, daß das Martingale-Modell (5.9) – ungeachtet seiner einfachen Formulierung – auch als Approximation anspruchsvoller ökonomischer Gleichgewichtsbeziehungen angesehen werden kann.

Zum Random Walk-Modell wird (5.9) durch die ergänzende Annahme, Renditen bzw. Preisänderungen seien unabhängig und identisch verteilt. Da Markteffizienz im Sinne von (5.10) lediglich bestimmte Eigenschaften für den Erwartungswert der Rendite, nicht aber für höhere Momente postuliert, beschränkt sich die Überprüfung der Random Walk-Hypothese generell jedoch auf Autokorrelationstests von relativen Preisänderungen und damit de facto auf die Überprüfung des Martingale-Modells. Dennoch wird in der Literatur ein Zeitreihenmodell vom Typ (5.10) zumeist als „Random Walk" i.w.S. bezeichnet, unabhängig von einer möglichen bedingten Abhängigkeit höherer Momente.[19] In den folgenden Ausführungen dieser Arbeit soll daher der häufiger genutzte Begriff „Random Walk" verwendet werden.

5.3.2 Das Random-Walk-Modell mit Drift

Aus theoretischen Überlegungen erscheint die Annahme einer erwarteten Rendite von Null (5.8) als ofmals zu restriktiv.[20] Werden positive erwartete Preisänderungen unterstellt, so impliziert dies, daß es im Falle von Markteffizienz nicht

19 Vgl. Pindyck und Rubinfeld (1991), S. 441.

20 Vgl. Baillie und McMahon (1989), S. 47.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

möglich ist, aufgrund der verfügbaren Informationsmenge Φ_t Renditen zu erzielen, die über die „normale" Rendite einer buy and hold-Strategie hinausgehen. Für den Spezialfall einer im Zeitablauf konstanten erwarteten Rendite,

$$E(R_{t+1}|\Phi_t) = \frac{E[(y_{t+1}|\Phi_t) - y_t]}{y_t} = c, \qquad \text{mit } < 0 \ , \tag{5.11}$$

folgt aus (5.7):

$$E(y_{t+1}|\Phi_t) = (1+c)y_t \ , \tag{5.12}$$

oder allgemein:

$$E(y_{t+1}|\Phi_t) > y_t \ . \tag{5.13}$$

Ungleichung (5.13) wird als Sub-Martingale-Modell bezeichnet und impliziert in Verbindung mit (5.11) folgendes Zeitreihenmodell:

$$\frac{y_{t+1} - y_t}{y_t} = c + \varepsilon_{t+1} \quad \text{bzw.} \quad \ln(y_{t+1}) - \ln(y_t) = c + \varepsilon_{t+1} \ . \tag{5.14}$$

Markteffizienz erfordert hier, daß relative Preisänderungen zufällig um den konstanten Term c schwanken. Unter der spezifischen Annahme, die Residuen ε_t seien unabhängig und identisch verteilt, wird das Zeitreihenmodell (5.14) zum Random Walk mit Drift.

5.3.3 Performance von Investmentfonds als Indikator für Markteffizienz bei Informationskosten

Ein Markteffizienztest, welcher der Relevanz von Informations- und Transaktionskosten bei asymmetrischer Informationsverteilung Rechnung trägt, wurde erstmalig von Ippolito (1989) durchgeführt. Er überprüft dazu die Existenz des von Grossman und Stiglitz (1980) formulierten Marktgleichgewichts, in welchem in Informationen investierende Transakteure eine über dem Durchschnitt liegende und Informationskosten kompensierende Rendite erzielen. Als eine gewichtige Gruppe von Transakteuren, die Ressourcen zur Informationbeschaffung und -auswertung aufwenden, lassen sich aktiv gemanagte Investmentfonds identifizieren. Eine effiziente und rationale Verwendung von Ressourcen erfordert, daß die langfristige Performance dieser Fonds vor Abzug der Kosten deutlich besser als die des Marktindex bzw. die eines passiven Investmentfonds sein sollte. Je mehr Kosten für das aktive Portfoliomanagement anfallen, umso höher müßte die vergleichsweise erzielte Rendite sein. Nach Abzug der anfallenden Kosten sollten aus aktiven Investmentfonds und Marktindex hingegen identische Renditen resultieren.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Eine unterdurchschnittliche Nettorendite aktiver Fonds würde dementsprechend auf eine ineffiziente Informationsproduktion hindeuten.[21]

Ippolitos empirische Studie bestätigt die Theorie von Grossman und Stiglitz (1980).[22] Risikobereinigte Renditen, die aus einer Anlage in aktive Investmentfonds erzielt werden, liegen deutlich oberhalb der Indexrendite und sind ausreichend, um die Kosten des Fondsmanagement zu kompensieren. Ferner konnte festgestellt werden, daß Fonds, die sich durch einen vergleichsweise hohen Ressourcenverzehr in der Informationsproduktion auszeichnen, auch relativ höhere Renditen erzielen.[23] Beide Ergebnisse sind überraschend, da Investmentfonds in traditionellen Performancemessungen unterdurchschnittlich abschneiden und generell ein negativer Zusammenhang zwischen Informationskosten und Nettorenditen festzustellen ist.[24] Vor diesem Hintergrund stellen Elton et al. (1993) das von Ippolito gewählte Vorgehen in Frage und kommen zu einem gegensätzlichen Resultat, das für den Anhänger der Markteffizienztheorie wie für den Portfoliomanager gleichermaßen enttäuschend ist: „Mutual fund managers underperform passive portfolios. Furthermore, funds with higher fees and turnover underperform those with lower fees and turnover."[25]

5.3.4 Konsequenzen empirischer Markteffizienztests für die Prognose von Finanzmarktpreisen

Die vorangehenden Ausführungen haben verdeutlicht, daß Markteffizienz keinesfalls voraussetzt, Renditen müßten im Zeitablauf unkorreliert sein. Gemäß (5.1) verlangt Markteffizienz lediglich einen Erwartungswert von Null für die Abweichung des Marktpreises von seinem bedingten Erwartungswert sowie Autokorrelationsfreiheit der Überschußrenditen. Neben einer konstanten und von Null verschiedenen erwarteten Rendite sind daher zeitvariable erwartete Renditen sowie eine systematische Abhängigkeit der erwarteten Rendite von makroökonomischen Determinanten oder – wie beispielsweise im CAPM unterstellt – von Risikorelationen mit der Markteffizienzhypothese vereinbar. Die Formulierung von Random Walk-Modellen stellt deshalb nur eine Möglichkeit von vielen dar, die komplexe Frage nach der Informationseffizienz finanzieller Märkte empirisch zu beantworten. Fama konstatiert dazu: „It is a disappointing fact that, because of the joint hypothesis problem, precise inferences about the degree of market efficiency are likely to remain impossible".[26] Wie sensitiv Ergebnisse empirischer Markteffizienz-

---

21 Vgl. Ippolito (1989), S. 10 – 11.

22 Insgesamt wurden 143 US-amerikanische Investmentfonds über den Zeitraum von 1965 bis 1984 analysiert.

23 Vgl. Ippolito (1989), S. 20 – 21.

24 Vgl. hierzu die fundamentale Arbeit von Jensen (1968).

25 Elton, Gruber, Das und Hlavka (1993), S. 21.

26 Fama (1991), S. 1576.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

tests darüber hinaus auf die jeweils gewählte Analysemethode reagieren, konnte anhand der Performancemessung von Investmentfonds kurz illustriert werden. Dennoch sind die oben dargestellten Zusammenhänge für den Prognostiker von großer Relevanz. Insbesondere die aus dem Random Walk-Modell resultierende und relativ einfach zu generierende „no-change" Prognose stellt eine ideale, weil theoretisch fundierte, Referenzgröße für Prognoseergebnisse alternativer Verfahren dar.

5.4 Fazit

Die für den Finanzanalysten relevanten Aspekte der Diskussion um informationseffiziente Finanzmärkte und empirische Markteffizienztests lassen sich wie folgt zusammenfassen:

(1) Auf informationseffizienten Märkten im Sinne von Fama spiegelt der Preis jederzeit alle zur Bewertung relevanten Informationen wider, so daß systematische Überschußrenditen infolge von Informationsbeschaffung und -analyse nicht erzielbar sind.

(2) Wesentliche Ansatzpunkte für eine theoretische Kritik an der Markteffizienzhypothese sind die unrealistischen Annahmen kostenlos verfügbarer Information sowie homogener Erwartungen der Marktteilnehmer. In Modellen, die dieser Kritik Rechnung tragen, ist die Beschaffung und Auswertung von Informationen eine ökonomisch sinnvolle Tätigkeit. Informationsgleichgewichte werden von informierten Transakteuren durch Arbitrage herbeigeführt. Es besteht folglich ein ökonomisch plausibler Anreiz zur permanenten Finanzmarktanalyse und -prognose.

(3) In einem Informationsgleichgewicht können Analysten zur Bewertung finanzieller Aktiva den jeweiligen Marktpreis beobachten, der alle vorhandenen Informationen aggregiert und den Marktteilnehmern kostenlos zur Verfügung steht. Weil Preisbewegungen auf Finanzmärkten oftmals nicht allein durch die Ankunft neuer Informationen induziert werden, offenbart der Marktpreis allerdings nur einen Teil der für die Bewertung relevanten Informationen. Durch die Auswertung zusätzlicher Informationen ist es möglich, dieses signal-extraction-problem zu mildern und durch Finanztransaktionen mit nicht informierten Marktteilnehmern höhere Renditen zu erzielen. Allerdings entsprechen die Grenzkosten der Informationsproduktion im Gleichgewicht dem aus den zusätzlichen Informationen resultierenden Gewinn.

(4) „Noisy rational expectations"-Modelle unterstellen vollständigen Wettbewerb und freien Markteintritt in der Informationsproduktion. Verfügen die in Informationen investierenden Marktteilnehmer jedoch über unterschiedliche Fähigkeiten hinsichtlich der Informationsverarbeitung, so könnten auf der Basis überlegenerer Analysemethoden Überschußrenditen erzielt werden. Es besteht demnach ein Anreiz, die Qualität von Prognosen zu verbessern und nach überdurchschnittlich erfolgreichen Verfahren zu suchen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

(5) Marktteilnehmer realisieren Konsumwünsche, indem sie ihre Portfolios im Zeitablauf anpassen und umschichten. Aus diesem „noninformational trading" resultieren Preisbewegungen, die sich für Uninformierte nicht von solchen Preisanpassungen unterscheiden lassen, welche in Reaktion auf neue Informationen erfolgt sind. Das signal-extraction-problem und der Anreiz zur Informationsbeschaffung leiten sich somit direkt aus der Allokationsfunktion von Kapitalmärkten ab. Darüber hinaus macht der Wunsch nach einer bestmöglichen Allokation finanzieller Mittel an sich bereits die Akquisition und Auswertung von Informationen erforderlich. Die empirische Relevanz allokativer Kapitalbewegungen unterstreicht somit die Bedeutung von Finanzmarktprognosen.

(6) Resultiert die Existenz informationsineffizienter Märkte aus einer ungleichmäßigen Informationsverteilung in Kombination mit einer unterschiedlich starken Finanzkraft der Marktteilnehmer, so können besser informierte Transakteure in den Genuß allmählicher Vermögensübertragungen kommen. Der Prognostiker kann folglich Gewinne erzielen, wenn der Marktpreis primär von finanzstarken Transakteuren beeinflußt ist, die ihm hinsichtlich der Informationsproduktion unterlegen sind.

(7) Die Geschwindigkeit der Informationsverarbeitung stellt aus Sicht des Analysten einen entscheidenden Faktor dar, was die kommerzielle Verwertbarkeit von Informationen anbelangt. Je schneller sich neue Informationen in Transaktionen mit Nichtinformierten niederschlagen, umso höher ist die aus diesen Geschäften erzielbare Rendite.

(8) Selbst wenn die durch zusätzliche Informationen erzielten Renditen gering sind, hat der Prognostiker den Vorteil, über einen höheren Informationsstand zu verfügen, als die lediglich den Marktpreis beobachtenden Marktteilnehmer. Sollte eine möglichst umfassende Kenntnis von Kapitalmärkten an sich schon ein erstrebenswertes Ziel für den Finanzanalysten darstellen, so kann Informationsbeschaffung in jedem Fall als lohnende Investition angesehen werden.

(9) Jede empirische Überprüfung der Markteffizienzhypothese testet als verbundene Hypothese zugleich ein spezifiziertes Modell, welches die gleichgewichtige Preisbildung erklärt. Aus empirischer Sicht kann damit die Frage nach der Informationseffizienz von Kapitalmärkten niemals eindeutig beantwortet werden.

(10) Das Random-Walk-Modell unterstellt im Zeitablauf voneinander unabhängige Kursänderungen mit einem Erwartungswert von Null, so daß der gegenwärtige Preis die beste Prognose für den künftigen Preis darstellt. In empirischen Untersuchungen konnte die Random Walk-Eigenschaft insbesondere für Zeitreihen langfristiger Zinssätze nachgewiesen werden, wodurch Zweifel an der Prognostizierbarkeit von Zinsänderungen aufkommen. Die aus dem Random Walk-Modell resultierende „no change"-Prognose stellt folglich eine ernst zu nehmende Konkurrenz für aufwendigere Prognoseverfahren dar.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

6. Theorie und Empirie der Informationseffizienz auf Fremdkapitalmärkten

6.1 Theoretische Grundlagen

6.1.1 Ökonomische Theorien zur Zinsbildung und Zinsstruktur

Nachdem Aktienmarktanalysen die Debatte um empirische Markteffizienztests lange Zeit dominierten, ist die Frage nach der Informationseffizienz auf Fremdkapitalmärkten erstmals gegen Ende der siebziger Jahre ausführlicher diskutiert worden.[27] In der ökonomischen Theorie kommt dem Zins traditionell eine wesentliche Bedeutung zu, beispielsweise als Argument in Geldnachfragefunktionen oder als Determinante von Investitionsentscheidungen. Modelle der Zinsbildung lassen sich dabei prinzipiell der keynesianischen oder der neoklassischen Theorie zuordnen. In Ansätzen, die auf der keynesianischen Liquiditätspräferenztheorie basieren, wird der Realzins durch das reale Volkseinkommen sowie reale monetäre Aggregate erklärt (Feldstein und Eckstein (1970)). Die Theorie der „loanable funds" erklärt den Realzins hingegen durch die in einer Volkswirtschaft angebotene und nachgefragte Kapitalmenge, in der sich jeweils die gewünschte Erparnis und die Investitionsnachfrage widerspiegeln (Sargent (1968)). Gemein ist beiden Ansätzen die hohe Relevanz von Preiserwartungen, welche für die nominale Zinsentwicklung von Bedeutung sind.[28]

Gerade weil sich die Zinsbildung – vielmehr als die Preisbildung auf Aktienmärkten – durch theoretisch plausible makroökonomische Strukturzusammenhänge erklären läßt, könnte die schlichte Übertragung des auf der Basis einfacher Überlegungen formulierten Random-Walk-Modells auf Zinszeitreihen zu kurz greifen. Vor dem Hintergrund komplexer Modelle zur Erklärung des Gleichgewichtszinssatzes erscheint eine konstante gleichgewichtige Ertragsrate zumindest als fragwürdig. Diesem Einwand begegnet Mishkin (1978) ad hoc, indem er darauf verweist, daß ungeachtet einer möglichen zeitvariablen Gleichgewichtsrendite $E(R_{t+n}|\Phi_t^m)$ keine Autokorrelation von Preisänderungen zu erwarten ist, solange der Anteil erwarteter Renditeänderungen an tatsächlichen Renditeänderungen gering ist. Geht man daher a priori davon aus, daß insbesondere kurzfristige Preisänderungen von Wertpapieren mit längerer Laufzeit maßgeblich durch neue Informationen hervorgerufen werden, so erscheint die Annahme der Autokorrelationsfreiheit von einperiodigen Renditen langfristiger Anleihen als ökonomisch sinnvolle Approximation. Kurzfristige Renditen von Anleihen sind wiederum stark mit den korrespondierenden Marktzinssätzen korreliert, weshalb auch die Zinszeitreihen langfristiger Wertpapiere annähernd Random-Walk-Eigenschaften besitzen sollten.[29]

---

27 Eine frühe Arbeit zu diesem Thema wurde von Roll (1970) verfaßt.

28 Vgl. Pesando (1978), S. 1065 – 1066.

29 Vgl. Mishkin (1978), S. 712, 728 f.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Neben der theoretischen Einbindung in makroökonomische Modelle ist eine weitere Eigenart von Anleihemärkten darin zu sehen, daß Wertpapiere unterschiedlicher (Rest-)Laufzeit existieren, die in ihren übrigen Eigenschaften völlig homogen sind. Hieraus kann sich die Chance ergeben, aus der Zinsstruktur, d. h. dem Zusammenhang von Marktzinssätzen gleichartiger Wertpapiere unterschiedlicher Laufzeit, Informationen über die künftige Zinsentwicklung zu gewinnen, die im Preis eines individuellen Wertpapiers nicht enthalten sind. Das Random-Walk-Modell wäre in diesem Fall nicht hinreichend, da es nur einen Teil der für die Preisbildung relevanten Informationen, nämlich die Vergangenheit des zu prognostizierenden Zinssatzes, nutzt. Generell beschränken sich neuere Untersuchungen zur Rationalität von Markterwartungen bzw. zur Informationseffizienz auf Bondmärkten deshalb nicht auf einzelne Zinszeitreihen, sondern analysieren die Zinsstruktur als Ganzes. Besondere Bedeutung kommt hierbei der Erwartungshypothese der Zinsstruktur zu, die besagt, daß der gegenwärtige langfristige Zinssatz dem Durchschnitt erwarteter kurzfristiger Zinssätze entspricht.[30] Eine zentrale Implikation der Erwartungshypothese ist die Gleichheit erwarteter Erträge aus Anlagen in Wertpapiere unterschiedlicher Restlaufzeit. Bei ihrer Gültigkeit müßte ein Investor mit einem zweijährigen Anlagehorizont aus einer zweijährigen Anleihe in etwa die gleiche Rendite erwarten wie aus einer zweimaligen sukzessiven Anlage seiner Mittel in Wertpapiere mit einjähriger Laufzeit. Aus dem Verlauf der Zinsstrukturkurve lassen sich gemäß der Erwartungshypothese Rückschlüsse auf die Markterwartungen ziehen. Erwarten die Marktteilnehmer einen Rückgang des Zinsniveaus, so werden sie in langfristige Anleihen investieren, um sich langfristig hohe Zinszahlungen zu sichern. Ebenso werden die Emittenten von festverzinslichen Papieren auf die Ausgabe langlaufender Titel verzichten. Die verstärkte Nachfrage wird zusammen mit dem reduzierten Angebot schließlich einen Rückgang langfristiger Zinssätze im Verhältnis zu kurzfristigen Zinssätzen bewirken. Folglich impliziert die Erwartungshypothese, daß eine invers verlaufende Zinsstrukturkurve mit Zinssenkungserwartungen einhergeht, während eine normal (d. h. positiv) verlaufende Zinsstrukturkurve einen erwarteten Anstieg künftiger Zinssätze widerspiegelt.[31] Eine mögliche Formulierung der reinen Erwartungshypothese lautet:

$$R_t^{(n)} = E_t\left[\left((1 + R_t^{(1)})(1 + R_{t+1}^{(1)})\dots(1 + R_{t+n-1}^{(1)})\right)^{1/n}\right] - 1 \,, \tag{6.1}$$

wobei $R_t^{(n)}$ den Zinssatz eines langfristigen Wertpapiers mit einer Restlaufzeit von n Perioden zum Zeitpunkt t und $R_t^{(1)}$ den einperiodigen Zinssatz zum Zeitpunkt t bezeichnen. Weiterhin wird in den folgenden Abschnitten die Darstellung von $E(y|\Phi_t)$ zu $E_t y$ vereinfacht.

---

30 Die Erwartungshypothese wird u. a. in den Arbeiten von Russel (1992), Campbell (1995) und Campbell, Lo und MacKinlay (1997), S. 413 – 424 einführend dargestellt.

31 Vgl. Shiller (1990), S. 645.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die Erwartungshypothese läßt sich in mehreren zu (6.1) alternativen Varianten formulieren, welche untereinander jedoch nicht konsistent sind (Cox, Ingersoll und Ross (1981)). Empirischen Arbeiten liegt daher meist die linearisierte Erwartungshypothese zugrunde, die sich $\ln(1+R_t) \cong R_t$ zunutze macht und eine Approximation aller ursprünglichen Formulierungen darstellt (Shiller, Campbell und Schoenholtz (1983)):[32]

$$R_t^{(n)} = \frac{1}{n} \cdot E_t\left(R_t^{(1)} + R_{t+1}^{(1)} + \ldots + R_{t+n-1}^{(1)}\right) . \tag{6.2}$$

Geht man weiterhin davon aus, daß Investoren für längerfristige Anlagen eine Liquiditäts- oder Risikoprämie L verlangen, so muß Gleichung (6.2) modifiziert werden:

$$R_t^{(n)} = L^{(n)} + \frac{1}{n} \cdot E_t\left(R_t^{(1)} + R_{t+1}^{(1)} + \ldots + R_{t+n-1}^{(1)}\right) . \tag{6.3}$$

Der gegenwärtige langfristige Zinssatz entspricht nach (6.3) dem Durchschnitt erwarteter kurzfristiger Zinssätze zuzüglich der Risikoprämie. Erwartete Erträge aus Wertpapieren unterschiedlicher Fristigkeit differieren somit lediglich im Ausmaß der jeweiligen Riskoprämie. L ist dabei von der (Rest-)Laufzeit n des jeweiligen Wertpapiers abhängig und wird hier – was theoretisch jedoch nicht zwingend ist – als im Zeitablauf konstant angenommen. [33]

Als Zwischenfazit bleibt festzuhalten, daß der Finanzanalyst auf theoretisch fundierte und für Fremdkapitalmärkte spezifische Möglichkeiten zur Erklärung der Zinsbildung zurückgreifen kann. Während makroökonomische Modelle die Abhängigkeit der Zinsentwicklung von Fundamentalvariablen wie Volkseinkommen und Geldmengenwachstum hervorheben, erklären Zinsstrukturhypothesen die Höhe des aktuellen Zinsniveaus durch Erwartungen über die künftige Zinsentwicklung. Um allerdings die Eignung beider Ansätze für Prognosezwecke beurteilen zu können, sollten sie mit der in Kapitel 5 dargestellten Theorie informationseffizienter Kapitalmärkte bzw. der Rationalen Erwartungshypothese konfrontiert werden. Im folgenden Abschnitt kann dazu anhand eines einfachen Modells der Zinsstruktur exemplarisch gezeigt werden, daß makroökonomische Strukturmodelle für Finanzprognosen nicht geeignet sind, ungeachtet ihrer bisweilen hohen Erklärungskraft, was die vergangene Zinsentwicklung anbelangt.

---

32 Vgl. dazu Anker (1993), S. 15 – 18.

33 Die Existenz einer (nicht notwendig positiven) Liquiditätsprämie wird beispielsweise im „preferred habitat"-Ansatz von Modigliani und Sutch (1966) hergeleitet.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

6.1.2 Inadäquanz makroökonomischer Strukturgleichungen für die Prognose von Zinssätzen

Ein in den siebziger Jahren prominenter Ansatz zur Spezifikation der Erwartungshypothese (6.3) basierte auf dem Preferred-Habitat-Modell (Modigliani und Sutch (1966), Modigliani und Shiller (1973)). Ökonometrisch sind hierzu Distributed-Lag-Modelle formuliert worden, in denen der langfristige Zinssatz $R^{(n)}$ auf den gegenwärtigen und den verzögerten kurzfristigen Zinssatz $R^{(1)}$ sowie gegebenenfalls auf weitere Variablen, welche für die Erwartungsbildung von Bedeutung sind, regressiert wurde:[34]

$$R_t^{(n)} = a + b_0 R_t^{(1)} + \sum_{i=1}^{n} b_i R_{t-i}^{(1)} + \varepsilon_t \ . \tag{6.4}$$

Theoretisch läßt sich zeigen, daß Regressionsmodell (6.4) geeignet ist, die aus der Zinsstrukturgleichung (6.3) implizierten Erwartungen zu modellieren. Die Verwendung von Vergangenheitswerten der erklärenden Variablen leitet sich dabei aus der Annahme extrapolativer Erwartungsbildung ab.[35] Wenngleich das Preferred-Habitat Modell mit rationalen Erwartungen seitens der Marktteilnehmer vereinbar ist (Mishkin (1980)) und sich die geschätzten Koeffizienten in mehreren Untersuchungen als hoch signifikant erwiesen haben, sollte es aus zumindest zwei Gründen nicht zur Prognose des langfristigen Zinssatzes herangezogen werden: zum einen stellt (6.4) nur unter der sehr restriktiven Voraussetzung eine Strukturgleichung dar, daß Marktteilnehmer den Änderungen des kurzfristigen Zinssatzes im Zeitablauf stets die gleiche quantitative Bedeutung für die Entwicklung des langfristigen Zinssatzes beimessen. Sobald Transakteure jedoch ihre Zinserwartungen zusätzlich an erwarteten geldpolitischen Regimeänderungen sowie an der erwarteten Dauer von Änderungen des kurzfristigen Zinssatzes ausrichten, werden sich die impliziten Gewichte des Distributed-Lag-Modells verändern. Die Annahme konstanter Parameter ist daher nicht mit der Lucas-Kritik vereinbar, weshalb (6.4) eine theoretisch inadäquate Strukturgleichung darstellt.[36] Ein weiterer fundamentaler Einwand gegen die Nutzung von (6.4) als Prognosemodell basiert direkt auf der oben dargestellten Theorie informationseffizienter Kapitalmärkte. Eine Einschrittprognose des langfristigen Zinssatzes ließe sich mit (6.4) wie folgt errechnen,

$$E_t\left(R_{t+1}^{(n)}\right) = a + b_0 E_t\left(R_{t+1}^{(1)}\right) + \sum_{i=1}^{n} b_i R_{t-i+1}^{(1)} + \varepsilon_{t+1} \ , \tag{6.5}$$

---

34 Als weitere erklärende Variablen verwenden Modigliani und Shiller (1973) die kontemporäre sowie die verzögerte Inflationsrate.

35 Vgl. Modigliani und Shiller (1973), S. 14 – 17.

36 Vgl. Lucas (1976) sowie Mishkin (1978), S. 714 – 718.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

wobei das Verhältnis zwischen dem gegenwärtigen und dem prognostizierten langfristigen Zinssatz einen bestimmten Ertrag aus der einperiodigen Anlage in einen n-periodigen Bond impliziert. Anhand von (6.5) ist zu ersehen, daß – selbst wenn eine korrekte Prognose des kurzfristigen Zinssatzes möglich wäre – die für $R_{t+1}^{(n)}$ generierte Prognose suboptimal ist, da sie nicht alle zur Verfügung stehenden Informationen ausnutzt. Sämtliche Einflüsse auf das langfristige Zinsniveau, die in (6.4) nicht explizit erfaßt, sondern durch den Störterm u_t repräsentiert werden, sind nämlich zum Zeitpunkt der Prognoseerstellung im aktuellen langfristigen Zinssatz $R_t^{(n)}$ enthalten. Da dieser aber zur Prognose in (6.5) nicht herangezogen wird, ist Modell (6.4) ein inadäquates Prognoseinstrument, unabhängig davon, ob in $R_t^{(n)}$ tatsächlich alle verfügbaren Informationen enthalten sind, wie es die Markteffizienzhypothese unterstellt. Wahrscheinlich ist zumindest, daß $R_t^{(n)}$ Informationen enthält, die von obigem Distributed-Lag-Modell nicht erfaßt werden. Prognoseverfahren sollten aus diesem Grund stets die verzögerten Werte des zu prognostizierenden Zinssatzes als erkärende Variablen enthalten.[37]

Abschließend sei darauf hingewiesen, daß die oben geäußerte Kritik nicht allein für Zinsstrukturgleichungen vom Typ (6.4) relevant ist, sondern darüber hinaus alle weiteren Ansätze betrifft, die eine Vorhersage der Zinsentwicklung unter Verwendung traditioneller makroökonomischer Modelle erzielen wollen. Auch auf der Liquiditätspräferenztheorie oder der Theorie der „loanable funds" basierende ökonometrische Strukturgleichungen sollten daher nur unter Vorbehalten zur Finanzprognose oder zur Simulation von Auswirkungen wirtschaftspolitischer Maßnahmen herangezogen werden.

Ergebnisse empirischer Markteffizienztests lassen sich als überwältigende Evidenz gegen die Brauchbarkeit von Strukturmodellen interpretieren. So überprüft Pesando (1978) die Eignung makroökonomischer Modelle zur Prognose des kanadischen Kapitalmarktzinses und kommt zu dem Ergebnis, daß weder die Liquiditätspräferenztheorie noch die Theorie der „loanable funds" in der Lage sind, die Zinsbildung im Beobachtungszeitraum hinreichend zu erklären.[38] Die darüber hinaus festgestellte deutliche Unterlegenheit der mit den Strukturmodellen erzeugten Prognosen gegenüber der „no-change"-Prognose des Random-Walk-Modells ist vor diesem Hintergrund wenig verwunderlich.

6.1.3 Vereinbarkeit von Erwartungshypothese und Random-Walk-Modell

Während im Random-Walk-Modell der Gleichgewichtspreis eines Wertpapiers ausschließlich durch dessen erwartete künftige Rendite determiniert wird, unter-

---

[37] Vgl. Sargent (1976), S. 220.

[38] Die geschätzten Koeffizienten der jeweils als relevant angesehenen Einflußfaktoren sind häufig insignifikant von Null verschieden und weisen oftmals ein inkorrektes Vorzeichen auf. Das Vorliegen autokorrelierter Residuen deutet darüber hinaus auf eine generelle Fehlspezifikation der Strukturgleichungen hin; vgl. Pesando (1978), S. 1068 – 1073.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

stellt die Erwartungshypothese die Abhängigkeit des Gleichgewichtspreises einer langfristigen Anleihe von erwarteten Renditen kurzfristiger Anlagemöglichkeiten. Beide Ansätze stehen jedoch nicht unbedingt im Widerspruch zueinander. Die bislang etwas willkürlich erscheinende Argumentation zugunsten des Random-Walk-Modells, derzufolge Renditen auf informationseffizienten Märkten im Zeitablauf nicht korreliert sein sollten, da mögliche Änderungen der Gleichgewichtsrendite von verhältnismäßig geringer Bedeutung sind, läßt sich theoretisch durch die Erwartungshypothese der Zinsstruktur in Kombination mit der Annahme rationaler Erwartungsbildung untermauern (Sargent (1976), Mishkin (1978)). Wird die auf Seite 104 eingeführte Ausgangsgleichung:

$$R_t^{(n)} = L^{(n)} + \frac{1}{n} \cdot E_t\left(R_t^{(1)} + R_{t+1}^{(1)} + \ldots + R_{t+n-1}^{(1)}\right) \tag{6.3}$$

in den ersten Differenzen formuliert, so erhält man:

$$R_{t+1}^{(n)} - R_t^{(n)} = \frac{1}{n} \cdot \left[E_{t+1}\left(R_{t+1}^{(1)} + R_{t+2}^{(1)} + \ldots + R_{t+n}^{(1)}\right) - E_t\left(R_t^{(1)} + R_{t+1}^{(1)} + \ldots + R_{t+n-1}^{(1)}\right)\right]$$

bzw.

$$R_{t+1}^{(n)} - R_t^{(n)} = \frac{1}{n} \cdot \eta_{t+1} + \frac{1}{n} \cdot \left[E_{t+1}R_{t+n}^{(1)} - R_t^{(1)}\right] \tag{6.6}$$

mit

$$\eta_{t+1} = \left(R_{t+1}^{(1)} - E_tR_{t+1}^{(1)}\right) + \left(E_{t+1}R_{t+2}^{(1)} - E_tR_{t+2}^{(1)}\right) + \ldots + \left(E_{t+1}R_{t+n-1}^{(1)} - E_tR_{t+n-1}^{(1)}\right) .$$

Der Ausdruck η_{t+1} stellt dabei eine Folge von Erwartungsrevisionen dar. Prognosen auf informationseffizienten Märkten weisen diesbezüglich die Eigenschaft

$$E_t(E_{t+1}R_{t+i} - E_tR_{t+i}) = 0$$

auf, wodurch $E_t\eta_{t+1} = 0$ impliziert wird. Wird nun über (6.6) der Erwartungswert des langfristigen Zinssatzes zum Zeitpunkt t gebildet, so erhält man die folgende Zinsstrukturgleichung:

$$E_tR_{t+1}^{(n)} = R_t^{(n)} + \frac{1}{n}\left(E_tR_{t+n}^{(1)} - R_t^{(1)}\right) . \tag{6.7}$$

Beziehung (6.7) spiegelt den tautologisch erscheinenden Zusammenhang wider, daß Markteffizienz- und Erwartungshypothese der Zinsstruktur miteinander vereinbar sind, wenn die Erwartungsbildung seitens der Marktteilnehmer rational ist. Darüber hinaus wird der zweite Term auf der rechten Seite von Gleichung (6.7) im Falle einer langen Restlaufzeit sowie einer nicht allzu steilen Zinsstruktur nahe am

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Wert Null sein, woraus die Random-Walk-Approximation der langfristigen Zinsentwicklung resultiert:[39]

$$E_t R_{t+1}^{(n)} \approx R_t^{(n)} \ . \tag{6.8}$$

Berechnungen von Pesando (1979) haben ergeben, daß die erwartete Komponente in (6.7) weniger als zwei Prozent der Varianz des langfristigen Zinssatzes erklärt, wodurch Beziehung (6.8) empirisch gestützt wird. Da es sich bei (6.8) jedoch lediglich um eine Approximation handelt, die außerdem nur unter Gültigkeit der Erwartungshypothese (6.3) herleitbar ist, sollte insbesondere bei der Analyse von Zinssätzen vermieden werden, Random-Walk-Verhalten und Markteffizienz inhaltlich gleichzusetzen.

Hervorzuheben ist ferner, daß Markteffizienz in keinem Fall die Random-Walk-Eigenschaft des einperiodigen Zinssatzes $R_t^{(1)}$ erfordert. Wird der kurzfristige Zinssatz $R_t^{(1)}$ mit der Rendite einer dreimonatigen Anlage am Geldmarkt gleichgesetzt, so entspricht die erwartete einperiodige Rendite der den Marktteilnehmern bekannten Nominalverzinsung. $R_t^{(1)}$ weist folglich nur dann Random-Walk-Verhalten auf, wenn die Änderung des *gleichgewichtigen* Dreimonatszinssatzes nicht vorhersagbar ist, was aber keine notwendige Bedingung für Informationseffizienz darstellt: „an expectations 'solution' to the term structure is consistent with any stochastic representation of the short-term rate".[40] Tatsächlich konnten empirische Arbeiten die Frage nach den Stationaritätseigenschaften kurzfristiger Zinssätze bislang nicht eindeutig beantworten.[41]

6.2 Die Rationale Erwartungshypothese der Zinsstruktur

6.2.1 Der Informationsgehalt von Zinsspannen für die künftige Zinsentwicklung

Die Forschung hat sich in den achtziger Jahren der direkten empirischen Überprüfung der rationalen Erwartungshypothese zugewandt. Dies war einerseits erforderlich, da viele der bislang dargestellten Überlegungen zur Markteffizienz – wie z. B. die Random-Walk-Aproximation (6.8) – von der Gültigkeit der Erwartungshypothese mit konstanten Laufzeitprämien ausgegangen sind, ohne diese jedoch an sich in Kombination mit rationalen Markterwartungen zu testen. Eine weitere Motivation bestand darin, daß aus der aktuell vorliegenden Zinsstrukturkurve möglicherweise Informationen extrahiert werden können, die eine Prognose künftiger Zinsänderungen erlauben. Das wesentliche Charakteristikum solcher Prognosen ist

39 Vgl. Sargent (1976), S. 218–220.

40 Pesando (1981), S. 307. Vgl. auch Pesando (1979), S. 460–461.

41 Vgl. Bakker und de Haan (1994) sowie Wu und Zhang (1996).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

die ausschließliche Verwendung kontemporärer Daten, welche vom Markt selbst zur Verfügung gestellt werden. Anders als beim Einsatz von ökonometrischen Strukturmodellen vertraut der Finanzanalyst hier nicht auf sein überlegenes ökonomisches Wissen, sondern geht davon aus, daß die am Markt teilnehmenden Transakteure die Zinsentwicklung am besten prognostizieren können. In diesem Fall ist Zinsprognose gleichbedeutend mit der Aufgabe, die Erwartungen der Marktteilnehmer zu erfassen und zu nutzen.[42]

Nachfolgend sollen prinzipielle Ansätze dargestellt werden, mit denen sich Informationseffizienz und Erwartungshypothese simultan testen lassen (Campbell und Shiller (1991)). Die verbundene Nullhypothese unterstellt hierbei erstens, daß sich Markterwartungen über die künftige Zinsentwicklung exakt in der Zinsstruktur widerspiegeln (Erwartungshypothese der Zinsstruktur), und zweitens, daß diese Markterwartungen eine rationale, d. h. alle verfügbaren Informationen berücksichtigende Prognose der künftigen Zinsentwicklung darstellen (Informationseffizienz).

Die Erwartungshypothese (6.3) läßt sich in verallgemeinerter Form darstellen als:

$$R_t^{(n)} = L^{(n)} + \frac{1}{k} \cdot \sum_{i=0}^{k-1} E_t R_{t+mi}^{(m)} , \qquad \text{mit} \qquad k = \frac{n}{m}, \quad n > m . \tag{6.9}$$

Der langfristige (n-periodige) Zinssatz ist gleich dem Durchschnitt des aktuellen und des über $n - m = (k-1)m$ künftige Perioden erwarteten kurzfristigen (m-periodigen) Zinssatzes.[43] Die im folgenden als Zinsspanne bezeichnete Differenz zwischen beiden Zinssätzen,

$$S_t^{(n,m)} = R_t^n - R_t^m ,$$

ist proportional zur Steigung der Zinsstrukturkurve und sollte sich unter rationalen Markterwartungen aus der optimalen Prognose erwarteter Zinsänderungen sowie der Laufzeitprämie L zusammensetzen. Ein empirischer Test von Modell (6.9) ist möglich, indem *ex post* beobachtete Zinsänderungen auf die jeweilige Zinsspanne regressiert werden. Die über die Laufzeit m des kurzfristigen Wertpapiers prognostizierte Änderung des langfristigen Zinssatzes entspricht bei Gültigkeit von (6.9) einem von den Laufzeiten m und n abhängigen Vielfachen $s_t^{(n,m)}$ der Zinsspanne $S_t^{(n,m)}$:[44]

$$s_t^{(n,m)} \equiv \left(\frac{m}{n-m}\right) \cdot S_t^{(n,m)} = E_t R_{t+m}^{(n-m)} - R_t^{(n)} . \tag{6.10}$$

---

42 Vgl. Russel (1992), S. 37.

43 Vgl. Campbell und Shiller (1991), S. 496.

44 Zur Vereinfachung wird L in den folgenden Gleichungen nicht berücksichtigt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Beziehung (6.10) läßt sich ökonomisch wie folgt interpretieren: wird zum Zeitpunkt t ein Anstieg des langfristigen Zinssatzes im Zeitraum $t...t+m$ erwartet, so erleiden die Besitzer langfristiger Anleihen einen Kursverlust. Damit die erwartete Rendite aus einer m-periodigen Anlage in ein langfristiges Wertpapier der erwarteten Rendite eines kurzfristigen Wertpapiers entspricht, muß die Anleihe mit längerer Laufzeit zum Zeitpunkt t eine höhere Ausgangsverzinsung als das kurzfristige Papier aufweisen, wodurch der erwartete Kursverlust kompensiert wird. Eine empirische Überprüfung von (6.10) kann durch die Schätzung von

$$R_{t+m}^{(n-m)} - R_t^{(n)} = \alpha_1 + \beta_1 s_t^{(n,m)} + u_t \tag{6.11}$$

erfolgen, wobei die rationale Erwartungshypothese $\beta_1 = 1$ erfordert.

Weiterhin besteht gemäß der rationalen Erwartungshypothese die Möglichkeit, mittels der Zinsspanne $S_t^{(n,m)}$ einen gewichteten Durchschnitt sequentieller Änderungen des kurzfristigen Zinssatzes über die Laufzeit n des langfristigen Wertpapiers zu prognostizieren:

$$S_t^{(n,m)} = E_t S_t^{(n,m)*}, \quad S_t^{(n,m)*} \equiv \frac{1}{k}\sum_{i=1}^{k-1}\left(\sum_{j=1}^{i}\Delta^m R_{t+jm}^{(m)}\right) = \sum_{i=1}^{k-1}\left(\frac{1-i}{k}\right)\Delta^m R_{t+im}^{(m)}, \tag{6.12}$$

wobei der gewichtete Durchschnitt $S_t^{(n,m)*}$ als ‚Zinsspanne bei vollkommener Voraussicht' bezeichnet wird. Δ^m stellt einen Differenzenoperator über eine Spanne von m Zeiteinheiten dar, so daß beispielsweise $\Delta^m R_{t+m}^{(m)} = R_{t+m}^{(m)} - R_t^{(m)}$ gilt. Würde eine vollkommene Voraussicht der künftigen Zinsentwicklung herrschen, so impliziert ein künftiger Anstieg des kurzfristigen Zinssatzes im Zeitraum $t+n$, daß der langfristige Zinssatz zum Zeitpunkt t den kurzfristigen Zinssatz übersteigt. Dies ist notwendig, damit die erwartete Rendite einer n-periodigen Anleihe der erwarteten Rendite einer n-periodigen sukzessiven Anlage in m-periodige Bonds entspricht. Empirisch läßt sich (6.12) testen, indem das Regressionsmodell

$$S_t^{(n,m)*} = \alpha_2 + \beta_2 S_t^{(n,m)} + u_t \tag{6.13}$$

geschätzt wird. Auch hier muß unter der rationalen Erwartungshypothese $\beta_2 = 1$ gelten.[45]

Ist die Gleichgewichtsbedingung (6.10) für *alle m* und *alle n* der Zinsstruktur erfüllt, so muß zwangsläufig auch Bedingung (6.12) gelten und umgekehrt. Für spezielle m und n gilt diese Wechselbeziehung generell nicht. Die empirischen Arbeiten häufig zugrunde liegende Konstellation $n = 2m$ stellt jedoch eine Ausnahme dar. Gleichung (6.10) kann in diesem Fall wie folgt vereinfacht werden:

[45] Vgl. Campbell und Shiller (1991), S. 497–498.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$S_t^{(n,m)} = E_t R_{t+m}^{(m)} - R_t^{(n)}, \quad \text{mit} \quad R_{t+m}^{(n-m)} = R_{t+m}^{(m)} . \tag{6.14}$$

Die Zinsspanne ist gleich der Differenz aus dem für den zum Zeitpunkt $t+m$ prognostizierten kurzfristigen Zinssatz und dem aktuellen langfristigen Zinssatz. In (6.12) besteht die gewichtete Summe im Fall für $n = 2m$ lediglich aus einem Element, so daß:

$$S_t^{(n,m)} = \frac{1}{2} \cdot E_t \Delta^m R_{t+m}^{(m)} = \frac{1}{2} \cdot E_t \left[R_{t+m}^{(m)} - R_t^{(m)} \right] . \tag{6.15}$$

Die Zinsspanne entspricht demnach der durch zwei dividierten Prognose der Änderung des kurzfristigen Zinssatzes über die künftigen m Perioden. Wird eine Schätzung der Regressionsmodelle (6.11) und (6.13) vorgenommen, so gilt im Falle $n = 2m$:

$$b_2 = \frac{1 + b_1}{2} ,$$

wobei b_1 den geschätzten Koeffizienten aus Gleichung (6.11), und b_2 den geschätzten Koeffizienten aus Gleichung (6.13) bezeichnet.

Für den Zinsprognostiker hätte die Validität der rationalen Erwartungshypothese zur Konsequenz, daß unter Verwendung von Zinsspannen künftige Bewegungen sowohl des langfristigen als auch des kurzfristigen Zinssatzes vorhergesagt werden können. Gleichzeitig impliziert die rationale Erwartungshypothese Markteffizienz. Die prognostizierten Zinsänderungen stellen sicher, daß der über einen bestimmten Anlagehorizont erwartete und um eine adäquate Risikoprämie L bereinigte Ertrag aus festverzinslichen Wertpapieren von der Restlaufzeit der jeweils zur Verfügung stehenden Anleihen unabhängig ist. *Ex ante* ist somit die über die Laufzeit einer kurzfristigen Anleihe prognostizierte Überrendite aus einer Anlage in langfristige Anleihen gleich Null. Ebenso ist die *ex ante* prognostizierte Überrendite aus einer langfristigen Anlage in ein langfristiges Wertpapier gegenüber einer sukzessiven Anlage in kurzfristige Papiere gleich Null. Die eventuelle Fähigkeit, Zinsänderungen exakt durch aktuelle Zinsspannen vorhersagen zu können, eröffnet daher keine Möglichkeiten zur gewinnbringenden Arbitrage. Zinsprognosen im Sinne der rationalen Erwartungshypothese sind vielmehr das Resultat informationseffizienter Fremdkapitalmärkte, auf denen homogene Wertpapiere unterschiedlicher Fristigkeit gehandelt werden.[46]

Eine Ablehnung der rationalen Erwartungshypothese kann für den Zinsprognostiker unterschiedliche Implikationen haben. Sind die Koeffizienten b_1 und b_2 nicht nur signifikant von Eins, sondern auch insignifikant von Null verschieden, so hat die Zinsspanne keine Erklärungskraft für die künftige Zinsentwicklung. Für den Fall, daß b_1 bzw. b_2 signifikant von Null verschieden sind, kann zumindest die

[46] Vgl. Campbell (1995), S. 138 – 140.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Richtung künftiger Zinsänderungen vorhergesagt werden. Positive Koeffizienten signalisieren dabei einen tendenziellen Wahrheitsgehalt der Erwartungshypothese. Die härteste Ablehnung könnte der rationalen Erwartungshypothese durch negative Werte für b_1 und b_2 widerfahren: Zinsstrukturkurven mit positiver Steigung implizieren in diesem Fall einen Rückgang des Zinsniveaus. Die rationale Erwartungshypothese wäre dann ein völlig inadäquates und dem Random-Walk-Modell unterlegenes Prognosemodell. Darüber hinaus würde ein negativer Zusammenhang zwischen Zinsspannen und künftiger Zinsentwicklung auf Kapitalmarktineffizienzen hindeuten, deren Ausnutzung Überrenditen verspricht.

Die rationale Erwartungshypothese der Zinsstruktur wurde bislang zahlreichen empirischen Tests unterzogen. Komprimierte Übersichten über die Resultate der bekanntesten Arbeiten sind in den Beiträgen von Shiller (1990, S. 656) und Rudebusch (1995, S. 249) zu finden. Die wohl umfangreichste Analyse der US-amerikanischen Zinsstruktur wurde von Campbell und Shiller (1991) vorgenommen. Empirische Befunde für Deutschland sind in den Arbeiten von Mankiw (1986), Anker (1993), Hardouvelis (1994), Gerlach und Smets (1997) und Wasmund (1998) dokumentiert.

Was die prinzipielle Fragestellung betrifft, sind alle genannten Untersuchungen zu übereinstimmenden Ergebnissen gelangt:

(1) Die aus Zinsspannen extrahierten Prognosen von Änderungen langfristiger Zinssätze über kurze Zeiträume sind nicht mit der rationalen Erwartungshypothese vereinbar. Der jeweils geschätzte Koeffizient b_1 der Zinsdifferenz ist oftmals signifikant von eins verschieden und darüber hinaus meistens negativ. Entgegen der rationalen Erwartungshypothese impliziert eine normal verlaufende Zinsstruktur demnach einen künftigen Rückgang des langfristigen Zinssatzes. Dieses bereits von Macaulay (1938) festgestellte Phänomen ist vor allem angesichts langer Restlaufzeiten n des langfristigen Bonds und kurzer Prognosehorizonte m zu beobachten.[47]

(2) Demgegenüber deutet eine normal verlaufende Zinsstruktur auf einen Anstieg des kurzfristigen Zinssatzes hin. Der Richtung nach werden künftige Änderungen kurzfristiger Zinssätze somit im Sinne der Erwartungshypothese korrekt durch Zinsspannen prognostiziert. In den meisten Fällen ist der Koeffizient b_2 der Zinsdifferenz jedoch von eins verschieden, was als empirische Evidenz gegen die rationale Erwartungshypothese anzusehen ist. Für Prognosehorizonte von bis zu vier Monaten weist er einen in der Regel relativ hohen Wert auf. Insignifikant von Null verschiedenen Koeffizienten für Prognosehorizonte von sechs bis zu 24 Monaten zeigen an, daß die Prognosegüte der Zinsspanne in der mittleren Frist besonders niedrig ist.[48] Ab einem Zeitraum von ca. drei Jahren nähert sich der Wert des

[47] Vgl. Shiller (1990), S. 656; Campbell und Shiller (1991), S. 502; Hardouvelis (1994), S. 266.

[48] Vgl. Anker (1993), S. 181.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Koeffizienten mit zunehmender Restlaufzeit n des langfristigen Wertpapiers dem Wert Eins an. Die rationale Erwartungshypothese wird somit für längere Prognosehorizonte tendenziell bestätigt.[49]

Gemeinsam betrachtet stellen die in den Punkten (1) und (2) zusammengefaßten Ergebnisse ein Puzzle dar: warum kann die rationale Erwartungshypothese zwar die Richtung künftiger Zinsänderungen für den jeweils kurzfristigen nicht jedoch für den untersuchten langfristigen Zinssatz prognostizieren? Darüber hinaus ist nach der ökonomischen Bedeutung der oftmals signifikant von Eins verschiedenen Koeffizienten zu fragen. Wie in der allgemeinen Diskussion um Markteffizienztests in Kapitel 5 bereits hervorgehoben wurde, kann die empirische Evidenz gegen die rationale Erwartungshypothese entweder aus Ineffizienzen in der Informationsverarbeitung, d. h. aus der Irrationalität der Marktteilnehmer resultieren oder aber auf eine theoretische Fehlspezifikation des in den Gleichungen (6.3) und (6.9) dargestellten Modells zurückgeführt werden.

6.2.2 Vorherrschende Erklärungen für die Ablehnung der Rationalen Erwartungshypothese

Eine mögliche Fehlspezifikation der Modelle (6.3) bzw. (6.9), die sowohl das Puzzle als auch die empirische Ablehnung der Erwartungshypothese schlechthin erklären könnte, wird traditionell in der theoretisch nicht zwingenden Annahme von im Zeitablauf konstanten Risikoprämien L_n gesehen (Mankiw (1986)).[50] Im konträren Fall zeitvariabler Risikoprämien würde die Zinsspanne sowohl Informationen über die künfige Zinsentwicklung als auch über die Änderung künftiger Risikoprämien enthalten. Die Beobachtung, daß sich mit Zinsspannen zwar die Richtung kumulierter Änderungen kurzfristiger Zinssätze nicht aber deren Höhe prognostizieren läßt, kann daher durch Risikoprämien begründet werden, die mit erwarteten Änderungen kurzfristiger Zinssätze korreliert sind und den Koeffizienten b_1 in Richtung Null verzerren. Eine entsprechende Argumentation erklärt vordergründig auch den prognostizierten Rückgang langfristiger Zinssätze: durch aktives Portfoliomanagement erzielbare Überrenditen im Falle steiler Zinsstrukturkurven stellen lediglich Kompensationen für das von rationalen Investoren übernommene Risiko dar. Das Risiko langfristiger Anleihen müßte folglich umso höher sein, je größer die Zinsspanne ist.[51] Um eine zur Erwartungshypothese entgegengesetzte Richtung der Änderung des langfristigen Zinssatzes zu erklären, ist jedoch zu beachten, daß hierzu eine systematische Reduktion der Risikoprämie im Prognosezeitraum erforderlich wäre. Dies erscheint aus ökonomischer Sicht als wenig plau-

---

49 Vgl. Shiller (1990), S. 656; Campbell und Shiller (1991), S. 504–505; Hardouvelis (1994), S. 278–279.

50 Pesando (1978, S. 1065) macht darauf aufmerksam, daß zeitvariable Risikoprämien durch klassische und keynesianische Modelle der Zinsbildung impliziert werden.

51 Vgl. Campbell (1995), S. 142.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

sibel.[52] Ferner läßt sich analytisch nachweisen, daß die Variabilität der Risikoprämie im Verhältnis zur Variabilität der erwarteten Zinsänderung gering sein muß, um negative Koeffizienten zu begründen. Hardouvelis (1994) extrahiert die relative Variabilität der Risikoprämie aus der Schätzung von Regressionsgleichungen. Die für die USA errechneten Werte sind dabei eindeutig zu hoch, als daß sie für das Paradoxon verantwortlich sein können.[53]

Gleichwohl wird in der Literatur mit überwiegender Mehrheit die Ansicht vertreten, eine Ablehnung der rationalen Erwartungshypothese im Sinne signifikant von Eins verschiedener Koeffizienten sei auf variable Risikoprämien und nicht auf Marktineffizienzen zurückzuführen. Insbesondere für kürzere Laufzeiten konnte die Relevanz von Risikoprämien auch empirisch bestatigt werden.[54] Hierbei ist allerdings zu beachten, daß deren Struktur bislang weder theoretisch erklärt werden konnte noch eine zufriedenstellende empirische Modellierung gelungen ist.[55]

Nur wenige aktuelle Arbeiten betonen demgegenüber die Möglichkeit irrationaler Erwartungsbildung seitens der Transakteure. Eine erstmalig von Mankiw und Summers (1984) formulierte Hypothese erklärt das Paradoxon durch eine lediglich verzögerte Anpassung des langfristigen Zinssatzes an den aktuellen kurzfristigen Zinssatz, was gleichbedeutend ist mit einer systematischen Überreaktion des Spreads auf künftige Änderungen des kurzfristigen Zinssatzes. Demnach spiegeln sich in der Zinsspanne die Erwartungen der Marktteilnehmer über die künftige Zinsentwicklung exakt wider, die Markterwartungen selbst erfüllen jedoch nicht die Bedingung der Rationalität.[56] Die Ablehnung der Erwartungshypothese würde in einem solchen Fall aus einer ineffizienten Informationsverarbeitung auf Fremdkapitalmärkten resultieren, welche sich in einer Unterbewertung des langfristigen Wertpapiers zeigt. Den Marktteilnehmern wäre demnach zu empfehlen, bei ihrer Anlageentscheidung dem aktuellen kurzfristigen Zinssatz eine höhere Aufmerksamkeit zu schenken als den künftig erwarteten Zinssätzen. Die ökonomische Plausibilität der Überreaktionshypothese kann an folgendem Beispiel illustriert werden: „Suppose, for example, that a policy announcement by the Federal Reserve increases the market's expectation of future short rates but, since the policy will be implemented in the future, leaves the current short rate intact. The hypothesis claims that markets would overreact to the announcement, raising their expectations of future spot rates by more than is warranted. The current long rate would thus increase by more than warranted, making the spread between long and short rates larger than it should be. During the next month or quarter, long rates would fall somewhat correcting the previous overreaction, thus generating a negative correla-

52 Vgl. Hardouvelis (1994), S. 257.

53 Vgl. Hardouvelis (1994), S. 270–273.

54 Vgl. Mankiw und Miron (1986), S. 218–224, Froot (1989), S. 290–291 sowie Wasmund (1998).

55 Vgl. Shiller (1990), S. 664–668 sowie Bekaert, Hodrick und Marshall (1997b).

56 Vgl. Campbell und Shiller (1991), S. 513.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

tion between the change in long rates and the previous spread. Short rates, on the other hand, would begin their predicted rise, generating a positive correlation between the change in short rates and the earlier spread."[57] Froot (1989) und Hardouvelis (1994) haben die Bedeutung von Erwartungsfehlern empirisch isoliert und kommen zu dem Ergebnis, daß eine sytematische Überreaktion von Markterwartungen das Puzzle in der amerikanischen Zinsstruktur erklärt.

6.2.3 Aktives Portfoliomanagement und Prognosen mit Zinsspannen

Solange sich prognostizierte Zinsrückgänge infolge positiver Zinsspannen weder durch Meßfehler noch durch variable Risikoprämien erklären lassen, sondern tatsächlich einen Rückgang des langfristigen Zinssatzes bei einem unveränderten Anlagerisiko vorhersagen, können informierte und rationale Transakteure Überrenditen erzielen, indem sie im Sinne eines aktiven Portfoliomanagement kurzfristige Wertpapiere verkaufen und die frei gewordenen Mittel in langfristige Anleihen investieren. Neben einer relativ hohen Nominalverzinsung versprechen solche Engagements Kursgewinne, die aus dem erwarteten Zinsrückgang resultieren. Entsprechend würde eine inverse Zinsstruktur Portfolioumschichtungen zugunsten kurzfristiger Papiere nahelegen.[58] Wright (1995) hat erstmalig versucht zu analysieren, ob durch die Anwendung mechanischer Anlagestrategien Überrenditen erzielt werden können, die auf eine gewinnbringende Ausnutzung von Marktineffizienzen zurückzuführen sind. Die von ihm vorgeschlagenen Regeln sind unkompliziert und sollten am Anfang jeder Anlageperiode über die Aufteilung finanzieller Mittel entscheiden. Die „Yield Gap-Regel" lehnt sich dabei direkt an den oben dargestellten paradoxen Zinsstrukturzusammenhang an. Immer wenn die mit der Zinsspanne prognostizierte Kursänderung des langfristigen Wertpapiers die von den annahmegemäß irrationalen Marktteilnehmern implizit erwartete Kursänderung übersteigt, sollte eine einperiodige Anlage in ein langfristiges Wertpapier getätigt werden. Wenn diese Bedingung hingegen nicht erfüllt ist, sollten Transakteure eine kurzfristige Anlagemöglichkeit mit einperiodiger Laufzeit und sicherem Ertrag präferieren. Für Deutschland und die USA kommt Wright zu dem Ergebnis, daß ein aktives Portfoliomanagement in der Vergangenheit durchschnittlich höhere Renditen ermöglicht hätte als eine Anlage in langfristige Papiere.[59] Da die „Yield Gap-Regel" auf öffentlich verfügbaren Informationen basiert, liegt hiermit eine weitere Evidenz für systematische Fehler in Markterwartungen und Ineffizienzen in der Informationsverarbeitung vor. Darüber hinaus ist die errechnete Standardabweichung der mit fallweisen Portfolioanpassungen erzielten Renditen deutlich geringer als die Standardabweichung der aus einer Anlage in langfristige Anleihen resultierenden Renditen. Die Befolgung mechanischer Anlageregeln würde

---

57 Hardouvelis (1994), S. 256–257.

58 Vgl. Mankiw (1986), S. 80.

59 Vgl. Wright (1995), S. 31.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

demzufolge auch für risikoaverse Transakteure eine überlegene Strategie darstellen.[60]

Als generelles Fazit der jüngsten empirischen Untersuchungen bleibt festzuhalten, daß die rationale Erwartungshypothese mit konstanten Risikoprämien auch unter Verwendung neuerer Techniken mehrheitlich zurückgewiesen wird. Aufgrund der bislang nicht eindeutig identifizierten Ursachen des Versagens wird die Diskussion vermutlich auch künftig einen bedeutenden Forschungsschwerpunkt darstellen. Im empirischen Teil dieser Arbeit soll die Frage nach der Rationalität von Zinsstrukturprognosen eher indirekt beantwortet werden. Primär ist zu analysieren, inwieweit der Prognostiker einen Nutzen aus der Analyse von Zinsstrukturzusammenhängen ziehen kann, insbesondere im Vergleich zur „no-change"-Prognose des Random-Walk-Modells und zu den Prognoseleistungen univariater zeitreihenanalytischer Verfahren. Die in diesem Kapitel dargestellten Zusammenhänge und Probleme stellen bei der Interpretation der Prognoseergebnisse eine unverzichtbare Grundlage dar.

6.3 Ergänzende Überlegungen zur Rationalität von Markterwartungen

6.3.1 Random-Walk-Modell und Rationale Erwartungshypothese im Vergleich

In Kapitel 6.1.3 wurde von der oftmaligen empirischen Bestätigung des Random-Walk-Modells für Zinszeitreihen berichtet. Weiterhin konnte gezeigt werden, daß eine derartige Evidenz zugunsten der Markteffizienztheorie mit der Erwartungshypothese der Zinsstruktur annähernd vereinbar ist. Direkte Tests der rationalen Erwartungshypothese, wie sie in Kapitel 6.2.1 dargestellt wurden, haben hingegen mehrheitlich eine Ablehnung der verbundenen Hypothesen Informationseffizienz und Erwartungshypothese impliziert. Als mögliche Ursache dieses Widerspruchs konnten Berger und Craine (1989) die vergleichsweise geringe Güte empirischer Random-Walk-Tests identifizieren, welche sich in einer zu häufigen Annahme der Nullhypothese niederschlägt. Sie empfehlen daher, Markteffizienz mit regressionsbasierten Ansätzen unter Verwendung von Zinsstrukturinformationen zu überprüfen.[61]

6.3.2 Der Informationsgehalt von Marktumfragen zur Zinsentwicklung

Anders als in Deutschland hat in den USA die Veröffentlichung von Expertenumfragen zur künftigen Zinsentwicklung eine lange Tradition. In der Goldsmith-

60 Vgl. Wright (1995), S. 32.

61 Vgl. Berger und Craine (1989), S. 167.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Nagan Umfrage werden Marktteilnehmer seit 1969 quartalsweise hinsichtlich ihrer Erwartungen über das in drei bzw. sechs Monaten vorherrschende Niveau unterschiedlicher Zinssätze befragt. Empirische Untersuchungen zum Informationsgehalt solcher Erhebungen haben häufig ergeben, daß die geäußerten Prognosen nicht mit der Hypothese rationaler Erwartungsbildung vereinbar sind.[62] Hieraus auf Marktineffizienzen zu schließen, ist nach Mishkin (1983) jedoch zu kurz gegriffen, insbesondere angesichts der empirischen Bestätigung von Markteffizienzmodellen. Alternativ können die Ergebnisse auf eine grundsätzliche Unbrauchbarkeit von Umfragedaten zur Modellierung von Markterwartungen hindeuten: „Not all market participants need be rational for a market to display rational expectations. The behavior of a market is not necessarily the same as the behavior of the average individual. As long as unexploited profit opportunities are eliminated by some participants in a market, then the market will behave as though expectations are rational despite irrational participants in that market. Therefore, survey forecasts do not necessarily describe the forecasts inherent in market behavior, and the irrationality of survey forecasts does not in itself imply that market forecasts are also irrational.[63]

Zu schließlich neuer Geltung sind Marktumfragen aufgrund einer mangelnden empirischen Unterstützung der rationalen Erwartungshypothese gelangt. Deren möglicherweise aus Marktineffizienzen resultierende Ablehnung läßt gleichzeitig Zweifel an Mishkins Interpretation aufkommen, Umfrageprognosen seien zur Modellierung von (rationalen) Markterwartungen nicht geeignet. Vor diesem Hintergrund wurden die Goldsmith-Nagan Daten in der Analyse von Froot (1989) dazu verwandt, eine Trennung der in konventionellen Rationalitätstests verbundenen Hypothesen vorzunehmen.

Wird der durch Umfragen erhobene Wert für die erwartete Zinsänderung auf die aus der Zinsstruktur ermittelte gewichtete Zinsspanne regressiert, so läßt sich die Erwartungshypothese direkt testen, ohne gleichzeitig auf die Annahme rationaler Erwartungsbildung zurückgreifen zu müssen. Notwendige und einschränkende Voraussetzung ist lediglich, daß sich Markterwartungen exakt in Umfrageergebnissen widerspiegeln, womit auch in diesem Testansatz wieder zwei verbundene Hypothesen enthalten sind. Sollte der Durchschnitt der aus dem Interview gewonnenen Prognosen der gewichteten Zinsspanne entsprechen, kann dies als eine Bestätigung der Erwartungshypothese angesehen werden. Im Falle einer Ablehnung der Nullhypothese kann der errechnete Koeffizient hingegen über die quantitative Bedeutung zeitvariabler Risikoprämien informieren. Froots Schätzungen haben ergeben, daß für alle analysierten Zinssätze, deren zugrundeliegendes Wertpapier eine Laufzeit von weniger als einschließlich zwölf Monaten aufweist, die aus der Zinsspanne generierten Vorhersagen nicht den Markterwartungen entsprechen. Demnach kann die geringe Prognosegüte von Zinsspannen im kurzfristigen Bereich eher auf hohe und variable Risikoprämien zurückgeführt werden. Anders sind die

62 Vgl. Friedman (1980).

63 Mishkin (1983), S. 59 – 60.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Resultate für Papiere längerer Laufzeit, welche durch einen Indexbond sowie einen dreißigjährigen Hypothekenzins repräsentiert werden. Dort wird die Erwartungshypothese tendenziell bestätigt, indem die Hypothese, eventuelle Risikoprämien seien zeitlich konstant, für längerfristige Anlagen nicht verworfen werden konnte.[64]

Durch die Schätzung weiterer Regressionsmodelle läßt sich unter Verwendung von Umfragedaten auch die Hypothese effizienter Informationsverarbeitung isoliert testen. Die hierzu formulierte Alternativhypothese unterstellt eine verzögerte Reaktion künftig erwarteter Zinssätze auf aktuelle Änderungen des kurzfristigen Zinssatzes und wurde unter 6.2.2 als Überreaktionshypothese vorgestellt. Empirisch konnte für Zinssätze kurzfristiger Anlagemöglichkeiten tendenziell kein signifikanter Nachweis für eine Überreaktion erbracht werden, was gleichbedeutend wäre mit der Rationalität vom Markt erwarteter künftiger Zinssätze. Im langfristigen Bereich wurde hingegen eine bisweilen stark verzögerte Anpassung der erwarteten Zinssätze an den aktuellen kurzfristigen Zinssatz festgestellt, was als eine empirische Evidenz für systematische Erwartungsfehler seitens der Marktteilnehmer anzusehen ist. Anders als für kurzfristige Anlagen ließe sich demnach die geringe Treffsicherheit der mit Zinsspannen generierten Prognosen am langen Ende der Zinsstruktur nicht auf variable Risikoprämien, sondern auf Marktineffizienzen zurückführen.[65]

6.3.3 Der Informationsgehalt von Zinsterminsätzen

Als Alternative zu den aus der Zinsstruktur errechenbaren impliziten Zinsterminsätzen, können Zinsterminsätze auch auf Märkten für derivative Finanzinstrumente ermittelt oder direkt beobachtet werden. Derivate sind Forderungsrechte über die künftige Lieferung oder Abnahme bestimmter als Basiswerte bezeichneter Aktiva, wie beispielsweise Anleihen. Da sich der Wert eines Derivats aus dem Marktpreis des jeweiligen Basiswerts ableitet, stellen Markterwartungen über die künftige Preisentwicklung des Basiswerts eine wesentliche Determinante der Preisbildung von Derivaten dar. In Analogie zum Informationsgehalt von Zinsspannen spiegeln sich im Preis eines Derivats neben Erwartungen gegebenenfalls auch Risikoeinschätzungen der Marktteilnehmer wider. Für den Zinsprognostiker von besonderer Bedeutung sind standardisierte und börslich gehandelte Finanzterminkontrakte (Futures), deren Erfüllung zu einem festgelegten Zeitpunkt zwingend ist. Der für Zinsfutures zumeist ausgewiesene Kurswert stellt einen beobachtbaren Terminpreis für das entsprechende Wertpapier dar, aus dem sich ein korrespondierender Zinsterminsatz ableiten läßt. Für Futures auf Eurodollar-Sichtguthaben wer-

---

64 Vgl. Froot (1989), S. 292 – 294.

65 Zu einer ausführlichen Darstellung von Testspezifikationen und Ergebnissen siehe Froot (1989), S. 294 – 295.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

den Zinssätze dagegen unmittelbar notiert, so daß eine Umrechnung nicht erforderlich ist. Die in dem Kurswert von Zinsfutures implizierten bzw. direkt beobachteten Zinsterminsätze konvergieren im Zeitablauf gegen die jeweiligen Kassamarktwerte und fallen am Fälligkeitstag mit ihnen zusammen. Da sich die an dem zum Fälligkeitstag vorherrschenden Marktpreis des Basiswerts ausgerichteten Erwartungen zunehmend konkretisieren, geht der Informationsgehalt von Futures allmählich zurück.[66]

Zur Untersuchung von Markteffizienz unter Berücksichtigung von Futurepreisen wird die unverzerrte Erwartungshypothese getestet, der traditionell eine zentrale Bedeutung für die Analyse von Informationseffizienz auf Devisenmärkten zukommt.[67] Gemäß der unverzerrten Erwartungshypothese müßte der aktuelle Preis eines Zinsfutures (Terminkurs) dem zum Fälligkeitstermin erwarteten Kassakurs des Basiswerts entsprechen. Ist der Terminkurs kein unverzerrter Schätzer des künftigen Kassakurses, so kann dies entweder auf Marktineffizienzen oder auf die Existenz einer Risikoprämie in Gestalt eines Aufgeldes oder eines Abschlags hindeuten.[68]

Gemessen an der Verbreitung von Zinsstrukturanalysen wurden Untersuchungen über die Prognosegüte von Futurepreisen auf Fremdkapitalmärkten vergleichsweise selten vorgenommen. Zumindest für Deutschland kann dies darauf zurückgeführt werden, daß der Handel mit Zins-Futures erst im November 1990 begonnen hat und demzufolge nur im begrenzten Umfang Daten zur Verfügung stehen. Levin und Schulte-Mattler (1995) konnten in ihrer Arbeit daher nur 14 Terminkontrakte im Zeitraum von 1990 bis 1992 berücksichtigen, was den Einsatz von Regressionsanalysen zur Überprüfung der Markteffizienzhypothese ausschließt. Wesentliches Ergebnis ihrer Untersuchung ist, daß der Terminkurs keinen unverzerrten Schätzer des zukünftigen Kassakurses darstellt, wobei der Frage nach der jeweiligen Relevanz von Risikoprämien und systematischen Erwartungsfehlern jedoch nicht nachgegangen werden konnte. Die in einigen Studien für den Eurodollar-Markt erzielten Resultate sind nicht eindeutig und lassen sich aufgrund der Kürze der verwendeten Zeitreihen (maximal 44 Beobachtungen) sicherlich nur mit Einschränkung interpretieren. Cole und Reichenstein (1994) kommen für den Zeitraum von 1986 bis 1991 zu dem Ergebnis, daß der Zinssatz eines dreimonatigen Terminkontrakts am Tag des Abschlusses einen unverzerrten Schätzer des in drei Monaten vorherrschenden LIBOR darstellt.[69] In der Kointegrationsanalyse von Krehbiel und Adkins (1994) konnten demgegenüber empirische Evidenzen für eine nach oben verzerrte Schätzung des in drei Monaten erwarteten Zinssatzes gefunden werden: „The parameter values estimated for the cointegrating relation-

66 Vgl. Deutsche Bundesbank (1995), die in den Märkten für Derivate ein Informationspotential für die Geldpolitik sieht.

67 Vgl. Baillie und McMahon (1989), S. 162 ff.

68 Vgl. Krehbiel und Adkins (1994), S. 532.

69 Vgl. Cole und Reichenstein (1994), S. 49 – 50.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

ship between futures and realized spot prices suggest that speculators who take a long position in the Eurodollar contract can expect to earn a risk premium for their exposure to fluctuations in the Eurodollar rate."[70] Für den US-Amerikanischen Treasury Bill-Markt konnte die unverzerrte Erwartungshypothese hingegen bestätigt werden.[71]

6.4 Ergebnisse ausgewählter neuerer Zinsprognosestudien

Zur Möglichkeit, die Zinsentwicklung mit zeitreihenanalytischen Verfahren vorhersagen zu können, liegen in der Literatur zahlreiche Untersuchungsergebnisse vor. Dies ist sicherlich zum einen auf die traditionell hohe Relevanz der Fragestellung für die Kapitalmarktforschung sowie für das Anlagemanagement zurückzuführen. Andererseits stellt die Prognosegüte bei der Evaluierung von ökonometrischen und zeitreihenanalytischen Verfahren ein wesentliches Qualitätsmerkmal dar. Da Zinssätze – wie auch Inflationsraten, reale Wachstumsraten des Sozialprodukts und Arbeitslosenquoten – äußerst populäre makroökonomische Variablen sind, werden sie relativ häufig bei zeitreihenübergreifenden Studien berücksichtigt, in denen das jeweilige Modell selbst im Mittelpunkt steht.

Dominiert wird die Literatur von Studien zur eher langfristigen Prognose von Kapitalmarktzinssätzen, die zumeist in monatlicher oder vierteljähriger Frequenz analysiert werden. Vergleichsweise überschaubar sind demgegenüber Arbeiten zur kurzfristigen Vorhersage von Zinssätzen, denen ein Prognosehorizont von einigen Tagen oder Wochen zugrunde liegt. Aufgrund einer zunehmenden Verfügbarkeit von Hochfrequenzdaten und den in den zurückliegenden fünfzehn Jahren erzielten Fortschritten bei deren Modellierung ist aber gerade in diesem Bereich eine Zunahme an Forschungsaktivitäten festzustellen. Damit einhergehend nimmt die Bedeutung der Prognose von kurzfristigen Geldmarktzinssätzen zu.

Mit vergleichsweise jungen Ansätzen wie etwa Fraktionale Integration und Regime-Switching wurden insgesamt bislang kaum Zinsprognosen generiert, während in der Forschung etablierte Techniken wie die Schätzung von ARIMA- und VAR-Modellen immer häufiger auch von Praktikern zu Prognosezwecken eingesetzt werden. Aufgrund der vielfältigen theoretischen Fragestellungen, die mit der Fristigkeitsstruktur von Zinssätzen in Verbindung stehen, stellen – wie in Abschnitt 6.2 ausführlich beschrieben – ökonometrische Tests der Erwartungshypothese seit nunmehr zwei Jahrzehnten einen Dauerschwerpunkt der empirischen Forschung dar. In diesem Kontext ist eine Tendenz dahingehend festzustellen, daß Transakteure an Finanzmärkten theoretischen Zusammenhängen vermehrt Aufmerksamkeit schenken: Analysten und geldpolitische Instanzen nutzen den prognostischen Gehalt aktuell verfügbarer Marktdaten, indem sie aus der Zinsstruktur Markterwar-

70 Krehbiel und Adkins (1994), S. 542.

71 Vgl. Krehbiel und Adkins (1994), S. 540 – 542.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

tungen extrahieren oder neuerdings die Preise auf Terminmärkten beobachten (Deutsche Bundesbank (1995, 1998), Söderlind und Svensson (1997)).

Über ausgewählte aktuellere Beiträge zur Zinsprognose soll nachstehend ein kurzer chronologisch geordneter und in den achtziger Jahren beginnender Überblick erfolgen, der auch eine zusammenfassende Darstellung der wesentlichen Ergebnisse umfaßt. Obwohl der Literaturüberblick nicht den Anspruch auf Vollständigkeit erhebt, dürfte er dennoch die wichtigsten wissenschaftlichen Beiträge der letzten Jahre zum Thema Zinsprognose enthalten. Nicht aufgeführt sind u. a. solche Arbeiten, die lediglich die Zinsentwicklung erklären aber nicht prognostizieren, sowie Arbeiten, in denen keine echten *ex ante*-Prognosen erzeugt wurden.[72]

In enger Anlehnung an seine Arbeiten zur Markteffizienz und Zinsstruktur untersucht *Pesando (1981)* für Kanada die Performance einiger institutioneller Anbieter, indem er quartalsweise publizierte Prognosen von Zinssätzen staatlicher und privater Papiere mit dreimonatiger Laufzeit sowie von Zinssätzen staatlicher und privater Anleihen mit mehrjähriger Restlaufzeit den entsprechenden „no change"-Prognosen der Random-Walk-Approximation gegenüberstellt. Was die Prognose der Kapitalmarktzinssätze anbelangt, erweist sich das Random-Walk-Modell gegenüber den Expertenprognosen als nahezu ausnahmslos überlegen oder als zumindest gleichwertig. Dies gilt sowohl für einen dreimonatigen als auch für einen sechsmonatigen Prognosehorizont. Die Ergebnisse stützen somit eindeutig die Markteffizienzhypothese, derzufolge langfristige Zinssätze über kurze Zeitintervalle nur schwer vorhersagbar sind. Weiterhin errechnet Pesando *ex ante* Änderungen langfristiger Zinssätze, die auf der Rationalen Erwartungshypothese der Zinsstruktur basieren. Diese Änderungen liegen so nahe am Wert Null, daß die naive Prognose des Random-Walk-Modells auch empirisch als sinnvolle Approximation anzusehen ist.[73] Weitaus exakter waren demgegenüber die publizierten Prognosen der Dreimonatszinssätze, welche mit einer Ausnahme signifikant besser waren als die jeweiligen No-Change-Prognosen. Dies korrespondiert mit der theoretischen Überlegung, daß kurzfristige Zinssätze nicht zwingend Random-Walk-Eigenschaften aufweisen müssen und läßt deren grundsätzliche Prognostizierbarkeit als realistisch erscheinen.[74]

Auch *Belongia (1987)* konfrontiert Expertenvorhersagen des Dreimonatszinssatzes amerikanischer Treasury Bills mit der „no change"-Prognose, berücksichtigt aber außerdem den potentiellen Informationsgehalt von Zinsfutures. Bei einem Prognosehorizont von sechs Monaten gelingt es den Experten nur in 42 Prozent aller Fälle, den Zinstrend, d. h. das Vorzeichen der Zinsänderung, korrekt zu prognostizieren. Mit einer Quote von etwa 55 Prozent schneiden die auf dem Markt

---

72 Weitere Übersichten über empirische Studien zur Erklärung und Prognose der Zinsentwicklung finden sich in Poddig (1995), S. 229 – 232 sowie im Anhang von Herbert und Stahlhacke (1995).

73 Vgl. Pesando (1981), S. 313.

74 Vgl. dazu die Ausführungen in Abschnitt 6.1.3, S. 108.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

für Futures ermittelten Zinsterminsätze als Schätzer für den tendenziellen Zinsverlauf etwas besser ab. Vor dem Hintergrund, daß im Falle rein zufälliger Zinsbewegungen eine Trefferquote von 50 Prozent zu erwarten wäre, sind diese Ergebnisse allerdings insgesamt als ernüchternd zu bezeichnen. Die durchschnittliche Abweichung des prognostizierten Wertes vom tatsächlichen Wert ist – unter Berücksichtigung verschiedener Fehlermaße – sowohl für die Expertenprognosen als auch für die impliziten Terminzinssätze stets höher als die der naiven Prognose.

Die Prognoseleistung dreier vektorautoregressiver Modellansätze, welche die makroökonomischen Variablen Beschäftigung, Geldbasis, reales Bruttoinlandsprodukt, Preisniveau, Terms of Trade, durchschnittliches Lohnniveau, reale Güterexporte sowie die durchschnittliche Rendite von Anleihen enthalten, sind Gegenstand der Analyse von *Kunst und Neusser (1986).* Verwendet werden Quartalsdaten der österreichischen Volkswirtschaft, die für den Zeitraum von 1981 bis 1984 über einen Prognosehorizont von drei Monaten bis zu zwei Jahren vorhergesagt werden. Unrestringierte VAR-Modelle im ursprünglichen Sinne von Sims (1980) sind generell überparametrisiert und enthalten häufig eine bedeutende Anzahl insignifikanter Koeffizienten, die sich tendenziell negativ auf die Exaktheit von Prognosen auswirken. Vor diesem Hintergrund vergleichen Kunst und Neusser zwei prinzipielle Möglichkeiten, dieses Problem zu entschärfen. Im ersten Ansatz wird in Anlehnung an die „general-to-specific"-Strategie von Hendry, Pagan und Sargan (1984) die Anzahl der Parameter schrittweise reduziert (RVAR), wobei ein unrestringiertes VAR-Modell die Ausgangsbasis darstellt.[75] Als Alternative wird ein Bayesianisches VAR-Modell (BVAR) im Sinne von Doan, Littermann und Sims (1984) spezifiziert, dessen a priori Informationen verhindern, daß Koeffizienten „zufällig" von Null verschieden sind. Das als Referenz dienende unrestringierte VAR-System mit sechs Verzögerungen je Variable prognostiziert den Zinssatz stets schlechter als die „no change"-Prognose, während die beiden restringierten Modelle RVAR und BVAR dem Random-Walk-Modell für alle Horizonte überlegen sind. Im direkten Vergleich prognostiziert das RVAR noch etwas exakter als das BVAR.

Lupoletti und Webb (1986) vergleichen mehrere makroökonomische Prognosen professioneller U.S.-amerikanischer Anbieter und legen dazu ein unrestringiertes VAR-Modell mit sechs Verzögerungen je Variable als benchmark zugrunde. Das VAR-Modell enthält die Variablen Geldbasis, reales Bruttosozialprodukt, Preisindex des BSP, Auslastungsgrad der Industrie sowie den Zinssatz dreimonatiger Treasury Bills. Prognostiziert wurde für einen Zeitraum von 1970 bis 1983 über einen Horizont von ein, zwei, vier und sechs Quartalen. In der Vorhersage des Zinssatzes ist das VAR-Modell in etwa gleichermaßen leistungsfähig wie die professionellen Anbieter. Allerdings verschlechtert sich in der aktuellsten Unterperiode von 1980 bis 1984 nicht nur die absolute Prognosegüte des VAR-Modells, sondern auch die relative Performance gegenüber den Expertenprognosen. Ein zusätz-

[75] Zur genauen Vorgehensweise vgl. Kunst und Neusser (1986), S. 448 – 450.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

licher Vergleich mit den Prognoseergebnissen eines bayesianischen VAR-Modells für den Zeitraum von 1980 bis 1983 weist das BVAR-Modell als dem unrestringierten VAR-Modell überlegen aus. Durch diverse Kombinationen der betrachteten Prognoseansätze findet sich schließlich Evidenz dafür, daß das VAR-Modell bedeutende Informationen enthält, welche von den Experten nicht berücksichtigt wurden.

Eine ähnliche Gegenüberstellung wurde von *McNees (1986)* vorgenommen. Ihm ist allerdings hauptsächlich an einem konzeptionellen Vergleich von traditionellen ökonometrischen Strukturmodellen, auf welche Experten generell ihre Prognosen stützen, mit bayesianischen VAR-Modellen gelegen. Der Prognosehorizont liegt hier zwischen einem Quartal und zwei Jahren, der Prognosezeitraum erstreckt sich von 1980 bis 1985. In der Vorhersage des Dreimonatszinssatzes zeigt sich das VAR-Modell oftmals den professionellen Anbietern unterlegen. Jedoch macht Granger (1986) in seinem Kommentar darauf aufmerksam, daß das VAR-Modell in 72 Prozent aller direkten Vergleiche einen geringeren durchschnittlichen Fehler bei der Prognose der künftigen Zinsänderung aufweist als die den Expertenprognosen zugrunde liegenden Strukturmodelle.

Craine und Havenner (1988) vergleichen die Prognoseleistung eines univariaten ARIMA-Modells, eines multivariaten Transferfunktionsmodells und eines strukturökonometrischen Modells. Prognostiziert werden der Zinssatz vier- bis sechsmonatiger Commercial Papers sowie ein langfristiger Kapitalmarktzinssatz, die jeweils als Monatsdurchschnittswerte vorliegen. Im Falle der generierten Einschrittprognosen sind sowohl das univariate als auch das multivariate Zeitreihenmodell – letzteres enthält beide Zinssätze sowie die Inflationsrate – dem Random-Walk-Modell überlegen, wobei der kurzfristige Zinssatz exakter durch das ARIMA-Modell, der langfristige Zinssatz hingegen exakter durch das Transferfunktionsmodell vorhergesagt wird. Für einen dreimonatigen Prognosehorizont schneidet das multivariate Modell noch besser ab, insbesondere im Falle des langfristigen Zinssatzes, wo eine Verbesserung gegenüber der „no change"-Prognose um 40 Prozent erzielt wird. Das analysierte Strukturmodell ist dem Transferfunktionsmodell stets unterlegen und prognostiziert darüber hinaus den langfristigen Zinssatz wesentlich schlechter als das Random-Walk-Modell.

Eine der wenigen Studien, welche die Prognostizierbarkeit extrem kurzfristiger Zinssätze analysieren, haben *Hein und Spudeck (1988)* vorgelegt. Über einen Prognosehorizonz von einem Tag wird die Leistungsfähigkeit von ARIMA-Modellen hinsichtlich der Vorhersage der U.S.-amerikanischen Federal Funds Rate für einen Zeitraum von 1977 bis 1984 überprüft. Aufgrund der sehr engen Verbindung zwischen dem Zinssatz am Markt für Tagesgeld und geldpolitischen Maßnahmen bietet sich gerade hier die Betrachtung von Teilperioden an, welche durch geldpolitische Regimewechsel voneinander abgegrenzt werden. In jeder der drei untersuchten Teilperioden war das jeweils spezifizierte ARIMA-Modell der naiven Vorhersage nur geringfügig überlegen. Besonders schwer war die Prognose im Zeitraum

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

von 1979 bis 1982 als die amerikanische Zentralbank ein „non-borrowed reserve targeting" betrieb.

Unter besonderer Berücksichtigung des Regimewechsels in der U.S.-amerikanischen Geldpolitk von 1979 und dessen Bedeutung für die kanadische Zinsentwicklung untersuchen *Pesando und Plourde (1988)* den Informationsgehalt von Expertenprognosen sowie den prognostischen Gehalt der Zinsstruktur. Das Vorgehen entspricht im wesentlichen dem von Pesando (1981), wobei zusätzlich die Quote einer korrekten Antizipation des Zinstrends ermittelt wird. Als Hauptergebnis konstatieren Pesando und Plourde einen sich auf die Prognostizierbarkeit von Zinssätzen stark negativ auswirkenden Effekt des Regimewechsels. Nach 1979 erweist sich das Random-Walk-Modell auch im Falle dreimonatiger Zinssätze zumeist als überlegen oder zumindest gleichwertig bei insgesamt drastisch ansteigenden durchschnittlichen Prognosefehlern. Der Anteil derjenigen Prognosen, welche das Vorzeichen der künftigen Zinsänderung richtig vorhersagten, lag bei den Kapitalmarktzinssätzen zwischen 42 und 61 Prozent, wobei die Nullhypothese einer Erfolgswahrscheinlichkeit von 50 Prozent mehrheitlich nicht verworfen werden konnte. Was die Dreimonatssätze betrifft, gelang es den Experten, das Vorzeichen im gesamten Stützbereich signifikant besser zu prognostizieren als ein Münzwurf. Betrachtet man die Zeit nach der geldpolitischen Regimeänderung isoliert, kann jedoch auch hier die Nullhypothese eines zufälligen Erfolgs nicht verworfen werden. Im Vergleich mit marktbasierten Prognosen, die unter Berücksichtigung von Zinsspannen generiert wurden, erwiesen sich die Expertenprognosen als unterlegen. Die aktuelle Zinsstruktur scheint demzufolge eine wichtige Informationsquelle für Prognostiker zu sein, wenngleich Pesando und Plourde eine gegenüber dem Random-Walk-Modell nur moderate Verbesserung der Prognosequalität feststellen können.[76]

Hafer und Sheehan (1989) konzentrieren sich auf die Frage, welchen Einfluß die Lagstruktur, d. h. die Anzahl der in die Modellspezifikation aufgenommenen Verzögerungen, auf die Prognoseleistung vektorautoregressiver Systeme ausübt. Sie formulieren dazu alternative VAR-Modelle in ersten Differenzen, denen fünf unterschiedliche Auswahlkriterien wie etwa der Final Prediction Error (FPE) oder das Bayesianische Informationskriterium (BIC) zugrunde liegen. Bei der Verwendung von Auswahlkriterien ist die VAR-Modellierung nicht der üblichen Restriktion unterworfen, für jede der berücksichtigten Variablen eine identische Laglänge zu verwenden. Was die Auswahl der Variablen anbelangt, beschränken sich Hafer und Sheehan auf die Geldmenge $M1$, das reale BSP, das Preisniveau sowie einen Dreimonatszinssatz. Als Referenz dienen ein univariates AR(4)-Modell sowie zwei unrestringierte VAR-Systeme mit einer für alle Variablen fixen Laganzahl von eins bzw. vier. Hinsichtlich der Auswahl des genauesten Prognosemodells hat sich keines der Kriterien als prinzipiell überlegen erwiesen. Allerdings zeigte sich, daß Modelle mit relativ wenigen Verzögerungen grundsätzlich besser prognostizieren

[76] Vgl. Pesando und Plourde (1988), S. 234 f.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

als Spezifikationen, die viele Lags enthalten. Der Zinssatz dreimonatiger Treasury Bills konnte sowohl über einen dreimonatigen als auch über einen zwölfmonatigen Prognosehorizont am besten durch VAR-Modelle vorhergesagt werden, welche maximal zwei Verzögerungen je Variable berücksichtigen. Im Falle eines zweijährigen Prognosehorizonts wird die Leistung dieser Ansätze allerdings deutlich durch das univariate Modell übertroffen, dessen Anwendung gegenüber der naiven Prognose sogar eine Reduktion des durchschnittlichen Fehlers um ca. 60 Prozent (!) ermöglicht. Insgesamt schneiden selbst bei Zweijahresprognosen Modelle mit wenig Verzögerungen besser ab, woraus abgeleitet werden kann, daß die Wahl einer adäquaten dynamischen Struktur einen wesentlichen Erfolgsfaktor von vektorautoregressiven Zinsprognosen darstellt.

Wie in Studien zur Prognose amerikanischer Zinssätze häufig vorzufinden, analysieren auch *Hafer, Hein und Mac Donald (1992)* den Informationsgehalt von Marktumfragen bezüglich der erwarteten Zinsentwicklung. Weiterhin werden für einen Zeitraum von zwölf Jahren die Prognosegüte der Zinsstruktur sowie der Markt für Zinsfutures als Informationsquelle untersucht und mit der „no change"-Prognose konfrontiert. Prognostiziert wurde der Zinssatz dreimonatiger Treasury-Bills über einen Horizont von einem Quartal. Als bester Prediktor für das künftige Zinsniveau erwies sich der Zinsterminsatz, wenngleich sich die naive Prognose als nur geringfügig unterlegen zeigte. Sowohl die Umfragen als auch die Zinsstrukturprognosen wurden hinsichtlich ihrer Exaktheit knapp vom Random-Walk-Modell übertroffen.

Gegenstand der Untersuchung von *Bradley und Lumpkin (1992)* sind sieben amerikanische Zinssätze, die in monatlicher Frequenz verarbeitet werden. Die Laufzeit der zugrunde liegenden staatlichen Wertpapiere reicht von drei Monaten bis zu 30 Jahren, so daß ein sehr weites Spektrum der Zinsstruktur erfaßt werden konnte. Wenngleich der empirische Nachweis von Kointegrationsbeziehungen sowie die Formulierung von Fehlerkorrekturmodellen im Mittelpunkt der Studie stehen, finden sich einige Ausführungen über die Bedeutung langfristiger Gleichgewichtsbeziehungen für die Zinsprognose. Aus ihnen geht hervor, daß der Siebenjahreszinssatz mit einem Fehlerkorrekturmodell exakter prognostiziert werden kann als mit einem unrestringierten VAR-System.

Ein ähnliches Vorgehen liegt der Arbeit von *Hall, Anderson und Granger (1992)* zugrunde, in der allerdings die Verbindung zwischen dem Kointegrationskonzept und der Theorie der Zinsstruktur besonders hervorgehoben und schließlich auch dem Prognoseaspekt etwas mehr Aufmerksamkeit geschenkt wird. Die errechneten Fehlermaße für Einschrittprognosen deuten eindeutig auf die Überlegenheit des spezifizierten Fehlerkorrekturmodells sowohl gegenüber der „no change"-Prognose als auch gegenüber einem unrestringierten VAR-Modell hin.

Eine sehr sorgfältige Gegenüberstellung alternativer Prognoseverfahren wurde von *Anker (1993)* vorgenommen. Prognostiziert wurde die Einjahresrendite öffentlicher Anleihen in Deutschland über einen ein-, drei, sechs-, neun- und zwölfmona-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

tigen Horizont, wobei der Analyse ein vergleichsweise langer Prognosezeitraum von etwa fünfzehn Jahren zugrunde liegt. Unter besonderer Berücksichtigung bayesianischer Spezifikationen kamen zunächst unterschiedliche Varianten von VAR-Systemen und bivariaten Fehlerkorrekturmodellen, welche jeweils Zinstrukturinformationen berücksichtigen, sowie diverse ARIMA-Modelle zum Einsatz. Grundsätzlich zeigte sich dabei insbesondere im Falle der erstellten 12-Schrittprognosen eine Überlegenheit bayesianischer Systeme gegenüber Fehlerkorrektur- und unrestringierten VAR-Modellen. Als sehr leistungsfähig erwies sich ein univariates bayesianisches ARIMA-Modell, welches ab einem Prognosehorizont von sechs Monaten allen übrigen univariaten und multivariaten Verfahren überlegen war. Desweiteren untersuchte Anker die Prognoseleistung verschiedener VAR-Spezifikationen, die neben der Einjahresrendite sieben makroökonomische Variablen (Index der Nettoproduktion, Preisindex, DM/$-Wechselkurs, deutscher Dreimonatszinssatz, Dreimonatszinssatz der USA, Geldmenge *M*3, Verschuldung des Bundes) als potentielle Determinanten der Zinsentwicklung enthalten. Im Vergleich zu den univariaten Verfahren und den Modellen mit Zinsstrukturinformationen haben sich diese Systeme für nahezu alle Prognosehorizonte als deutlich unterlegen gezeigt und wurden in ihrer Leistungsfähigkeit sogar vom Random-Walk-Modell übertroffen. Schließlich wurde eine Auswahl der erstellten 12-Schrittprognosen mit zweien aus der Zinsstruktur extrahierten Prognosen konfrontiert. Letztere greifen auf die Zinsspanne zwischen der Einjahresrendite und der Zweijahresrendite als Informationsmenge zurück und berücksichtigen keine bzw. eine konstante Risikoprämie. Im Gesamtvergleich liegt erneut das bayesianische ARIMA-Modell an der Spitze, das zusammen mit vier weiteren Modellen der naiven Prognose überlegen ist. Zu diesen Modellen zählen neben den Zinstrukturinformationen verarbeitenden bivariaten Fehlerkorrektur- und VAR-Sytemen auch die beiden marktbasierten Zinsstrukturprognosen, deren Informationgehalt sich allerdings kaum von dem des Random-Walk-Modells unterscheidet.[77]

Levin (1993) vergleicht in seiner Arbeit zwei zeitreihenanalytische Prognoseverfahren mit Prognoseansätzen, die auf Zinsstrukturinformationen basieren. Die Studie konzentriert sich auf die Vorhersage eines deutschen Siebenjahreszinssatzes bei einem ein-, drei- und zwölfmonatigen Prognosehorizont. Hinsichtlich der Einmonatsprognosen sind sowohl die spezifizierten Zinsstrukturmodelle[78] als auch ein univariates ARIMA-Modell etwa gleichermaßen exakt wie die naive Prognose. Auch durch die Formulierung eines Fehlerkorrekturmodells, welches die Kointegrationsbeziehung zwischen zwei Zinssätzen ausnutzt, ist es nicht möglich die Prognosegüte des Random-Walk-Modells zu übertreffen. Allerdings gelingt es in 66 Prozent aller Fälle mit Hilfe des ARIMA-Modells das Vorzeichen der Zinsänderung korrekt vorherzusagen, während die marktbasierte Zinsstrukturprognose so-

[77] Vgl. dazu Anker (1993), S. 259 – 262, 273 – 278, 279 – 285.

[78] Neben dem bekannten Zinsstrukturmodell mit rationalen Erwartungen berücksichtigt Levin ein Modell mit adaptiver Erwartungsbildung, welches neben der Zinsspanne auch einen kurzfristigen Zinssatz als Erklärungsgröße enthält.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

wie das Fehlerkorrekturmodell lediglich eine Trefferquote von 50% bzw. 56% erzielen. Für den drei- sowie den zwölfmonatigen Prognosehorizont ergibt sich ein ähnliches Bild, wobei ein Rückgang der relativen Überlegenheit des ARIMA-Modells hinsichtlich der Prognose des Zinstrends zugunsten der Zinsstrukturmodelle und des Fehlerkorrekturmodells verzeichnet werden konnte.

In einer umfassenden Studie des Eurogeldmarktes, analysieren *Arshanapalli und Doukas (1994)* für insgesamt acht Währungen fünf kurzfristige Eurozinssätze und zeigen in methodischer Anlehnung an Bradley und Lumpkin (1992) sowie Hall, Anderson und Granger (1992) auf, wie sich langfristige Gleichgewichtsbeziehungen erfolgreich für Prognosezwecke nutzen lassen.[79] Prognostiziert wurde jeweils der Zinssatz für sechsmonatige Ausleihungen mit einem Fehlerkorrekturmodell sowie einem unrestringierten VAR-Modell. Der Untersuchung lagen Tagesdaten zugrunde, wobei der Prognosehorizont mit einem Tag recht kurz gewählt wurde. Für alle Euroteilmärkte haben sich die spezifizierten Fehlerkorrekturmodelle als deutlich überlegen erwiesen. Gegenüber dem Random-Walk-Modell konnte der durchschnittliche Fehler um 30 bis 55 Prozent reduziert werden. Auch waren die Vorhersagen der Fehlerkorrekturmodelle stets exakter als die VAR-Prognosen, wenn auch statistisch nicht signifikant. Gegenüber VAR-Prognosen ließ sich der durchschnittliche Fehler um zwei bis sechzehn Prozent reduzieren, was eindeutig für eine Berücksichtigung von Kointegrationsbeziehungen im Prognosekontext spricht.

Im Mittelpunkt der Analyse von *Herbert und Stahlhacke (1995)* steht die Leistungsfähigkeit von ARIMA-, Fehlerkorrektur- und vektorautoregressiven Modellen, welche anhand von vierundzwanzig Einschrittprognosen der monatsdurchschnittlichen Rendite von deutschen Bundesanleihen mit einer Restlaufzeit von neun bis zehn Jahren gemessen wird. Dabei zeigt sich, daß nahezu alle untersuchten Verfahren in 58 Prozent der Fälle das Vorzeichen der Zinsänderung korrekt prognostiziert haben. Gemessen an quantitativen Fehlermaßen sind ebenfalls alle Modelle der naiven Prognose geringfügig überlegen, wobei sowohl die spezifizierten Fehlerkorrekturmodelle als auch die VAR-Systeme exakter prognostizieren als das univariate ARIMA-Modell. Die etwa im Kontrast zur Untersuchung von Hall, Anderson und Granger (1992) vergleichsweise gute Performance von unrestringierten VAR-Modellen gegenüber Fehlerkorrekturmodellen deutet hier auf eine eher geringe Bedeutung langfristiger Zusammenhänge für Einschrittprognosen hin.

Auch in der Arbeit von *Deaves (1996)* geht es vornehmlich um eine Gegenüberstellung prominenter zeitreihenanalytischer und marktbasierter Prognosestrategien. Dazu wird auf der Grundlage von Quartalsdaten für den Zeitraum von 1951 bis 1992 die Exaktheit von Vorhersagen des Zinssatzes dreimonatiger Treasury Bills analysiert. Durch die Berücksichtigung von insgesamt neun Prognosehorizonten,

---

[79] Untersucht wurden Sätze für Ausleihungen am Eurobankenmarkt (Wochenzins, Monatszins, Dreimonatszins, Sechsmonatszins, Jahreszins) für jeweils folgende Währungen: Belgischer Franc, Kanadischer Dollar, Dänische Krone, Französischer Franc, Deutsche Mark, Niederländische Gulden, Schweizer Franken, U.S. Dollar.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

angefangen bei drei Monaten bis zu zehn Jahren, wird neben kurzfristigen auch weit in die Zukunft reichenden Prognosen Aufmerksamkeit geschenkt. Für alle Verfahren läßt sich einhergehend mit der Ausdehnung des Prognosehorizonts ein starker Anstieg der errechneten Fehlermaße verzeichnen, insbesondere bis zu einem Horizont von drei Jahren. Gemessen am Random-Walk-Modell zeigt sich im mittel- bis langfristigen Bereich eine deutliche Überlegenheit sämtlicher Zinsstrukturinformationen verarbeitender Verfahren, wobei die rationale Erwartungshypothese mit konstanten Risikoprämien alle übrigen Ansätze für einen Horizont von etwa zwei bis acht Jahren dominiert. Im Falle der Zehnjahresprognose erweist sich ein bivariates Fehlerkorrekturmodell, welches den langfristigen Kapitalmarktzinssatz enthält, gegenüber diversen Zinsstrukturhypothesen sowie univariaten Zeitreihenmodellen als überlegen. Letztere schneiden grundsätzlich schlecht ab. Allerdings stellt der relativ aktuelle Zeitraum von 1980 bis 1992 insofern eine bedeutende Ausnahme dar, als daß eine ARMA-Spezifikation des nicht differenzierten (!) Zinssatzes die übrigen Verfahren oftmals an Genauigkeit übertrifft. Eine im Vergleich zum Zeitraum von 1963 bis 1977 sehr viel geringere Güte aller Prognosen, die für die relativ volatile Teilperiode von 1978 bis 1992 erstellt wurden, konnte ebenfalls empirisch nachgewiesen werden. Abschließend analysiert Deaves die Leistungsfähigkeit professioneller Expertenprognosen. Diese sind häufig exakter als das Random-Walk-Modell, weisen aber – gemessen an den ökonometrischen Verfahren – eine eher schwache Performance auf.

Hoffman und Rasche (1996) analysieren für einen Zeitraum von 1987 bis 1994 den prognostischen Informationsgehalt von Kointegrationsbeziehungen, indem sie die Performance eines makroökonomischen Vektorfehlerkorrekturmodells mit der Prognoseleistung zweier korrespondierender VAR-Modelle vergleichen, von denen eines in den ersten Differenzen, das andere in Niveauwerten spezifiziert ist. Prognostiziert werden Quartalsdaten über einen Horizont von drei Monaten bis zu vier Jahren. Jedes der drei Modelle umfaßt die U.S-amerikanischen Variablen Inflationsrate, reale Geldmenge $M1$, Zinssatz für Commercial Papers, reales Bruttoinlandsprodukt sowie den Zinssatz für Treasury Bills. Eine solche Kombination enthält mit der Fisher'schen Hypothese, der Beziehung zwischen zwei Zinssätzen gleicher Fristigkeit und einer spezifischen Geldnachfragefunktion insgesamt drei potentielle langfristige Gleichgewichtsrelationen, für deren tatsächliche Existenz dann auch die Resultate mehrerer durchgeführter Kointegrationstests sprechen.[80] Was die Vorhersage der Zinssätze anbelangt, zeigt sich allerdings für sämtliche der sechs untersuchten Prognosehorizonte, daß eine Berücksichtigung dieser Langfristinformationen in Form von Fehlerkorrekturtermen nicht zu einer Verbesserung des Prognosegüte beiträgt. Als überlegen erweist sich grundsätzlich das in den ersten Differenzen formulierte VAR ohne Fehlerkorrekturterm. Insbesondere ab einem zweijährigen Horizont erhöht sich die relative Leistungsfähigkeit des VAR-Modells, welches Niveauwerte enthält, ohne dabei die empirisch nachgewiesenen

[80] Vgl. Hoffman und Rasche (1996), S. 496 – 500.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Gleichgewichtsbeziehungen auszunutzen. Besonders überraschend ist die vergleichsweise schlechte Performance des Fehlerkorrekturmodells gegenüber beiden alternativen Spezifikationen im Falle der Langfristprognosen.

Eine ähnliche Fragestellung bearbeiten *Lin und Tsay (1996),* indem sie die Bedeutung einer korrekten Identifikation von Integrations- und Kointegrationseigenschaften für die Prognoseleistung von VAR-Modellen untersuchen. Drei der von ihnen analysierten VAR-Systeme berücksichtigen ausschließlich Zinssätze, wobei die Variablengruppen (1) internationale Renditen von Anleihen mit mittlerer Restlaufzeit, (2) kurzfristige Taiwanesische Zinssätze sowie (3) kurz- bis mittelfristige U.S.-amerikanische Zinssätze jeweils durch ein VAR-System repräsentiert werden. Die Prognosen monatlicher Zinssätze wurden für insgesamt zwanzig Prognosehorizonte – beginnend bei einem Monat endend bei fünf Jahren – erstellt. Für jedes VAR-System mit k Variablen wurden neben dem „korrekten" Modell, welches die Anzahl der in vorangehenden Kointegrationstests nachgewiesenen Einheitswurzeln und Kointegrationsbeziehungen enthält, alle weiteren potentiellen Modelle formuliert. Die für diese Spezifikationen jeweils unterstellte Anzahl an Einheitswurzeln liegt zwischen Null für ausschließlich stationäre Zeitreihen und k für ausschließlich integrierte Zeitreihen, denen jedoch keine langfristige Gleichgewichtsbeziehungen unterstellt werden. Im Falle der internationalen Renditen sowie der amerikanischen Zinssätze zeigte sich, daß die Prognosefehler des „korrekten" Modells bei einem zunehmenden Prognosehorizont gegen einen konstanten Wert konvergieren. Dies widerspricht allerdings den Ergebnissen der zuvor durchgeführten Einheitswurzeltests, welche auf die Instationarität aller analysierten Zinssätze hindeuten und damit eine mit zunehmendem Horizont ansteigende Varianz implizieren. Für die gleichen Variablengruppen konnte desweiteren eine vergleichsweise gute Performance derjenigen VAR-Modelle festgestellt werden, welche nicht nur den nachgewiesenen Kointegrationsbeziehungen keine Beachtung schenken, sondern auch die verwendeten Zinssätze entgegen den zuvor festgestellten Integrationseigenschaften als stationäre Zeitreihen behandeln. Gemäß Lin und Tsay begründen diese out-of-sample erzielten Ergebnisse ernsthafte Zweifel sowohl an der Macht von Kointegrationstests als auch an der oftmals unterstellten Instationarität von Zinssätzen.[81] Der in Zinsprognosestudien mehrfach dokumentierte geringe Nutzen von Fehlerkorrekturmodellen sowie die relativ hohe Leistungsfähigkeit des univariaten ARMA-Modells von Deaves (1996), welches den nicht differenzierten Zinssatz modelliert, erscheint vor diesem Hintergrund zumindest plausibel.

In der Studie von *Alexander und Hohl (1998)* werden unter Einsatz makroökonomischer VAR-Modelle sowohl der Zinssatz für Dreimonatsgeld als auch die Rendite 10-jähriger Bundesanleihen über den Zeitraum von Februar 1994 bis Mai 1998 prognostiziert. Ausgewertet werden die Fehler von 3-Schritt-, 6-Schritt-, 9-

[81] Vgl. Lin und Tsay (1996), S. 533, 536–537 sowie die Studie von Wu und Zhang (1996).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Schritt- und 12-Schrittprognosen. Für beide Zinssätze sind individuelle und unrestringierte Modelle spezifiziert worden, wobei die Auswahl der übrigen Variablen gemäß ihres Erklärungsbeitrages in bivariaten Regressionen und anhand von Ein-Schritt-Prognosefehlern erfolgte.[82] Das VAR-Modell, welches den kurzfristigen Zinssatz prognostiziert, enthält als weitere Variablen die US-Primerate, die deutsche Geldmengenentwicklung ($M2$) und die US-amerikanische Inflationsrate. Es zeigt sich, daß die gewählte Spezifikation den Dreimonatszinssatz über alle Horizonte deutlich besser prognostiziert als das Random-Walk-Modell. Sehr viel schlechter hingegen sind die Ergebnisse im Falle des langfristigen Zinssatzes, für dessen Prognose ein VAR-Modell spezifiziert wurde, welches als weitere Variablen die deutsche Inflationsrate, den langfristigen US-amerikanischen Zinssatz und die Verschuldung des Bundes enthält. Lediglich die erzeugten 3-Schritt-Prognosen dieses Modells sind der no-change-Prognose überlegen. Für alle übrigen Horizonte schneidet das VAR-Modell deutlich schlechter ab als das Random-Walk-Modell.[83] Die Analyse von Alexander und Hohl bestätigt damit einige der bereits in vorherigen Studien gewonnenen und in diesem Literaturüberblick wiedergegebenen Erkenntnisse: (1) Kurzfristige Zinssätze sind besser zu prognostizieren als Zinssätze am Kapitalmarkt. (2) Unrestringierte VAR-Modelle erzeugen generell keine Kapitalmarktzinsprognosen, die denen des Random-Walk-Modells überlegen sind. (3) VAR-Modelle mit makroökonomischen Zinsdeterminanten sind weniger geeignet, den langfristigen Zinssatz zu prognostizieren, als Modelle, welche kontemporäre Marktdaten wie etwa Zinsstrukturinformationen enthalten.

6.5 Fazit

Die für den Zinsprognostiker relevanten Aspekte der Diskussion um rationale Erwartungsbildung und Informationseffizienz auf Fremdkapitalmärkten lassen sich wie folgt zusammenfassen:

(1) Der Zinsanalyst hat den Vorteil, auf theoretisch fundierte Ansätze zur Prognose von Zinssätzen zurückgreifen zu können. Während klassische und keynesianische Theorien die Zinsentwicklung in Abhängigkeit gesamtwirtschaftlicher Einflußgrößen wie Volkseinkommen und Geldmengenentwicklung erklären, unterstellen Zinsstrukturhypothesen eine Interdependenz von Zinssätzen, denen Anlagemöglichkeiten unterschiedlicher Fristigkeit zugrunde liegen, ohne jedoch nach den Determinanten der Zinsbildung zu fragen. Theoretisch läßt sich indessen zeigen, daß die Erwartungshypothese der Zinsstruktur in Kombination mit rationaler Er-

[82] Insgesamt standen den Autoren 29 Zeitreihen als potentielle Determinanten der Zinsentwicklung zur Verfügung. Zur konkreten Auswahlprozedur vgl. Alexander und Hohl (1998), S. 13 – 17.

[83] Die Autoren haben von der Publikation einer derartigen Gegenüberstellung grundsätzlich abgesehen. Der Vergleich zur Random-Walk-Prognose basiert daher für beide Zinssätze auf eigenen Berechnungen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

wartungsbildung die approximative Random-Walk-Eigenschaft langfristiger Zinssätze impliziert.

(2) Traditionelle makroökonomische Strukturgleichungen stellen theoretisch inadäquate Prognoseinstrumente dar, weil sie weder mit der Lucas-Kritik noch mit der Theorie informationseffizienter Kapitalmärkte vereinbar sind. Finanzprognosen sollten idealerweise den aktuellen Wert der zu prognostizierenden Variablen als erklärende Größe enthalten, um alle im Markt vorhandenen Informationen auszunutzen.

(3) Im Vergleich zum Random-Walk-Modell haben sich ökonometrische Strukturmodelle auch in empirischen Untersuchungen als unterlegen erwiesen. Strukturmodelle haben dabei nicht allein unterlegene Prognosen des künftigen Zinssatzes generiert, sondern konnten oftmals die vergangene Zinsentwicklung nicht einmal erklären.

(4) Auf informationseffizienten Märkten ergeben sich durch Berücksichtigung kontemporärer Zinsstrukturinformationen ergänzend zur „no change"-Prognose des Random-Walk-Modells Möglichkeiten zur marktbasierten Vorhersage der Zinsentwicklung. Bei Gültigkeit der rationalen Erwartungshypothese der Zinsstruktur sollte die aktuelle Differenz zwischen einem lang- und einem kurzfristigen Zinssatz künftige Zinsänderungen prognostizieren können. Erwartete Zinsänderungen spiegeln dabei die *ex ante* Gleichheit der um konstante Risikoprämien bereinigten Erträge aus Anlageformen unterschiedlicher Fristigkeit wider.

(5) Empirische Untersuchungen haben den Informationsgehalt von Zinsspannen generell bestätigt. Die Ergebnisse stimmen jedoch mehrheitlich nicht mit der rationalen Erwartungshypothese überein. Oftmals steht der festgestellte Zusammenhang zwischen Zinsspannen und Zinsänderungen sogar im völligen Widerspruch zur rationalen Erwartungshypothese. Die Möglichkeit, durch Zinsprognosen nicht korrekt bewertete Wertpapiere ausfindig zu machen, kann daher nicht ausgeschlossen werden.

(6) Empirische Evidenzen gegen die rationale Erwartungshypothese wurden theoretisch bislang entweder durch zeitvariable Risikoprämien oder durch Marktineffizienzen begründet. Im Falle zeitvariabler Risikoprämien werden Markterwartungen über die künftige Zinsentwicklung nicht durch die gewichtete Zinsspanne repräsentiert. Im Falle von Marktineffizienzen stellen die in der Zinsspanne repräsentierten Markterwartungen keine rationale Prognose der künftigen Zinsentwicklung dar. Neuere Untersuchungen zum Informationsgehalt von Marktumfragen sowie zum Erfolg mechanischer Anlageregeln favorisieren dabei für längere Laufzeiten eher die letztere Erklärung. Auf Interbankenmärkten scheinen dagegen variable Risikoprämien von Bedeutung zu sein.

(7) Bisherige Untersuchungen zum Informationsgehalt von Derivaten sind aufgrund des limitierten Datenmaterials nur mit Einschränkung interpretierbar. Es deutet jedoch einiges darauf hin, daß der Zinsprognostiker aus der Analyse von Fu-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

turemärkten Informationen über Markterwartungen gewinnen kann. Auf Futuremärkten lassen sich Zinsterminsätze direkt beobachten bzw. aus Terminkursen errechnen, weshalb ein derartiges Vorgehen als mögliche Alternative oder zumindest als wertvolle Ergänzung zur Extrahierung von Markterwartungen aus der Zinsstruktur betrachtet werden sollte.

(8) Empirische Markteffizienztests, in denen die Random-Walk-Eigenschaften von Zinssätzen untersucht werden, sind Regressionsansätzen zur Überprüfung der rationalen Erwartungshypothese ökonometrisch unterlegen. Da die rationale Erwartungshypothese mehrheitlich verworfen wurde, konnte bislang kein umfassender empirischer Nachweis für Rationalität und Markteffizienz auf Fremdkapitalmärkten erbracht werden.

(9) Empirische Studien zeigen, daß sich kurzfristige Zinssätze generell besser prognostizieren lassen als Kapitalmarktzinssätze.

(10) Die in der wissenschaftlichen Literatur dokumentierten Zinsprognosen sind nur zum Teil in der Lage, die Prognosegüte des Random-Walk-Modells zu übertreffen. Marktbasierte Prognosestrategien, die auf eine ökonometrische Extraktion des Informationsgehalts aktueller Finanzmarktdaten abzielen, erweisen sich dabei als vergleichsweise erfolgreich.

7. Motivation von Zinsprognosen mit Regime-Switching-Modellen

7.1 Grundlagen

Der Überblick in Abschnitt 6.3 hat verdeutlicht, daß marktbasierte Prognosen zu vergleichsweise befriedigenden empirischen Ergebnissen führen. Gemäß der dort zusammengefaßten Literatur können – unter Anwendung moderner zeitreihenanalytischer Verfahren – insbesondere die in der Zinsstruktur enthaltenen Informationen zur Vorhersage von kurz- und langfristigen Zinssätzen verwertet werden. Aus theoretischer Sicht lassen sich diese empirischen Befunde gut mit den in Kapitel 6 dargestellten Theorien erklären, denenzufolge die Prognostizierbarkeit von Zinssätzen eine Konsequenz rational handelnder Transakteure auf informationseffizienten Fremdkapitalmärkten ist. Als theoretisch umfassendste Begründung für eine solche Prognostizierbarkeit wurde die rationale Erwartungshypothese der Zinsstruktur herangezogen. Sie impliziert, daß die gewichtete Zinsdifferenz die Änderung des langfristigen Zinssatzes über die Laufzeit des kurzfristigen Wertpapiers vorhersagt. Ebenso folgt aus der rationalen Erwartungshypothese der prognostische Gehalt der Zinsdifferenz hinsichtlich kumulierter künftiger Änderungen des kurzfristigen Zinssatzes über die Laufzeit des langfristigen Wertpapiers.

Wie ebenfalls in Kapitel 6 ausführlich erörtert wurde, ist die rationale Erwartungshypothese dennoch empirisch mehrheitlich verworfen worden. Das Ausmaß

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

der Ablehnung ist dabei u. a. von dem Prognosehorizont, der Fristigkeit der betrachteten Wertpapiere und dem zugrundeliegenden Stützbereich abhängig. Als bislang prominenteste Erklärung für das empirische Versagen der rationalen Erwartungshypothese wurde auf die mögliche Existenz zeitvariabler Risikoprämien hingewiesen. In diesem Falle würde die Differenz zwischen dem lang- und dem kurzfristigen Zinssatz auch Informationen hinsichlich der künftigen Entwicklung der Risikoprämie enthalten, die Anleger für langfristige Anlagen fordern. Obwohl neuere Untersuchungen vor allem am kurzen Ende der Zinsstruktur Hinweise auf zeitvariable Risikoprämien finden (Wasmund (1998)), ist eine empirisch erfolgreiche und zugleich theoretisch adäquate stochastische Repräsentation derselben bislang nicht gelungen. Während makroökonomische Gleichgewichtsmodelle das beobachtete Verhalten von Zinssätzen und Zinsstruktur nicht hinreichend erklären können (Bekaert, Hodrick und Marshall (1997b)), fehlt einer Modellierung von Risikoprämien als ARCH- oder GARCH-Prozeß die notwendige theoretische Fundierung. Als eine alternative Begründung für die Ablehnung der rationalen Erwartungshypothese wurde in Kapitel 6 auf die theoretisch nicht sehr ansprechende Überreaktionshypothese verwiesen, die eine konkrete Ausprägung irrationalen Marktverhaltens unterstellt.

Eine aus ökonomischer Perspektive vielversprechende und zugleich empirisch operationalisierbare dritte Erklärungsmöglichkeit für die Ablehnung der Erwartungshypothese stellt das sogenannte „Peso-Problem" dar. Allgemein werden Peso-Probleme durch ökonomisch bedeutsame diskrete Ereignisse verursacht, die in der vorliegenden Stichprobe weniger häufig zu beobachten sind, als dies von rationalen Transakteuren *ex ante* erwartet wurde. Bei einer Existenz von Peso-Problemen in der Zinsstruktur würde die rationale Erwartungshypothese mit zeitkonstanten Risikoprämien eine theoretisch gute Beschreibung der tatsächlichen Erwartungsbildung auf informationseffizienten Märkten darstellen. Ihre Ablehnung resultiert nunmehr aus der Inadäquanz der den geläufigen Testansätzen zugrunde liegenden asymptotischen Verteilungstheorie in kleinen Stichproben.

Im Methodenteil dieser Arbeit wurde gezeigt, daß sich Regime-Switching-Modelle bestens eignen, diskrete Ereignisse zu modellieren und Wahrscheinlichkeiten für ihr Eintreten zu berechnen. Ihre Verwendung zur empirischen Formalisierung des Peso-Problems bietet sich daher geradezu an und gewinnt dementsprechend in der Literatur zunehmend an Bedeutung. So weisen etwa die Studien von Hamilton (1988), Sola und Driffill (1994), Garcia und Perron (1996), Gray (1996), Kugler (1996), Ahrens (1998a), Ang und Bekaert (1998) sowie Bekdache (1999) ein Regime-Switching-Verhalten von Zinssätzen empirisch nach, während Lewis (1991) und Evans und Lewis (1995) den Regime-Switching-Ansatz explizit zur empirischen Modellierung des Peso-Problems nutzen. Bekaert, Hodrick und Marshall (1997a) zeigen darüber hinaus, daß eine Ablehnung der rationalen Erwartungshypothese der Zinsstruktur weniger häufig erfolgt, wenn dem Regime-Switching-Verhalten von Zinssätzen Rechnung getragen wird. Dieser Nachweis wurde erbracht, indem unter Anwendung von Monte-Carlo-Experimenten Verteilungen in kleinen

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Stichproben für die Koeffizienten der Zinsstrukturregressionen ermittelt wurden. Den „small sample distributions" liegt dabei das zuvor geschätzte Regime-Switching-Modell des kurzfristigen Zinssatzes zugrunde.

Aufbauend auf diesen Forschungsbeiträgen läßt sich die dem empirischen Teil dieser Arbeit zugrunde liegende Prognosestrategie wie folgt beschreiben: Sollte die Erwartungshypothese in kleinen Stichproben aufgrund von Peso-Problemen verworfen werden und sollten weiterhin erwartete diskrete Ereignisse, welche Peso-Probleme verursachen, durch Regime-Switching-Modelle erfaßt werden können, so ist mit einer deutlichen Verbesserung der Qualität marktbasierter Prognosen zu rechnen, vorausgesetzt, die Prognosemodelle lassen endogene Regimewechsel zu. Im folgenden Abschnitt 7.2 werden das Peso-Problem und dessen Auswirkungen auf Prognosefehler und Modellschätzungen beschrieben. In Abschnitt 7.3 wird die Verbindung zu Regime-Switching-Modellen hergestellt, während Abschnitt 7.4 eine kurze Zusammenfassung neuerer empirischer Analysen des Peso-Problems in der Zinsstruktur enthält.

Eine zeitreihenanalytische und mit dem Peso-Problem nicht unmittelbar verknüpfte Motivation von Zinsprognosen mit Regime-Switching-Modellen wird in Abschnitt 7.5 vorgenommen. In Anlehnung an Ang und Bekaert (1998) wird dort gezeigt, wie die seit langem kontrovers diskutierte Frage nach der (In-) Stationarität von Zinssätzen mit Hilfe des Regime-Switching-Ansatzes beantwortet werden kann.

In Verbindung mit den in den Abschnitten 5.4 und 6.4 zusammengefaßten Erkenntnissen aus den beiden vorangehenden Kapiteln sollte dieses Kapitel 7 als grundlegende Motivation für den empirischen Teil der vorliegenden Arbeit angesehen werden. Ungeachtet ihrer zunehmenden Popularität sind Regime-Switching-Modelle bislang kaum zur out-of-sample Prognose von Finanzmarktdaten eingesetzt worden. Mehrschritt-Prognosen wurden dabei lediglich für Wechselkurse generiert (Engel und Hamilton (1990), Kaminsky (1993), Engel (1994)). Was die Prognose der Zinsentwicklung anbelangt, ist einzig auf die Studie von Ang und Bekaert (1998) zu verweisen, deren empirischer Teil unter anderem eine statistische Auswertung von Einschrittprognosefehlern enthält. Ein mehrere Prognosehorizonte umfassender extensiver Vergleich der Prognosegüte von Regime-Switching-Modellen im Verhältnis zur Leistungsfähigkeit linearer Zeitreihenmodelle ohne Regimewechsel ist jedoch bislang nicht vorgenommen worden.

7.2 Peso-Probleme und rationale Prognosefehler

In der wissenschaftlichen Literatur wurde der Begriff „Peso-Problem" erstmalig von Rogoff (1980) und Krasker (1980) gebraucht, wobei seine ursprüngliche Verwendung Milton Friedman zugeschrieben wird. In den frühen siebziger Jahren waren die kurzfristigen Zinssätze in Mexiko dauerhaft höher als vergleichbare Zins-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

sätze in den USA, obwohl der mexikanische Peso lange Jahre gegenüber dem U.S.-Dollar fixiert war. Nach der Argumentation von Friedman spiegelte sich in dem beobachteten Zinsunterschied eine von den Marktteilnehmern erwartete Abwertung des Peso wider. Tatsächlich erwiesen sich diese Erwartungen *ex post* als gerechtfertigt, da die Freigabe des Peso im August 1976 in einer Abwertung um 46 Prozent resultierte. Mittlerweile ist das Phänomen des Peso-Problems nicht nur auf Devisen-, sondern auch auf Aktien-, Geld- und Anleihemärkten sowohl theoretisch als auch empirisch anlysiert worden. Im Unterschied zur Situation der mexikanischen Währung, deren Wert sich in den siebziger Jahren aufgrund eines einmaligen Ereignisses veränderte, konzentriert sich die Literatur mittlerweile auf wiederholt, aber selten auftretende diskrete Regimewechsel.[84]

Peso-Probleme werden generell mit Situationen in Verbindung gebracht, in denen die Verteilung einer Variablen einen Zustand enthält, dessen Eintrittswahrscheinlichkeit äußerst gering ist und dessen Eintreten von Transakteuren als ein bedeutendes negatives Ereignis angesehen wird. Da der Zustand eine nur geringe Wahrscheinlichkeit hat, kann er in kleinen Stichproben gegebenenfalls nicht beobachtet werden. Da er aber zugleich ein bedeutendes ökonomisches Ereignis repräsentiert, beinflußt sein mögliches Eintreten dennoch das Verhalten der Marktteilnehmer und damit auch Gleichgewichtspreise und Renditen auf Finanzmärkten. Eine allgemeine Definition, welche die ökonometrischen Charakteristika des Peso-Problems hervorhebt, wurde jüngst von Bekaert, Hodrick und Marshall (1997a, S. 2) vorgeschlagen:

> „(...) as arising whenever the *ex post* frequencies of states within the data sample differ substantially from their *ex ante* probabilities, and where these deviations distort econometric inference. When a peso problem is present, the sample moments calculated from the available data do not coincide with the population moments that agents actually use when making their decisions".

Aus dieser Definition geht hervor, daß ein Peso-Problem existieren kann, wenn eine zustandsabhängige Volkswirtschaft diskreten Ereignissen ausgesetzt ist. Eine weitere Implikation obiger Definition ist die Relevanz von Peso-Problemen in ausschließlich kleinen Stichproben. Allerdings werden kleine Stichproben definitionsgemäß nicht durch die Anzahl der Beobachtungen charakterisiert, sondern durch eine Anzahl an Zuständen oder Regimewechseln innerhalb des Stützbereichs, die für die der Erwartungsbildung zugrunde liegende Wahrscheinlichkeitsverteilung nicht repräsentativ ist. Somit kann selbst eine mehrere Dekaden umfassende Stichprobe angesichts selten zu beobachtender Zustände bzw. selten auftretender Regimewechsel zu klein sein, um die Aussagen der asymptotischen Verteilungstheorie heranziehen zu können.

---

[84] Eine Einführung in empirische und kapitalmarkttheoretische Peso-Problem-Modelle sowie ein Literaturüberblick sind in Evans (1996) zu finden. Eine kurze Darstellung des Peso-Problems anhand des Forward Premium Puzzles wird von Bohl (1999) vorgenommen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Das Auftreten von Peso-Problemen hat zugleich bedeutende Konsequenzen für die statistische Beurteilung von Prognosefehlern. In einer *ex-post*-Betrachtung scheinen diese verzerrt und mit *ex ante* verfügbaren Informationen korreliert zu sein, obwohl die Marktteilnehmer rationale Erwartungen bilden und Informationen effizient verarbeitet werden. Wie in Kapitel 5 gezeigt, setzt sich die einperiodige Rendite R_{t+1} eines Wertpapiers über den Zeitraum von t bis $t+1$ aus der zum Zeitpunkt t erwarteten Rendite $E(R_{t+1}|\Phi_t)$ und einem Prognosefehler zusammen:[85]

$$R_{t+1} \equiv E(R_{t+1}|\Phi_t) + \varepsilon_{t+1} \ . \tag{7.1}$$

Die Zeitreihe der Prognosefehler ε_t sollte im Falle rationaler Erwartungsbildung einen Mittelwert von Null aufweisen und nicht mit den in der Informationsmenge Φ_t enthaltenen Variablen korreliert sein. Wenn allerdings der die Rendite beschreibende stochastische Prozeß im Zeitablauf diskreten Wechseln unterliegt, kann dies Auswirkungen auf die Zeitreiheneigenschaften der Prognosefehler haben. In diesem Abschnitt sei zunächst unterstellt, daß die Marktteilnehmer das aktuelle Regime beobachten können. In Anlehnung an Evans (1996) wird diese Situation als „reines Peso-Problem" bezeichnet. Regimeunsicherheiten sind hier auschließlich in Hinblick auf künftige Regime vorhanden.

Die Zustandsabhängigkeit der Rendite sei dabei durch Änderungen der aus dem methodischen Grundlagenteil dieser Arbeit bekannten Regimeindikatorvariablen S_t repräsentiert, die – in Anlehnung an Kapitel 3 – die Werte Null und Eins annehmen kann. Die realisierte einperiodige Rendite läßt sich dann in ihren bedingten regimeabhängigen Erwartungswert $E(R_{t+1}|S_{t+1}, \Phi_t)$ und ein Residuum w_{t+1} zerlegen:[86]

$$R_{t+1} = E(R_{t+1}|S_{t+1} = 0, \Phi_t)(1 - S_{t+1}) + E(R_{t+1}|S_{t+1} = 1, \Phi_t)S_{t+1} + w_{t+1} \ . \tag{7.2}$$

Eine äquivalente Schreibweise von (7.2) ist durch

$$R_{t+1} = E(R_{t+1}|S_{t+1} = 0, \Phi_t) + \nabla E(R_{t+1}|\Phi_t)S_{t+1} + w_{t+1} \tag{7.3}$$

gegeben, wobei

$$\nabla E(R_{t+1}|\Phi_t) \equiv E(R_{t+1}|S_{t+1} = 1, \Phi_t) - E(R_{t+1}|S_{t+1} = 0, \Phi_t)$$

die Differenz der regimespezifischen Prognosen ist. Für den Fall, daß den Marktteilnehmern das Regime der folgenden Periode bekannt ist, stellt das Residuum w_{t+1} den Prognosefehler des Marktes dar, der die üblichen Eigenschaften rationaler Prognosefehler aufweist: $E(w_{t+1}|\Phi_t) = 0$. Wenn jedoch das Regime den Transakteuren *ex ante* nicht bekannt ist, wird sich der Prognosefehler des Marktes von

85 Vgl. dazu Abschnitt 5.1, S. 88 f.

86 Vgl. zu den folgenden Ausführungen Evans (1996), S. 616–618.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

dem Wert w_{t+1} unterscheiden. Dies läßt sich zeigen, indem zunächst die Erwartungswerte der Ausdrücke in Gleichung (7.3) gebildet werden. Da $E(w_{t+1}|\Phi_t) = 0$, gilt:

$$E(R_{t+1}|\Phi_t) = E(R_{t+1}|S_{t+1} = 0, \Phi_t) + \nabla E(R_{t+1}|\Phi_t)E(S_{t+1}|\Phi_t) \ . \tag{7.4}$$

Eine Substitution von (7.3) und (7.4) in Gleichung (7.1) sowie anschließende Umformung führt zu folgender Darstellung des *ex-post*-Prognosefehlers $R_{t+1} - E(R_{t+1}|\Phi_t)$:

$$\varepsilon_{t+1} = w_{t+1} + \nabla E(R_{t+1}|\Phi_t)(S_{t+1} - E(S_{t+1}|\Phi_t)) \ . \tag{7.5}$$

Gleichung (7.5) zeigt, daß ε_{t+1} nur dann die üblichen Eigenschaften rationaler Prognosefehler aufweist ($\varepsilon_{t+1} = w_{t+1}$), wenn das künftige Regime bekannt ist und folglich kein Peso-Problem vorliegt. Demgegenüber ist der zweite Ausdruck auf der rechten Seite angesichts eines Peso-Problems ungleich Null, da sich der Erwartungswert und die Realisation der Regimeindikatorvariablen infolge von Regimeunsicherheiten unterscheiden.

Für den Fall, daß die Rendite in Periode $t + 1$ durch den stochastischen Prozeß in Regime 1 erzeugt wurde, berechnet sich der *ex-post*-Prognosefehler gemäß (7.5) wie folgt:

$$\begin{aligned} \varepsilon_{t+1}(S_{t+1} = 1) &= w_{t+1} + \nabla E(R_{t+1}|\Phi_t)\big(1 - E(S_{t+1}|\Phi_t)\big) \\ &= w_{t+1} + \nabla E(R_{t+1}|\Phi_t)\,\Pr(S_{t+1} = 0|\Phi_t) \ . \end{aligned} \tag{7.6}$$

Da im reinen Peso-Problem unterstellt wird, daß den Transakteuren das aktuelle Regime bekannt ist, zeigt Gleichung (7.6) den Effekt von Regimeunsicherheit auf den Prognosefehler in Abwesenheit einer tatsächlichen Regimeänderung im Zeitraum von t bis $t + 1$. Unter rationaler Erwartungsbildung hat der erste Term auf der rechten Seite von Gleichung (7.6) einen Mittelwert von Null und ist nicht mit Φ_t korreliert. Der zweite Term ist das Produkt aus der Differenz der regimespezifischen Progosen und der *ex-ante*-Zustandswahrscheinlichkeit für das Regime Null.[87] Ein Peso-Problem ist demzufolge vorhanden, wenn der Markt das Regime Null *ex ante* für wahrscheinlich hält: $\Pr(S_{t+1} = 0|\Phi_t) > 0$. Solange sich die regimespezifischen Prognosen voneinander unterscheiden, impliziert dies zugleich, daß der zweite Term in (7.6) von Null verschieden ist und mit in Φ_t enthaltenen Variablen korreliert sein kann. Folglich begründet die Existenz von Peso-Problemen, warum Prognosefehler im Rahmen einer *ex-post*-Betrachtung verzerrt und mit *ex-ante*-Informationen korreliert zu sein scheinen, wenngleich Marktteilnehmer rationale Erwartungen bilden.

[87] Zur Definition von ex-ante-Regimewahrscheinlichkeiten vgl. die Ausführungen auf S. 63 ff. im methodischen Grundlagenteil dieser Arbeit.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Anhand von Gleichung (7.5) läßt sich die Bedeutung von Peso-Problemen für *ex-post*-Prognosefehler allgemeiner nachvollziehen. Der zweite Term in (7.5) wird als eine Komponente des Prognosefehlers existieren, solange Unsicherheiten hinsichtlich künftiger Regime auftreten. Inwieweit dies tatsächlich verzerrte und mit Φ_t korrelierte Prognosefehler impliziert, ist von der Häufigkeit der in der Stichprobe erfolgten Regimewechsel abhängig.[88] Für den speziellen Fall, daß lediglich Regime 1 beobachtet werden kann, werden die stochastischen Eigenschaften der Prognosefehler durch $\varepsilon_{t+1}(S_{t+1} = 1)$ in (7.6) beschrieben. Im Falle wiederholt beobachteter Regimewechsel werden die Eigenschaften der Prognosefehler aus einer Kombination von $\varepsilon_{t+1}(S_{t+1} = 1)$ und $\varepsilon_{t+1}(S_{t+1} = 0)$ beschrieben. Entspricht die Häufigkeit von Regimewechseln im Stützbereich derjenigen (erwarteten) Anzahl an Regimewechseln, die rationale Marktteilnehmer ihren Prognosen zugrundelegen, wird der Ausdruck $S_{t+1} - E(S_{t+1}|\Phi_t)$ einen Mittelwert von Null haben und mit *ex ante* verfügbaren Informationen nicht korreliert sein. Wie oben bereits konstatiert, können Prognosefehler deshalb von Peso-Problemen ausschließlich in kleinen Stichproben betroffen sein, in denen die Häufigkeitsverteilung der beobachteten Regimewechsel nicht der Wahrscheinlichkeitsverteilung entspricht, die die Marktteilnehmer zur Prognose heranziehen.

7.3 Modellierung des allgemeinen Peso-Problems mit Regime-Switching-Modellen

Da Peso-Probleme nur in kleinen Stichproben auftreten, kann ihre Existenz definitionsgemäß nicht anhand formaler Tests nachgewiesen werden.[89] Möglichkeiten der Identifikation von Peso-Problemen sowie einer theoretisch adäquaten Modellierung von rationalen Markterwartungen unter Peso-Problemen sind dennoch gegeben. Vielversprechend ist vor allem der Einsatz von „Peso-Problem-Modellen", die von Evans (1996, S. 613) wie folgt charakterisiert werden:

> „(...) ‚peso problem' models focus on how the potential for discrete shifts in the distribution of future shocks to the economy can affect the rational expectations held by market participants, and hence the behavior of asset prices".

Für den besonderen Fall, daß erwartete diskrete Änderungen der Wahrscheinlichkeitsverteilung preisrelevanter ökonomischer Größen niemals beobachtet werden können, ist eine Diskrimierung zwischen rationalen und irrationalen Erwartungen allerdings unmöglich. Eine ökonometrische Identifikation künftiger Regimewechsel ist jedoch möglich, indem eine Verbindung hergestellt wird zwischen Markterwartungen hinsichtlich künftiger Regimewechsel und denjenigen diskreten Ereignissen, die den Ergebnissen ökonometrischer Schätzungen zufolge in der Vergangenheit eingetreten sind. Vor dem Hintergrund der Ausführungen im Metho-

88 Vgl. Lewis (1995), S. 1942.

89 Vgl. Bekaert, Hodrick und Marshall (1997a), S. 3.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

denteil dieser Arbeit liegt es nahe, ein derartiges konzeptionelles Vorgehen durch den Einsatz von Regime-Switching-Modellen zu operationalisieren. Dies erfordert jedoch die Abkehr von der in 7.2 unterstellten Prämisse, daß den Transakteuren das aktuelle Regime bekannt ist und Prognosefehler daher lediglich durch die Unsicherheit hinsichtlich künftiger Regime beeinflußt werden.

Die für Regime-Switching-Modelle charakteristische Unbeobachtbarkeit des aktuellen Regimes sowie vergangener Regime impliziert aus ökonomischer Sicht einen Lernprozeß seitens der Marktteilnehmer, deren Informationsmenge nun lediglich die aktuelle Rendite und die Renditen der Vergangenheit, nicht jedoch S_t enthält: $\Phi_t = (R_t, R_{t-1}, \ldots)$. Die Unsicherheit bezüglich des aktuellen Regimes kommt in der bedingten Wahrscheinlichkeitsverteilung $\Pr(S_t|\Phi_t)$ zum Ausdruck. Für den Fall, daß die in der Vergangenheit realisierten Renditen eine exakte Inferenz bezüglich des aktuellen Regimes zulassen, es sei beispielsweise $\Pr(S_t = 1|\Phi_t) = 1$, besteht keine Unsicherheit und die Situation ist identisch mit der in Abschnitt 7.2 beschriebenen. Wenn hingegen Regimeunsicherheit besteht, $1 > \Pr(S_t|\Phi_t) > 0$ für $S_t = \{0, 1\}$, ist es den Transakteuren möglich, mit jeder neu hinzukommenden Beobachtung der Rendite über das aktuelle Regime zu lernen. $\Pr(S_t|\Phi_t)$ kann daher im Zeitablauf variabel sein.

Rationales Lernen kann allerdings eine weitere, eigenständige Ursache für *ex post* verzerrte Prognosefehler darstellen. Tritt rationales Lernen in Verbindung mit dem in Abschnitt 7.2 dargestellten reinen Peso-Problem auf, so wird dieses Phänomen in Anlehnung an Kaminsky (1993) und Evans (1996) mit dem Begriff „allgemeines Peso-Problem" gekennzeichnet.[90]

Die Bedeutung einer Veränderung von $\Pr(S_t|\Phi_t)$ im Zeitablauf für die Eigenschaften von Prognosefehlern wird erkennbar, indem die Identität[91]

$$\Pr(S_{t+1} = 0|\Phi_t) \equiv \Pr(S_{t+1} = 0|S_t = 1, \Phi_t) - \big(\Pr(S_{t+1} = 0|S_t = 1, \Phi_t) - \Pr\left(S_{t+1} = 0|\Phi_t\right)\big)$$

in (7.6) eingesetzt wird. Der *ex-post*-Prognosefehler in Regime 1 ist nun:

$$\begin{aligned} \varepsilon_{t+1}(S_{t+1} = 1) = w_{t+1} &+ \nabla E(R_{t+1}|\Phi_t)\Pr(S_{t+1} = 0|S_t = 1, \Phi_t) \\ &- \nabla E(R_{t+1}|\Phi_t)\big(\Pr(S_{t+1} = 0|S_t = 1, \Phi_t) - \Pr\left(S_{t+1} = 0|\Phi_t\right)\big)\ , \end{aligned} \tag{7.7}$$

wobei die ersten beide Terme der rechten Seite von (7.7) denjenigen aus Gleichung (7.6) entsprechen.[92] Der dritte Term repräsentiert das Element des Lernens. Unter Beachtung von

---

90 Eine vom reinen Peso-Problem isolierte Darstellung des Lernens wird von Lewis (1995), S. 1943 – 1946 vorgenommen.

91 Vgl. zu den folgenden Ausführungen Evans (1996), S. 623 f.

92 Es sei daran erinnert, daß in (7.6) das aktuelle Regime als bekannt vorausgesetzt und implizit $S_t = 1$ unterstellt wurde.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$\begin{aligned}&\Pr(S_{t+1}=0|\Phi_t)\\&=\Pr(S_{t+1}=0|S_t=1,\Phi_t)\cdot\Pr(S_t=1|\Phi_t)+\Pr(S_{t+1}=0|S_t=0,\Phi_t)\cdot\Pr(S_t=0|\Phi_t)\end{aligned}$$

läßt er sich wie folgt darstellen:

$$\begin{aligned}&\nabla E(R_{t+1}|\Phi_t)\big[\Pr(S_{t+1}=0|S_t=1,\Phi_t)-\Pr(S_{t+1}=0|\Phi_t)\big]\\&=\nabla E(R_{t+1}|\Phi_t)\Big[\Pr(S_{t+1}=0|S_t=1,\Phi_t)\cdot\big(1-\Pr(S_t=1|\Phi_t)\big)\\&-\Pr(S_{t+1}=0|S_t=0,\Phi_t)\cdot\Pr(S_t=0|\Phi_t)\Big]\ .\end{aligned}$$

Die Zusammenfassung der Terme ergibt schließlich:

$$\begin{aligned}&\nabla E(R_{t+1}|\Phi_t)\big(\Pr(S_{t+1}=0|S_t=1,\Phi_t)-\Pr(S_{t+1}=0|\Phi_t)\big)\\&=\nabla E(R_{t+1}|\Phi_t)\big(\Pr(S_{t+1}=0|S_t=1,\Phi_t)-\Pr(S_{t+1}=0|S_t=0,\Phi_t)\big)\\&\times\Pr(S_t=0|\Phi_t)\ .\end{aligned}\tag{7.8}$$

Der Ausdruck (7.8) wird Null sein, wenn die Wahrscheinlichkeit für das Regime 0 in $t+1$ vom aktuellen Regime unabhängig ist. Nur in diesem Spezialfall wird die Unsicherheit bezüglich des aktuellen Regimes $\Pr(S_t=0|\Phi_t)$ keinen Einfluß auf den Prognosefehler haben. Der Prozeß des Lernens, der in den Veränderungen von $\Pr(S_t=0|\Phi_t)$ zum Ausduck kommt, läßt sich durch:

$$\Pr(S_t=0|\Phi_t)=\frac{\Pr(S_t=0|\Phi_{t-1})\,f(R_t|S_t=0,\Phi_{t-1})}{\sum_{S_t=0}^{1}\Pr(S_t|\Phi_{t-1})\,f(R_t|S_t,\Phi_{t-1})}\tag{7.9}$$

und

$$\Pr(S_t|\Phi_{t-1})=\sum_{S_{t-1}=0}^{1}\Pr(S_t|S_{t-1},\Phi_{t-1})\Pr(S_{t-1}|\Phi_{t-1})\tag{7.10}$$

näher beschreiben. Dabei stellt der Ausdruck (7.9) die aus dem Methodenteil vertraute Filterregimewahrscheinlichkeit dar (vgl. S. 67, Gleichung (4.15)), die in jeder Periode von den Marktteilnehmern durch die Berücksichtigung der aktuellen Beobachtung R_t sowie durch die Anwendung der Regel von Bayes aktualisiert wird. Gleichung (7.10) zeigt den ebenfalls aus dem Methodenteil bekannten Zusammenhang zwischen den in (7.9) verwendeten *ex-ante*-Regimewahrscheinlichkeiten und den Filterwahrscheinlichkeiten der Vorperiode (vgl. S. 66, Gleichung (4.10)).

Der in (7.9) und (7.10) beschriebene Lernprozeß hat zwei bedeutende Implikationen für die Eigenschaften von $\Pr(S_t=0|\Phi_t)$ und damit auch für die Eigenschaften der *ex-post*-Prognosefehler. Zum einen wird Regimeunsicherheit bestehen, solange es Marktteilnehmer für möglich halten, daß aktuell beoachtete Renditen von dem durch Regime 0 repräsentierten Prozeß generiert werden: $f(R_t|S_t=0,\Phi_{t-1})>0$.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Weiterhin wird $\Pr(S_t = 0|\Phi_t)$ aufgrund der rekursiven Struktur gegen Null gehen, wenn eine große Anzahl einander folgender Beobachtungen von Regime 1 erzeugt wurde. Der Einfluß des Lernens auf den Prognosefehler ist folglich dann gering, wenn entweder die beoachteten Renditen einen hohen Informationsgehalt bezüglich des aktuellen Regimes haben und / oder die Verweildauer innerhalb des aktuellen Regimes sehr hoch ist.

7.4 Peso-Probleme in der Zinsstruktur

Die sich in der Höhe der Zinsdifferenz potentiell widerspiegelnden Markterwartungen künftiger diskreter Regimewechsel können sowohl auf den kurzfristigen als auch auf den langfristigen Zinssatz ausgerichtet sein. Lewis (1991) sowie Bekaert, Hodrick und Marshall (1997a) heben die Bedeutung von Erwartungen über geldpolitische Regime bzw. geldpolitische Maßnahmen hervor, indem sie den kurzfristigen Zinssatz als Regime-Switching-Prozeß spezifizieren. Der rationalen Erwartungshypothese zufolge gehen die Erwartungen hinsichtlich des kurzfristigen Zinssatzes über den langfristigen Zinssatz in die Zinsdifferenz ein, so daß ein *ex post* nicht den Marktprognosen entsprechendes Verhalten der Geldpolitik die Evidenzen gegen die Erwartungshypothese zu erklären vermag.[93]

Wie aus den allgemeinen Ausführungen in Kapitel 6 folgt, unterstellt die rationale Erwartungshypothese eine *ex-ante*-Gleichheit der Rendite aus einer zweiperiodigen Anlage $R_t^{(2)}$ und der Rendite aus einer sukzessiven Anlage in Papiere mit einer Laufzeit von einer Periode. Die linearisierte Darstellung dieser Hypothese in Abwesenheit von Regimewechseln,

$$R_t^{(2)} = \frac{1}{2}\left(R_t^{(1)} + E\left(R_{t+1}^{(1)}|\Phi_t\right)\right) , \tag{7.11}$$

muß jedoch modifiziert werden, wenn der kurzfristige Zinssatz diskreten Wechseln unterliegt. Im Falle des in Abschnitt 7.2 beschriebenen reinen Peso-Problems werden die Marktteilnehmer angesichts zweier möglicher Regime ihre Erwartungen über den einperiodigen Zinssatz wie folgt bilden:[94]

---

93 Balduzzi, Bertola und Foresi (1997) weisen auf mögliche Konsequenzen fehlerhaft antizipierter geldpolitischer Maßnahmen hin, ohne dazu den Regime-Switching-Ansatz zu nutzen. Die Autoren untersuchen die Bedeutung diskreter und unregelmäßig erfolgender Anpassungen des kurzfristigen Operationsziels seitens der amerikanischen Zentralbank. Die zugrunde liegende Hypothese eines von tatsächlichen und erwarteten geldpolitischen Maßnahmen abhängigen Informationsgehalts der Zinsstruktur wird auch in dem Beitrag von Roberds, Runkle und Whiteman (1996) gestützt.

94 Vgl. Lewis (1991), S. 162 sowie Wasmund (1998), S. 159.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$
\begin{aligned}
E\left(R_{t+1}^{(1)}|\Phi_t\right) &= E\left(R_{t+1}^{(1)}|S_{t+1}=0,\Phi_t\right)\cdot \Pr(S_{t+1}=0|\Phi_t) \\
&\quad + E\left(R_{t+1}^{(1)}|S_{t+1}=1,\Phi_t\right)\cdot \Pr(S_{t+1}=1|\Phi_t)\ ,
\end{aligned}
\tag{7.12}
$$

wobei

$$
\Pr(S_{t+1}=0|\Phi_t) = 1-\Pr(S_{t+1}=1|\Phi_t)\ .
$$

Das Einsetzen von (7.12) in (7.11) resultiert daher in einer veränderten Gleichgewichtsbedingung:

$$
\begin{aligned}
R_t^{(2)} = \frac{1}{2} = \Bigg(R_t^{(1)} &+ E\left(R_{t+1}^{(1)}|S_{t+1}=0,\Phi_t\right)\cdot\left(1-\Pr\left(S_{t+1}=1|\Phi_t\right)\right) \\
&+ E\left(R_{t+1}^{(1)}|S_{t+1}=1,\Phi_t\right)\cdot \Pr\left(S_{t+1}=1|\Phi_t\right)\Bigg)\ ,
\end{aligned}
\tag{7.13a}
$$

bzw.

$$
\begin{aligned}
R_t^{(2)} &= \frac{1}{2}\left(R_t^{(1)} + E\left(R_{t+1}^{(1)}|S_{t+1}=0,\Phi_t\right)\right) \\
&\quad + \frac{1}{2}\cdot \Pr(S_{t+1}=1|\Phi_t)\cdot\left(E\left(R_{t+1}^{(1)}|S_{t+1}=1,\Phi_t\right) - E\left(R_{t+1}^{(1)}|S_{t+1}=0,\Phi_t\right)\right)\ .
\end{aligned}
\tag{7.13b}
$$

Analog zu den Ausführungen in Abschnitt 7.2 würde Gleichung (7.11) folglich nur dann keine Fehlspezifikation darstellen, wenn Markkteilnehmer das in der nächsten Periode vorherrschende Regime kennen würden.

Da konventionelle Zinsstrukturregressionen den in (7.13) verdeutlichten Zusammenhängen nicht Rechnung tragen können, führt dies zu verzerrten Parameterschätzern. Vor allem signifikant von Eins verschiedene Koeffizienten, wie sie in Kapitel 6 diskutiert wurden, können durch das Peso-Problem erklärt werden.[95] Da es sich hierbei um einen „downward bias" handelt, korrespondieren die dort skizzierten empirischen Ergebnisse mit der Peso-Problem-Hypothese. Was speziell die Prognose des langfristigen Zinssatzes über die Laufzeit des kurzfristigen Wertpapiers anbelangt, können die häufig beobachteten negativen Koeffizienten auf das Peso-Problem zurückgehen (Bekaert, Hodrick und Marshall (1997a, S. 13)).

Indem sie ein Regime-Switching-Modell für die Inflationsrate schätzen, zeigen Evans und Lewis (1995), wie erwartete diskrete Änderungen des Inflationsprozesses die empirischen Evidenzen gegen die Fisher'sche Zinsgleichung erklären können. Die aus dem Modell abgeleiteten Inflationsprognosen korrespondieren sehr gut mit den aus Umfrageergebnissen gewonnenen Inflationserwartungen. Darüber hinaus deuten die Ergebnisse der Modellschätzungen sowie die Ergebnisse der an-

[95] Vgl. Abschnitt 6.2.1, S. 111 f.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

schließend durchgeführten Monte-Carlo-Experimente darauf hin, daß Markterwartungen hinsichtlich diskreter Änderungen des Inflationsprozesses auch die stochastischen Eigenschaften des langfristigen Zinsniveaus charakterisieren. Im Gegensatz zu zahlreichen vorherigen Studien können Evans und Lewis (1995) die Fisher-Hypothese nicht zurückweisen.

7.5 Zeitvariable Stationarität kurzfristiger Zinssätze

In Kapitel 6 wurde gezeigt, daß Zinssätze langfristiger Wertpapiere gemäß der rationalen Erwartungshypothese der Zinsstruktur annähernd Random-Walk-Eigenschaften aufweisen. Ökonomisch kann dies mit der relativ geringen Bedeutung von Änderungen der einperiodigen Gleichgewichtsrendite für die Änderungen der Rendite langfristiger Wertpapiere begründet werden. Kurzfristige Kurs- und Zinsänderungen werden stattdessen hauptsächlich durch neue Informationen und Erwartungsrevisionen hervorgerufen. Hingegen wurde ebenso darauf hingewiesen, daß Markteffizienz keineswegs ein Random-Walk-Verhalten von kurzfristigen Zinssätzen impliziert. Stimmen etwa der Anlagehorizont und die Laufzeit des kurzfristigen Wertpapiers überein, so entspricht die einperiodige Rendite dem zum Anlagezeitpunkt vorherrschenden Zinssatz, welcher direkt beobachtbar ist. Änderungen der einperiodigen Rendite im Zeitablauf können daher lediglich eintreten, wenn sich zugleich die Gleichgewichtsrendite ändert. Folglich setzt ein Random-Walk-Verhalten des kurzfristigen Zinssatzes ein Random-Walk-Verhalten des einperiodigen Gleichgewichtszinssatzes voraus. Letzteres kann jedoch nur auf einer a priori Annahme oder Hypothese basieren, die ökonomisch begründet werden muß (Pesando (1981, S. 460 – 461)).

Mankiw und Miron (1986) zeigen empirisch, daß das kurzfristige Zinsniveau seit der Gründung des U.S.-amerikanischen Federal Reserve Systems Random-Walk-Eigenschaften aufweist. Die allgemeine Ablehnung der Erwartungshypothese führen die Autoren auf die aus der Instationarität resultierende hohe Varianz prognostizierter Änderungen kurzfristiger Zinssätze zurück. Die Autoren stellen sodann einen unmittelbaren theoretischen Zusammenhang zwischen Zentralbankverhalten und Erwartungshypothese her. Als Bindeglied fungiert der Zinssatz für Tagesgeld, der das kurzfristige Operationsziel vieler Zentralbanken darstellt und zugleich auch die Höhe der übrigen kurzfristigen Zinssätze maßgeblich bestimmt (Borio (1997)). Als eine ökonomische Erklärung für die festgestellten stochastischen Eigenschaften kurzfristiger Zinssätze verweisen Mankiw und Miron (1986) und Rudebusch (1995) auf die von der Fed praktizierte Strategie, ihre wirtschaftspolitischen Ziele durch die Stabilisierung von Markterwartungen zu erreichen: „(...) output and prices do not respond to daily fluctuations in the funds rate but only to rates of at least three- or six-months maturity. Thus, for the fed to attain its macroeconomic goals, it must be able to manipulate these longer-term rates. However, such rates are determined by market expectations of future funds rates; thus,

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

by presenting the markets with a clear path for the future funds rate, the Fed can influence these longer-term rates. A constant future funds rate is the path that likely communicates policy intentions most clearly and perhaps most credibly to markets".[96] Das Random-Walk-Verhalten kurzfristiger Zinssätze liegt demzufolge im Interesse von Zentralbanken.

Rudebusch (1995) hebt hervor, daß im Falle eines instationären Zinssatzes die empirische Ablehnung der rationalen Erwartungshypothese in regressionsbasierten Ansätzen auf die Abwesenheit prognostizierbarer Komponenten in Zinssätzen schlechthin, nicht jedoch auf die theoretische Inadäquanz der Hypothese hindeutet. Darüber hinaus formuliert und schätzt Rudebusch ein Modell der Zinssteuerung der amerikanischen Zentralbank. Während die Fed im sehr kurzfristigen und im sehr langfristigen Zeitraum eine Prognostizierbarkeit kurzfristiger Zinssätze zuläßt, eliminiert sie prognostizierbare Zinsänderungen in der mittleren Frist durch einen auf die Stabilisierung von Markterwartungen ausgerichteten Einsatz ihrer Instrumente. Mit den gewonnenen empirischen Ergebnissen läßt sich damit das in vielen Studien dokumentierte ‚U-förmige' Muster erklären, welches die Abhängigkeit des Informationgehalts der Zinsstruktur vom Prognosehorizont beschreibt.

Wie die empirische Studie von Wasmund (1998) zeigt, hat die operative Ausgestaltung der deutschen Geldpolitik ähnliche Konsequenzen für die stochastischen Eigenschaften des Tagesgeldzinssatzes und den Informationsgehalt der Zinsstruktur wie das Zentralbankverhalten der Fed. Ein Random-Walk-Verhalten des kurzfristigen Zinssatzes kann damit sowohl theoretisch begründet als auch empirisch nachgewiesen werden. Vor dem Hintergrund der oben zitierten Literatur ist jedoch zu beachten, daß die stochastischen Eigenschaften des kurzfristigen Zinssatzes stark von der operativen Ausgestaltung der Geldpolitik und einzelnen geldpolitischen Maßnahmen abhängig sein können. Eine Modellierung dieser Zustandsabhängigkeit mit Regime-Switching-Modellen erscheint daher besonders reizvoll.

Ergebnisse von Unit-Root-Tests können die Nullhypothese der Instationarität von Zinssätzen generell nicht verwerfen.[97] Allerdings weisen bekannte und häufig angewandte Testansätze (Dickey und Fuller (1979), Phillips und Perron (1988)) starke Verzerrungen zugunsten der Annahme der Nullhypothese auf. Besonders in kleinen Stichproben ist die Güte von Unit-Root-Tests gegenüber der Alternative stark persistenter aber stationärer Prozesse sehr gering. Vor diesem Hintergrund führen Wu und Zhang (1996) ein multivariates Panel-Verfahren durch, welches simultan die Instationarität von Dreimonatszinssätzen aus zwölf OECD Mitgliedsländern testet. Die Testergebnisse führen zu einer signifikanten Ablehnung der Nullhypothese, wenngleich sich die Zinssätze als sehr persistente Zeitreihen erweisen, die nur langsam zu ihren langfristigen Mittelwerten zurückkehren. Neuere Ergebnisse nichtparametrischer Schätzungen deuten darauf hin, daß das Ausmaß der Stationarität von der Höhe des Zinsniveaus abhängig ist. Gemäß Aït-Sahalia

[96] Rudebusch (1995), S. 272.

[97] Vgl. u. a. Pagan, Hall und Martin (1996) sowie Wasmund (1998), S. 74 – 76.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

(1996) weisen kurzfristige Zinssätze Random-Walk-Eigenschaften auf, solange sich das Zinsniveau in der Nähe seines langfristigen Mittelwertes befindet. Außerhalb dieses Bereichs weisen sie hingegen Eigenschaften stationärer Prozesse auf.

Als generelles Fazit läßt sich festhalten, daß die adäquate stochastische Repräsentation kurzfristiger Zinssätze eine bislang unbeantwortete Frage ist, wobei unterschiedliche theoretische und empirische Hinweise auf eine zustandsabhängige und damit zeitvariable (In-) Stationarität vorliegen. Vor diesem Hintergrund schätzen Gray (1996), Ahrens (1998a) sowie Ang und Bekaert (1998) Regime-Switching-Modelle für mehrere kurzfristige Zinssätze. In allen drei Studien zeigt sich, daß die zustandsabhängigen Modelle eine höhere Erklärungskraft haben als entsprechende lineare Spezifikationen. Eines der beiden geschätzten Regime, welches den Zinssatz in volatilen Hochzinsphasen charakterisiert, erweist sich darüber hinaus als stationär, während das in „normalen" Phasen vorherrschende Regime ein „Random-Walk-Regime" ist. Mit Ausnahme der in Ang und Bekaert (1998) dokumentierten Einschrittprognosen ist bislang jedoch nicht gezeigt worden, daß sich die bessere Anpassung von RS-Modellen an die Daten auch in überlegeneren out-of-sample Prognosen des Zinsniveaus niederschlägt.[98]

[98] In allen drei genannten Studien werden out-of-sample-Einschrittprognosen der Varianz generiert.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

III. Empirischer Teil

8. Statistische Beurteilung der Prognosegüte

8.1 *Ex-ante*-Prognosen

Als *ex-ante*-Prognose wird ein Vorgehen bezeichnet, welches Ereignisse vorhersagt, die, vom Zeitpunkt der Prognoseerstellung aus betrachtet, in der Zukunft liegen. Eine vergleichende Beurteilung unterschiedlicher quantitativ-ökonometrischer Prognosetechniken wird allgemein vorgenommen, indem eine Gegenüberstellung der jeweils prognostizierten Werte mit tatsächlich realisierten Werten erfolgt. Häufig werden hierzu Prognosefehler sowie gegebenenfalls Prognosefehlermaße errechnet. Im Falle von *ex-ante*-Prognosen ist eine solche Gegenüberstellung allerdings problematisch. Der Prognostiker müßte zum gleichen aktuellen Zeitpunkt alle von ihm in Erwägung gezogenen Modelle schätzen und anschließend modellspezifische Prognosen generieren. Darüber hinaus müßte er zur Beurteilung der Prognosegüte solange warten, bis sich die Realisationen der prognostizierten Variablen innerhalb des Prognosezeitraums eingestellt haben. Für eine wissenschaftliche Arbeit, deren Aufgabe in der sukzessiven Erarbeitung und dem Vergleich unterschiedlicher Prognoseverfahren besteht, ist ein solches Vorgehen vor allem aufgrund der Zeitrestriktion problematisch. In der Literatur ist eine Dokumentation von *ex-ante*-Prognosen im obigen Sinne dementsprechend selten anzutreffen.[1]

Eine pragmatische Lösung, die es einerseits ermöglicht, die *exante*-Prognosequalität verschiedener Verfahren über einen hinreichend langen Zeitraum zu beurteilen und andererseits eine Gegenüberstellung prognostizierter Daten mit tatsächlich realisierten Werten gewährleistet, stellt die Generierung von „*quasi-ex-ante*-Prognosen" dar. *Quasi-ex-ante*-Prognosen beziehen sich auf einen Zeitraum, der zwar außerhalb des Beobachtungszeitraums liegt, allerdings dem Zeitpunkt der Modellschätzung (Zeitpunkt der Prognoseerstellung) vorgelagert ist. Es werden demnach Prognosen von Werten vorgenommen, die nicht der Modellschätzung zugrunde liegen (out-of-sample-Prognosen), aber dennoch bereits realisiert sind.[2] Solange auf die vergleichende Beurteilung von Prognoseverfahren abgestellt wird, ist die Erstellung von *quasi-ex-ante*-Prognosen ein häufig praktiziertes Vorgehen, welches auch in dieser Arbeit zur Anwendung kommt.[3]

---

1 Eine bedeutende Ausnahme stellt die Arbeit von Litterman (1986) dar.

2 Vgl. Fair und Shiller (1990), S. 376.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

8.2 Quantitative Prognosefehlermaße

Beginnend mit der Arbeit von Theil (1961) hat sich die Frage, anhand welcher Maße die Güte von Prognosen *ex post* quantitativ beurteilt werden soll, als eigenständiger Diskussionsschwerpunkt etabliert (Granger und Newbold (1986), Stekler (1991)). Entsprechend steht dem Prognostiker eine große Auswahl an Prognosefehlermaßen zur Verfügung. Dennoch wird in der Literatur mehrheitlich auf eine überschaubare Anzahl etablierter Maßzahlen zurückgegriffen. Um einen möglichst guten Vergleich mit den in Abschnitt 6.4 diskutierten Ergebnissen bisheriger Studien zur Zinsprognose zu gewährleisten, sollen in der vorliegenden Arbeit ausschließlich „klassische" Fehlermaße als Gütekriterien herangezogen werden. Im folgenden werden die in dieser Arbeit angewandten Konzepte kurz dargestellt. Eine einführende Darstellung der bekanntesten quantitativen Prognosefehlermaße findet sich u. a. in dem Beitrag von Rinne (1997b, S. 321 – 327).

Quantitative Prognosefehlermaße werden grundsätzlich aus einer Zeitreihe von Prognosefehlern berechnet, die aus der Differenz von prognostizierten und tatsächlich realisierten Werten ermittelt wird. Die Zeitreihe der Prognosewerte besteht dabei aus zu aufeinanderfolgenden Zeitpunkten generierten Vorhersagen, die sich über einen für alle Prognosewerte gleichen Prognosehorizont erstrecken. Neben der Bewertung einzelner Prognosetechniken ermöglichen quantitative Fehlermaße insbesondere einen direkten Vergleich der Prognosegüte unterschiedlicher Verfahren. Als optimal ist eine Prognose zu bezeichnen, wenn die aus Prognosefehlern resultierenden erwarteten Kosten minimiert werden. Erwartete Kosten müssen in der Praxis aus realisierten Beobachtungen der Vergangenheit geschätzt werden. Die hierzu notwendige Quantifizierung tatsächlich entstandener Verluste ist jedoch oftmals problematisch, nicht zuletzt weil Prognosen oftmals keine konkreten Entscheidungen zur Folge haben oder vorgenommene Entscheidungen sich *ex post* nicht direkt zuordnen lassen. Sind andererseits die auf einer Fehlprognose basierenden Entscheidungen bekannt, so fallen die jeweiligen Kosten häufig erst in der Zukunft an und müssen damit selbst prognostiziert werden. Für den Prognostiker ist es daher sinnvoll, eine bestimmte Kostenfunktion von allgemeiner Gültigkeit zu spezifizieren und daraus ein Kriterium zur Beurteilung der Prognosegüte abzuleiten. Für den einfachen Fall eines linearen Zusammenhangs zwischen der absoluten Höhe des Prognosefehlers und den sich daraus ergebenden Kosten sind Prognosen optimal, welche den mittleren absoluten Prognosefehler (MAE) minimieren. Der MAE ist definiert als der Durchschnittswert der absoluten Abweichungen des in t prognostizierten Wertes $\hat{R}_{t+h}$ von dem in $t+h$ realisierten Wert R_{t+h}:

---

[3] Vgl. beispielsweise Funke (1990), S. 369, Engel (1994), S. 161. Ein möglicher Nachteil von *quasi-ex-ante*-Prognosen gegenüber *ex-ante*-Prognosen besteht darin, daß in die ökonometrische Modellspezifikation (Auswahl der Variablen etc.) Informationen eingehen können, die erst im Prognosezeitraum verfügbar wurden. Vgl. dazu Fair und Schiller (1990), S. 376 und die Kritik von Christ (1993), S. 74.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$MAE = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}|\hat{R}_{t+h} - R_{t+h}| , \tag{8.1}$$

wobei h den Prognosehorizont und T die Anzahl der generierten h-Schrittprognosen bezeichnen. Die von der Größe des jeweiligen Prognosefehlers unabhängige Gewichtung bei der Errechnung des MAE ist in solchen Fällen problematisch, in denen insbesondere starke Abweichungen vermieden werden sollen. Dies ist immer dann der Fall, wenn die erwarteten Kosten einer Fehlprognose mit zunehmendem Prognosefehler überproportional steigen, wie es beispielsweise durch eine quadratische Kostenfunktion impliziert wird. Ein Maß, welches diesem Problem Rechnung trägt und die Ausreißer unter den Prognosefehlern besonders stark berücksichtigt, ist der mittlere quadratische Fehler (MSE):

$$MSE = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(\hat{R}_{t+h} - R_{t+h})^2 . \tag{8.2}$$

Der MSE korrespondiert offensichtlich mit der KQ-Schätzung, da er auf einer quadratischen Verlustfunktion basiert, welche stets dann minimiert wird, wenn die Prognose dem bedingten Erwartungswert der jeweiligen Zeitreihe entspricht. Darüber hinaus läßt sich zeigen, daß optimale Prognosen im Sinne des MSE-Kriteriums auch alternative Kostenfunktionen minimieren.[4] Aufgrund seiner analytischen Verwendbarkeit und Universalität stellen der MSE sowie die aus ihm abgeleiteten Prognosefehlermaße die am häufigsten verwandten Gütekriterien dar.

Um eine bessere Interpretation der Prognoseergebnisse zu ermöglichen, wird in empirischen Arbeiten generell der root-mean-square-error (RMSE) berechnet, der die gleiche Dimension besitzt wie die zu prognostizierende Zeitreihe:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(\hat{R}_{t+h} - R_{t+h})^2}. \tag{8.3}$$

Eine dimensionslose Größe, durch welche sich ein Prognoseverfahren relativ zur No Change-Prognose beurteilen läßt, ist der Theil'sche Ungleichheitskoeffizient TU, der den RMSE des jeweiligen Verfahrens in Beziehung setzt zum RMSE des Random-Walk-Modells:[5]

---

4 Vgl. Granger und Newbold (1986), S. 121 – 127, 277 f.

5 Es sind insgesamt drei weitere Theil'sche Ungleichheitskoeffizienten definiert. Zwei von ihnen enthalten als Referenz anstelle der No-Change-Prognose die „Last-Change-Prognose" bzw. die „Average-Change-Prognose". Vgl. dazu Rinne (1997b), S. 324 – 327.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$(8.4) \qquad TU = \frac{\sqrt{\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(\hat{R}_{t+h} - R_{t+h})^2}}{\sqrt{\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(R_t - R_{t+h})^2}} = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^{T}(\Delta\hat{R}_{t+h} - \Delta R_{t+h})^2}{\sum_{t=1}^{T}\Delta R_{t+h}^2}}.$$

Nimmt *TU* den Wert Eins an, so ist die generierte Prognose gleichermaßen exakt wie die naive Prognose. Überlegene Prognoseverfahren sollten daher ein Theil'sches U aufweisen, welches sich deutlich unterhalb des Wertes von Eins befindet. Ist der RMSE einer Prognose größer als der RMSE des Random-Walk-Modells, deutet das oberhalb des Wertes Eins liegende *TU* auf eine entsprechend geringe Eignung des angewandten Prognoseverfahrens hin. In den Abschnitten 5.3.1 bzw. 6.1.3 wurde gezeigt, daß sich das Random-Walk-Modell aufgrund seiner Verbindung zur Markteffizienzhypothese insbesondere im Falle von Zinszeitreihen als ökonomisch sinnvolle Referenz für kompliziertere Prognoseverfahren eignet. Der Maßzahl *TU* kommt damit in der Bewertung der in dieser Arbeit dokumentierten Prognosen eine weitreichende Bedeutung zu.

8.3 Kritik an konventionellen Prognosefehlermaßen

In einer provokativen Studie machen Leitch und Tanner (1991) darauf aufmerksam, daß konventionelle Fehlermaße zur Beurteilung der Güte von Zinsprognosen grundsätzlich inadäquat sind, da sie – wenn überhaupt – nur sehr schwach mit den aus einer Prognose resultierenden Gewinnen korreliert sind. Diese durch den empirischen Teil ihres Aufsatzes gestützte These könnte erklären, warum sehr viele Ressourcen zur Erstellung professioneller Prognosen aufgewandt werden, obwohl etwa die aus dem MSE abgeleiteten Fehlermaße oftmals signalisieren, daß naive Prognosen gleich gut wenn nicht sogar exakter sind als vermeintlich anspruchsvollere Verfahren.[6] Als eine Alternative zu den herkömmlichen Fehlermaßen errechnen die Autoren einen aus dem Handel mit Zinsfuturekontrakten resultierenden Geldbetrag als „profit measure". Das „profit measure" ist der kumulierte Gewinn oder Verlust einschließlich Transaktionskosten, der sich einstellt, wenn in Abhängigkeit der prognostizierten Zinsänderung eine bestimmte Anlageregel befolgt wird. Leitch und Tanner formulieren insgesamt vier solcher Regeln. So lautet Regel A: „if interest rates are forecast to rise, go ‚short' or sell a futures contract; conversely, if rates are forecast to fall, go ‚long' or buy a futures contract."[7] Einer derartigen Vorgehensweise liegt implizit die sicherlich etwas gewagte Hypothese zugrunde, daß der Markt selbst keine Zinsänderung erwartet. Die übrigen Regeln berücksichtigen daher die aus den Zinsfutures extrahierten Markterwartungen, indem beispielsweise nur dann Transaktionen getätigt werden sollen, wenn die prognosti-

6 Vgl. dazu den Literaturüberblick in Abschnitt 6.4., S. 120 ff.

7 Leitch und Tanner (1991), S. 583.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

zierte Zinsänderung ein anderes Vorzeichen aufweist als die aus den Zinsterminsätzen abgeleitete Prognose des Marktes (Regel D).

Leitch und Tanner (1991) kommen zu einigen interessanten Ergbnissen. Gemessen an den konventionellen Kriterien MAE, RMSE und Theil'sches U sind sämtliche der über einen Zeitraum von 1982 bis 1987 angewandten Prognoseverfahren der naiven Prognose deutlich unterlegen. Auch die ebenfalls evaluierten Prognosen eines professionellen Research Instituts sind der naiven Prognose quantitativ unterlegen. Allerdings konstatieren die Autoren, daß die Befolgung der Anlageregel A gemäß der erzeugten Prognosen hier einen jahresdurchschnittlichen Gewinn in Höhe von 1.654 $ bei einem Einsatz von 10.000 bis 20.000 $ ermöglicht hätte. Demgegenüber ist das „profit measure" für alle übrigen Prognosestrategien negativ.[8] Weitere Untersuchungen ergaben, daß von allen prominenten Fehlermaßen ausschließlich die bei Tendenzprognosen errechnete Trefferquote in engerer Beziehung zu den berechneten „profit measures" steht. Je nach Anlageregel wurden hier Korrelationskoeffizienten in Höhe von 0,4 bis 0,8 errechnet, wodurch die Bedeutung einer korrekten Vorhersage des Zinstrends und damit auch die Relevanz qualitativer Fehlermaße unterstrichen wird.[9] Wenngleich für ein vorläufiges Fazit sicherlich noch weitere Analysen zu dieser Fragestellung erforderlich sind, kommt Leitch und Tanner das Verdienst zu, auf die Problematik der ausschließlichen Verwendung traditioneller quantitativer Fehlermaße hingewiesen zu haben.[10] Ein Theil'scher Ungleichheitskoeffizient nahe Eins muß daher nicht zwingend die Unbrauchbarkeit eines Prognoseverfahrens signalisieren, sondern könnte den Prognostiker möglicherweise dazu ermutigen, eigene „profit measures" zu berechnen und bei Anlageentscheidungen ergänzend zu berücksichtigen.

9. Prognose des Zinssatzes für 3-Monatsgeld

9.1 Datenbeschreibung und Vorgehensweise

Datenherkunft und visuelle Inspektion

Die Prognostizierbarkeit des kurzfristigen Zinsniveaus mit Regime-Switching-Modellen soll im Rahmen der vorliegenden Arbeit anhand der Zeitreihe des Zinssatzes für 3-Monatsgeld am Interbankenmarkt der Bundesrepublik Deutschland untersucht werden. Die Daten sind der regelmäßig in den Monatsberichten der Deutschen Bundesbank veröffentlichten Tabelle VI.5 („Geldmarktsätze nach Mo-

8 Vgl. Leitch und Tanner (1991), S. 585.

9 Vgl. Leitch und Tanner (1991), S. 586 f.

10 Die dokumentierten Ergebnisse relativieren sich möglicherweise insofern, als daß einer der Autoren Teilhaber des Research Instituts ist, welches die professionellen Prognosen generierte. Vgl. dazu Leitch und Tanner (1991), S. 581, Fußnote 4.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

naten", „Geldmarktsätze am Frankfurter Bankplatz") entnommen. Den empirischen Untersuchungen liegt die Zeitreihe der Monatsdurchschnittswerte (SU0107) zugrunde, wobei auf Beobachtungen von Januar 1970 bis Dezember 1998 zurückgegriffen wird. Sämtliche der in den folgenden Abschnitten dokumentierten Modellschätzungen basieren lediglich auf Beobachtungen bis einschließlich Dezember 1990, so daß der verbleibende Zeitraum von Januar 1991 bis Dezember 1998 für die statistische Beurteilung von out-of-sample-Prognosen genutzt werden kann.[11]

In Abbildung 9.1 ist die Ursprungszeitreihe graphisch dargestellt. Der Zinssatz für 3-Monatsgeld ist offensichtlich durch zyklische Bewegungen charakterisiert, die Engel und Hamilton (1990) bereits für Wechselkurse festgestellt und als „long swings" bezeichnet haben. Der kurzfristige Zinssatz scheint zwar zu seinem langfristigen Mittelwert zurückzukehren, weist aber in der kurzen und mittleren Frist ein trendbehaftetes und oftmals persistentes Verhalten auf. Obwohl die Betrachtung von Abbildung 9.1 eine Stationaritätsanalyse nicht ersetzen kann, spiegelt sich im dokumentierten Verlauf des kurzfristigen Zinsniveaus daher sicherlich auch das in Abschnitt 7.5 diskutierte Problem einer Diskriminierung zwischen stationären und instationären Zinszeitreihen wider.

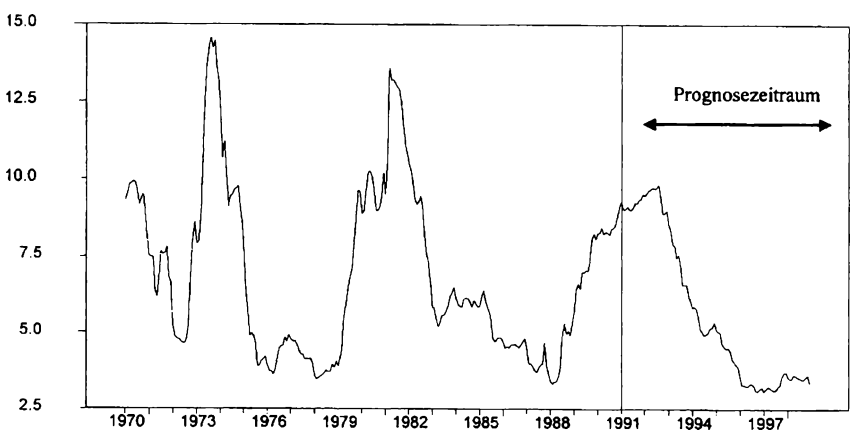


Abbildung 9.1: Verlauf des Zinssatzes für 3-Monatsgeld

[11] Bei der Prognose von Monatsdurchschnittswerten wird bewußt eine Unschärfe in Kauf genommen, deren praktische Bedeutung jedoch umso geringer sein wird, je länger der gewählte Prognosehorizont ist. Um Prognosen zu erhalten, die auf mehrere konkrete Zeitpunkte innerhalb eines Monats ausgerichtet sind, könnten zusätzlich Prognosen auf der Grundlage wöchentlicher Beobachtungen generiert werden.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Gesamtwirtschaftliche Entwicklungen

Da Geldmarktzinssätze einer unmittelbaren Beeinflussung der Zentralbanken unterliegen (Deutsche Bundesbank (1996a)), zeigt sich in den drei seit 1970 beobachteten Hochzinsphasen vor allem eine restriktive Politik der Deutschen Bundesbank. In der Mitte der siebziger Jahre war die deutsche Volkswirtschaft erstmals negativen Angebotsschocks (erster Ölpreisschock, Lohnerhöhungen) ausgesetzt, die erhebliche und lang anhaltende realwirtschaftliche Konsequenzen nach sich zogen. Um die von Preissteigerungen auf Faktormärkten ausgehenden Auswirkungen auf das allgemeine Preisniveau am Gütermarkt zu begrenzen, entschloß sich die Bundesbank seinerzeit zu Zinserhöhungen (Deutsche Bundesbank (1978), S. 11, 16). Allerdings hatte die Bundesbank bereits zwei Quartale vor dem Auftreten des ersten Ölpreisschocks im Jahre 1973 eine restriktive Politik verfolgt (Deutsche Bundesbank (1978), S. 16). Der Grund hierfür war die nach dem Ende des Bretton-Woods-Systems fixer Wechselkurse gewonnene geldpolitische Autonomie, welche der Bundesbank eine nunmehr konsequente Ausrichtung ihrer Politik auf das binnenwirtschaftliche Ziel der Preisniveaustabilität ermöglichte (Lehment (1982)). Die schwere Rezession der Jahre 1974/75 veranlaßte die Bundesbank schließlich zu einer Änderung ihrer Geldpolitik, „um die konjunkturelle Erholung zu unterstützen" (Deutsche Bundesbank (1978), S. 11).

Die stark restriktiven geldpolitischen Maßnahmen, welche die Bundesbank seit dem erneuten Kurswechsel der Geldpolitik um die Jahreswende 1978/79 ergriffen hatte, waren ebenfalls nicht allein eine Reaktion auf den zweiten Ölpreisschock (Deutsche Bundesbank (1980)), sondern sollten letztlich auch dem auf der DM lastenden Abwertungsdruck gegenüber dem US-Dollar sowie gegenüber Währungen des Europäischen Wechselkurssystems (EWS) begegnen (Deutsche Bundesbank (1983, S. 14), Schlesinger (1988)).

Das von der Bundesbank verfolgte Ziel, einem von der deutschen Vereinigung potentiell ausgehenden Druck auf das allgemeine Preisniveau präventiv entgegenzuwirken (Deutsche Bundesbank (1991)), erklärt schließlich die Hochzinsphase zu Beginn der neunziger Jahre, die mit dem *de facto* Zusammenbruch des EWS im Jahre 1992 endete. Seitdem konnte eine schrittweise Absenkung des Zinsniveaus bis zum Ende des Jahres 1995 beobachtet werden, gefolgt von einer nunmehr dreijährigen Periode historisch niedriger Zinssätze. Nachdem die Zentralbanken der an der Europäischen Währungsunion teilnehmenden Staaten im Dezember 1998 eine nochmalige, koordinierte Zinssenkung durchführten, lassen sich zur Zeit keinerlei Anzeichen für eine Zinserhöhung am Geldmarkt feststellen. Andererseits resultierte der zum Jahreswechsel 1998/1999 auf die Europäische Zentralbank ausgeübte politische Druck ebensowenig in einer weiteren Zinssenkung. Vor diesem aktuellen Hintergrund erscheint eine Prognose der künftigen Entwicklung des Zinssatzes für 3-Monatsgeld als besonders interessant und notwendig.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

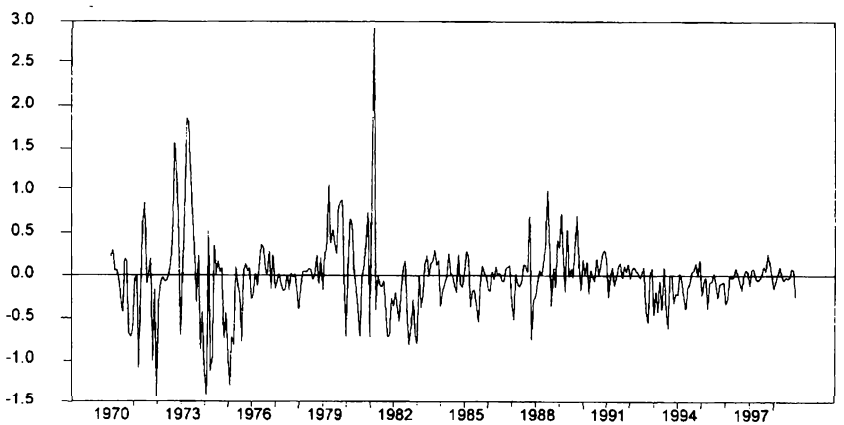


Abbildung 9.2: Erste Differenzen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld

Geldpolitik und Zinsvolatilitäten

Die monatlichen Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld werden in Abbildung 9.2 gezeigt. Die starken Schwankungen in der ersten Hälfte der siebziger Jahre lassen sich vor allem durch die mit dem Ende des Fixkurssystems von Bretton Woods zusammenhängenden Turbulenzen am Geldmarkt und die vergleichsweise grobe, d.h in großen Schritten erfolgende Zinspolitik der Bundesbank erklären. Wie bereits in den frühen siebziger Jahren schlugen sich außenwirtschaftliche Spannungen in Verbindung mit kompensatorischen Maßnahmen der Bundesbank auch zu Beginn der achtziger Jahre in einem substantiellen Anstieg von Zinsschwankungen am Geldmarkt nieder. Nicht zuletzt das zunehmend unstetige Verhalten von Finanz- und Devisenmärkten veranlaßte die Deutsche Bundesbank dazu, flexiblere Operationstechniken zur Erreichung ihres Geldmengenziels einzusetzen. Wurden Zinsänderungen traditionell durch Anpassungen von Diskont- und Lombardsätzen herbeigeführt, so sind seit Mitte der achtziger Jahre Wertpapierpensionsgeschäfte zum bedeutendsten geldpolitischen Instrument geworden. Aufgrund ihrer kurzen Laufzeit und ihres revolvierenden Einsatzes eignen sich Wertpapierpensionsgeschäfte für eine nahezu exakte Steuerung des Tagesgeldsatzes. In ihrem zunehmenden Einsatz ist auch der Grund zu sehen, warum die interventionsbedingten Liquiditätszuflüsse im Zusammenhang mit der EWS-Krise im Herbst 1992 nicht in einer erhöhten Geldmarktvolatilität resultierten, wie sie noch in den siebziger Jahren zu beobachten war (Deutsche Bundesbank (1994)).[12] Eine gemeinsame Betrachtung der Abbildungen 9.1 und 9.2 bestätigt tendenziell das in der Literatur festgestellte Phänomen, daß Hochzinsphasen zugleich Phasen erhöhter Volatilität sind.

[12] Vgl. hierzu auch die Ausführungen auf S. 32 f.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Einteilung in Stützbereich und Prognosezeitraum

Der vorgenommenen Einteilung in Stützbereich (01/1970 bis 12/1990) und Prognosebereich (01/1991 bis 12/1998) liegt zum einen die Überlegung zugrunde, daß ca. 250 Beobachtungen für eine adäquate Schätzung von Regime-Switching-Modellen ausreichen dürften. Andererseits sollte die Anzahl der generierten Prognosen hinreichend groß sein, um die Qualität der untersuchten Modelle in einem zumindest mittelfristigen Kontext und über mehrere Phasen des Zinszyklus beurteilen zu können. Wie die Abbildung 9.1 zeigt, endet der Stützbereich vor der Zinswende im Jahre 1992. Innerhalb des Prognosezeitraums lassen sich daher insgesamt drei unterschiedliche Phasen indentifizieren: eine ungefähr 18 Monate dauernde Periode des Zinsanstiegs, eine mehr als drei Jahre anhaltende Zinssenkungsphase, sowie schließlich eine seit drei Jahren andauernde Periode eines relativ stabilen niedrigen Zinsniveaus.

Prognosehorizonte

Die für die vorliegende Arbeit ausgewählten Prognosehorizonte erstrecken sich über 1, 3, 6, 9, 12, 24 und 36 Monate. Der statistischen Beurteilung der Prognosegüte liegen damit jeweils 96, 94, 91, 88, 85, 73 bzw. 61 out-of-sample-Prognosen zugrunde. Die Auswahl der Prognosehorizonte wurde dabei in Anlehnung an die in der Literatur bevorzugt verwendeten Horizonte vorgenommen.[13]

Verzicht auf sukzessive Modellschätzung

Wie im Rahmen von out-of-sample-Prognosen mit Regime-Switching-Modellen bislang üblich (Engel und Hamilton (1990), Engel (1994), Kaminsky (1993), Krolzig (1997), Ang und Bekaert (1998)), wird aufgrund der Rechenintensität von Regime-Switching-Modellen auch in der vorliegenden Arbeit eine sukzessive Neuschätzung des jeweiligen Modells generell nicht vorgenommen. So werden beispielsweise Einschrittprognosen des zum Zeitpunkt Januar 1994 vorherrschenden Zinssatzes unter Berücksichtigung der bis einschließlich Dezember 1993 vorliegenden Beobachtungen generiert, wobei jedoch die Modelle, auf welche sich die Prognosen stützen, lediglich bis Dezember 1990 geschätzt worden sind.

Selektion von Modellvarianten

Obgleich nicht einmal alle möglichen Modellvarianten erfaßt werden, verdeutlicht das in Kapitel 3 dargestellte Klassifikationsschema von Krolzig und Lütke-

[13] Vgl. hierzu die Ausfürungen in Abschnitt 6.4, S. 120 – 130.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

pohl (1995), welch große Anzahl potentieller Regime-Switching-Spezifikationen dem Anwender zur Verfügung stehen. Darüber hinaus ist in Betracht zu ziehen, daß traditionelle Modellierungsprobleme, wie etwa die Auswahl der Laglänge in autoregressiven Modellen und/oder die Auswahl der Variablen in Vektorautoregressiven Modellen, auch im Falle von Regime-Switching-Modellen bestehen bleiben. Um dennoch die Übersicht über die empirischen Ergebnisse zu wahren, wird in den folgenden Abschnitten nur eine Auswahl an Modellschätzungen dokumentiert, in der nahezu sämtliche der im Methodenteil dieser Arbeit dargestellten Grundmodelle enthalten sind. Allerdings werden nicht alle Grundmodelle miteinander kombiniert. Der empirischen Analyse liegt stattdessen eine sukzessive Strategie zugrunde. So haben sich beispielsweise univariate Modelle mit zeitvariablen Übergangswahrscheinlichkeiten im Prognosevergleich als grundsätzlich unterlegen gezeigt, was zur Konsequenz hatte, daß bivariate Modelle ausschließlich mit konstanten Übergangswahrscheinlichkeiten geschätzt wurden.

Eine wesentliche Ausnahme hinsichtlich der Implementierung der im Methodenteil vorgestellten Modelle betrifft die in Kapitel 4 erläuterten Regime-Switching-ARCH-Modelle sowie das Generalized-Regime-Switching-Modell. Da diese Arbeit nicht die Prognose von Zinsvolatilitäten zum Ziel hat, wurde auf eine zeitvariable Modellierung der Varianz *innerhalb* der Regime völlig verzichtet, wodurch sich die Zahl möglicher Spezifikationen drastisch reduzierte. Um Komplikationen in der Modellschätzung zu vermeiden, werden ausschließlich Regime-Switching-Modelle mit zwei Regimen geschätzt. Multivariate Modelle mit mehr als zwei Variablen wurden ebenfalls nicht berücksichtigt.

Überblick

Im folgenden Abschnitt 9.2 werden insgesamt neun univariate Zeitreihenmodelle für das Niveau des Dreimonatszinssatzes geschätzt. Der dort gewählten Modellierungsstrategie liegt folglich die Auffassung zugrunde, daß der kurzfristige Zinssatz stationär ist. Demgegenüber wird der Zinssatz für 3-Monatsgeld in Abschnitt 9.3 als instationäre Zeitreihe angesehen. Die dort dokumentierten Schätzungen von insgesamt 14 univariaten Modellen beziehen sich daher auf den einmal differenzierten Zinssatz. Eine Analyse von bivariaten Regime-Switching-VAR-Modellen wird in den Abschnitten 9.4 und 9.5 vorgenommen, wobei sämtliche Zeitreihen als differenzenstationäre Prozesse behandelt werden. Abschnitt 9.4 enthält insgesamt elf Spezifikationen, in denen die jeweiligen Variablen ausschließlich durch eine gemeinsame nichtlineare Abhängigkeit miteinander in Verbindung stehen (RS-VAR(0)-Modelle). In den zwölf Modellen, deren Schätzungen in Abschnitt 9.5 dokumentiert sind, werden zusätzlich lineare Abhängigkeiten zugelassen.

Die Beurteilung der Prognosequalität aller untersuchten Modelle wird anhand der in Kapitel 8 diskutierten Fehlermaße RMSE (root-mean-square-error) und TU

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

(Theil'scher Ungleichheitskoeffizient) vorgenommen. Die berechneten Fehlermaße werden dabei stets im Anschluß an die jeweilige Modellschätzung dokumentiert. Um die in den Abschnitten 9.2 bis 9.5 enthaltenen Informationen hinsichtlich der Prognosegüte zu verdichten, faßt Abschnitt 9.6 die Fehlermaße derjenigen vier Modelle zusammen, die den 3-Monatszinssatz innerhalb ihrer Gruppe am exaktesten prognostizieren konnten. Eine graphische Beurteilung der Prognosequalität erfolgt in Abschnitt 9.7. Dort werden Zeitreihen der Prognosefehler dargestellt sowie diverse Prognosen mit dem tatsächlichen Verlauf des Zinssatzes konfrontiert. Die in wissenschaftlichen Arbeiten von Praktikern oft vermißte Darstellung konkreter Prognosewerte erfolgt schließlich für den Zeitraum von 1996 bis 1999 in Abschnitt 9.8 im Rahmen einer Prognosetabelle. Da sämtliche Modellschätzungen im Januar 1999 vorgenommen wurden, enthält die Prognosetabelle echte *ex-ante*-Prognosen der Zinsentwicklung des Jahres 1999.

Abschließend sei darauf hingewiesen, daß in der vorliegenden Arbeit durchgängig eine Vorhersage des Zinsniveaus vorgenommen wird und die Prognosefehler folglich aus der Differenz zwischen dem prognostizierten und dem realisierten Zinssatz berechnet werden. Originär wird das Zinsniveau ausschließlich mit den in Abschnitt 9.2 dargestellten Modellen prognostiziert. In allen übrigen Fällen ist die Prognoseaktivität auf die monatlichen Änderungen des Zinssatzes ausgerichtet. Die Prognosen des Zinsniveaus werden dort aus den vorhergesagten kumulierten Zinsänderungen abgeleitet.

9.2 Univariate Modelle I: Der kurzfristige Zinssatz als stationäre Zeitreihe

Unter Beachtung der in Abschnitt 7.5 geführten Diskussion über die stochastischen Eigenschaften des kurzfristigen Zinssatzes soll zunächst damit experimentiert werden, den Zinssatz für 3-Monatsgeld als stationäre Zeitreihe zu modellieren. Tabelle 9-1 enthält die geschätzten Parameter von fünf autoregressiven Modellen erster Ordnung. Neben einem als Benchmark dienenden konventionellen AR(1)-Modell handelt es sich dabei um vier MSIA-AR(1)-Modelle, die sich hinsichtlich der Regime(un)abhängigkeit der Varianz und / oder hinsichtlich der Zeit(in)varianz der Übergangswahrscheinlichkeiten voneinander unterscheiden. Das Modell mit dem höchsten Komplexitätsgrad (MSIAH-AR(1)-TVP) ist in der Kopfzeile von Tabelle 9-1 dargestellt.

Die Schätzung des konventionellen AR(1)-Modells zeigt eine sehr starke Persistenz der untersuchten Zeitreihe: der in der zweiten Spalte aufgeführte Schätzwert des autoregressiven Parameters a_{11} liegt nahe am Wert Eins. Bereits das MSIA-AR(1)-Modell, welches die Varianz als regimeunabhängig restringiert, scheint den Zinssatz besser zu erklären als das AR(1)-Modell ohne Regimewechsel. Zwar wurde in Kapitel 3 darauf hingewiesen, daß ein formaler Likelihood-Ratio-Test (LRT) des zweiten Regimes nicht möglich ist, da dessen Parameter unter der Nullhypo-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

these eines einzigen Regimes nicht identifiziert sind und die Teststatistik in diesem Fall nicht mit m Freiheitsgraden χ^2-verteilt ist. Wird die LRT-Statistik,

$$-2 \cdot (L_R - L_{UR}) \sim \chi^2_m \ , \quad \text{mit} \quad L_R = -182,71, \quad L_{UR} = -144,70 \quad \text{und} \quad m = 4 \ ,$$

aber dennoch berechnet und im Sinne von Gray (1996b) als „Quasi-LRT-Statistik" interpretiert, so deutet der ermittelte Wert von 76 auf die Plausibilität eines zweiten Regimes hin, da er sich deutlich oberhalb des kritischen Wertes zum 1-Prozent-Niveau in Höhe von 13,28 befindet. Eine zeitvariable Formulierung der Übergangswahrscheinlichkeiten (MSIA-AR(1)-TVP) erhöht den Wert der Log-Likelihood-Funktion auf lediglich $-142,00$. Auffällig an beiden MSIA-Modellen ist der „explosive" Schätzwert des Parameters a_{11}, der sich ökonomisch nur schwer interpretieren läßt.

Der Erklärungsbeitrag von Regime-Switching-Modellen steigt deutlich an, wenn neben dem Mittelwert auch die Varianz als regimeabhängig spezifiziert wird. Die in den Spalten 5 und 6 dokumentierten Parameterschätzungen der MSIAH-Modelle bestätigen darüber hinaus einige aus der Literatur bekannte Phänomene. Zum einen folgt der Zinssatz in Regime 1 einem Random Walk ($a_{11} = 1,00$), während er in Regime 2 – wenn auch sehr allmählich – zu seinem Mittelwert zurückkehrt ($a_{21} = 0,96$). Desweiteren beträgt die Varianz σ_2^2 des stationären Regimes mehr als das zehnfache der Varianz in Regime 1. Dies legt die Vermutung nahe, daß das Regime 2 die in Abschnitt 9.1 beschriebenen Geldmarktturbulenzen charakterisiert. Der negative Schätzwert des Koeffizienten d_1 unterstützt diese Vermutung: ein Wechsel von Regime 1 in das volatile Regime 2 ist umso wahrscheinlicher, je höher das Zinsniveau ist. Analog zeigt der positive Koeffizient d_2, daß ein Verharren in Regime 2 umso wahrscheinlicher ist, je höher das Zinsniveau ist. Die Tatsache, daß ausgeprägte Geldmarktvolatilitäten nahezu ausschließlich in Hochzinsphasen auftraten, korrespondiert mit diesen Befunden.

Die in der letzten Zeile von Tabelle 9-1 aufgeführten RCM-Statistiken zeigen, daß die Modelle mit regimeunabhängiger Varianz eine schärfere Regimeabgrenzung vornehmen. Dieses Ergebnis scheint mit ihrer offensichtlich schlechteren Anpassung an die Daten zu kontrastieren.

Über die Prognosegüte aller fünf in Tabelle 9-1 dokumentierten Modelle informiert Tabelle 9-2. Sie enthält die mittleren Quadratwurzelfehler (RMSE) und die Theil'schen Ungleichheitskoeffizienten (*TU*) für alle sieben Prognosehorizonte. Ebenfalls aufgeführt sind die RMSE des als Referenz dienenden Random-Walk-Modells. Die wesentlichen Ergebnisse der hier ausgewerteten out-of-sample-Prognosen lassen sich in den folgenden Punkten festhalten:

- Das MSIA-AR(1) ist das einzige Modell, welches über alle Prognosehorizonte exaktere Vorhersagen generiert als der Random Walk. Das MSIA-AR(1)-TVP schneidet zumeist geringfügig schlechter ab als das MSIA-AR(1).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 9-1

Univariate AR(1)-Modelle I: Zinssatz für 3-Monatsgeld (r_t)

MSIAH-AR(1)-TVP: $r_t = \nu(S_t) + a_1(S_t)r_{t-1} + \sigma(S_t)\varepsilon_t$

$$\pi_{11,t} = F(c_1 + d_1 r_{t-1}), \quad \pi_{22,t} = F(c_2 + d_2 r_{t-1})$$

	AR(1)	*MSIA-AR(1)*	*MSIA-AR(1)-TVP*	*MSIAH-AR(1)*	*MSIAH-AR(1)-TVP*
ν_1	0,12	- 0,53	- 0,68**	0,01	- 0,05
	(1,62)	(1,01)	(2,34)	(0,08)	(0,89)
a_{11}	0,98***	1,20***	1,22***	1,00***	1,00***
	(75,83)	(15,22)	(23,73)	(50,73)	(102,25)
ν_2		0,14**	0,14**	0,32	0,28
		(2,23)	(2,26)	(1,63)	(1,56)
a_{21}		0,97***	0,97***	0,96***	0,96***
		(92,54)	(99,48)	(45,60)	(50,85)
σ_1^2	0,26***	0,15***	0,16***	0,03***	0,03***
	(5,54)	(7,83)	(7,64)	(4,31)	(4,77)
σ_2^2				0,52***	0,50***
				(5,36)	(4,59)
π_{11}/c_1		0,74***	3,21***	0,91***	1,79***
		(6,05)	(2,63)	(19,48)	(2,75)
d_1			- 0,28**		- 0,11
			(2,34)		(0,82)
π_{22}/c_2		0,97***	1,77***	0,89***	- 0,97
		(83,05)	(3,77)	(14,85)	(0,99)
d_2			0,03		0,29
			(0,54)		(1,45)
Log-Likelihood	- 182,71	- 144,70	- 142,00	- 118,90	- 114,28
RCM		24,89	30,12	60,42	52,82

Zur Bezeichnung der Modelle siehe die in Tabelle 3 – 1 (S. 48) dargestellte Klassifikation. TVP kennzeichnet Modelle mit zeitvariablen Übergangswahrscheinlichkeiten. Sämtliche Schätzungen basieren auf monatlichen Beobachtungen von Januar 1970 bis Dezember 1990. *** (**,*) bezeichnen Signifikanz auf dem 1-(5-, 10-)prozentigen Niveau. Die in Klammern aufgeführten t-Werte basieren auf heteroskedastizitätskonsistenten Standardfehlern. Die RCM-Statistik ist auf S. 59 erläutert.

- Die relative Überlegenheit der beiden Regime-Switching-Modelle mit regimekonstanter Varianz, gemessen an *TU*, steigt bei einer Erhöhung des Prognosehorizonts deutlich an.
- Die Modelle mit regimeabhängiger Varianz sind zumeist nicht in der Lage, den Zinssatz exakter zu prognostizieren als der Random Walk.
- Die Modelle mit zeitvariablen Übergangswahrscheinlichkeiten erzeugen überwiegend schlechtere Prognosen als die entsprechenden Modelle mit konstanten Übergangswahrscheinlichkeiten.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 9-2

Prognosegüte univariater AR(1)-Modelle I (Zinssatz für 3-Monatsgeld)
Prognosen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld über den Zeitraum von Januar 1991 bis Dezember 1998

	h=1 (*N=96*)	*h=3* (*N=94*)	*h=6* (*N=91*)	*h=9* (*N=88*)	*h=12* (*N=85*)	*h=24* (*N=73*)	*h=36* (*N=61*)
Random Walk							
RMSE	0,1806	0,3916	0,7040	1,0116	1,3195	2,4299	3,5025
AR(1)							
RMSE	0,1878	0,4140	0,7386	1,0400	1,3237	2,2169	2,9979
TU	1,0394	1,0573	1,0491	1,0281	1,0032	0,9123	0,8559
MSIA-AR(1)							
RMSE	0,1796*	0,3789*	0,6513*	0,8846*	1,0788*	1,3803*	1,6349
TU	0,9943	0,9675	0,9251	0,8744	0,8176	0,5680	0,4668
MSIA-AR(1)-TVP							
RMSE	0,1822	0,3894	0,6754	0,9220	1,1296	1,4379	1,5847*
TU	1,0084	0,9944	0,9593	0,9114	0,8561	0,5918	0,4524
MSIAH-AR(1)							
RMSE	0,1848	0,4042	0,7191	1,0258	1,3264	2,3762	3,3627
TU	1,0230	1,0277	1,0214	1,0140	1,0052	0,9779	0,9601
MSIAH-AR(1)-TVP							
RMSE	0,1859	0,4188	0,7726	1,1290	1,4901	2,8814	4,2544
TU	1,0288	1,0695	1,0974	1,1160	1,1293	1,1858	1,2147

Prognosen basieren auf den in Tabelle 9-1 dokumentierten Modellschätzungen. *h* bezeichnet den Prognosehorizont, *N* die Anzahl der generierten Prognosen, RMSE den root mean square error und *TU* den Theil'schen Ungleichheitskoeffizienten. * kennzeichnet die *h*-Schrittprognose mit dem niedrigsten RMSE.

Tabelle 9-3 enthält die geschätzten Parameter von weiteren fünf autoregressiven Modellen erster Ordnung, die dem nicht differenzierten Dreimonatszinssatz angepaßt wurden. Während sich die zweite Spalte auf das schon aus Tabelle 9-1 bekannte AR(1)-Modell ohne Regimewechsel bezieht, handelt es sich bei den übrigen vier Spezifikationen um MSM-Modelle, die sich – wie schon die MSI-Modelle in Tabelle 9-1 – untereinander hinsichtlich der Zeitvariabilität des zweiten Moments und / oder der Übergangswahrscheinlichkeiten unterscheiden. Die wesentlichen in Tabelle 9-3 enthaltenen Informationen sollen nachfolgend zusammengefaßt werden, wobei einem Vergleich mit den MSI-Modellen in Tabelle 9-1 eine besondere Bedeutung zukommt:

- Die Schätzungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld als Regime-Switching-Prozesse mit zeitvariablem Mittelwert resultieren allgemein in einer deutlichen Erhöhung des Log-Likelihood-Wertes gegenüber der AR(1)-Modellschätzung. Im Vergleich zu den in Tabelle 9-1 gezeigten MSI-Modellen weisen die MSM-Modelle bei einer gleichen Anzahl an Parametern höhere Log-Likelihood-Werte auf; eine Ausnahme stellt hierbei das MSMAH-AR(1)-Modell dar.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

- Sowohl die geschätzten AR(1)-Parameter als auch die Schätzungen der Varianz sind den in Tabelle 9-1 aufgeführten Werten sehr ähnlich, so daß auch hier ein stationäres, aber persistentes sowie ein instationäres Regime identifiziert werden können. Hinsichtlich der geschätzten Varianzen stellt das MSMAH-AR(1)-Modell erneut eine Ausnahme dar.
- Die geschätzten Übergangswahrscheinlichkeiten des MSMA-AR(1)-Modells sowie des MSMAH-AR(1)-Modells unterscheiden sich erheblich von den in Tabelle 9-1 gezeigten Übergangswahrscheinlichkeiten, die für das MSIA-AR(1)-Modell sowie für das MSIAH-AR(1)-Modell berechnet wurden: während das zweite Regime sehr viel persistenter ist, liegt die Wahrscheinlichkeit für ein Verharren im ersten Regime lediglich zwischen fünfzig und sechzig Prozent.

Tabelle 9-3

Univariate AR(1)-Modelle II: Zinssatz für 3-Monatsgeld (r_t)

MSMHA-AR(1)-TVP: $r_t = \mu(S_t) + a_1(S_t)[r_{t-1} - \mu(S_{t-1})] + \sigma(S_t)\varepsilon_t$

$$\pi_{11,t} = F(c_1 + d_1 r_{t-1}), \quad \pi_{22,t} = F(c_2 + d_2 r_{t-1})$$

	AR(1)	*MSMA-AR(1)*	*MSMA-AR(1)-TVP*	*MSMAH-AR(1)*	*MSMAH-AR(1)-TVP*
μ_1	0,12 (1,62)	1,10 (0,57)	3,03*** (3,90)	1,75 (1,13)	3,20 (1,24)
a_{11}	0,98*** (75,83)	1,19*** (22,77)	1,22*** (24,26)	1,19*** (22,33)	1,01*** (116,36)
μ_2		1,56 (0,87)	3,39*** (4,25)	2,20 (1,54)	3,32 (1,30)
a_{21}		0,97*** (93,19)	0,97*** (117,14)	0,97*** (101,07)	0,99*** (78,18)
σ_1^2	0,26*** (5,54)	0,14*** (6,57)	0,15*** (8,70)	0,24*** (2,87)	0,02*** (3,31)
σ_2^2				0,13*** (6,91)	0,51*** (4,31)
π_{11}/c_1		0,55*** (3,43)	2,64** (2,23)	0,60*** (3,38)	1,87*** (3,77)
d_1			- 0,24** (2,28)		- 0,14 (1,48)
π_{22}/c_2		0,94*** (48,49)	1,60** (2,55)	0,95*** (44,75)	- 0,98 (1,10)
d_2			0,04 (0,55)		0,28* (1,73)
Log-Likelihood	- 182,71	- 141,52	- 139,83	- 139,98	- 112,86
RCM		15,69	28,21	34,91	45,64

Siehe die Erläuterungen zu Tabelle 9-1.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

- Unter Verwendung der MSM-Modelle läßt sich eine vergleichsweise exakte Regimeabgrenzung vornehmen. Die RCM-Statistiken sind in allen Fällen niedriger als die in Tabelle 9-1 gezeigten.

Die Prognosegüte der MSM-Modelle wird durch die in Tabelle 9-4 enthaltenen Fehlermaße beschrieben:

- Das MSMA-AR(1)-Modell sowie das MSMAH-AR(1)-Modell zeigen eine ähnlich gute Prognosequalität. Beide Modelle sind allen übrigen Spezifikationen deutlich überlegen. Diese Überlegenheit bezieht sich sowohl auf die mit den konkurrierenden MSM-Modellen erzeugten Prognosen als auch auf diejenigen Vorhersagen, die mit den MSI-Modellen und dem AR(1)-Modell generiert wurden. Das Random-Walk-Modell schneidet lediglich bei den Einschrittprognosen besser ab, solange der MAE als relevante Maßgröße angesehen wird.
- Wie auch schon in Tabelle 9-2 gezeigt, ist die durch TU gemessene relative Überlegenheit der Regime-Switching-Modelle umso ausgeprägter, je länger der Prognosehorizont ist.

Tabelle 9-4

Prognosegüte univariater AR(1)-Modelle II (Zinssatz für 3-Monatsgeld)
Prognose des Zinssatzes für 3-Monatsgeld über den Zeitraum von Januar 1991 bis Dezember 1998

	h=1 (N=96)	*h=3 (N=94)*	*h=6 (N=91)*	*h=9 (N=88)*	*h=12 (N=85)*	*h=24 (N=73)*	*h=36 (N=61)*
Random Walk							
RMSE	0,1806	0,3916	0,7040	1,0116	1,3195	2,4299	3,5025
AR(1)							
RMSE	0,1878	0,4140	0,7386	1,0400	1,3237	2,2169	2,9979
TU	1,0394	1,0573	1,0491	1,0281	1,0032	0,9123	0,8559
MSMA-AR(1)							
RMSE	0,1712*	0,3503*	0,5940*	0,8041*	0,9756*	1,0625	1,0315
TU	0,9478	0,8947	0,8438	0,7949	0,7394	0,4373	0,2945
MSMA-AR(1)-TVP							
RMSE	0,1801	0,3828	0,6581	0,8895	1,0739	1,2043	1,3064
TU	0,9968	0,9776	0,9347	0,8793	0,8139	0,4956	0,3730
MSMAH-AR(1)							
RMSE	0,1723	0,3556	0,6033	0,8135	0,9814	1,0362*	0,9818*
TU	0,9536	0,9082	0,8570	0,8041	0,7438	0,4264	0,2803
MSMAH-AR(1)-TVP							
RMSE	0,1813	0,4233	0,8107	1,2132	1,6283	3,3108	5,0100
TU	1,0036	1,0811	1,1516	1,1992	1,2340	1,3625	1,4304

Prognosen basieren auf den in Tabelle 9-3 dokumentierten Modellschätzungen. Siehe außerdem die Erläuterungen zu Tabelle 9-2.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

- Auch die Prognosequalität von MSM-Modellen kann nicht durch eine Abhängigkeit der Übergangswahrscheinlichkeiten vom Zinsniveau der Vorperiode verbessert werden. Das entsprechende Modell mit zeitkonstanten Übergangswahrscheinlichkeiten prognostiziert über alle Horizonte exakter.
- Der Nutzen einer regimeabhängigen Varianz für die Prognose des Zinsniveaus macht sich im Falles des MSMAH-AR(1)-Modells bestenfalls bei 12-, 24- und 36-Schrittprognosen bemerkbar.

9.3 Univariate Modelle II: Der kurzfristige Zinssatz als instationäre Zeitreihe

Im Gegensatz zu der im vorherigen Abschnitt 9.2 verfolgten Modellierungsstrategie soll der Zinssatz für 3-Monatsgeld hier als differenzenstationäre Zeitreihe aufgefaßt werden. Die geschätzten Parameter charakterisieren folglich die stochastischen Eigenschaften der monatlichen Zinsänderungen, auf die auch die Prognosen ausgerichtet sind. Tabelle 9-5 enthält zunächst die Schätzergebnisse von vier Varianten des Segmented-Trend-(MSI-AR(0)-)Modells, welches im Methodenteil als einfachste aller Regime-Switching-Spezifikationen vorgestellt wurde. Folgende Aspekte der Modellschätzungen sind hervorzuheben:

- Die Schätzung des MSI-AR(0)-Modells zeigt zwei statistisch signifikante Mittelwerte, deren Vorzeichen sich voneinander unterscheiden. Die Regime charakteriseren daher möglicherweise Perioden eines Zinsanstiegs bzw. eines Zinsrückgangs.
- Das durch einen negativen Mittelwert gekennzeichnete erste Regime weist mit einer Übergangswahrscheinlichkeit π_{11} in Höhe von 0,99 eine sehr starke Persistenz auf. Demgegenüber erfolgt ein Übergang von dem zweiten in das erste Regime mit einer recht geringen Wahrscheinlichkeit von 40 Prozent, da $(1 - \pi_{22}) = 0,4$.
- Wie ein Vergleich der Log-Likelihood-Werte in den Spalten zwei und drei bzw. vier und fünf zeigt, erhöhen zeitvariable Übergangswahrscheinlichkeiten die Erklärungskraft des MSI-AR(0)- bzw. des MSIH-AR(0)-Modells nur unwesentlich.
- Die Einführung einer regimeabhängigen Varianz hat offensichtlich zur Folge, daß sich die Regime vor allem hinsichtlich ihrer Volatilitätsdynamik voneinander abgrenzen: während beide Mittelwerte in der MSIH-AR(0)- bzw. der MSIH-AR(0)-TVP-Spezifikation insignifikant von Null verschieden sind, beträgt die Varianz des zweiten Regimes jeweils mehr als das fünfzehnfache der Varianz des Regimes 1.
- Die beiden Regime des MSIH-AR(0)-Modells sind mit einer Übergangswahrscheinlichkeit von 0,90 bzw. 0,88 in etwa gleichermaßen persistent.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

- Wenngleich die Schätzungen der Modelle mit zustandsabhängigen Varianzen erheblich höhere Werte der Log-Likelihood-Funktion ausweisen, wird die Identifikation der Regime erschwert: die RCM-Statistik steigt von 11,04 bzw. 8,93 auf 62,01 bzw. 57,70 an.

Tabelle 9-5

MSI-AR(0)-Modelle: Monatliche Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld (Δr_t)

MSIH-AR(0)-TVP: $\Delta r_t = \nu(S_t) + \sigma(S_t)\varepsilon_t$,

$$\pi_{11,t} = F(c_1 + d_1 r_{t-1}), \quad \pi_{22,t} = F(c_2 + d_2 r_{t-1})$$

	MSI-AR(0)	*MSI-AR(0)-TVP*	*MSIH-AR(0)*	*MSIH-AR(0)-TVP*
ν_1	- 0,06**	- 0,06**	0,00	0,01
	(2,03)	(2,06)	(0,06)	(0,57)
ν_2	1,51***	1,53***	- 0,01	- 0,02
	(3,38)	(4,45)	(0,12)	(0,29)
σ_1^2	0,18***	0,17***	0,02***	0,03***
	(8,97)	(8,93)	(3,09)	(4,09)
σ_2^2			0,52***	0,52***
			(4,62)	(4,03)
π_{11}/c_1	0,99***	2,59***	0,90***	1,92***
	(111,64)	(6,09)	(16,54)	(4,39)
d_1		- 0,05		- 0,14*
		(1,18)		(1,83)
π_{22}/c_2	0,60***	2,16	0,88***	- 0,55
	(3,94)	(1,21)	(13,00)	(0,42)
d_2		- 0,18		0,21
		(1,13)		(0,94)
Log-Likelihood	- 156,25	- 155,74	- 120,09	- 115,79
RCM	11,04	8,93	62,01	57,70

Siehe die Erläuterungen zu Tabelle 9-1.

Die Leistungsfähigkeit der Segmented-Trend-Modelle kann wie gewohnt anhand berechneter Prognosefehlermaße beurteilt werden, die in Tabelle 9-6 aufgeführt sind:

- Unter Zugrundelegung des RMSE erweisen sich die beiden MSI-AR(0)-Modelle über alle Prognosehorizonte als in etwa gleichermaßen überlegen.
- Die relative Überlegenheit gegenüber dem Random-Walk-Modell, gemessen an TU, ist umso stärker, je länger der Prognosehorizont ist.
- Die beiden MSIH-AR(0)-Modelle sind grundsätzlich nicht in der Lage, bessere Prognosen als das Random-Walk-Modell zu erzeugen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

- Im direkten Vergleich mit den in Tabelle 9-4 ausgewerteten Prognosen des MSMA-AR(1)- bzw. des MSMAH-AR(1)-Modells des Zinsniveaus erweisen sich die mit dem MSI-AR(0)-Modell generierten Prognosen generell als weniger exakt.

Tabelle 9-6

Prognosegüte von MSI-AR(0)-Modellen (Monatliche Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld) Prognose des Zinssatzes für 3-Monatsgeld über den Zeitraum von Januar 1991 bis Dezember 1998

	h=1 (N=96)	*h=3 (N=94)*	*h=6 (N=91)*	*h=9 (N=88)*	*h=12 (N=85)*	*h=24 (N=73)*	*h=36 (N=61)*
Random Walk							
RMSE	0,1806	0,3916	0,7040	1,0116	1,3195	2,4299	3,5025
MSI-AR(0)							
RMSE	0,1723*	0,3559*	0,6206*	0,8742*	1,1187*	1,8300*	2,4329
TU	0,9535	0,9090	0,8815	0,8641	0,8478	0,7531	0,6946
MSI-AR(0)-TVP							
RMSE	0,1726	0,3569	0,6223	0,8770	1,1230	1,8420	2,4135*
TU	0,9551	0,9115	0,8839	0,8670	0,8511	0,7580	0,6891
MSIH-AR(0)							
RMSE	0,1801	0,3905	0,7033	1,0116	1,3204	2,4359	3,5136
TU	0,9971	0,9974	0,9990	1,0000	1,0007	1,0025	1,0032
MSIH-AR(0)-TVP							
RMSE	0,1804	0,3943	0,7148	1,0320	1,3505	2,5193	3,6672
TU	0,9985	1,0070	1,0153	1,0202	1,0235	1,0368	1,0470

Prognosen basieren auf den in Tabelle 9-5 dokumentierten Modellschätzungen. Siehe außerdem die Erläuterungen zu Tabelle 9-2.

Als nächstes ist der Frage nachzugehen, ob Regime-Switching-Spezifikationen, die gegenüber dem Segmented-Trend-Modell um autoregressive Parameter erweitert worden sind, infolge ihrer erhöhten Komplexität auch bessere Prognosen generieren können. Tabelle 9-7 enthält die geschätzten Parameter von fünf autoregressiven Modellen erster Ordnung, die dem einmal differenzierten Geldmarktzinssatz angepaßt wurden. Neben einer herkömmlichen AR(1)-Spezifikation ohne Regimwechsel sind dies zwei Modelle mit zustandsabhängigem Absolutglied sowie zwei Modelle mit zustandsabhängigem Mittelwert. Alle vier Regime-Switching-Modelle haben zeitkonstante Übergangswahrscheinlichkeiten. Auf eine Schätzung von Spezifikationen mit zeitvariablen Übergangswahrscheinlichkeiten soll im folgenden verzichtet werden, da diese im Rahmen der bisher dokumentierten Prognoseexperimente bestenfalls einen geringen zusätzlichen Nutzen erbracht haben. Nachstehende Ergebnisse der Modellschätzungen verdienen besondere Beachtung:

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

- Alle vier Regime-Switching-Modelle weisen einen gegenüber dem AR(1)-Modell deutlich erhöhten Log-Likelihood-Wert auf. Auch gegenüber den in Tabelle 9-5 gezeigten Schätzungen der Segmented-Trend-Modelle resultiert die Einführung autoregressiver Parameter in einer besseren Erklärung der Daten.
- Sowohl die geschätzten Werte als auch die Signifikanz der Koeffizienten des MSIA-AR(1)-Modells und des MSMA-AR(1)-Modells unterscheiden sich kaum voneinander. Ein Vergleich der Parameter des MSIHA-AR(1)-Modells mit den Parametern des MSMHA-AR(1)-Modells zeigt eine noch größere Übereinstimmung.
- Die Schätzwerte des autoregressiven Parameters in Regime 1 sind für alle Modellvarianten statistisch signifikant. Der AR(1)-Koeffizient des zweiten Regimes ist im MSIA-AR(1)- sowie im MSMA-AR(1)-Modell insignifikant von Null verschieden. Alle übrigen Schätzwerte entsprechen in etwa den in Tabelle 9-5 aufgeführten Koeffzienten des jeweils korrespondierenden MSI-AR(0)-Modells.

Tabelle 9-7

Univariate AR(1)-Modelle: Monatliche Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld (Δrt)

MSIHA-AR(1): $\Delta r_t = \nu(S_t) + a_1(S_t)\Delta r_{t-1} + \sigma(S_t)\varepsilon_t$

MSMHA-AR(1): $\Delta r_t = \mu(S_t) + a_1(S_t)\left[\Delta r_{t-1} - \mu(S_{t-1})\right] + \sigma(S_t)\varepsilon_t$

	AR(1)	*MSIA-AR(1)*	*MSMA-AR(1)*	*MSIHA-AR(1)*	*MSMHA-AR(1)*
ν_1/μ_1	- 0,00 (0,03)	- 0,04 (1,53)	- 0,05 (1,07)	0,00 (0,48)	0,00 (0,04)
a_{11}	0,44*** (3,89)	0,35*** (3,36)	0,41*** (4,00)	0,23** (2,52)	0,24*** (2,65)
ν_2/μ_2		1,37*** (5,59)	1,42*** (5,37)	- 0,01 (0,18)	- 0,01 (0,18)
a_{12}		0,49 (1,51)	0,79 (1,18)	0,47*** (3,48)	0,47*** (3,89)
σ_1^2	0,21*** (6,16)	0,16*** (10,60)	0,15*** (7,30)	0,03*** (4,21)	0,03*** (5,14)
σ_2^2				0,40*** (4,46)	0,40*** (4,55)
π_{11}		0,98*** (113,01)	0,98** (96,89)	0,93*** (20,36)	0,93*** (24,14)
π_{22}		0,45** (2,05)	0,53** (2,04)	0,92*** (15,87)	0,92*** (19,55)
Log-Likelihood	- 156,90	- 140,12	- 139,96	- 102,49	- 102,17
RCM		7,84	10,26	54,74	46,55

Siehe die Erläuterungen zu Tabelle 9-1.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die in Tabelle 9-8 enthaltenen Prognoseergebnisse lassen sich in zwei Punkten zusammenfassen:

- Sämtliche AR(1)-Modelle erzeugen bessere Prognosen als das Random-Walk-Modell. Mit Ausnahme des MSIA-AR(1)-Modells ist die Prognosequalität aller Modelle, einschließlich des herkömmlichen AR(1)-Modells, sehr ähnlich. Die Maßzahl *TU* dieser Modelle weist für alle Horizonte einen Wert zwischen 0,92 und 0,98 auf, woraus folgt, daß die Überlegenheit gegenüber dem Random Walk nicht sehr ausgeprägt ist.
- Das in jeder Hinsicht überlegene MSIA-AR(1)-Modell erzeugt nur bis zu einem Prognosehorizont von zwölf Monaten exaktere Prognosen als das MSI-AR(0)-Modell (vgl. Tabelle 9-6). Das MSMA-AR(1) für das Zinsniveau (vgl. Tabelle 9-4) liefert vergleichsweise schlechtere Einschritt- und 3-Schrittprognosen, ist aber für $h>6$ erheblich exakter als das MSIA-AR(1)-Modell der Zinsdifferenzen.

Tabelle 9-8

Prognosegüte univariater AR(1)-Modelle
(Monatliche Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld)
Prognose des Zinssatzes für 3-Monatsgeld über den Zeitraum
von Januar 1991 bis Dezember 1998

	h=1 (N=96)	*h=3 (N=94)*	*h=6 (N=91)*	*h=9 (N=88)*	*h=12 (N=85)*	*h=24 (N=73)*	*h=36 (N=61)*
Random Walk							
RMSE	0,1806	0,3916	0,7040	1,0116	1,3195	2,4299	3,5025
AR(1)							
RMSE	0,1712	0,3625	0,6478	0,9465	1,2484	2,3458	3,3883
TU	0,9476	0,9258	0,9202	0,9357	0,9461	0,9654	0,9674
MSIA-AR(1)							
RMSE	0,1668*	0,3445*	0,6019*	0,8608*	1,1139*	1,9058*	2,5917*
TU	0,9235	0,8798	0,8549	0,8510	0,8442	0,7843	0,7399
MSMA-AR(1)							
RMSE	0,1705	0,3614	0,6467	0,9430	1,2415	2,3173	3,3367
TU	0,9438	0,9229	0,9186	0,9322	0,9408	0,9537	0,9526
MSIHA-AR(1)							
RMSE	0,1712	0,3640	0,6585	0,9603	1,2649	2,3680	3,4201
TU	0,9478	0,9295	0,9354	0,9493	0,9586	0,9745	0,9765
MSMHA-AR(1)							
RMSE	0,1711	0,3635	0,6566	0,9563	1,2584	2,3477	3,3846
TU	0,9472	0,9284	0,9326	0,9454	0,9537	0,9662	0,9663

Prognosen basieren auf den in Tabelle 9-7 dokumentierten Modellschätzungen. Siehe außerdem die Erläuterungen zu Tabelle 9-2.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die univariate Modellierung der monatlichen Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld soll zum Abschluß gebracht werden, indem fünf autoregressive Modelle dritter Ordnung geschätzt werden. Aufgrund der bestenfalls geringfügig exakteren Prognosen der MSM-AR(1)-Modelle (vgl. Tabelle 9-8) werden, neben dem AR(3)-Modell ohne Regimewechsel, ausschließlich MSI-Spezifikationen berücksichtigt. Die MSI-Modelle unterscheiden sich zum einen, wie bereits in den vorherigen Untersuchungen praktiziert, hinsichtlich der Zustands(un)abhängigkeit der Varianz. Daneben wird erstmalig in dieser Arbeit untersucht, welche Konsequenzen die Restriktion regimekonstanter autoregressiver Parameter für die Modellschätzung sowie die Prognoseergebnisse hat. Tabelle 9-9 dokumentiert die Schätzergebnisse, die sich wie folgt zusammenfassen lassen:

Tabelle 9-9

Univariate AR(3)-Modelle:
Monatliche Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld (Δr_t)

MSIAH-AR(3): $\Delta r_t = \nu(S_t) + a_1(S_t)\Delta r_{t-1} + a_2(S_t)\Delta r_{t-2} + a_3(S_t)\Delta r_{t-3} + \sigma(S_t)\varepsilon_t$

	AR(3)	*MSIA-AR(3)*	*MSI-AR(3)*	*MSIAH-AR(3)*	*MSIH-AR(3)*
ν_1	- 0,00	- 0,04	- 0,04	0,00	0,00
	(0,02)	(1,51)	(1,36)	(0,09)	(0,10)
a_{11}	0,43***	0,29***	0,33***	0,23**	0,35***
	(3,57)	(2,98)	(3,13)	(2,39)	(6,02)
a_{21}	- 0,02	0,02	0,01	0,03	0,04
	(0,18)	(0,36)	(0,09)	(0,76)	(0,85)
a_{31}	0,09	0,07	0,08	- 0,02	0,01
	(0,96)	(1,32)	(1,12)	(0,61)	(0,20)
ν_2		1,75***	1,49***	- 0,02	- 0,00
		(14,92)	(3,89)	(0,25)	(0,07)
a_{12}		0,25**		0,47***	
		(2,52)		(2,75)	
a_{22}		0,77***		- 0,08	
		(6,37)		(0,38)	
a_{32}		0,23		0,17	
		(1,24)		(1,00)	
σ_1^2	0,21***	0,15***	0,16***	0,03***	0,03***
	(6,48)	(11,93)	(9,08)	(3,54)	(5,19)
σ_2^2				0,39***	0,41***
				(5,22)	(5,25)
π_{11}		0,99***	0,99**	0,93***	0,94***
		(110,17)	(103,98)	(15,47)	(28,84)
π_{22}		0,54***	0,45***	0,92***	0,92***
		(3,28)	(2,60)	(13,28)	(18,91)
Log-Likelihood	- 155,80	- 134,79	- 138,82	- 101,19	- 103,90
RCM		8,68	8,03	55,55	54,20

Siehe die Erläuterungen zu Tabelle 9-1.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

- Während der AR(1)-Koeffizient in allen Modellen sowie gegebenenfalls in allen Regimen statistisch signifikant ist, ist der AR(2)-Koeffizient lediglich im zweiten Regime des MSIA-AR(3)-Modells signifikant von Null verschieden. Sämtliche AR(3)-Koeffizienten sind statistisch nicht signifikant.
- Was die Werte und die Signifikanz der übrigen Parameter sowie die Genauigkeit der Regimeabgrenzung anbelangt, entsprechen die Ergebnisse in etwa den in Tabelle 9-7 gezeigten Resultaten. Im Vergleich zu den dort zu findenden AR(1)-Modellschätzungen steigen die Log-Likelihood-Werte infolge zusätzlicher AR-Parameter nur geringfügig an.

Die Prognosen der fünf AR(3)-Modelle werden schließlich in Tabelle 9-10 ausgewertet:

Tabelle 9-10

Prognosegüte univariater AR(3)-Modelle
(Monatliche Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld)
Prognose des Zinssatzes für 3-Monatsgeld über den Zeitraum
von Januar 1991 bis Dezember 1998

	h=1 (N=96)	*h=3 (N=94)*	*h=6 (N=91)*	*h=9 (N=88)*	*h=12 (N=85)*	*h=24 (N=73)*	*h=36 (N=61)*
Random Walk							
RMSE	0,1806	0,3916	0,7040	1,0116	1,3195	2,4299	3,5025
AR(3)							
RMSE	0,1684	0,3490	0,6219	0,9135	1,2168	2,3264	3,3732
TU	0,9322	0,8913	0,8834	0,9030	0,9222	0,9574	0,9631
MSIA-AR(3)							
RMSE	0,1647	0,3354	0,5896	0,8485	1,1076	1,9339	2,6530
TU	0,9114	0,8566	0,8375	0,8387	0,8394	0,7959	0,7574
MSI-AR(3)							
RMSE	0,1646*	0,3328*	0,5799*	0,8335*	1,0882*	1,8899*	2,5725*
TU	0,9110	0,8498	0,8237	0,8240	0,8247	0,7778	0,7345
MSIAH-AR(3)							
RMSE	0,1695	0,3580	0,6524	0,9573	1,2675	2,3999	3,4807
TU	0,9382	0,9143	0,9267	0,9463	0,9606	0,9876	0,9938
MSIH-AR(3)							
RMSE	0,1700	0,3624	0,6577	0,9646	1,2766	2,4225	3,5197
TU	0,9409	0,9254	0,9342	0,9535	0,9675	0,9969	1,0049

Prognosen basieren auf den in Tabelle 9-9 dokumentierten Modellschätzungen. Siehe außerdem die Erläuterungen zu Tabelle 9-2.

- Die modellgestützten Prognosen sind mit einer Ausnahme exakter als die des Random Walks. Darüber hinaus schlägt sich die Aufnahme zweier weiterer autoregressiver Parameter mehrheitlich in verbesserten Prognosen gegenüber de-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

nen des korrespondierenden AR(1)-Modells nieder. Die beiden Regime-Switching-Modelle mit einer regimekonstanten Varianz weisen über alle Prognosehorizonte einen geringeren RMSE auf als das MSIA-AR(1)-Modell (vgl. Tabelle 9-8).

- Die Restriktion regimekonstanter AR-Koeffizienten führt beim MSI-AR(3)-Modell zu einer geringfügigen Verbesserung, beim MSIH-AR(3)-Modell zu einer geringfügigen Verschlechterung der Prognoseleistung.
- Wie schon im Rahmen der vorangehenden Analysen gezeigt, prognostizieren die Modelle mit regimeabhängiger Varianz vergleichsweise schlecht und sind dem herkömmlichen AR(3)-Modell über alle Prognosehorizonte unterlegen.

9.4 Bivariate Modelle ohne lineare Abhängigkeiten

Bevor in Abschnitt 9.5 vektorautoregressive Modelle im engeren Sinne geschätzt werden, soll zunächst die Prognosequalität diverser MS-VAR(0)-Modelle im Mittelpunkt stehen. Hierbei handelt es sich quasi um multivariate Segemented-Trend-Modelle, d. h. die Modellstruktur unterstellt, daß sich die Dynamik der unbeobachtbaren Regimeindikatorvariablen aller in das Modell eingehenden Zeitreihen durch den gleichen Markov-Prozeß beschreiben läßt. Lineare Abhängigkeiten, die in herkömmlichen Modellen durch die VAR-Koeffizienten beschrieben werden, sind demgegenüber nicht in den in diesem Abschnitt verwendeten Modellen enthalten.

Die folgende Analyse konzentriert sich auf insgesamt elf bivariate MSI- bzw. MSIH-Modelle mit konstanten Übergangswahrscheinlichkeiten. Sie enthalten neben dem Zinssatz für Dreimonatsgeld zumeist die Umlaufrendite festverzinslicher Wertpapiere und in zwei Fällen den U.S.-amerikanischen Zinssatz für Dreimonatsgeld. Die Modelle unterscheiden sich zum ersten in Hinblick auf die Spezifikation der Varianz-Kovarianzmatrix der Residuen voneinander. Das Hauptinteresse liegt allerdings auf alternativen Formulierungen der Lead-Lag-Beziehung zwischen dem kurzfristigen und dem langfristigen Zinssatz. Vorausgesetzt, die beiden Zeitreihen lassen sich tatsächlich durch einen gemeinsamen und diskreten Wechseln unterliegenden Trend charakterisieren, so sind mehrere Möglichkeiten denkbar, was die zeitliche Struktur dieser Regimewechsel betrifft. Regimewechsel können sowohl zeitgleich in beiden Zeitreihen auftreten, als auch eine der Variablen mit einer zeitlichen Verzögerung bzw. einem zeitlichen Vorsprung treffen.

Tabelle 9-11 enthält zunächst die Schätzergebnisse von fünf Modellen, die ein zeitgleiches Auftreten der Regimewechsel unterstellen. In Anlehnung an Hamilton und Lin (1996) wird die Kovarianz der Residuen in dem in der zweiten Spalte beschriebenen MSI-VAR(0)-Modell (a) sowie in dem in der vierten Spalte beschriebenen MSIH-VAR(0)-Modell (a) auf Null restringiert. Im MSIH-VAR(0)-Modell (b) sind die Varianzen, nicht aber die Kovarianz regimeabhängig, während im

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 9-11

Bivariate Regime-Switching-Modelle: Zeitgleiche gemeinsame Regimeabhängigkeit der monatlichen Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld (Δr_t) und der Umlaufrendite (ΔR_t)

$$\Delta r_t = \nu(S_t) + \sigma_1(S_t)\varepsilon_t \ ,$$

$$\Delta R_t = \psi(S_t) + \sigma_2(S_t)u_t$$

	MSI-VAR(0) *(a)*	*MSI-VAR(0)* *(b)*	*MSIH-VAR(0)* *(a)*	*MSIH-VAR(0)* *(b)*	*MSIH-VAR(0)* *(c)*
ν_1	- 0,12*	- 0,06*	0,00	- 0,04	- 0,01
	(1,66)	(1,91)	(0,10)	(1,36)	(0,51)
ψ_1	- 0,04	0,01	0,01	- 0,03	- 0,01
	(0,93)	(0,70)	(0,41)	(1,33)	(0,79)
ν_2	0,85	1,49***	0,00	0,08	0,01
	(1,47)	(3,06)	(0,07)	(0,77)	(0,10)
ψ_2	0,32***	0,36**	0,02	0,08	0,03
	(3,61)	(2,24)	(0,44)	(1,44)	(0,94)
σ_{11}^2	0,16***	0,18***	0,03***	0,08***	0,04***
	(8,24)	(9,55)	(4,70)	(4,85)	(5,13)
σ_{21}^2	0,05***	0,06***	0,03***	0,05***	0,04***
	(4,11)	(9,70)	(6,88)	(6,55)	(8,74)
cov_1		0,05***		0,04***	0,02***
		(7,00)		(4,78)	(3,97)
σ_{12}^2			0,56***	0,58***	0,58***
			(4,85)	(4,19)	(4,68)
σ_{22}^2			0,11***	0,09***	0,11***
			(6,10)	(3,89)	(6,19)
cov_2					0,14***
					(5,36)
π_{11}	0,94***	0,99***	0,89***	0,95***	0,91***
	(17,92)	(81,61)	(24,34)	(33,53)	(28,95)
π_{22}	0,57***	0,60***	0,86***	0,90***	0,87***
	(4,33)	(3,97)	(16,17)	(13,31)	(12,62)
Log-Likelihood	71,81	97,29	108,96	135,85	145,62
RCM	32,77	9,65	60,72	43,79	58,60

Siehe die Erläuterungen zu Tabelle 9-1.

MSIH-VAR(0)-Modell (c) alle Elemente der Varianz-Kovarianzmatrix regimeabhängig sind. Die wesentlichen Ergebnisse lassen sich kurz zusammenfassen:

- In beiden MSI-Modellen ist das Regime 1 durch negative bzw. insignifikant von Null verschiedene Mittelwerte sowohl des Dreimonatszinssatzes als auch der Umlaufrendite gekennzeichnet. Demgegenüber weist das zweite Regime positive Mittelwerte auf, die abgesehen von einer Ausnahme statistisch signifikant sind.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

- Die geschätzten Werte der Übergangswahrscheinlichkeiten korrespondieren stark mit den in Abschnitt 9.3 dokumentierten Übergangswahrscheinlichkeiten univariater MSI-Modelle. Das erste Regime ist sehr viel persistenter als das zweite.
- Sämtliche Mittelwerte der drei Modelle mit zustandsabhängiger Varianz sind insignifikant.
- Je umfangreicher die Varianz-Kovarianzmatrix spezifiziert wird, umso höher ist der Erklärungsbeitrag von Regime-Switching-Modellen. Die Aufgabe der Restriktion einer Kovarianz von Null resultiert jeweils in einem erheblichen Anstieg des Log-Likelihood-Wertes.
- Modelle mit regimekonstanter Varianz ermöglichen auch im multivariaten Vergleich die exakteste Regimeabgrenzung.

Tabelle 9-12

Prognosegüte bivariater Regime-Switching-Modelle (zeitgleiche gemeinsame Regimeabhängigkeit der monatlichen Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld und der Umlaufrendite) Prognosen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld über den Zeitraum von Januar 1991 bis Dezember 1998

	h=1 (N=96)	*h=3 (N=94)*	*h=6 (N=91)*	*h=9 (N=88)*	*h=12 (N=85)*	*h=24 (N=73)*	*h=36 (N=61)*
Random Walk							
RMSE	0,1806	0,3916	0,7040	1,0116	1,3195	2,4299	3,5025
MSI-VAR(0) (a)							
RMSE	0,1697*	0,3473*	0,5990*	0,8355*	1,0554*	1,5396*	1,8106*
TU	0,9393	0,8870	0,8508	0,8259	0,7998	0,6336	0,5170
MSI-VAR(0) (b)							
RMSE	0,1722	0,3557	0,6199	0,8729	1,1168	1,8232	2,4197
TU	0,9532	0,9083	0,8804	0,8629	0,8464	0,7503	0,6908
MSIH-VAR(0) (a)							
RMSE	0,1798	0,3881	0,6964	0,9994	1,3023	2,3842	3,4252
TU	0,9952	0,9913	0,9892	0,9880	0,9869	0,9812	0,9779
MSIH-VAR(0) (b)							
RMSE	0,1741	0,3587	0,6243	0,8829	1,1333	1,8790	2,5233
TU	0,9636	0,9161	0,8868	0,8727	0,8589	0,7733	0,7204
MSIH-VAR(0) (c)							
RMSE	0,1787	0,3826	0,6824	0,9764	1,2688	2,2904	3,2640
TU	0,9890	0,9772	0,9693	0,9652	0,9615	0,9426	0,9319

Prognosen basieren auf den in Tabelle 9-11 dokumentierten Modellschätzungen. Siehe außerdem die Erläuterungen zu Tabelle 9-2.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die Auswertung der Prognosefehler in Tabelle 9-12 läßt sich wie folgt zusammenfassen:

- Sämtliche Modelle prognostizieren über alle Horizonte besser als der Random Walk. Die Spezifikationen, deren zweites Moment zustandsunabhängig ist, erweisen sich auch im multivariaten Kontext als grundsätzlich überlegen.
- Das MSI-VAR(0)-Modell, dessen Kovarianz der Residuen auf den Wert Null restringiert wurde, erzeugt die Prognosen mit dem niedrigsten RMSE.
- Eine grundsätzliche Überlegenheit des MSI-VAR(0)-Modells über die leistungsfähigsten univariaten Modelle kann nicht festgestellt werden (vgl. etwa die in den Tabellen 9-4 und 9-10 dokumentierten Fehlermaße).

Bei den im folgenden zu analysierenden MSI-VAR(0)-Modellen, deren geschätzte Parameter in Tabelle 9-13 enthalten sind, wird ein einperiodiger Vorlauf entweder des kurzfristigen oder des langfristigen Zinssatzes unterstellt. Aufgrund fehlender vektorautoregressiver Parameter kann ein solcher Vorlauf ausschließlich in der Reaktion der jeweiligen Variable auf unbeobachtbare Regimewechsel erfolgen. Unter Beachtung der in Tabelle 9-12 dokumentierten Fehlermaße, wird lediglich das MSI-VAR(0)-Modell mit restringierter Kovarianz sowie das innerhalb der Gruppe der MSIH-VAR(0)-Spezifikationen überlegene Modell im obigen Sinne reformuliert. Die aus der Modellschätzung gewonnenen Erkenntnisse reduzieren sich auf zwei Punkte:

- Ein Vergleich der Werte der Log-Likelihood-Funktionen zeigt, daß die Modelle mit verzögerter Abhängigkeit die Daten generell schlechter erklären als das jeweilige Referenzmodell mit zeitgleichen Regimewechseln, dessen Parameter in Tabelle 9-11 enthalten sind.
- Die geschätzten Werte und die Signifikanz der Modellparameter entsprechen in etwa denen des jeweiligen Referenzmodells mit zeitgleicher Regimeabhängigkeit.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 9-13

Bivariate Regime-Switching-Modelle: Gemeinsame Regimeabhängigkeit der monatlichen Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld (Δr_t) und der Umlaufrendite (ΔR_t)

$$\Delta r_t = \nu(S_t^*) + \sigma_1(S_t^*)\varepsilon_t,$$

$$\Delta R_t = \psi(S_t^+) + \sigma_2(S_t^+)u_t,$$

MSI-VAR(0)-(c) und MSIH-VAR(0)-(d): $S_t^+ = S_{t-1}^*$ (Einperiodiger Vorlauf des Zinssatzes für 3-Monatsgeld)

MSI-VAR(0)-(d) und MSIH-VAR(0)-(e): $S_t^* = S_{t-1}^+$ (Einperiodiger Vorlauf der Umlaufrendite)

	MSI-VAR(0) *(c)*	*MSI-VAR(0)* *(d)*	*MSIH-VAR(0)* *(d)*	*MSIH-VAR(0)* *(e)*
ν_1	- 0,11***	- 0,06**	- 0,03	- 0,04
	(2,64)	(1,99)	(1,42)	(1,37)
ψ_1	- 0,03	- 0,01	- 0,02	- 0,03
	(1,34)	(0,42)	(1,19)	(1,36)
ν_2	0,86***	1,53***	0,06	0,07
	(3,06)	(3,62)	(0,66)	(0,74)
ψ_2	0,25***	0,30***	0,06	0,07
	(5,07)	(2,75)	(1,30)	(1,54)
σ_{11}^2	0,16***	0,17***	0,08***	0,08***
	(7,35)	(8,76)	(5,36)	(3,99)
σ_{21}^2	0,06***	0,06***	0,05***	0,05***
	(9,43)	(9,01)	(7,59)	(6,73)
σ_{12}^2			0,58***	0,59***
			(4,79)	(4,28)
σ_{22}^2			0,09***	0,09***
			(5,78)	(5,50)
cov			0,04***	0,04***
			(5,77)	(4,27)
π_{11}	0,96***	0,98***	0,96***	0,95***
	(46,10)	(90,62)	(32,31)	(28,75)
π_{22}	0,67***	0,57***	0,91***	0,89***
	(5,90)	(3,81)	(12,18)	(9,66)
Log-Likelihood	64,55	63,94	134,19	135,92
RCM	35,29	9,24	45,73	39,66

Siehe die Erläuterungen zu Tabelle 9-1.

Etwas enttäuschend sind auch die in Tabelle 9-14 zu findenden Resultate des Prognosevergleichs:

- Das MSI-VAR(0)-Modell, das einen einperiodigen Vorlauf des Dreimonatszinssatzes unterstellt, erzeugt innerhalb der Gruppe die Prognosen mit dem geringsten RMSE.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

- Eine Überlegenheit dieses Modells gegenüber dem Referenzmodell mit zeitgleichen Regimewechseln kann nur bei den 24- und bei den 36-Schrittprognosen festgestellt werden (vgl. Tabelle 9-12).

Tabelle 9-14

Prognosegüte bivariater Regime-Switching-Modelle (gemeinsame Regimeabhängigkeit der monatlichen Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld und der Umlaufrendite) Prognosen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld über den Zeitraum von Januar 1991 bis Dezember 1998

	h=1 (N=96)	*h=3 (N=94)*	*h=6 (N=91)*	*h=9 (N=88)*	*h=12 (N=85)*	*h=24 (N=73)*	*h=36 (N=61)*
Random Walk							
RMSE	0,1806	0,3916	0,7040	1,0116	1,3195	2,4299	3,5025
MSI-VAR(0) (c)							
RMSE	0,1718*	0,3558*	0,6138*	0,8570*	1,0791*	1,4636*	1,5139*
TU	0,9511	0,9086	0,8719	0,8472	0,8178	0,6023	0,4322
MSI-VAR(0) (d)							
RMSE	0,1726	0,3572	0,6237	0,8794	1,1267	1,8584	2,4876
TU	0,9552	0,9123	0,8858	0,8693	0,8538	0,7648	0,7102
MSIH-VAR(0) (d)							
RMSE	0,1749	0,3621	0,6319	0,8955	1,1521	1,9411	2,6385
TU	0,9679	0,9247	0,8976	0,8852	0,8731	0,7988	0,7533
MSIH-VAR(0) (e)							
RMSE	0,1740	0,3603	0,6289	0,8896	1,1429	1,9120	2,5870
TU	0,9629	0,9203	0,8933	0,8794	0,8661	0,7869	0,7386

Prognosen basieren auf den in Tabelle 9-13 dokumentierten Modellschätzungen. Siehe außerdem die Erläuterungen zu Tabelle 9-2.

In Tabelle 9-15 sind die geschätzten Parameter zweier MSI-VAR(0)-Modelle zu finden, die neben den ersten Differenzen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld am deutschen Geldmarkt den U.S.-amerikanischen Zinssatz für 3-Monatsgeld enthalten. Die Modelle sind dabei so konstruiert, daß ein einperiodiger Vorlauf des Auslandszinssatzes unterstellt wird. Darüber hinaus entsprechen die Modellstrukturen den Spezifikationen, die sich in diesem Abschnitt bislang als überlegen erwiesen haben. Die statistische Beurteilung der mit beiden Modellen erzeugten out-of-sample-Prognosen ist in Tabelle 9-16 aufgeführt. Zusammenfassend läßt sich folgendes festhalten:

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

- Der Mittelwert beider Variablen ist zumeist insignifikant von Null verschieden. Dies kann darauf hindeuten, daß eine Abhängigkeit der Zinssätze von *gemeinsamen* Regimen nicht vorhanden ist.
- Die Modelle prognostizieren exakter als der Random Walk und erweisen sich vor dem Hintergrund der bisherigen Prognoseergebnisse insofern als konkurrenzfähig, als daß sie den korrespondierenden MSI-VAR(0)-Modellen, die die Umlaufrendite als weitere Variable enthalten, bisweilen überlegen sind (vgl. die Tabellen 9-12 und 9-14).

Tabelle 9-15

Bivariate Regime-Switching-Modelle: Gemeinsame Regimeabhängigkeit der monatlichen Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld (Δr_t) und des U.S.-amerikanischen Zinssatzes für 3-Monatsgeld (Δr_t^{US})

$$\Delta r_t = \nu(S_t^*) + \varepsilon_t \ ,$$

$$\Delta r_t^{US} = \psi(S_t^+) + u_t,$$

$S_t^* = S_{t-1}^+$ (Einperiodiger Vorlauf des amerikanischen Zinssatzes)

	MSI-VAR(0) *(e)*	*MSI-VAR(0)* *(f)*
ν_1	- 0,06 (1,09)	- 0,05** (2,01)
ψ_1	- 0,01 (0,18)	- 0,00 (0,04)
ν_2	1,39 (1,39)	1,61*** (5,08)
ψ_2	0,23 (0,52)	0,09 (0,30)
σ_1^2	0,17*** (5,40)	0,18*** (8,76)
σ_2^2	0,45*** (4,35)	0,45*** (26,83)
cov		0,05** (2,18)
π_{11}	0,98*** (39,20)	0,99*** (138,19)
π_{22}	0,62*** (4,09)	0,58*** (3,49)
Log-Likelihood	- 180,89	- 177,45
RCM	10,53	7,46

Siehe die Erläuterungen zu Tabelle 9-1.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 9-16

Prognosegüte bivariater Regime-Switching-Modelle (gemeinsame Regimeabhängigkeit der monatlichen Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld und des U.S.-amerikanischen Zinssatzes für 3-Monatsgeld) Prognosen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld über den Zeitraum von Januar 1991 bis Dezember 1998

	h=1 (N=96)	*h=3 (N=94)*	*h=6 (N=91)*	*h=9 (N=88)*	*h=12 (N=85)*	*h=24 (N=73)*	*h=36 (N=61)*
Random Walk							
RMSE	0,1806	0,3916	0,7040	1,0116	1,3195	2,4299	3,5025
MSI-VAR(0) (e)							
RMSE	0,1717*	0,3535*	0,6145*	0,8637*	1,1025*	1,7699*	2,3148*
TU	0,9503	0,9027	0,8728	0,8538	0,8355	0,7284	0,6609
MSI-VAR(0) (f)							
RMSE	0,1727	0,3580	0,6255	0,8825	1,1314	1,8749	2,5189
TU	0,9561	0,9142	0,8884	0,8724	0,8574	0,7716	0,7192

Prognosen basieren auf den in Tabelle 9-15 dokumentierten Modellschätzungen. Siehe außerdem die Erläuterungen zu Tabelle 9-2.

9.5 Vektorautoregressive Modelle

Standen im vorangehenden Abschnitt 9.4 bivariate Modelle ohne lineare Abhängigkeiten im Mittelpunkt des Interesses, so wird im folgenden die Prognoseleistung von Regime-Switching-VAR-Spezifikationen untersucht. Um die empirischen Ergebnisse überschaubar zu halten, werden – aufbauend auf den bisher gewonnenen Erkenntnissen – ausschließlich MSI-VAR- bzw. MSIH-VAR-Modelle mit zeitkonstanten Übergangswahrscheinlichkeiten geschätzt. Darüber hinaus wird eine kontemporäre Abhängigkeit von gemeinsamen Regimen unterstellt, so daß sich eine mögliche Lead-Lag-Beziehung der verwendeten Variablen ausschließlich in der Signifikanz der VAR-Koeffizienten niederschlagen kann. Neben dem Zinssatz für Dreimonatsgeld werden alternativ die Umlaufrendite, der amerikanische Zinssatz für 3-Monatsgeld sowie die Differenz zwischen der Umlaufrendite und dem Zinssatz für 3-Monatsgeld (Zinsstruktur) als Variablen in die VAR-Modelle aufgenommen. Die Lagordnung beträgt entweder Eins oder Drei. Als Referenzmodell wird neben dem Random-Walk-Modell das jeweilige VAR-Modell ohne Regimewechsel herangezogen. In Anlehnung an Sola und Driffill (1994) und Kugler (1996) geht der Dreimonatszinssatz stets in den ersten Differenzen in die VAR-Systeme ein. Alternative MSI-Modellschätzungen, welche den Dreimonatszinssatz in Niveaugrößen sowie die Zinsstruktur enthalten, haben sich hinsichtlich der Prognoseleistung als unterlegen erwiesen und werden deshalb in dieser Arbeit nicht dokumentiert. Der Leser sei diesbezüglich auf Ahrens (1999b) verwiesen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

In Tabelle 9-17 werden die geschätzten Parameter von vier VAR(1)-Modellen für die monatlichen Änderungen des Dreimonatszinssatzes und der Umlaufrendite gezeigt. Die drei Regime-Switching-Modelle unterscheiden sich in der Kovarianzmatrix der Residuen voneinander. Tabelle 9-18 enthält die Schätzungen von zwei VAR(3)-Modellen. Die wesentlichen Resultate der Modellschätzungen sind teilweise bereits aus den vorangehenden Abschnitten bekannt:

- Wie ein Vergleich der Log-Likelihood-Werte zeigt, erklären Regime-Switching-VAR-Modelle die Daten besser als das herkömmliche VAR-Modell ohne Regimewechsel.
- Eine regimeabhängige Formulierung der Varianzen erhöht die Erklärungskraft von Regime-Switching-Modellen. Eine exakte Regimeabgrenzung kann hingegen mit Modellen vorgenommen werden, deren Varianz als regimekonstant restringiert wurde.
- Der Parameter b_2, der den Einfluß der verzögerten Änderung des Dreimonatszinssatzes auf die Änderung der Umlaufrendite beschreibt, ist stets insignifikant von Null verschieden. Bis auf eine Ausnahme, sind die übrigen VAR-Koeffizienten statistisch signifikant.
- Die geschätzten Parameter der VAR(3)-Modelle sind nur teilweise signifikant. Der Wert der Log-Likelihood-Funktion des MSIH-VAR(3)-Modells ist gegenüber dem des MSIH-VAR(1)-Modells nur geringfügig gestiegen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 9-17

Vektorautoregressive Modelle erster Ordnung: Monatliche Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld (Δr_t) und der Umlaufrendite (ΔR_t)

MSIH-VAR(1):

$$\Delta r_t = \nu(S_t) + a_1 \Delta r_{t-1} + a_2 \Delta R_{t-1} + \sigma_1(S_t)\varepsilon_t$$

$$\Delta R_t = \psi(S_t) + b_2 \Delta r_{t-1} + b_1 \Delta R_{t-1} + \sigma_2(S_t)u_t$$

	VAR(1)	*MSI-VAR(1)*	*MSIH-VAR(1) (1)*	*MSIH-VAR(1) (2)*
ν_1	- 0,00 (0,10)	- 0,04 (1,35)	- 0,01 (0,78)	- 0,01 (0,14)
ψ_1	- 0,00 (0,01)	- 0,01 (0,58)	- 0,02 (1,01)	- 0,01 (0,38)
ν_2		1,41*** (4,07)	0,02 (0,34)	0,01 (0,05)
ψ_2		0,29*** (3,66)	0,04 (1,08)	0,03 (0,28)
a_1	0,36*** (3,49)	0,25* (1,95)	0,32*** (4,71)	0,31 (1,60)
a_2	0,33** (2,36)	0,33** (2,42)	0,21** (2,38)	0,20* (1,91)
b_1	0,48*** (6,92)	0,48*** (6,67)	0,46*** (7,59)	0,45*** (6,83)
b_2	- 0,02 (0,36)	- 0,04 (0,85)	0,00 (0,03)	- 0,01 (0,16)
σ_{11}^2	0,20*** (7,61)	0,15*** (7,46)	0,06*** (5,14)	0,05 (0,75)
σ_{21}^2	0,05*** (9,55)	0,05*** (8,62)	0,04*** (7,49)	0,03** (2,17)
σ_{12}^2			0,46*** (3,64)	0,49* (1,70)
σ_{22}^2			0,08*** (3,69)	0,08*** (3,77)
cov_1	0,05*** (7,43)	0,04*** (6,48)	0,03*** (4,70)	0,02 (0,48)
cov_2				0,09*** (3,56)
π_{11}		0,99*** (131,12)	0,94*** (25,95)	0,93*** (7,09)
π_{22}		0,51*** (3,11)	0,88*** (8,83)	0,87*** (8,21)
Log-Likelihood	119,85	137,48	178,69	184,32
RCM		8,45	51,20	56,52

Siehe die Erläuterungen zu Tabelle 9-1.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 9-18

Vektorautoregressive Modelle dritter Ordnung: Monatliche Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld (Δr_t) und der Umlaufrendite (ΔR_t)

	VAR(3)		*MSIH-VAR(3)*	
	Koeffizient	*t*-Wert	Koeffizient	*t*-Wert
ν_1	0,00	0,12	0,00	0,56
ψ_1	0,00	0,04	- 0,02	1,61
ν_2			0,02	0,21
ψ_2			0,05	1,45
a_1	0,34***	2,96	0,27***	3,72
a_2	0,48***	3,40	0,34***	3,02
a_3	0,04	0,40	0,12	1,54
a_4	- 0,37***	2,66	- 0,28**	2,48
a_5	0,02	0,21	0,02	0,27
a_6	0,32***	2,77	0,09	0,93
b_1	0,60***	7,06	0,57***	8,56
b_2	- 0,03	0,58	0,01	0,14
b_3	- 0,31***	3,28	- 0,32***	4,08
b_4	0,08	1,42	0,06	1,40
b_5	0,09	1,09	0,09	1,58
b_6	- 0,04	1,25	- 0,05*	1,93
σ_{11}^2	0,20***	7,01	0,05***	7,16
σ_{21}^2	0,05***	9,43	0,03***	9,15
σ_{12}^2			0,48***	4,78
σ_{22}^2			0,08***	4,68
cov	0,04***	6,49	0,02***	7,05
π_{11}			0,92***	30,15
π_{22}			0,83***	8,25
Log-Likelihood		131,44		189,52
RCM				56,85

Siehe die grundlegende Modellspezifikation in Tabelle 9-17 sowie die Erläuterungen zu Tabelle 9-1.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die Prognosegüte der verschiedenen VAR-Modelle ist in Tabelle 9-19 ausgewertet worden:

- Über sämtliche Prognosehorizonte erweist sich das klassische VAR(1)-Modell ohne Regimewechsel gegenüber allen Regime-Switching-VAR-Modellen als unterlegen. Auch die herkömmliche VAR(3)-Spezifikation prognostiziert schlechter als die meisten Regime-Switching-Modelle.
- Die exaktesten Prognosen für $h \geq 6$ liefert das MSI-VAR(1)-Modell. Es vermag jedoch die in Tabelle 9-12 dokumentierte Leistungsfähigkeit des MSI-VAR(0)-Modells lediglich für $h = 6$ sowie $h = 9$ zu übertreffen.
- Die Aufnahme zusätzlicher Parameter, wie sie bei den VAR(3)-Modellen erfolgte, schlägt sich beim herkömmlichen VAR-Modell, nicht jedoch beim MSI-VAR-Modell in einer gesteigerten Prognosequalität nieder.

Tabelle 9-19

Prognosegüte vektorautoregressiver Modelle (monatliche Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld und der Umlaufrendite) Prognosen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld über den Zeitraum von Januar 1991 bis Dezember 1998

	h=1 (N=96)	*h=3 (N=94)*	*h=6 (N=91)*	*h=9 (N=88)*	*h=12 (N=85)*	*h=24 (N=73)*	*h=36 (N=61)*
Random Walk							
RMSE	0,1806	0,3916	0,7040	1,0116	1,3195	2,4299	3,5025
VAR(1)							
RMSE	0,1798	0,3808	0,6336	0,9138	1,2153	2,2886	3,2859
TU	0,9950	0,9725	0,8999	0,9033	0,9210	0,9418	0,9381
MSI-VAR(1)							
RMSE	0,1756	0,3622	0,5909*	0,8347*	1,0872*	1,8472*	2,4724*
TU	0,9720	0,9249	0,8394	0,8251	0,8239	0,7602	0,7059
MSIH-VAR(1)							
RMSE	0,1718*	0,3576	0,6028	0,8620	1,1279	1,9848	2,7340
TU	0,9506	0,9132	0,8563	0,8521	0,8548	0,8168	0,7806
MSIH-VAR(1)							
RMSE	0,1718	0,3606	0,6176	0,8887	1,1675	2,1054	2,9548
TU	0,9508	0,9210	0,8773	0,8785	0,8848	0,8665	0,8436
VAR(3)							
RMSE	0,1914	0,3648	0,6111	0,8835	1,1865	2,2649	3,2569
TU	1,0593	0,9316	0,8680	0,8733	0,8992	0,9321	0,9299
MSI-VAR(3)							
RMSE	0,1766	0,3499*	0,6026	0,8719	1,1439	2,0647	2,8944
TU	0,9774	0,8935	0,8560	0,8619	0,8669	0,8497	0,8264

Prognosen basieren auf den in den Tabellen 9-17 und 9-18 dokumentierten Modellschätzungen. Siehe außerdem die Erläuterungen zu Tabelle 9-2.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 9-20

Vektorautoregressive Modelle erster Ordnung: Monatliche Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld (Δr_t) und des U.S.-amerikanischen Zinssatzes für 3-Monatsgeld (Δr_t^{US})

MSI-VAR(1):

$$\Delta r_t = \nu(S_t) + a_1 \Delta r_{t-1} + a_2 \Delta r_{t-1}^{US} + \varepsilon_t$$
$$\Delta r_t^{US} = \psi(S_t) + b_2 \Delta r_{t-1} + b_1 \Delta r_{t-1}^{US} + u_t$$

	VAR(1)	*MSI-VAR(1)*
ν_1	- 0,00 (0,05)	- 0,03 (1,52)
ψ_1	- 0,00 (0,00)	0,01 (0,18)
ν_2		1,58*** (4,62)
ψ_2		- 0,29 (0,86)
a_1	0,42*** (4,26)	0,33*** (3,64)
a_2	0,11** (2,13)	0,11** (3,03)
b_1	0,32** (2,08)	0,32*** (4,00)
b_2	- 0,01 (0,06)	0,01 (0,10)
σ_1^2	0,20*** (6,18)	0,15*** (9,42)
σ_2^2	0,41*** (4,21)	0,40*** (5,68)
cov	0,03 (1,51)	0,04** (2,56)
π_{11}		0,99*** (136,35)
π_{22}		0,44** (2,41)
Log-Likelihood	- 165,18	- 144,98
RCM		6,65

Siehe die Erläuterungen zu Tabelle 9-1.

Schätzungen von VAR(1)-Systemen, die die Änderungen des U.S.-amerikanischen Zinssatzes für 3-Monatsgeld enthalten, werden in Tabelle 9-20 gezeigt. Die Auswertung der mit diesen Modellen erstellten Prognosen des deutschen Geldmarktzinssatzes erfolgt in Tabelle 9-21. Folgende Punkte lassen sich festhalten:

- Die Signifikanz des a_2-Parameters deutet auf eine Beeinflussung des deutschen Zinsniveaus durch das U.S.-amerikanische Zinsniveau hin.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

- Die Regimeabgrenzung des MSI-VAR(1)-Modells ist ausgesprochen exakt.
- Die mit dem MSI-VAR(1)-Modell erstellten Prognosen sind vergleichsweise befriedigend und übertreffen für $h < 6$ sogar die Qualität desselben Modells, welches die Umlaufrendite enthält (vgl. Tabelle 9-19).

Tabelle 9-21

Prognosegüte vektorautoregressiver Modelle (monatliche Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld und des U.S.-amerikanischen Zinssatzes für Dreimonatsgeld) Prognosen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld über den Zeitraum von Januar 1991 bis Dezember 1998

	h=1 (N=96)	*h=3 (N=94)*	*h=6 (N=91)*	*h=9 (N=88)*	*h=12 (N=85)*	*h=24 (N=73)*	*h=36 (N=61)*
Random Walk							
RMSE	0,1806	0,3916	0,7040	1,0116	1,3195	2,4299	3,5025
VAR(1)							
RMSE	0,1715	0,3653	0,6500	0,9455	1,2443	2,3207	3,3412
TU	0,9541	0,9378	0,9283	0,9400	0,9486	0,9616	0,9617
MSI-VAR(1)							
RMSE	0,1682*	0,3517*	0,6147*	0,8788*	1,1392*	1,9791*	2,7281*
TU	0,9359	0,9028	0,8779	0,8736	0,8684	0,8200	0,7853

Prognosen basieren auf den in Tabelle 9-20 dokumentierten Modellschätzungen. Siehe außerdem die Erläuterungen zu Tabelle 9-2.

Die Analyse vektorautoregressiver Modelle wird im folgenden abgeschlossen, indem die Zinsstruktur – hier berechnet als die Differenz zwischen Umlaufrendite und Dreimonatszinssatz – neben den ersten Differenzen des Dreimonatszinssatzes in die verwendeten Modelle eingeht. Die Zinsdifferenz ist aufgrund der in Kapitel 6 geführten Diskussion eine theoretisch besonders geeignete potentielle Erkärungsgröße der künftigen Zinsentwicklung. Tabelle 9-22 enthält die Schätzungen von vier bivariaten VAR(1)-Modellen. Die wichtigsten Resultate sind:

- Sämtliche VAR-Parameter erweisen sich als statistisch signifikant, was auf einen prognostischen Gehalt der Zinsstruktur für die künftige Zinsentwicklung hinzudeuten vermag.
- Eine regimeabhängige Spezifikation der Varianz-Kovarianz-Matrix führt, wie bereits häufig festgestellt, zu einer Erhöhung des Wertes der Log-Likelihood-Funktion. Daß MSIH-VAR-Modelle eine exaktere Regimeabgrenzung vornehmen als MSI-VAR-Modelle, konnte dagegen in dieser Arbeit nicht festgestellt werden.
- Der Anstieg des Log-Likelihood-Wertes von 129,70 auf 171,22 infolge einer regimeabhängigen Formulierung der Kovarianz der Residuen ist bemerkenswert.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 9-22

Vektorautoregressive Modelle erster Ordnung: Monatliche Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld (Δr_t) und Zinsdifferenz ($R_t - r_t$)

MSI-VAR(1):

$$\Delta r_t = \nu(S_t) + a_1 \Delta r_{t-1} + a_2(R_{t-1} - r_{t-1}) + \varepsilon_t$$

$$(R_t - r_t) = \psi(S_t) + b_2 \Delta r_{t-1} + b_1(R_{t-1} - r_{t-1}) + u_t$$

	VAR(1)	*MSI-VAR(1)*	*MSIH-VAR(1)*	*MSIH-VAR(1)*
ν_1	- 0,04 (0,28)	0,06 (1,35)	0,24 (0,90)	- 0,10** (2,19)
ψ_1	0,06* (1,74)	0,14 (1,10)	- 0,05 (0,20)	0,08*** (3,30)
ν_2		- 0,10 (1,28)	- 0,07 (1,60)	0,03 (0,30)
ψ_2		0,01 (0,19)	0,06 (1,49)	0,02 (0,40)
a_1	0,46*** (4,16)	0,45*** (4,38)	0,48*** (4,91)	0,35*** (3,86)
a_2	0,04** (2,13)	0,04** (2,20)	0,04** (2,18)	0,04*** (2,78)
b_1	0,95*** (61,72)	0,95*** (57,54)	0,96*** (46,43)	0,95*** (101,50)
b_2	- 0,36*** (4,13)	- 0,37*** (4,88)	- 0,32*** (3,75)	- 0,24*** (3,42)
σ^2_{11}	0,20*** (5,90)	0,20*** (5,92)	0,93** (2,20)	0,04*** (2,64)
σ^2_{21}	0,15*** (5,84)	0,15*** (5,13)	0,72** (2,32)	0,03*** (4,62)
σ^2_{12}			0,12*** (4,51)	0,44*** (5,07)
σ^2_{22}			0,10*** (4,08)	0,33*** (4,77)
cov_1	- 0,15*** (5,08)	- 0,15*** (5,18)	- 0,09*** (3,50)	- 0,02 (1,48)
cov_2				- 0,34*** (4,62)
π_{11}		0,72*** (7,04)	0,68*** (5,84)	0,94*** (27,35)
π_{22}		0,86*** (12,43)	0,97*** (68,53)	0,91*** (15,28)
Log-Likelihood	102,90	111,59	129,70	171,22
RCM		76,82	19,78	49,90

Siehe die Erläuterungen zu Tabelle 9-1.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die Prognosegüte der untersuchten Modelle ist in Tabelle 9-23 dokumentiert:

- Anders als bei sämtlichen bislang vorgenommenen univariaten und bivariaten Prognosevergleichen erzeugen die MSIH-Modelle bessere Vorhersagen als die MSI-Modelle.
- Die Leistungsfähigkeit der drei untersuchten Regime-Switching-Modelle liegt ab einem Prognosehorizont von 6 Monaten erheblich über der des herkömmlichen VAR(1)-Modells.
- Im Vergleich mit den bislang untersuchten univariaten und bivariaten Spezifikationen liegen die beiden MSIH-Modelle in der Spitzengruppe. Das MSIH-Modell mit zustandsabhängiger Kovarianz der Residuen reduziert den mittleren Quadratwurzelfehler gegenüber dem Random-Walk-Modell auf weniger als ein Drittel für 36-Schrittprognosen.

Tabelle 9-23

Prognosegüte vektorautoregressiver Modelle (monatliche Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld und Zinsdifferenz) Prognosen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld über den Zeitraum von Januar 1991 bis Dezember 1998

	h=1 (N=96)	*h=3 (N=94)*	*h=6 (N=91)*	*h=9 (N=88)*	*h=12 (N=85)*	*h=24 (N=73)*	*h=36 (N=61)*
Random Walk							
RMSE	0,1806	0,3916	0,7040	1,0116	1,3195	2,4299	3,5025
VAR(1)							
RMSE	0,1700	0,3528	0,6049	0,8510	1,0822	1,7353	2,4378
TU	0,9410	0,9011	0,8592	0,8412	0,8202	0,7141	0,6960
MSI-VAR(1)							
RMSE	0,1729	0,3726	0,6134	0,8260	1,0103	1,1347	1,0923
TU	0,9570	0,9514	0,8713	0,8165	0,7656	0,4670	0,3119
MSIH-VAR(1)							
RMSE	0,1715	0,3629	0,6189	0,8518	1,0464	1,3237	1,6279
TU	0,9492	0,9268	0,8791	0,8420	0,7930	0,5448	0,4648
MSIH-VAR(1)							
RMSE	0,1675*	0,3523*	0,5898*	0,7973*	0,9599*	0,9676*	0,9344*
TU	0,9269	0,8997	0,8378	0,7881	0,7274	0,3982	0,2668

Prognosen basieren auf den in Tabelle 9-22 dokumentierten Modellschätzungen. Siehe außerdem die Erläuterungen zu Tabelle 9-2.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

9.6 Auswahl der leistungsfähigsten Modelle

In Tabelle 9-24 sind noch einmal die Prognosefehlermaße derjenigen Modelle aufgeführt, die sich innerhalb ihrer Gruppe als überlegen erwiesen haben. Gemessen am RMSE liefert das den monatlichen Zinsänderungen angepaßte MSI-AR(3)-Modell die exaktesten 1-, 3-, und 6-Schrittprogosen. Für h > 6 erweist sich das dem Zinsniveau angepaßte MSMA-AR(1)-Modell als das beste univariate Modell, das wiederum von der Zinsstrukturinformationen enthaltenden bivariaten MSIH-VAR(1)-Spezifikation übertroffen wird. Grundsätzlich läßt sich festhalten, daß die relative Überlegenheit von Regime-Switching-Modellen gegenüber dem Random-Walk-Modell umso größer ist, je länger der Prognosehorizont ist. In den Abbildungen 9.3 und 9.4 werden die Zeitreihen der *ex-ante-* bzw. der geglätteten Regimewahrscheinlichkeiten für das MSIH-VAR(1)-Modell dargestellt. Die Abbildung 9.5 zeigt die Zeitreihe der bedingten Erwartungswerte monatlicher Zinsänderungen.

Tabelle 9-24

Prognosevergleich der in den Abschnitten 9.2 – 9.5 jeweils überlegenen Modelle Prognosen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld über den Zeitraum von Januar 1991 bis Dezember 1998

	h=1 (N=96)	*h=3 (N=94)*	*h=6 (N=91)*	*h=9 (N=88)*	*h=12 (N=85)*	*h=24 (N=73)*	*h=36 (N=61)*
Random Walk							
RMSE	0,1806	0,3916	0,7040	1,0116	1,3195	2,4299	3,5025
MSMA-AR(1)[a]							
RMSE	0,1712	0,3503	0,5940	0,8041	0,9756	1,0625	1,0315
TU	0,9478	0,8947	0,8438	0,7949	0,7394	0,4373	0,2945
MSI-AR(3)[b]							
RMSE	0,1646*	0,3328*	0,5799*	0,8335	1,0882	1,8899	2,5725
TU	0,9110	0,8498	0,8237	0,8240	0,8247	0,7778	0,7345
MSI-VAR(0)[c] *(a)*							
RMSE	0,1697	0,3473	0,5990	0,8355	1,0554	1,5396	1,8106
TU	0,9393	0,8870	0,8508	0,8259	0,7998	0,6336	0,5170
MSIH-VAR(1)[d]							
RMSE	0,1675	0,3523	0,5898	0,7973*	0,9599*	0,9676*	0,9344*
TU	0,9269	0,8997	0,8378	0,7881	0,7274	0,3982	0,2668

[a] Vgl. S. 159 – 162.
[b] Vgl. S. 167 – 169.
[c] Vgl. S. 169 – 172.
[d] Vgl. S. 182 – 184.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

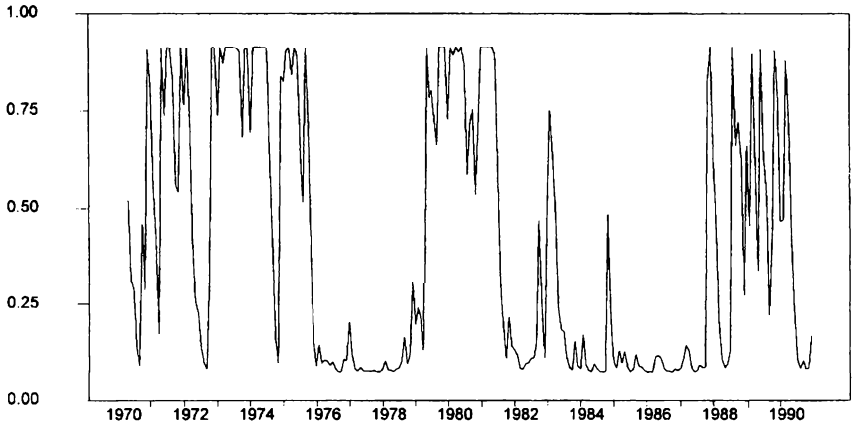


Abbildung 9.3: *Ex-ante*-Regimewahrscheinlichkeiten (Regime 1)
MSIH-VAR(1)-Modell für Dreimonatszinssatz und Zinsdifferenz

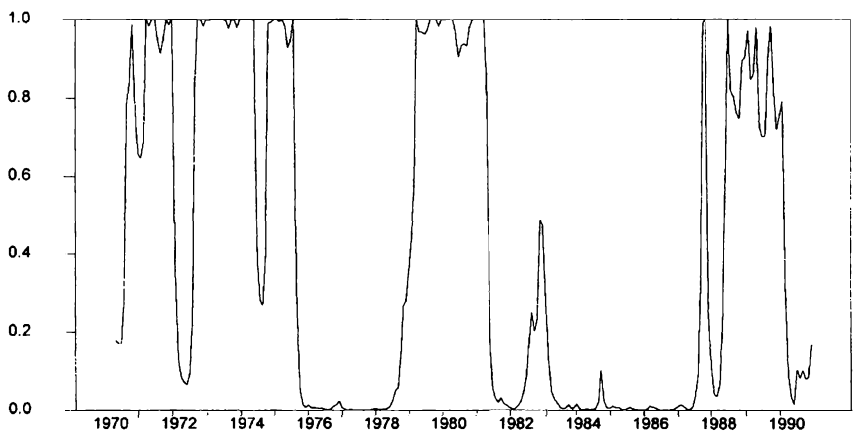


Abbildung 9.4: Geglättete Regimewahrscheinlichkeiten (Regime 1)
MSIH-VAR(1)-Modell für Dreimonatszinssatz und Zinsdifferenz

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

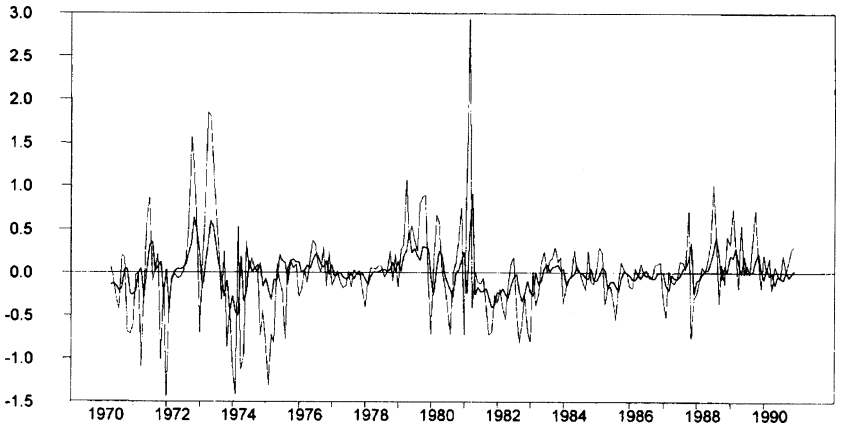


Abbildung 9.5: Beitrag zur Erklärung der Änderungen des Dreimonatszinssatzes MSIH-VAR(1)-Modell für Dreimonatszinssatz und Zinsdifferenz

Ein Vergleich der Abbildungen 9.1 (S. 151) und 9.3 läßt den Schluß zu, daß Regime 2 Perioden mit einem niedrigen Zinsniveau kennzeichnet, während Regime 1 Hochzinsphasen repräsentiert. Bis einschließlich 1988 konnte dabei eine relativ deutliche Regimeabgrenzung vorgenommen werden, da die errechneten Regimewahrscheinlichkeiten zumeist höher als 75 bzw. niedriger als 25 Prozent sind. Insbesondere am Ende des Samples kann demgegenüber eine erhöhte Regimeunsicherheit festgestellt werden. Die Regimewahrscheinlichkeiten sind hier sehr volatil und schwanken häufig um den Wert 0,5. Vor dem Hintergrund der Ausführungen in Kapitel 7 deutet dieses Ergebnis auf die Existenz eines Peso-Problems hin. Vorausgesetzt, die aus dem Regime-Switching-Modell berechneten Wahrscheinlichkeiten bilden tatsächlich rationale Erwartungen ab, hielten es die Marktteilnehmer über einen längeren Zeitraum für mehr oder weniger wahrscheinlich, daß ein Ende der Hochzinsphase bzw. des Zinsanstiegs unmittelbar bevorsteht. Tatsächlich erfolgte die Zinssenkung jedoch erst 1992, also im out-of-sample Bereich. Die Tatsache, daß eine Zinssenkung bis zum Ende des Samples nicht erfolgte, geht als Information in die Berechnung der geglätteten Regimewahrscheinlichkeiten ein. In Abbildung 9.4 wird der Zeitraum von 1988 bis 1991 daher sehr viel stärker durch das Hochzinsregime 1 repräsentiert.

9.7 Graphische Beurteilung der Prognosegüte

Eine Beurteilung der Prognosegüte verschiedener Modelle ist bislang nur anhand von aggregierten Maßzahlen vorgenommen worden. Um zumindest für die zwei leistungsfähigsten Modelle (das MSI-AR(3)-Modell sowie das MSIH-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

VAR(1)-Modell, vgl. dazu Tabelle 9-24) eine detailliertere Einsicht in die Prognosequalität zu erhalten, werden in den folgenden Abbildungen 9.6 bis 9.11 die Zeitreihen der Prognosefehler dargestellt. Jede Abbildung enthält die Prognosefehler beider Modelle für einen bestimmten Prognosehorizont, wobei ein negativer (positiver) Prognosefehler auf eine Unterschätzung (Überschätzung) des realisierten Zinsniveaus hindeutet.[14] Folgende Erkenntnisse lassen sich ableiten:

- Von Januar 1991 bis zur Zinswende im September 1992 liegt das von beiden Modellen prognostizierte Zinsniveau stets unterhalb des realisierten Zinsniveaus. Das MSIH-VAR(1)-Modell unterschätzt das Zinsniveau dabei stärker als das MSI-AR(3)-Modell.
- Für die sich anschließende und ungefähr bis Ende 1995 anhaltende Zinssenkungsphase erzeugt das MSI-AR(3)-Modell überwiegend Prognosen, die sich ex post als teilweise deutliche Überschätzung des tatsächlichen Zinssatzes erweisen. Demgegenüber sind die MSIH-VAR(1)-Prognosen erheblich exakter, insbesondere was längere Prognosehorizonte anbelangt.
- Für die letzten Jahre des Prognosezeitraums ist eine stärkere Übereinstimmung der Prognosefehler beider Modelle zu verzeichnen.

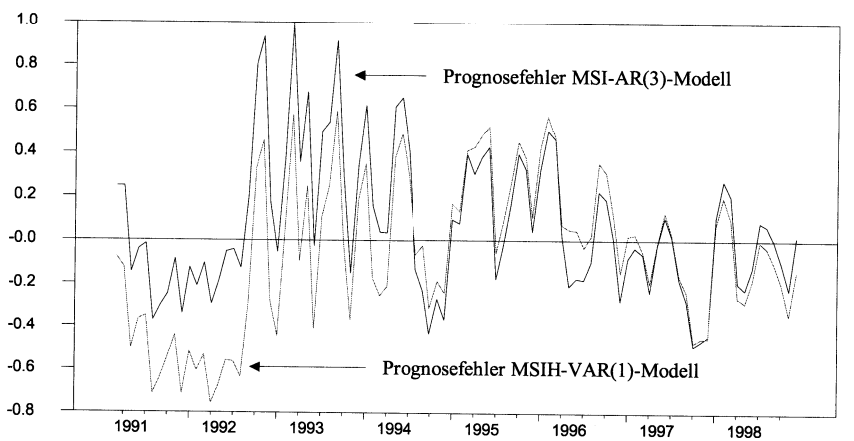


Abbildung 9.6: Prognosefehler Dreimonatszinssatz
Prognosehorizont: 3 Monate

[14] Nicht aufgeführt sind die Zeitreihen der Einschritt-Prognosefehler. Sie zeigen für beide Modelle einen sehr ähnlichen Verlauf und korrespondieren jeweils grob mit dem in Abbildung 9.6 gezeigten Muster der Dreischritt-Prognosefehler.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

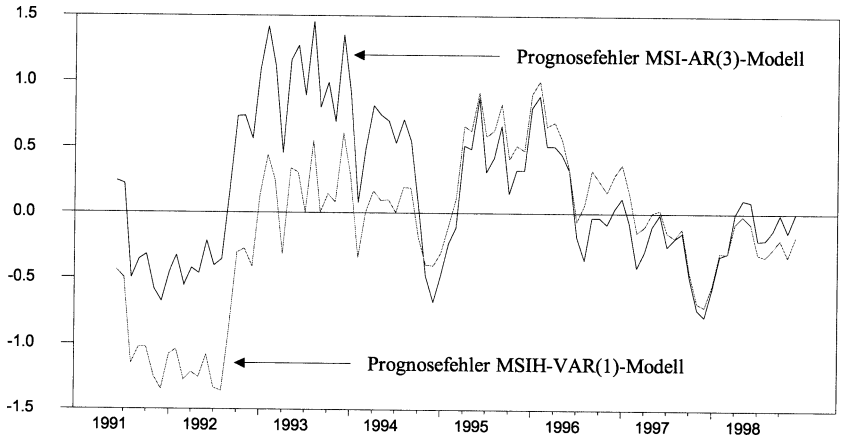


Abbildung 9.7: Prognosefehler Dreimonatszinssatz
Prognosehorizont: 6 Monate

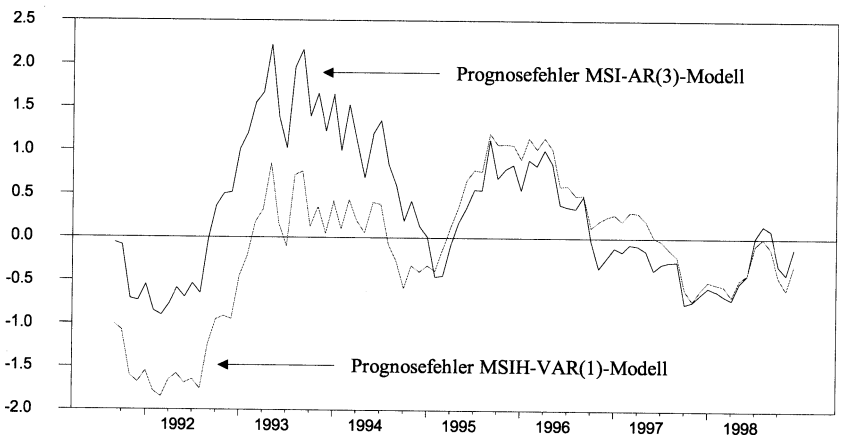


Abbildung 9.8: Prognosefehler Dreimonatszinssatz
Prognosehorizont: 9 Monate

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

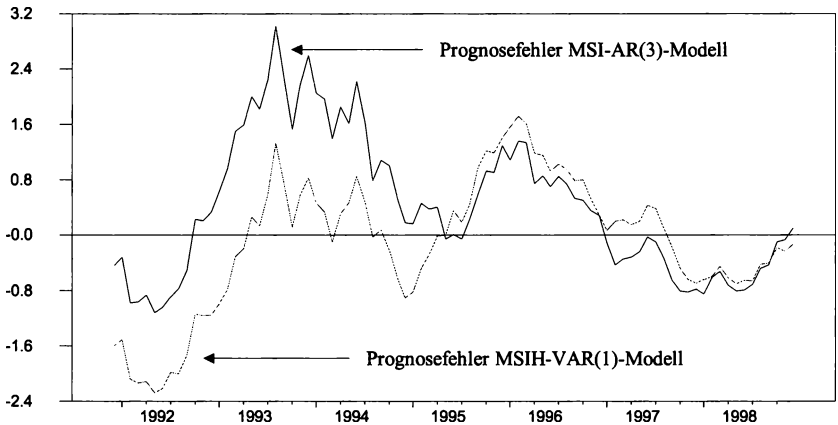


Abbildung 9.9: Prognosefehler Dreimonatszinssatz
Prognosehorizont: 12 Monate

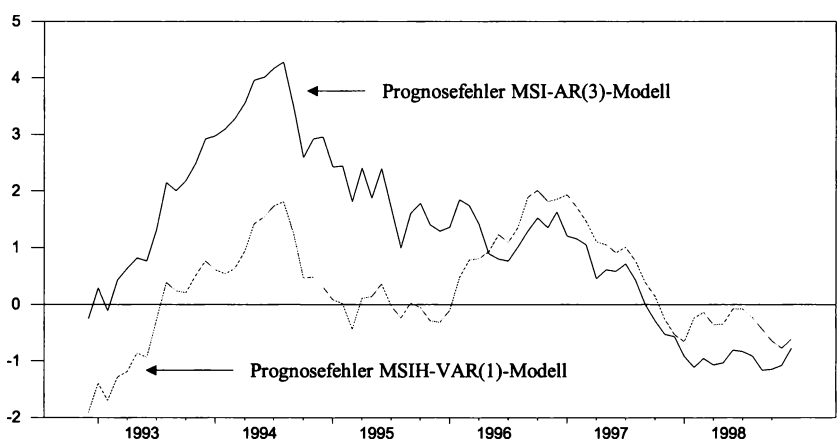


Abbildung 9.10: Prognosefehler Dreimonatszinssatz
Prognosehorizont: 24 Monate

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

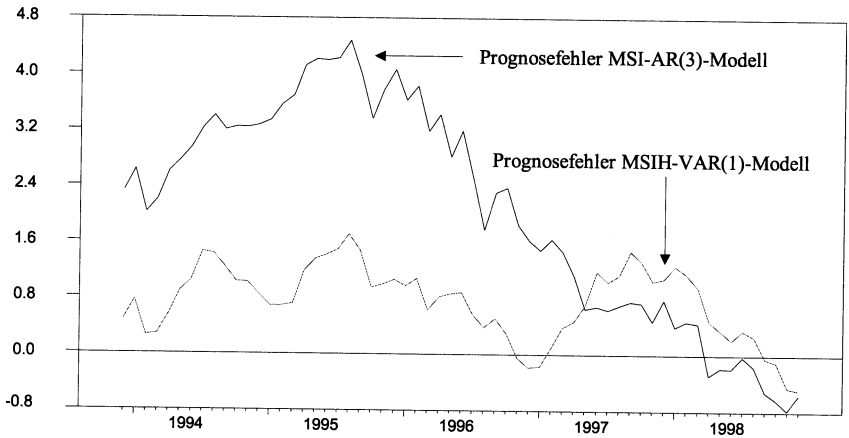


Abbildung 9.11: Prognosefehler Dreimonatszinssatz
Prognosehorizont: 36 Monate

Ein graphischer Vergleich der modellgestützten Prognosen sowohl mit dem tatsächlichen Zinsniveau als auch mit den jeweiligen Prognosen des Random-Walk-Modells wird für unterschiedliche Prognosehorizonte in den Abbildungen 9.12 bis 9.17 vorgenommen. Die mit dem Zusatz a bezeichneten oberen Abbildungen enthalten den Zinssatz für Dreimonatsgeld, die no-change-Prognosen sowie die Prognosen des MSI-AR(3)-Modells, während die mit dem Zusatz b bezeichneten unteren Abbildungen den Zinssatz für Dreimonatsgeld, die no-change-Prognosen sowie die Prognosen des MSIH-VAR(0)-Modells zeigen.

Die Abbildungen zeigen, daß bis zur Zinswende im Jahre 1992 die Random-Walk-Prognosen den modellgestützten Vorhersagen überlegen sind. Insbesondere das MSIH-VAR(1)-Modell schneidet in diesem Zeitraum relativ schlecht ab. Für die verbleibenden Jahre des Prognosezeitraums befinden sich die Mehrzahl der Modellprognosen jedoch näher am tatsächlichen Zinsniveau als die Random-Walk-Prognosen. Auch die mit den Regime-Switching-Modellen erzeugten Vorhersagen weisen generell die für Random-Walk-Prognosen typische „Seitwärtsprojektion" des aktuellen Zinsniveaus auf. Sie befinden sich aber zumeist näher an der tatsächlichen Zinsentwicklung, da die Verschiebung nicht so stark ausfällt wie die Parallelverschiebung der no-change-Prognose. Beeindruckend ist die relative Leistungsfähigkeit des MSIH-VAR(1)-Modells für längere Prognosehorizonte sowohl gegenüber dem Random Walk als auch gegenüber dem MSI-AR(3)-Modell.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

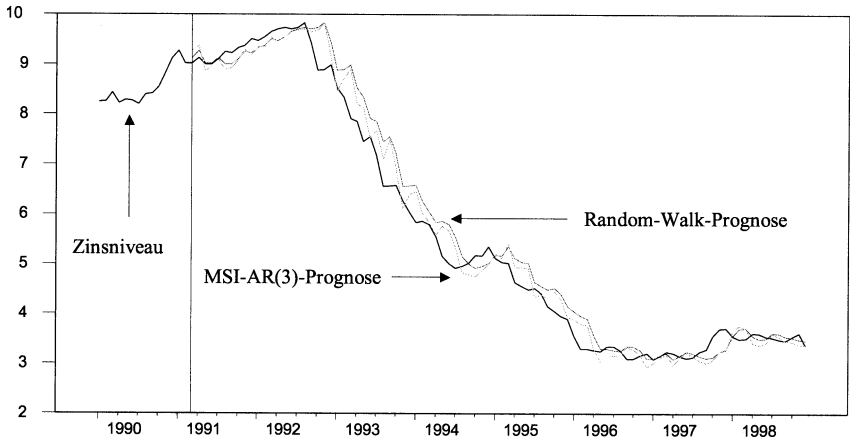


Abbildung 9.12a: 3-Schritt-Prognosen des Zinssatzes für Dreimonatsgeld

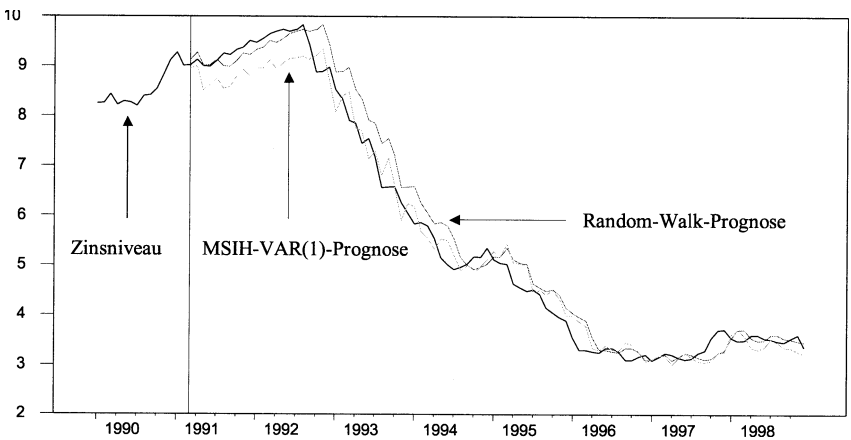


Abbildung 9.12b: 3-Schritt-Prognosen des Zinssatzes für Dreimonatsgeld

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

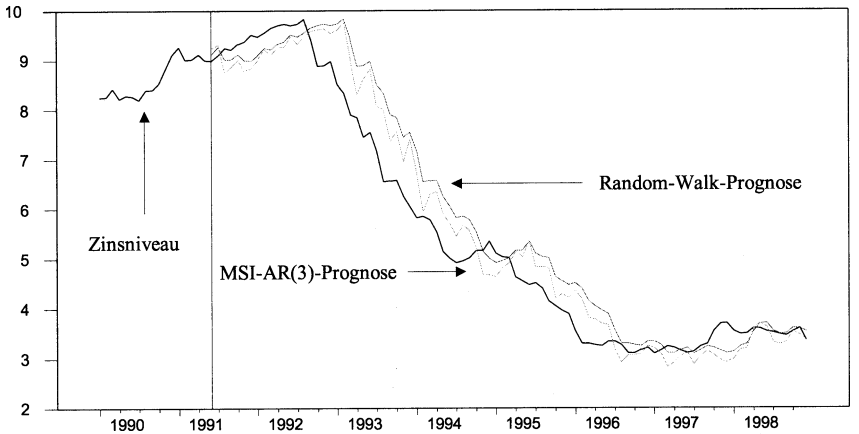


Abbildung 9.13a: 6-Schritt-Prognosen des Zinssatzes für Dreimonatsgeld

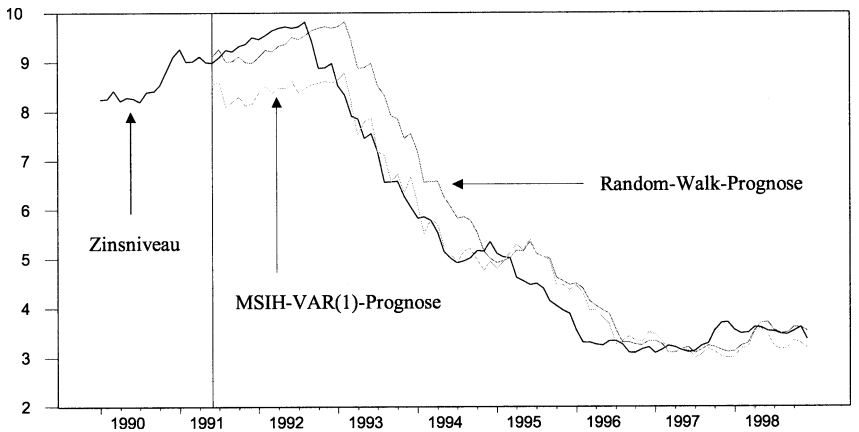


Abbildung 9.13b: 6-Schritt-Prognosen des Zinssatzes für Dreimonatsgeld

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

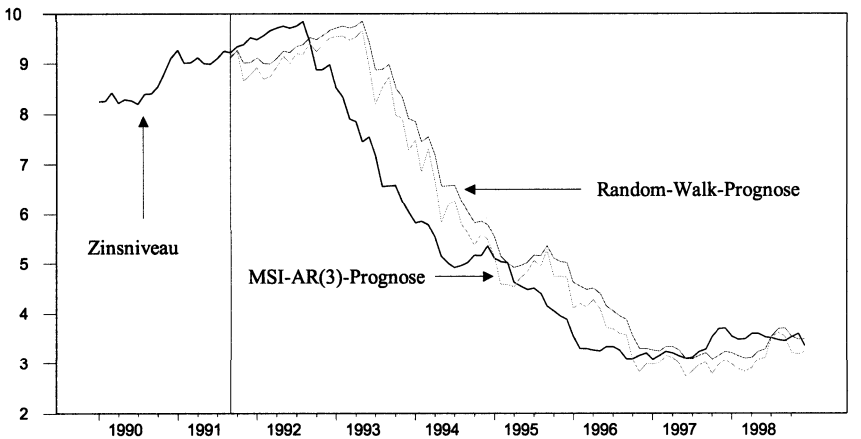


Abbildung 9.14a: 9-Schritt-Prognosen des Zinssatzes für Dreimonatsgeld

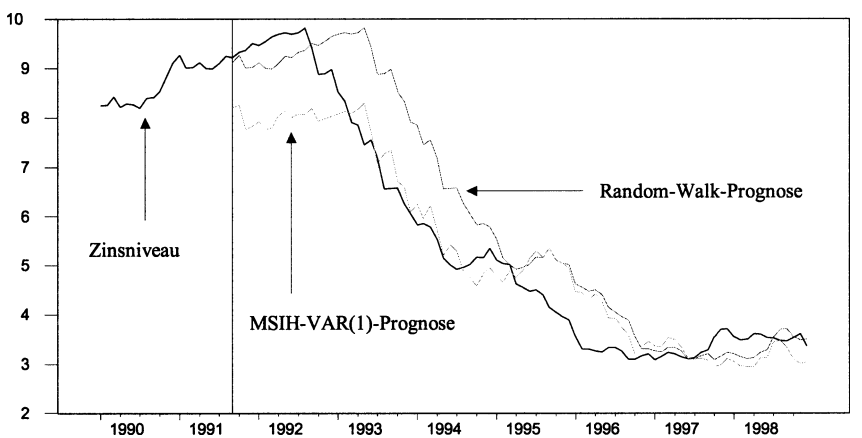


Abbildung 9.14b: 9-Schritt-Prognosen des Zinssatzes für Dreimonatsgeld

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

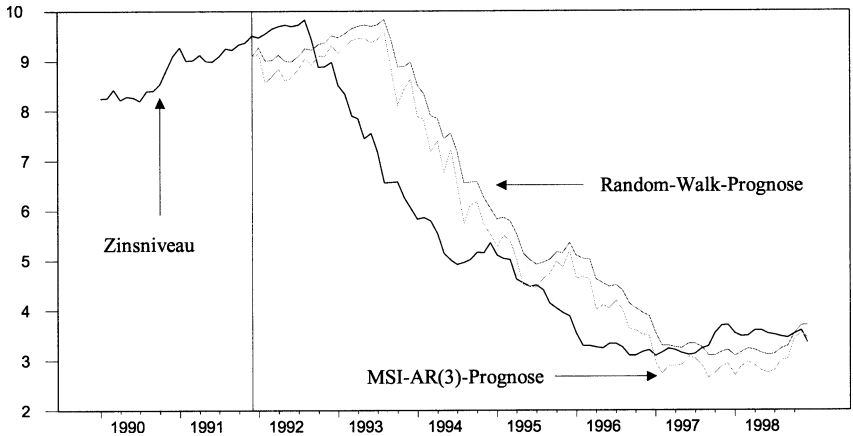


Abbildung 9.15a: 12-Schritt-Prognosen des Zinssatzes für Dreimonatsgeld

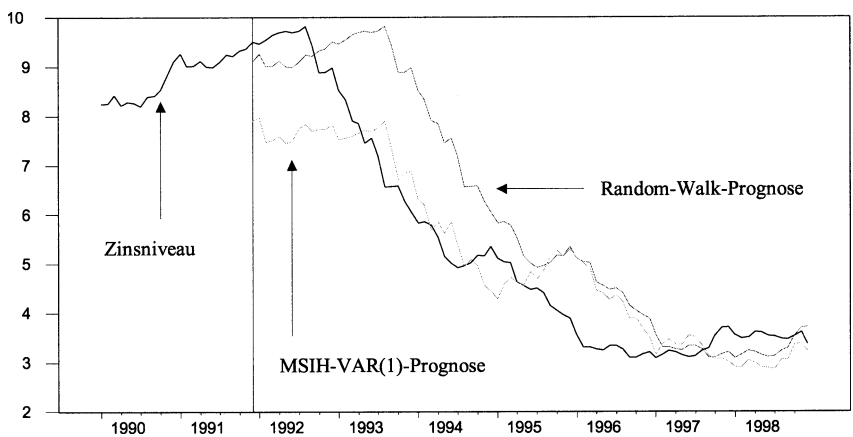


Abbildung 9.15b: 12-Schritt-Prognosen des Zinssatzes für Dreimonatsgeld

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

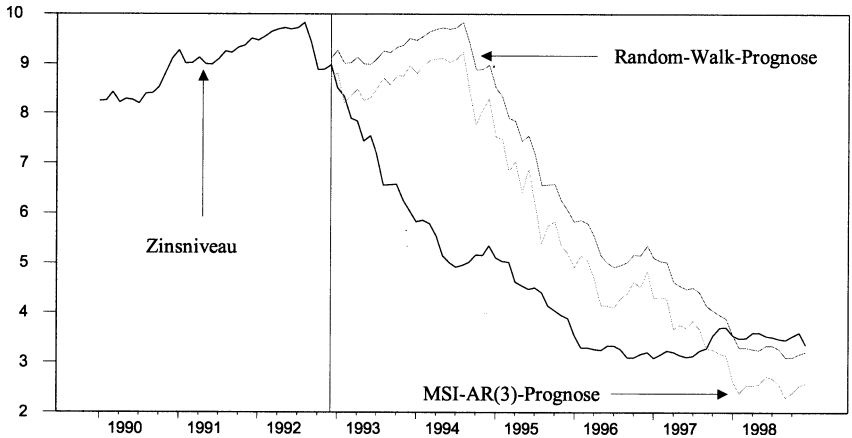


Abbildung 9.16a: 24-Schritt-Prognosen des Zinssatzes für Dreimonatsgeld

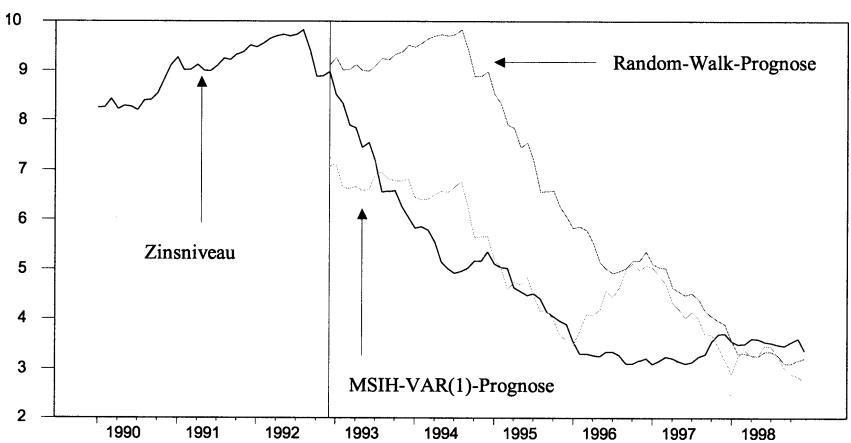


Abbildung 9.16b: 24-Schritt-Prognosen des Zinssatzes für Dreimonatsgeld

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

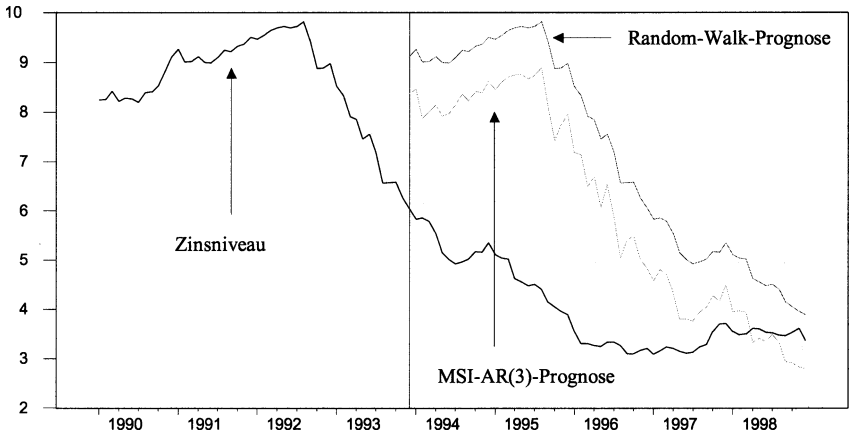


Abbildung 9.17a: 36-Schritt-Prognosen des Zinssatzes für Dreimonatsgeld

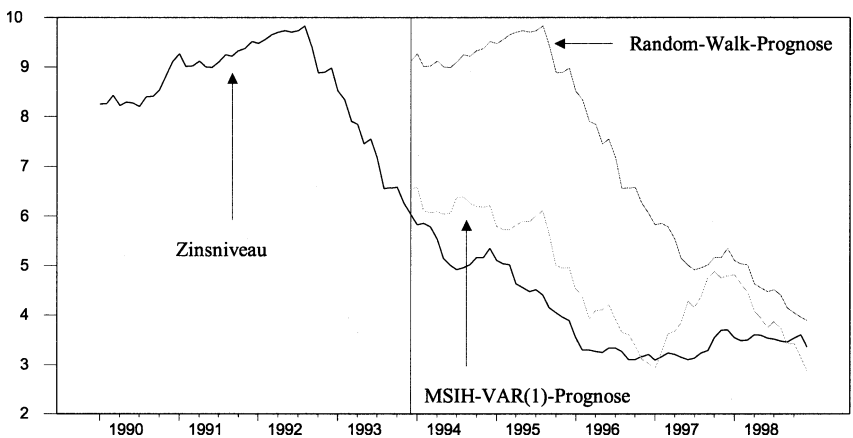


Abbildung 9.17b: 36-Schritt-Prognosen des Zinssatzes für Dreimonatsgeld

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

9.8 Stabilität der Modellparameter und Prognosetabelle

Die praktische Eignung von Regime-Switching-Modellen soll in diesem Abschnitt anhand einer Prognostabelle demonstriert werden. Tabelle 9-27 enthält konkrete Prognosewerte des Zinssatzes für Dreimonatsgeld für den Zeitraum von Februar 1996 bis Dezember 1998 und stellt diese den realisierten Zinssätzen gegenüber. Während die erste Hauptdiagonale die tatsächliche Zinsentwicklung zeigt, enthält die zweite Hauptdiagonale Einschrittprognosen, die dritte Hauptdiagonale Zweischrittprogosen usw. Der Zeitpunkt der Prognoseerstellung ist in der Kopfzeile der Tabelle zu finden. Auf welchen Monat die Prognose ausgerichtet ist, geht aus der ersten Spalte hervor. Beispielsweise beträgt die im Juni 1998 für den April 1999 erstellte 10-Schrittprognose 3,17. Um eine übersichtliche Darstellung zu gewährleisten, werden in Tabelle 9-27 ausschließlich Vorhersagen bis zu einem Horizont von 12 Monaten aufgeführt. Als das Modell, auf welches sich die Prognosen stützen, wurde folglich das besonders für kurze Prognosehorizonte überlegene MSI-AR(3) gewählt.

Voraussetzung für eine praktische Anwendung des über den Zeitraum von 1970 bis 1990 geschätzten MSI-AR(3)-Modells aus Tabelle 9-10 sollte allerdings die Stabilität der Modellparameter sein. In Tabelle 9-25 sind neben der aus Tabelle 9-10 bekannten Modellschätzung die geschätzten Parameter für zwei weitere Stichproben aufgeführt. Die in der dritten Spalte stehenden Koeffizienten beschreiben das über den Zeitraum von 1970 bis 1993 gechätzte MSI-AR(3)-Modell, während der in der vierten Spalte dokumentierten Schätzung ein aktueller Rand von 1998 zugrunde liegt. Alle drei Schätzungen zeigen sowohl hinsichtlich der Werte als auch hinsichtlich der Signifikanz der geschätzten Parameter eine sehr große Übereinstimmung. Auch die mit alternativen Schätzungen für den Zeitraum von Januar 1994 bis Dezember 1998 konstruierten out-of-sample-Prognosen sind gleichermaßen exakt. Tabelle 9-26 zeigt in diesem Zusammnehang die Fehlermaße dreier MSI-AR(3)-Prognoseexperimente. Die in der letzten Zeile ausgewerteten Zinsprognosen sind – abweichend von der in dieser Arbeit bislang praktizierten Prognosestrategie – infolge einer sukzessiven Neuschätzung des Regime-Switching-Modells erstellt worden. Drei Ergebnisse lassen sich festhalten:

- Die berechneten Prognosefehlermaße unterscheiden sich nur geringfügig voneinander.
- Eine den Zeitraum von 1991 bis 1993 einschließende Modellschätzung kann die Prognosequalität für längere Horizonte etwas verbessern.
- Eine monatliche Aktualisierung der Modellparameter durch eine sukzessive Erweiterung der Stichprobe resultiert in einer geringfügigen Verschlechterung der durchschnittlichen Prognosequalität.

Wenngleich aufgrund der in den Tabellen 9-25 und 9-26 enthaltenen Ergebnisse keine bedeutenden Unterschiede in den Prognosen zu erwarten sind, basieren die Prognosewerte in Tabelle 9-27 konsequenterweise auf einer Modellschätzung, die

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

für den Zeitraum von 1970 bis 1993 vorgenommen wurde. Von einem besonderen Interesse dürften die dort gezeigten echten ex ante-Prognosen sein, die für das Jahr 1999 generiert wurden. Die aktuellsten Prognosen, welche im Dezember 1998 für die folgenden 12 Monate erstellt wurden, sagen einen kontinuierlichen Rückgang des kurzfristigen Zinsniveaus innerhalb von 1999 bis auf 2,78 Prozent im Dezember voraus. Indirekt implizieren diese Prognosen damit eine Senkung der Leitzinsen durch die Europäische Zentralbank.

Tabelle 9-25

MSI-AR(3)-Modell:
Monatliche Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld (Δr_t)

$$\Delta r_t = \nu(S_t) + a_1 \Delta r_{t-1} + a_2 \Delta r_{t-2} + a_3 \Delta r_{t-3} + \varepsilon_t$$

	1970 – 1990[a]	1970 – 1993	1970 – 1998
ν_1	- 0,04 (1,36)	- 0,04 (1,70)	- 0,04* (1,95)
ν_2	1,49*** (3,89)	1,49*** (3,70)	1,48*** (5,83)
a_1	0,33*** (3,13)	0,32*** (3,24)	0,33*** (3,65)
a_2	0,01 (0,09)	0,01 (0,06)	0,01 (0,15)
a_3	0,08 (1,12)	0,09 (1,27)	0,09 (1,82)
σ^2	0,16*** (9,08)	0,14*** (8,49)	0,12*** (9,97)
π_{11}	0,99** (103,98)	0,99** (147,56)	0,99** (167,35)
π_{22}	0,45*** (2,60)	0,44** (2,51)	0,43* (1,92)
Log-Likelihood	- 138,82	- 143,45	- 141,62
RCM	8,03	6,57	5,03

[a] Siehe Tabelle 9-9.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 9-26

Prognosegüte des MSI-AR(3)-Modells (monatliche Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld) Prognose des Zinssatzes für 3-Monatsgeld über den Zeitraum von Januar 1994 bis Dezember 1998

	h=1 (N=60)	*h=3 (N=58)*	*h=6 (N=55)*	*h=9 (N=52)*	*h=12 (N=49)*	*h=24 (N=37)*	*h=36 (N=25)*
MSI-AR(3) 1970- 1990							
RMSE	0,1257	0,2733	0,4197	0,5100	0,6392	1,0603	0,8265
TU	0,8992	0,8898	0,8547	0,8187	0,8008	0,7305	0,4871
MSI-AR(3) 1970- 1993							
RMSE	0,1256*	0,2725*	0,4171*	0,5082*	0,6344*	1,0270*	0,7144*
TU	0,8983	0,8873	0,8494	0,8158	0,7948	0,7075	0,4210
MSI-AR(3) 1970- 1998							
RMSE	0,1258	0,2739	0,4213	0,5164	0,6475	1,0643	0,7454
TU	0,9000	0,8918	0,8580	0,8291	0,8113	0,7333	0,4394

Prognosen basieren auf den in Tabelle 9-25 dokumentierten Modellschätzungen. Siehe außerdem die Erläuterungen zu Tabelle 9-2.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 9-27

Prognosen des Dreimonatszinssatzes für den Zeitraum von Februar 1996 bis Dezember 1999 mit dem MSI-AR(3)-Modell (Zeitraum der Modellschätzung: Januar 1970 bis Dezember 1993)

	1996	Prognosezeitpunkt											
		Jan 96	Feb 96	Mrz 96	Apr 96	Mai 96	Jun 96	Jul 96	Aug 96	Sep 96	Okt 96	Nov 96	Dez 96
	Jan 96	3,56											
	Feb 96	3,42	3,30										
	Mrz 96	3,35	3,19	3,30									
	Apr 96	3,27	3,09	3,25	3,27								
P	Mai 96	3,21	3,02	3,18	3,21	3,25							
r	Jun 96	3,16	2,96	3,14	3,17	3,22	3,34						
o	Jul 96	3,11	2,91	3,10	3,14	3,19	3,34	3,34					
g	Aug 96	3,07	2,87	3,06	3,10	3,15	3,32	3,32	3,27				
n	Sep 96	3,03	2,82	3,02	3,06	3,12	3,30	3,30	3,23	3,10			
o	Okt 96	2,99	2,78	2,98	3,02	3,08	3,27	3,27	3,19	3,02	3,10		
s	Nov 96	2,95	2,74	2,94	2,98	3,04	3,24	3,23	3,16	2,96	3,07	3,17	
e	Dez 96	2,92	2,70	2,90	2,94	3,00	3,20	3,20	3,12	2,91	3,02	3,15	3,21
h	Jan 97	2,88	2,67	2,86	2,90	2,97	3,17	3,16	3,08	2,86	2,99	3,12	3,20
o	Feb 97		2,63	2,83	2,87	2,93	3,13	3,12	3,05	2,82	2,95	3,10	3,18
r	Mrz 97			2,79	2,83	2,89	3,09	3,09	3,01	2,78	2,91	3,07	3,15
i	Apr 97				2,79	2,85	3,06	3,05	2,97	2,74	2,87	3,04	3,12
z	Mai 97					2,81	3,02	3,01	2,93	2,70	2,83	3,00	3,09
o	Jun 97						2,98	2,97	2,89	2,66	2,80	2,97	3,06
n	Jul 97							2,94	2,86	2,62	2,76	2,93	3,02
t	Aug 97								2,82	2,59	2,72	2,89	2,99
	Sep 97									2,54	2,68	2,85	2,95
	Okt 97										2,64	2,82	2,91
	Nov 97											2,78	2,87
	Dez 97												2,83

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 9-27 (Fortsetzung)

Prognosen des Dreimonatszinssatzes für den Zeitraum von Februar 1996 bis Dezember 1999 mit dem MSI-AR(3)-Modell (Zeitraum der Modellschätzung: Januar 1970 bis Dezember 1993)

	1997	Prognosezeitpunkt											
		Jan 97	Feb 97	Mrz 97	Apr 97	Mai 97	Jun 97	Jul 97	Aug 97	Sep 97	Okt 97	Nov 97	Dez 97
	Jan 97	3,09											
	Feb 97	3,04	3,16										
	Mrz 97	3,00	3,16	3,24									
	Apr 97	2,95	3,13	3,23	3,21								
P	Mai 97	2,91	3,11	3,22	3,19	3,15							
r	Jun 97	2,87	3,08	3,20	3,16	3,12	3,11						
o	Jul 97	2,83	3,04	3,17	3,13	3,08	3,07	3,13					
g	Aug 97	2,80	3,01	3,13	3,10	3,04	3,03	3,11	3,24				
n	Sep 97	2,76	2,97	3,10	3,06	3,00	2,99	3,08	3,25	3,29			
o	Okt 97	2,72	2,93	3,06	3,02	2,96	2,95	3,05	3,23	3,28	3,55		
s	Nov 97	2,68	2,89	3,03	2,99	2,93	2,92	3,01	3,22	3,27	3,62	3,70	
e	Dez 97	2,64	2,86	2,99	2,95	2,89	2,88	2,98	3,19	3,25	3,63	3,73	3,71
h	Jan 98	2,60	2,82	2,95	2,91	2,85	2,84	2,94	3,16	3,22	3,64	3,75	3,72
o	Feb 98		2,78	2,91	2,87	2,81	2,80	2,90	3,12	3,19	3,62	3,74	3,71
r	Mrz 98			2,87	2,83	2,77	2,76	2,86	3,09	3,16	3,60	3,72	3,68
i	Apr 98				2,80	2,74	2,73	2,83	3,05	3,12	3,57	3,70	3,66
z	Mai 98					2,70	2,69	2,79	3,01	3,08	3,53	3,66	3,63
o	Jun 98						2,65	2,75	2,98	3,05	3,50	3,63	3,59
n	Jul 98							2,71	2,94	3,01	3,46	3,59	3,56
t	Aug 98								2,90	2,97	3,42	3,56	3,52
	Sep 98									2,93	3,39	3,52	3,48
	Okt 98										3,35	3,48	3,44
	Nov 98											3,45	3,41
	Dez 98												3,37

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 9-27 (Fortsetzung)

Prognosen des Dreimonatszinssatzes für den Zeitraum von Februar 1996 bis Dezember 1999 mit dem MSI-AR(3)-Modell (Zeitraum der Modellschätzung: Januar 1970 bis Dezember 1993)

	1998	Prognosezeitpunkt											
		Jan 98	Feb 98	Mrz 98	Apr 98	Mai 98	Jun 98	Jul 98	Aug 98	Sep 98	Okt 98	Nov 98	Dez 98
	Jan 98	3,55											
	Feb 98	3,49	3,49										
	Mrz 98	3,45	3,49	3,50									
	Apr 98	3,40	3,40	3,47	3,61								
P	Mai 98	3,35	3,35	3,43	3,61	3,60							
r	Jun 98	3,31	3,31	3,39	3,60	3,58	3,54						
o	Jul 98	3,27	3,27	3,36	3,58	3,56	3,51	3,52					
g	Aug 98	3,23	3,23	3,32	3,56	3,53	3,48	3,49	3,48				
n	Sep 98	3,20	3,20	3,28	3,52	3,49	3,44	3,45	3,44	3,46			
o	Okt 98	3,16	3,16	3,25	3,49	3,46	3,39	3,42	3,40	3,43	3,54		
s	Nov 98	3,12	3,12	3,21	3,45	3,42	3,36	3,38	3,36	3,39	3,54	3,61	
e	Dez 98	3,08	3,08	3,17	3,42	3,39	3,32	3,34	3,33	3,36	3,52	3,61	3,36
h	Jan 99	3,04	3,04	3,13	3,38	3,35	3,29	3,31	3,29	3,32	3,94	3,59	3,26
o	Feb 99		3,00	3,09	3,34	3,31	3,25	3,27	3,25	3,28	3,47	3,57	3,22
r	Mrz 99			3,06	3,30	3,27	3,21	3,23	3,21	3,25	3,43	3,55	3,16
i	Apr 99				3,27	3,23	3,17	3,19	3,17	3,21	3,40	3,51	3,11
z	Mai 99					3,20	3,13	3,15	3,14	3,17	3,36	3,48	3,06
o	Jun 99						3,10	3,12	3,10	3,13	3,32	3,44	3,02
n	Jul 99							3,08	3,06	3,10	2,29	3,41	2,98
t	Aug 99								3,02	3,06	3,25	3,37	2,94
	Sep 99									3,02	3,21	3,33	2,90
	Okt 99										3,17	3,29	2,86
	Nov 99											3,26	2,82
	Dez 99												2,78

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

10. Prognose der Umlaufrendite festverzinslicher Wertpapiere

10.1 Datenbeschreibung und Vorgehensweise

Datenherkunft und visuelle Inspektion

Nach Auffassung der Bundesbank ist die von ihr berechnete Umlaufrendite inländischer Rentenwerte „ein Maß für die allgemeine Zinssituation am Kapitalmarkt".[15] Sie wird ermittelt als gewichtete Rendite aller umlaufenden tarifbesteuerten Inhaberschuldverschreibungen mit einer Restlaufzeit von mehr als drei Jahren. Zusammen mit der Rendite 10-jähriger Bundesanleihen ist die Umlaufrendite derjenige langfristige Zinssatz, dessen Verlauf die größte Aufmerksamkeit in der Öffentlichkeit findet. Die Kapitalmarktzinsprognosen von Banken und Investmenthäusern sind dementsprechend häufig auf die Umlaufrendite ausgerichtet. Die Umlaufrendite wird regelmäßig in der Tabelle VII.5 („Renditen und Indizes deutscher Wertpapiere") der Monatsberichte veröffentlicht. Auch bei dieser Zeitreihe (WU0017) handelt es sich um Monatsdurchschnittswerte. Analog zur Vorgehensweise in Kapitel 9 werden die unten dokumentierten Modellschätzungen für den Zeitraum von Januar 1970 bis Dezember 1990 vorgenommen, während sich die Prognosen auf den Zeitraum von Januar 1991 bis Dezember 1998 beziehen. Der Verlauf des Kapitalmarktzinssatzes wird in Abbildung 10.1 gezeigt. Wie beim Zinssatz für Dreimonatsgeld sind auch hier die langfristigen Zinszyklen unverkennbar. Besonders auffällig ist das historisch niedrige Kapitalmarktzinsniveau im Jahre 1998.

Verharrte der Kapitalmarktzins zu Beginn der siebziger Jahre auf einem bereits hohen Niveau, so stieg er in den Jahren 1973 und 1974 noch einmal stark an. Von dem seinerzeitigen Zinsgipfel der Nachkriegszeit im Jahre 1974 folgte eine Abwärtsbewegung, die im Tiefpunkt des Jahres 1978 zum Stillstand kam. Im Verlauf desselben Jahres zogen die Renditen am Kapitalmarkt wieder an und erreichten im Jahre 1981 mit fast 12 Prozent schließlich ein Rekordniveau. Die dann folgende Abwärtsbewegung dauerte bis 1987/88 an und war damit ungewöhnlich langanhaltend. Am Ende der achtziger Jahre setzte dann wieder eine Aufwärtsbewegung ein. Im Zuge der Währungs-, Wirtschafts- und Sozialunion mit der ehemaligen DDR kam es 1990 schließlich zu einem Zinsschub, der in einem Kapitalmarktzinsniveau von deutlich über 9 Prozent resultierte. Bereits in den Jahren 1991 und 1992 kam es zu einem leichten Rückgang der Umlaufrendite. Für die Zeit von 1992 bis 1994 konstatiert die Bundesbank eine Loslösung der Zinsentwicklung von heimischen Einflüssen und hebt die Bedeutung internationaler Kapitalströme als Erklärung sowohl für die drastische Abwärtsbewegung bis 1993 als auch für den Zinsgipfel im Jahre 1994 hervor (Deutsche Bundesbank (1996b), S. 20).

---

[15] Deutsche Bundesbank (1996b), S. 19.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

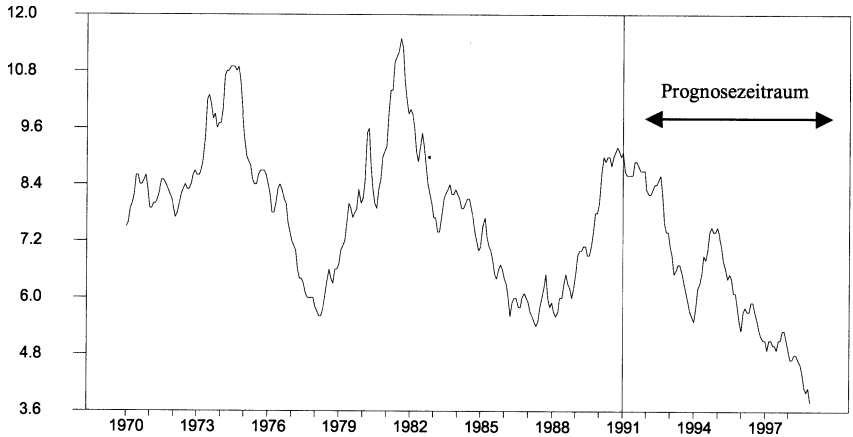


Abbildung 10-1: Verlauf der Umlaufrendite festverzinslicher Wertpapiere

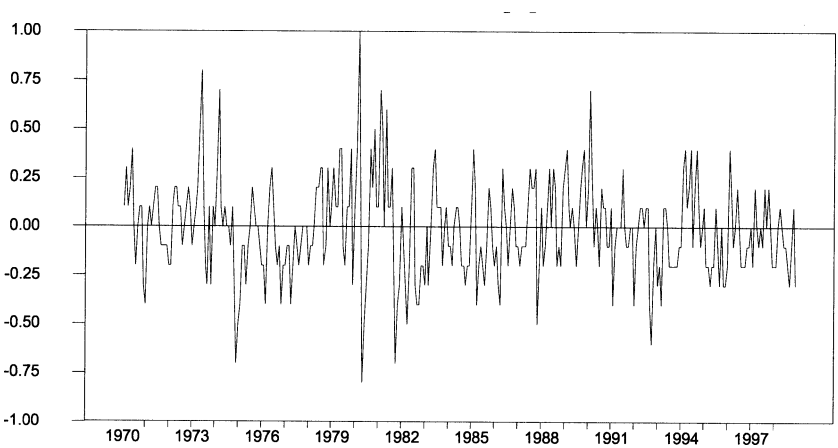


Abbildung 10-2: Erste Differenzen der Umlaufrendite festverzinslicher Wertpapiere

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Determinanten der Zinsentwicklung am Kapitalmarkt

Ein Vergleich der in den Abbildungen 9.1 und 10.1 dargestellten Zinszyklen zeigt einen zumindest tendenziellen Gleichlauf beider Zeitreihen. Unter Berücksichtigung der in Kapitel 6 dargelegten Zusammenhänge mag dies darauf hindeuten, daß das in Kapitel 9 skizzierte Verhalten der Geldpolitik sich mittelbar auch auf die Zinsentwicklung am Kapitalmarkt ausgewirkt hat. Dabei darf allerdings nicht übersehen werden, daß bisweilen der Kapitalmarktzinssatz einen Vorlauf gegenüber dem Zinsniveau am Geldmarkt hatte. So konnte beispielsweise im Jahre 1978 ein Anstieg der Umlaufrendite verzeichnet werden, bevor die Bundesbank das kurzfristige Zinsniveau um die Jahreswende 1978/79 erhöhte.

Als weitere relevante Determinanten der Umlaufrendite sind die konjunkturelle Situation, die erwartete Inflationsentwicklung sowie das U.S-amerikanische Zinsniveau zu nennen. Einzelnen Einflußgrößen kommt dabei eine über den Zeitraum von 1970 bis 1998 wechselhafte Bedeutung zu. So konstatiert die Bundesbank, daß sich die Beziehung zwischen Konjunktur- und Zinszyklus bereits nach dem ersten Ölpreisschock gelockert hat und das teilweise sehr hohe Zinsniveau in den siebziger Jahren insbesondere Inflationserwartungen der Marktteilnehmer widerspiegelte (Deutsche Bundesbank (1983), S. 15–16). In den vergangenen zwei Jahrzehnten ist außerdem die Bedeutung von Auslandseinflüssen für die deutsche Zinsentwicklung stark angestiegen, wobei der deutsch-amerikanische Zinsverbund in diesem Zusammenhang besonders hervorzuheben ist (Deutsche Bundesbank (1997), S. 30). Der Grund für das besondere Gewicht außenwirtschaftlicher Einflüsse ist in der verstärkten Internationalisierung der Finanzmärkte zu sehen.

Zinsvolatilitäten am Kapitalmarkt

Abbildung 10.2 enthält die monatlichen Änderungen der Umlaufrendite. Ein Vergleich mit Abbildung 9.2 zeigt, daß stärkere Zinsausschläge am Kapitalmarkt in solchen Perioden aufgetreten sind, in denen auch die Volatilität am Geldmarkt hoch war. Dennoch stellt sich in Abbildung 10.2 ein über den Beobachtunsgzeitraum relativ gleichbleibendes Verhalten der Zinsdifferenzen dar. Die extremen Zinsausschläge am Geldmarkt lassen sich demgegenüber eher als Ausreißer interpretieren.

Stützbereich und Prognosezeitraum, Prognosehorizonte, Selektion von Modellvarianten

Die Einteilung in Stützbereich und Prognosebereich, die berücksichtigten Prognosehorizonte sowie die Technik der Prognoseerstellung (Verzicht auf eine rollende Modellschätzung) stimmen mit den in Kapitel 9 praktizierten Vorgehenswei-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

sen überein. Um darüber hinaus einen guten Vergleich der Ergebnisse beider Kapitel zu ermöglichen, werden der Umlaufrendite möglichst die gleichen Modelle angepaßt wie dem Zinssatz für Dreimonatsgeld. Als günstig erweist sich in diesem Zusammenhang, daß die bivariaten Schätzungen aus Kapitel 9, welche die Umlaufrendite enthalten, auch zur Erzeugung von Kapitalmarktzinsprognosen genutzt werden können.

Anders als beim Zinssatz für Dreimonatsgeld schließt der Prognosezeitraum im Fall der Umlaufrendite einen kompletten Zinszyklus ein. Von einem besonderen Interesse dürfte daher das Ausmaß der Prognosefehler an den beiden Wendepunkten im Januar 1994 sowie im Januar 1995 sein.

Auf eine Modellierung der Umlaufrendite als stationäre Zeitreihe, wie sie in Abschnitt 9.2 für den Geldmarktzins vorgenommen wurde, soll in dieser Arbeit völlig verzichtet werden. Prognosen, die auf der Grundlage einiger „Probeschätzungen" erstellt wurden, waren dem Random-Walk-Modell dermaßen deutlich unterlegen, daß auf eine Dokumentation dieser Ergebnisse verzichtet wird. Die sich in den schlechten Prognoseergebnissen vermutlich niederschlagende Inadäquanz der Stationaritätsannahme korrespondiert dabei mit einigen im theoretischen Hauptteil dargestellten Zusammenhängen. So bezieht sich die in der theoretischen Literatur geführte Diskussion über Stationaritätseigenschaften weitgehend auf kurzfristige Zinssätze, während die Rationale Erwartungshypothese der Zinsstruktur das approximative Random-Walk-Verhalten von Kapitalmarktrenditen postuliert.[16]

Überblick

Der Struktur von Kapitel 9 folgend werden in Abschnitt 10.2 Schätz- und Prognoseergebnisse univariater Modelle analysiert. In den Abschnitten 10.3 und 10.4 stehen dann bivariate bzw. vektorautoregressive Spezifikationen im Mittelpunkt. Die drei erfolgreichsten Modelle werden in Abschnitt 10.5 einander gegenübergestellt. Dort werden auch die wichtigsten Erkenntnisse der durchgeführten Prognoseexperimente zusammengefaßt. Der Abschnitt 10.6 enthält die graphische Analyse von Prognosefehlern und Prognosewerten, während die Stabilitätsanalyse des überlegenen Modells sowie die Tabelle der mit diesem Modell prognostizierten Werte in Abschnitt 10.7 zu finden sind. Die Studie von Kapitalmarktzinsprognosen schließt ab mit einem Vergleich kommerzieller Vorhersagen des Zinsniveaus, die auf die Jahresendwerte in 1997 und 1998 ausgerichtet sind.

16 Vgl. dazu die Ausführungen in Abschnitt 6.1.3, S. 106 f.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

10.2 Univariate Modelle

Als erster Schritt des univariaten Prognosevergleichs sind die vier bereits aus Kapitel 9 bekannten Varianten des Segmented-Trend-Modells auch dem Kapitalmarktzinssatz angepaßt worden. Die Schätzergebnisse sind in Tabelle 10-1 aufgeführt.

- Wie bereits beim Zinssatz für 3-Monatsgeld sind im Falle der MSI-Modelle beide Mittelwerte statistisch signifikant und weisen unterschiedliche Vorzeichen auf. Anders als beim kurzfristigen Zins (vgl. Tabelle 9-5) ist die betragsmäßige Differenz der Schätzwerte für ν_1 und ν_2 relativ gering. Die Varianz der Umlaufrendite ist mit 0,04 deutlich geringer als die Varianz des Geldmarktsatzes.
- Eine regimeabhängige Formulierung der Varianz ermöglicht in keinem Fall eine bessere Anpassung des jeweiligen Regime-Switching-Modells an die Daten und resultiert darüber hinaus in insignifikanten Schätzwerten für die Mittelwerte. Die Regime der MSIH-Modelle unterscheiden sich dagegen deutlich hinsichlich ihrer Varianzen.
- Zeitvariable Regimewahrscheinlichkeiten führen jeweils zu einer nur geringen Erhöhung des Wertes der Log-Likelihood-Funktionen.
- Keines der Modelle führt zu einer exakten Identifikation der Regime, wie es beim Dreimonatszinssatz der Fall war. Im direkten Vergleich schneiden die MSIH-Modelle etwas besser ab.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 10-1

MSI-AR(0)-Modelle: Monatliche Änderungen der Umlaufrendite (ΔR_t)

MSIH-AR(0)-TVP: $\Delta R_t = \nu(S_t) + \sigma(S_t)\varepsilon_t$,

$$\pi_{11,t} = F(c_1 + d_1 R_{t-1}), \quad \pi_{11,t} = F(c_2 + d_2 R_{t-1})$$

	MSI-AR(0)	*MSI-AR(0)- TVP*	*MSIH-AR(0)*	*MSIH-AR(0)-TVP*
ν_1	- 0,13**	- 0,14**	- 0,02	- 0,01
	(2,31)	(1,96)	(0,45)	(0,16)
ν_2	0,18***	0,17*	0,05	0,04
	(2,67)	(1,90)	(0,71)	(0,26)
σ_1^2	0,04***	0,04***	0,04***	0,04***
	(6,77)	(5,96)	(6,52)	(9,49)
σ_2^2			0,13***	0,17***
			(3,56)	(3,17)
π_{11}/c_1	0,85***	- 0,50	0,97***	6,99**
	(14,28)	(0,43)	(35,70)	(2,23)
d_1		0,20		- 0,64*
		(1,57)		(1,77)
π_{22}/c_2	0,79***	1,63	0,93***	3,07
	(8,94)	(1,33)	(16,75)	(0,23)
d_2		- 0,09		- 0,24
		(0,74)		(0,16)
Log-Likelihood	- 0,22	1,61	- 1,72	0,77
RCM	79,24	77,77	56,02	41,32

Zur Bezeichnung der Modelle siehe die in Tabelle 3-1 (S. 48) dargestellte Klassifikation. TVP kennzeichnet Modelle mit zeitvariablen Übergangswahrscheinlichkeiten. Die Schätzungen basieren auf monatlichen Beobachtungen von Januar 1970 bis Dezember 1990. *** (**,*) bezeichnen Signifikanz auf dem 1-(5-, 10-)prozentigen Niveau. Die in Klammern aufgeführten t-Werte basieren auf heteroskedastizitätskonsistenten Standardfehlern. Die RCM-Statistik ist auf S. 59 erläutert.

Die mit den Segemented-Trend-Modellen erzielten Prognoseergebnisse sind in Tabelle 10-2 ausgewertet:

- Mit der Ausnahme des MSI-AR(0)-TVP-Modells generieren alle Modelle grundsätzlich exaktere Prognosen als das Random-Walk-Modell.
- Die relative Überlegenheit gegenüber dem Random Walk ist jedoch gering, was sich in den Theil'schen Ungleichheitkoeffizienten widerspiegelt, die selten Werte unterhalb von 0,9 aufweisen. Weiterhin ist bis zu einem Horizont von einschließlich 12 Monaten kein deutlicher Anstieg der Überlegenheit gegenüber dem Random-Walk-Modell festzustellen.
- Das MSI-AR(0)-Modell erweist sich für sämtliche Prognosehorizonte als überlegen.Vor allem in der Langfristprognose (h > 12) des Kapitalmarktzinssatzes hat diese Spezifikation einen relativ großen Nutzen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 10-2

Prognosegüte von MSI-AR(0)-Modellen (monatliche Änderungen der Umlaufrendite) Prognose der Umlaufrendite über den Zeitraum von Januar 1991 bis Dezember 1998

	h=1 (N=96)	*h=3 (N=94)*	*h=6 (N=91)*	*h=9 (N=88)*	*h=12 (N=85)*	*h=24 (N=73)*	*h=36 (N=61)*
Random Walk							
RMSE	0,1990	0,4367	0,7054	0,9047	1,0938	1,5440	1,7980
MSI-AR(0)							
RMSE	0,1842*	0,4078*	0,6732*	0,8526*	1,0214*	1,0972*	0,8660*
TU	0,9260	0,9337	0,9544	0,9424	0,9338	0,7106	0,4817
MSI-AR(0) TVP							
RMSE	0,1925	0,4591	0,8382	1,1508	1,4927	2,6924	3,9890
TU	0,9673	1,0513	1,1883	1,2720	1,3646	1,7438	2,2186
MSIH-AR(0)							
RMSE	0,1966	0,4262	0,6818	0,8637	1,0306	1,3322	1,4213
TU	0,9880	0,9760	0,9665	0,9547	0,9422	0,8628	0,7905
MSIH-AR(0) TVP							
RMSE	0,1992	0,4356	0,6990	0,8919	1,0733	1,4715	1,6569
TU	1,0013	0,9974	0,9910	0,9858	0,9812	0,9531	0,9215

Prognosen basieren auf den in Tabelle 10-1 dokumentierten Modellschätzungen. h bezeichnet den Prognosehorizont, N die Anzahl der generierten Prognosen, RMSE den root mean square error und TU den Theil'schen Ungleichheitskoeffizienten. * kennzeichnet die *h*-Schrittprognose mit dem niedrigsten RMSE.

In Tabelle 10-3 sind die Schätzergebnisse von fünf AR(1)-Modellen dokumentiert. Dabei handelt es sich um die gleichen Spezifikationen, die in Kapitel 9 schon dem Geldmarktsatz angepaßt wurden (vgl. Tabelle 9-7). Die wichtigsten Resultate sind:

- Durch die Aufnahme von autoregressiven Parametern konnte der Log-Likelihood-Wert gegenüber den in Tabelle 10-1 gezeigten Schätzungen erheblich erhöht werden. Die Mehrzahl der geschätzten AR-Parameter ist signifikant von Null verschieden.
- Die beiden Regime-Switching-Modelle mit zustandsunabhängiger Varianz führen zu einer vergleichsweise exakten Regimeklassifikation, erklären die Daten aber kaum besser als das traditionelle AR(1)-Modell.
- Die Schätzwerte der Übergangswahrscheinlichkeiten, und damit auch die Persistenz der beiden Regime, differieren im Modellvergleich sehr stark voneinander.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 10-3

Univariate AR(1)-Modelle: Monatliche Änderungen der Umlaufrendite (ΔR_t)

MSIHA-AR(1): $\Delta R_t = \nu(S_t) + a_1(S_t)\,\Delta R_{t-1} + \sigma(S_t)\,\varepsilon_t$

MSMHA-AR(1): $\Delta R_t = \mu(S_t) + a_1(S_t)[\Delta R_{t-1} - \mu(S_{t-1})] + \sigma(S_t)\,\varepsilon_t$

	AR(1)	*MSIA-AR(1)*	*MSMA-AR(1)*	*MSIHA-AR(1)*	*MSMHA-AR(1)*
ν_1/μ_1	- 0,00	- 0,01	- 0,03	- 0,01	- 0,02
	(0,00)	(0,49)	(0,87)	(0,63)	(0,67)
a_{11}	0,46***	0,46***	0,49***	0,53***	0,51***
	(7,59)	(7,40)	(5,52)	(4,88)	(6,09)
ν_2/μ_2		0,36***	0,43***	0,02	0,05
		(3,59)	(3,14)	(0,61)	(0,79)
a_{12}		- 0,18	- 0,27	0,43***	0,43***
		(0,56)	(0,90)	(4,67)	(4,98)
σ_1^2	0,05***	0,05***	0,04	0,02	0,02*
	(8,53)	(6,84)	(0,60)	(1,47)	(1,71)
σ_2^2				0,08**	0,08**
				(2,18)	(2,33)
π_{11}		0,99***	0,97***	0,92***	0,94***
		(80,90)	(13,35)	(13,35)	(11,48)
π_{22}		0,77***	0,61***	0,91***	0,91***
		(4,63)	(2,76)	(12,35)	(13,76)
Log-Likelihood	17,11	18,09	21,45	27,95	28,23
RCM		13,94	25,36	74,75	69,04

Siehe die Erläuterungen zu Tabelle 10-1.

Die Auswertung der mit den AR(1)-Modellen erzeugten Prognosen erfolgt in Tabelle 10-4:

- Ungeachtet ihrer besseren Erklärungsgüte sind sämtliche Modelle kaum in der Lage, bessere Vorhersagen der Umlaufrendite zu erzeugen als das überlegene Segmented-Trend-Modell aus Tabelle 10-2.
- Obgleich keines der Modelle die Gruppe stark dominiert, ist das herkömmliche AR(1)-Modell den übrigen Spezifikationen zumeist unterlegen. Weiterhin prognostiziert keines der Modelle schlechter als der Random Walk.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 10-4

Prognosegüte univariater AR(1)-Modelle (monatliche Änderungen der Umlaufrendite) Prognose der Umlaufrendite über den Zeitraum von Januar 1991 bis Dezember 1998

	h=1 (N=96)	*h=3 (N=94)*	*h=6 (N=91)*	*h=9 (N=88)*	*h=12 (N=85)*	*h=24 (N=73)*	*h=36 (N=61)*
Random Walk							
RMSE	0,1990	0,4367	0,7054	0,9047	1,0938	1,5440	1,7980
AR(1)							
RMSE	0,1841	0,4150	0,6889	0,8861	1,0820	1,5352	1,7651
TU	0,9253	0,9503	0,9766	0,9794	0,9892	0,9943	0,9817
MSIA-AR(1)							
RMSE	0,1834*	0,4102*	0,6759*	0,8628	1,0452	1,4121	1,5350
TU	0,9218	0,9391	0,9582	0,9537	0,9556	0,9146	0,8537
MSMA-AR(1)							
RMSE	0,1847	0,4159	0,6897	0,8876	1,0841	1,5345	1,7572
TU	0,9283	0,9523	0,9777	0,9810	0,9911	0,9939	0,9773
MSIHA-AR(1)							
RMSE	0,1844	0,4122	0,6785	0,8591*	1,0294*	1,2893*	1,2956*
TU	0,9270	0,9439	0,9619	0,9495	0,9411	0,8350	0,7206
MSMHA-AR(1)							
RMSE	0,1844	0,4141	0,6846	0,8722	1,0529	1,3887	1,4874
TU	0,9271	0,9481	0,9705	0,9641	0,9626	0,8994	0,8273

Prognosen basieren auf den in Tabelle 10-3 dokumentierten Modellschätzungen. Siehe außerdem die Erläuterungen zu Tabelle 10-2.

Wie schon in Kapitel 9 soll die univariate Analyse abschließen, indem die Leistungsfähigkeit von AR(3)-Modellen untersucht wird. Die Modelle, deren geschätzte Parameter in Tabelle 10-5 dokumentiert sind, entsprechen dabei denen in Tabelle 9-9. Als wichtige Erkenntnisse lassen sich festhalten:

- Die AR(3)-Koeffizienten sowie die Mehrzahl der AR(2)-Koeffizienten sind statistisch nicht signifikant.
- Im übrigen ähneln die Ergebnisse den in Tabelle 10-3 gezeigten Resultaten. Eine Ausnahme ist die Übergangswahrscheinlichkeit π_{22} im MSI-AR(3)-Modell, deren Schätzwert 0,10 außergewöhnlich niedrig ist.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 10-5

Univariate AR(3)-Modelle: Monatliche Änderungen der Umlaufrendite (ΔR_t)

MSIAH-AR(3): $\Delta R_t = \nu(S_t) + a_1(S_t)\,\Delta R_{t-1} + a_2(S_t)\,\Delta R_{t-2} + a_3(S_t)\,\Delta R_{t-3} + \sigma(S_t)\,\varepsilon_t$

	AR(3)	*MSIA-AR(3)*	*MSI-AR(3)*	*MSIAH-AR(3)*	*MSIH-AR(3)*
ν_1	0,00 (0,04)	- 0,01 (0,60)	- 0,02 (1,08)	- 0,02 (0,91)	- 0,02 (0,55)
a_{11}	0,57*** (6,98)	0,58*** (6,62)	0,52*** (7,97)	0,67*** (5,27)	0,58*** (10,31)
a_{21}	- 0,24** (2,52)	- 0,27*** (2,68)	- 0,23** (2,44)	- 0,27 (1,52)	- 0,25*** (3,28)
a_{31}	0,06 (0,84)	0,04 (0,46)	0,03 (0,41)	- 0,05 (0,37)	0,06 (0,64)
ν_2		0,42*** (3,48)	0,53*** (2,63)	0,03 (0,45)	0,02 (0,93)
a_{12}		- 0,25 (0,47)		0,51*** (3,56)	
a_{22}		- 0,35 (1,22)		- 0,24 (1,24)	
a_{32}		0,21 (0,49)		0,05 (0,41)	
σ_1^2	0,05*** (9,19)	0,04*** (7,48)	0,04*** (7,09)	0,02 (0,99)	0,02 (0,93)
σ_2^2				0,08*** (2,78)	0,08 (1,45)
π_{11}		0,99*** (59,52)	0,97*** (39,61)	0,94*** (8,81)	0,94*** (9,24)
π_{22}		0,78*** (5,80)	0,10*** (0,26)	0,93*** (17,29)	0,92*** (9,38)
Log-Likelihood	22,73	25,86	26,82	34,31	33,83
RCM		13,92	14,04	69,55	70,73

Siehe die Erläuterungen zu Tabelle 10-1.

Auch die in Tabelle 10-6 dokumentierten Prognoseergebnisse sind wenig aufschlußreich:

- Der Random Walk sowie das einfache AR(3)-Modell sind den Regime-Switching-Spezifikationen zumeist unterlegen.
- Gemessen an TU zeigen die AR(3)-Modelle eine eher unbefriedigende Prognosegüte für Prognosehorizonte unterhalb von 24 Monaten.
- Das zumeist überlegene MSIH-AR(3)-Modell prognostiziert lediglich für h = 6, 9 und 12 besser als das MSI-AR(0)-Modell (vgl. Tabelle 10-2).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 10-6

Prognosegüte univariater AR(3)-Modelle (monatliche Änderungen der Umlaufrendite) Prognose der Umlaufrendite über den Zeitraum von Januar 1991 bis Dezember 1998

	h=1 (N=96)	*h=3 (N=94)*	*h=6 (N=91)*	*h=9 (N=88)*	*h=12 (N=85)*	*h=24 (N=73)*	*h=36 (N=61)*
Random Walk							
RMSE	0,1990	0,4367	0,7054	0,9047	1,0938	1,5440	1,7980
AR(3)							
RMSE	0,1858	0,4220	0,6938	0,8948	1,0892	1,5506	1,8013
TU	0,9341	0,9664	0,9836	0,9890	0,9958	1,0043	1,0018
MSIA-AR(3)							
RMSE	0,1852*	0,4172	0,6760	0,8643	1,0382	1,3802	1,4944
TU	0,9309	0,9552	0,9584	0,9553	0,9491	0,8939	0,8311
MSI-AR(3)							
RMSE	0,1862	0,4268	0,6947	0,8936	1,0824	1,5241	1,7591
TU	0,9359	0,9773	0,9848	0,9877	0,9895	0,9871	0,9783
MSIAH-AR(3)							
RMSE	0,1861	0,4133	0,6678	0,8429	0,9952	1,1673*	1,0672*
TU	0,9353	0,9463	0,9468	0,9317	0,9098	0,7560	0,5935
MSIH-AR(3)							
RMSE	0,1852*	0,4106*	0,6623*	0,8364*	0,9904*	1,1899	1,1210
TU	0,9309	0,9402	0,9390	0,9245	0,9055	0,7707	0,6235

Prognosen basieren auf den in Tabelle 10-5 dokumentierten Modellschätzungen. Siehe außerdem die Erläuterungen zu Tabelle 10-2.

10.3 Bivariate Modelle ohne lineare Abhängigkeiten

Analog zur Vorgehensweise in Kapitel 9 sollen im folgenden MS-VAR(0)-Modelle analysiert werden, die einer gemeinsamen Regimeabhängigkeit zweier Zeitreihen Rechnung tragen können. Als vorteilhaft erweist sich, daß hierzu direkt auf die in den Tabellen 9-11 und 9-13 dokumentierten Modellschätzungen zugegriffen werden kann, da diese sowohl die Änderungen des Zinssatzes für Dreimonatsgeld als auch die der Umlaufrendite enthalten. Weiterhin wird die Leistungsfähigkeit zweier Modellspezifikationen untersucht, die neben der Umlaufrendite den U.S.-amerikanischen Kapitalmarktzinssatz enthalten.

Die mit den in Tabelle 9-11 charakterisierten Modellen (zeitgleiche Regimeabhängigkeit) generierten Prognosen der Umlaufrendite werden in Tabelle 10-7 ausgewertet:

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

- Alle Modelle sind besser als der Random Walk, wobei sich das MSIH-VAR(0)-Modell mit regimunabhängiger Kovarianz der Residuen als überlegen erweist.
- Wie beim Dreimonatszinssatz läßt sich auch bei der Umlaufrendite keine substantielle Überlegenheit des MSIH-VAR(0)-Modells über die leistungsfähigsten univariaten Modelle feststellen. Immerhin erzeugt es für h = 6, 9 und 12 die bislang exaktesten Prognosen (vgl. Tabelle 10-2, 10-4 und 10-6).

Tabelle 10-8 enthält die mit den in Tabelle 9-13 charakterisierten Modellen (verzögerte Regimeabhängigkeit) generierten Prognosen der Umlaufrendite:

- Das MSIH-VAR(0)-Modell mit dem höchsten Komplexitätsgrad erzeugt in der Fünfergruppe die exaktesten Prognosen und übertrifft dabei – wenn auch geringfügig – das überlegene Modell aus Tabelle 10-7.
- Zu beachten ist, daß diese Spezifikation einen Vorlauf der Umlaufrendite unterstellt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 10-7

Prognosegüte bivariater Regime-Switching-Modelle (zeitgleiche gemeinsame Regimeabhängigkeit der monatlichen Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld und der Umlaufrendite) Prognosen der Umlaufrendite über den Zeitraum von Januar 1991 bis Dezember 1998

	h=1 (N=96)	*h=3 (N=94)*	*h=6 (N=91)*	*h=9 (N=88)*	*h=12 (N=85)*	*h=24 (N=73)*	*h=36 (N=61)*
Random Walk							
RMSE	0,1990	0,4367	0,7054	0,9047	1,0938	1,5440	1,7980
MSI-VAR(0) (a)							
RMSE	0,1948	0,4208	0,6679	0,8389	0,9952	1,2446	1,2553
TU	0,9793	0,9636	0,9468	0,9273	0,9098	0,8061	0,6981
MSI-VAR(0) (b)							
RMSE	0,1980	0,4328	0,6960	0,8884	1,0695	1,4737	1,6747
TU	0,9950	0,9910	0,9867	0,9820	0,9778	0,9545	0,9314
MSIH-VAR(0) (a)							
RMSE	0,1985	0,4322	0,6922	0,8802	1,0562	1,4302	1,5997
TU	0,9979	0,9895	0,9813	0,9729	0,9656	0,9263	0,8897
MSIH-VAR(0) (b)							
RMSE	0,1917*	0,4118*	0,6543*	0,8213*	0,9719*	1,1678*	1,1074*
TU	0,9637	0,9429	0,9276	0,9078	0,8885	0,7564	0,6159
MSIH-VAR(0) (c)							
RMSE	0,1966	0,4271	0,6824	0,8650	1,0352	1,3698	1,4893
TU	0,9883	0,9779	0,9674	0,9561	0,9464	0,8872	0,8283

Prognosen basieren auf den in Tabelle 9-11 dokumentierten Modellschätzungen. Siehe außerdem die Erläuterungen zu Tabelle 10-2.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 10-8

Prognosegüte bivariater Regime-Switching-Modelle (gemeinsame Regimeabhängigkeit der monatlichen Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld und der Umlaufrendite) Prognosen der Umlaufrendite über den Zeitraum von Januar 1991 bis Dezember 1998

	h=1 (N=96)	*h=3 (N=94)*	*h=6 (N=91)*	*h=9 (N=88)*	*h=12 (N=85)*	*h=24 (N=73)*	*h=36 (N=61)*
Random Walk							
RMSE	0,1990	0,4367	0,7054	0,9047	1,0938	1,5440	1,7980
MSI-VAR(0) (c)							
RMSE	0,1951	0,4248	0,6794	0,8603	1,0281	1,3487	1,4489
TU	0,9806	0,9727	0,9632	0,9509	0,9399	0,8736	0,8059
MSI-VAR(0) (d)							
RMSE	0,1973	0,4301	0,6896	0,8771	1,0527	1,4238	1,5859
TU	0,9916	0,9847	0,9776	0,9695	0,9624	0,9222	0,8820
MSIH-VAR(0) (d)							
RMSE	0,1932	0,4172	0,6666	0,8427	1,0040	1,2726	1,3078
TU	0,9709	0,9553	0,9451	0,9314	0,9179	0,8243	0,7274
MSIH-VAR(0) (e)							
RMSE	0,1920*	0,4118*	0,6515*	0,8143*	0,9603*	1,1292*	1,0319*
TU	0,9649	0,9428	0,9236	0,9001	0,8779	0,7314	0,5739

Prognosen basieren auf den in Tabelle 9-13 dokumentierten Modellschätzungen. Siehe außerdem die Erläuterungen zu Tabelle 10-2.

Die geschätzen Parameter der beiden das ausländische Zinsniveau enthaltenden Modelle sind in Tabelle 10-9 zu finden. Die gewählten Spezifikationen entsprechen denen in Tabelle 9-15, wobei auch hier wieder ein Vorlauf des U.S.-amerikanischen Zinssatzes unterstellt wird. Die zugehörigen Fehlermaße der Prognosen stehen in Tabelle 10-10. Sowohl die Schätz- als auch die Prognoseergebnisse sind wenig befriedigend:

- Nahezu sämtliche Mittelwerte sind statistisch nicht signifikant.
- Bis auf eine Ausnahme sind beide Modelle im out-of-sample-Vergleich besser als der Random Walk. Das MSI-VAR(0) mit restringierter Kovarianz prognostiziert allerdings nur für h = 1, 3 exakter als die bislang in diesem Kapitel betrachteten univariaten und bivariaten Modelle.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 10-9

Bivariate Regime-Switching-Modelle: Gemeinsame Regimeabhängigkeit der monatlichen Änderungen der Umlaufrendite (ΔR_t) und des U.S.-amerikanischen Zinssatzes auf zehnjährige Staatsanleihen (ΔR_t^{US})

$$\Delta R_t = \nu(S_t^*) + \varepsilon_t ,$$

$$\Delta R_t^{US} = \psi(S_t^+) + u_t ,$$

$S_t^* = S_{t-1}^+$ (Einperiodiger Vorlauf des amerikanischen Zinssatzes)

	MSI-VAR(0)-(a)	*MSI-VAR(0)-(b)*
ν_1	- 0,12 (1,41)	- 0,03 (1,10)
ψ_1	- 0,09 (0,86)	0,02 (0,73)
ν_2	0,16 (1,17)	0,42*** (2,80)
ψ_2	0,11 (1,59)	- 0,20 (0,68)
σ_1^2	0,05*** (6,51)	0,05*** (7,07)
σ_2^2	0,14*** (5,68)	0,14*** (7,28)
cov		0,04*** (5,93)
π_{11}	0,88*** (11,54)	0,95*** (22,19)
π_{22}	0,85*** (6,64)	0,30 (1,22)
Log-Likelihood	118,78	134,24
RCM	65,05	31,50

Siehe die Erläuterungen zu Tabelle 10-1.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 10-10

Prognosegüte bivariater Regime-Switching-Modelle (gemeinsame Regimeabhängigkeit der monatlichen Änderungen der Umlaufrendite (ΔR_t) und des U.S.-amerikanischen Zinssatzes auf zehnjährige Staatsanleihen) Prognosen der Umlaufrendite über den Zeitraum von Januar 1991 bis Dezember 1998

	h=1 (N=96)	*h=3 (N=94)*	*h=6 (N=91)*	*h=9 (N=88)*	*h=12 (N=85)*	*h=24 (N=73)*	*h=36 (N=61)*
Random Walk							
RMSE	0,1990	0,4367	0,7054	0,9047	1,0938	1,5440	1,7980
MSI-VAR(0) (a)							
RMSE	0,1825*	0,4021*	0,6824*	0,8965	1,1188	1,4883	1,5512*
TU	0,9172	0,9207	0,9674	0,9909	1,0229	0,9640	0,8628
MSI-VAR(0) (b)							
RMSE	0,1977	0,4325	0,6967	0,8904*	1,0728*	1,4811*	1,6865
TU	0,9937	0,9903	0,9877	0,9841	0,9808	0,9593	0,9380

Prognosen basieren auf den in Tabelle 10-9 dokumentierten Modellschätzungen. Siehe außerdem die Erläuterungen zu Tabelle 10-1.

10.4 Vektorautoregressive Modelle

In diesem Abschnitt wird zunächst die Leistungsfähigkeit von VAR-Modellen beurteilt, die als Variable neben der Umlaufrendite den Zinssatz für Dreimonatsgeld enthalten und deren Schätzungen daher bereits in Kapitel 9 diskutiert wurden. Speziell liegen den Prognosen die sechs in den Tabellen 9-17 und 9-18 charakterisierten VAR(1)- und VAR(3)-Modelle zugrunde, welche die ersten Differenzen beider Zinssätze enthalten. Die Prognosefehlermaße werden in Tabelle 10-11 ausgewertet:

- Wie schon beim Geldmarktsatz (vgl. Tabelle 9-19) sind die mit den klassischen VAR-Modellen ohne Regimewechsel erzeugten Vorhersagen verhältnismäßig schwach und dem Random-Walk-Modell nur geringfügig überlegen.
- Die exaktesten Prognosen der Umlaufrendite liefert das MSI-VAR(3)-Modell, wobei lediglich die Ein- und Zweischrittprognosen eine Ausnahme darstellen.
- Das MSI-VAR(3)-Modell vermag für h = 1, 3, 6 die Leistungsfähigkeit der MSI-VAR(0)-Spezifikation (vgl. Tabelle 10-8) zu übertreffen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 10-11

Prognosegüte vektorautoregressiver Modelle (monatliche Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld und der Umlaufrendite) Prognosen der Umlaufrendite über den Zeitraum von Januar 1991 bis Dezember 1998

	h=1 (N=96)	*h=3 (N=94)*	*h=6 (N=91)*	*h=9 (N=88)*	*h=12 (N=85)*	*h=24 (N=73)*	*h=36 (N=61)*
Random Walk							
RMSE	0,1990	0,4367	0,7054	0,9047	1,0938	1,5440	1,7980
VAR(1)							
RMSE	0,1842	0,4146	0,6882	0,8853	1,0808	1,5326	1,7623
TU	0,9256	0,9492	0,9757	0,9785	0,9881	0,9927	0,9801
MSI-VAR(1)							
RMSE	0,1834	0,4099	0,6764	0,8642	1,0483	1,4353	1,5903
TU	0,9217	0,9386	0,9589	0,9552	0,9584	0,9296	0,8845
MSIH-VAR(1)							
RMSE	0,1829	0,4045*	0,6555	0,8229	0,9824	1,2100	1,1491
TU	0,9191	0,9261	0,9293	0,9096	0,8982	0,7837	0,6391
MSIH-VAR(1)							
RMSE	0,1828*	0,4056	0,6599	0,8317	0,9963	1,2610	1,2562
TU	0,9188	0,9287	0,9355	0,9193	0,9109	0,8167	0,6986
VAR(3)							
RMSE	0,1873	0,4260	0,6959	0,8970	1,0912	1,5547	1,8078
TU	0,9416	0,9753	0,9865	0,9915	0,9976	1,0070	1,0055
MSI-VAR(3)							
RMSE	0,1850	0,4090	0,6505*	0,8165*	0,9669*	1,1614*	1,0803*
TU	0,9299	0,9364	0,9222	0,9024	0,8839	0,7522	0,6008

Prognosen basieren auf den in den Tabellen 9-17 und 9-18 dokumentierten Modellschätzungen. Siehe außerdem die Erläuterungen zu Tabelle 10-2.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die geschätzten Parameter zweier VAR(1)-Modelle, die neben den ersten Differenzen der Umlaufrendite die Veränderungen des U.S.-amerikanischen Kapitalmarktzinssatzes als Variablen enthalten, werden in Tabelle 10-12 dargestellt. Die Prognosefehlermaße stehen in Tabelle 10-13. Folgende Ergebnisse sind von Bedeutung:

- Der a_2-Parameter ist in beiden Schätzungen hochsignifikant (vgl. Tabelle 10-12). Gegenüber den in Abschnitt 10.3 diskutierten bivariaten Modellschätzungen hat sich der Wert der Log-Likelihood-Funktion durch die Aufnahme der VAR-Koeffizienten deutlich erhöht.
- Das Regime-Switching-Modell erklärt die Daten nur unwesentlich besser als das konventionelle VAR(1)-Modell. Bemerkenswert erscheint in diesem Zusammenhang die Insignifikanz und der geringe Wert der Übergangswahrscheinlichkeit π_{22}, wodurch sich vermutlich auch die exakte Regimeabgrenzung erklären läßt.
- Lediglich für h =1, 3 prognostiziert das MSI-VAR(1) die Umlaufrendite besser als das MSI-VAR(3)-Modell, welches die Änderungen der Umlaufrendite enthält (vgl. Tabelle 10-11).
- Im Vergleich mit den korrespondierenden MSI-VAR(0)-Spezifikationen erweist sich das MSI-VAR(1) für nahezu alle Prognosehorizonte (mit Ausnahme von h = 24, 36) als überlegen (vgl. Tabelle 10-10).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 10-12

Vektorautoregressive Modelle erster Ordnung: Monatliche Änderungen der Umlaufrendite (ΔR_t) und des U.S.-amerikanischen Zinssatzes auf zehnjährige Staatsanleihen (ΔR_t^{US})

MSI-VAR(1):

$$\Delta R_t = \nu(S_t) + a_1 \Delta R_{t-1} + a_2 \Delta R_{t-1}^{US} + \varepsilon_t$$
$$\Delta R_t^{US} = \psi(S_t) + b_2 \Delta R_{t-1} + b_1 \Delta R_{t-1}^{US} + u_t$$

	VAR(1)	*MSI-VAR(1)*
ν_1	0,00 (0,12)	- 0,02 (1,25)
ψ_1	0,00 (0,05)	- 0,01 (6,53)
ν_2		0,46*** (6,53)
ψ_2		0,22* (1,74)
a_1	0,33*** (6,48)	0,29*** (5,17)
a_2	0,22*** (5,01)	0,21*** (4,59)
b_1	0,36*** (4,88)	0,36*** (4,03)
b_2	- 0,12 (0,99)	- 0,13 (1,00)
σ_1^2	0,05*** (9,90)	0,04*** (7,17)
σ_2^2	0,13*** (8,34)	0,13*** (5,58)
cov	0,03*** (6,15)	0,02*** (3,93)
π_{11}		0,97*** (56,00)
π_{22}		0,16 (0,98)
Log-Likelihood	179,32	182,20
RCM		15,03

Siehe die Erläuterungen zu Tabelle 10-1.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 10-13

Prognosegüte vektorautoregressiver Modelle (monatliche Änderungen der Umlaufrendite und des U.S.-amerikanischen Zinssatzes auf zehnjährige Staatsanleihen) Prognosen der Umlaufrendite über den Zeitraum von Januar 1991 bis Dezember 1998

	h=1 (N=96)	*h=3 (N=94)*	*h=6 (N=91)*	*h=9 (N=88)*	*h=12 (N=85)*	*h=24 (N=73)*	*h=36 (N=61)*
Random Walk							
RMSE	0,1990	0,4367	0,7054	0,9047	1,0938	1,5440	1,7980
VAR(1)							
RMSE	0,1829	0,3932	0,6665	0,8768	1,0837	1,5709	1,8397
TU	0,9192	0,9004	0,9448	0,9691	0,9908	1,0174	1,0232
MSI-VAR(1)							
RMSE	0,1824*	0,3931*	0,6627*	0,8670*	1,0659*	1,5126*	1,7377*
TU	0,9170	0,9001	0,9394	0,9584	0,9745	0,9797	0,6565

Prognosen basieren auf den in Tabelle 10-12 dokumentierten Modellschätzungen. Siehe außerdem die Erläuterungen zu Tabelle 10-2.

Die multivariate Analyse soll im folgenden mit der Schätzung von VAR(1)-Modellen abgeschlossen werden, die neben den monatlichen Änderungen der Umlaufrendite die Differenz zwischen der Umlaufrendite und dem Zinssatz für Dreimonatsgeld enthalten. Die Modellspezifikationen in Tabelle 10-14 sind die gleichen, die in Abschnitt 9.5 zur Vorhersage des Geldmarktsatzes verwendet wurden (vgl. dazu Tabelle 9-22). Die Ergebnisse der Modellschätzungen und der in Tabelle 10-15 ausgewerteten Prognoseexperimente lassen sich wie folgt zusammenfassen:

- Statistisch signifikant sind lediglich die Parameter a_1 und b_1, die die jeweilige Variable in Abhängigkeit ihrer eigenen Vergangenheit erklären. Ein Einfluß der Zinsdifferenz auf die Zinsänderung der folgenden Periode scheint damit nicht gegeben zu sein.
- Alle Regime-Switching-Modelle erklären die Daten besser als das konventionelle VAR(1)-Modell. Mit dem MSI-VAR(1)-Modell gelingt darüber hinaus eine relativ exakte Regimeabgrenzung.
- In der Prognose des Kapitalmarktzinssatzes erweisen sich sämtliche Modelle über alle Horizonte als relativ schwach, was anhand des Fehlermaßes TU ersichtlich ist, das nur in wenigen Fällen unterhalb des Wertes von 0,95 liegt. Dennoch schneiden alle drei Regime-Switching-Modelle stets besser ab als der Random Walk und sind darüber hinaus dem konventionellen VAR(1)-Modell bisweilen deutlich überlegen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 10-14

Vektorautoregressive Modelle erster Ordnung:
Monatliche Änderungen der Umlaufrendite (ΔR_t) und Zinsdifferenz ($R_t - r_t$)

MSI-VAR(1):

$$\Delta R_t = \nu(S_t) + a_1 \Delta R_{t-1} + a_2 (R_{t-1} - r_{t-1}) + \varepsilon_t$$

$$(R_t - r_t) = \psi(S_t) + b_2 \Delta R_{t-1} + b_1 (R_{t-1} - r_{t-1}) + u_t$$

	VAR(1)	*MSI-VAR(1)*	*MSIH-VAR(1)*	*MSIH-VAR(1)*
ν_1	0,01 (0,51)	0,25*** (3,38)	0,02 (0,60)	0,02 (0,49)
ψ_1	0,05 (1,10)	- 1,00*** (5,36)	- 0,00 (0,07)	- 0,01 (0,07)
ν_2		- 0,00 (0,23)	- 0,00 (0,01)	0,00 (0,11)
ψ_2		0,12*** (3,07)	0,11*** (3,04)	0,12*** (3,16)
a_1	0,46*** (7,47)	0,43*** (7,93)	0,44*** (8,88)	0,42*** (8,49)
a_2	- 0,01 (0,86)	0,00 (0,51)	- 0,01 (0,53)	- 0,01 (0,69)
b_1	0,96*** (55,98)	0,94*** (48,71)	0,95*** (69,76)	0,95*** (64,99)
b_2	- 0,26 (1,60)	- 0,15 (1,16)	0,06 (0,87)	0,06 (0,88)
σ^2_{11}	0,05*** (7,96)	0,05*** (9,40)	0,08*** (4,44)	0,07*** (3,66)
σ^2_{21}	0,18*** (5,10)	0,13*** (6,57)	0,43*** (4,14)	0,41*** (3,27)
σ^2_{12}			0,03*** (6,13)	0,04*** (6,73)
σ^2_{22}			0,03*** (5,55)	0,03*** (6,20)
cov_1	- 0,00 (0,56)	- 0,02*** (2,99)	0,01*** (3,73)	- 0,02 (0,81)
cov_2				0,02*** (4,62)
π_{11}		0,62*** (4,39)	0,88*** (10,10)	0,89*** (9,91)
π_{22}		0,98*** (125,66)	0,92*** (26,45)	0,92*** (27,12)
Log-Likelihood	105,96	136,00	179,41	181,02
RCM		11,91	55,96	53,95

Siehe die Erläuterungen zu Tabelle 10-1.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 10-15

Prognosegüte vektorautoregressiver Modelle (monatliche Änderungen der Umlaufrendite und Zinsdifferenz) Prognosen der Umlaufrendite über den Zeitraum von Januar 1991 bis Dezember 1998

	h=1 (N=96)	*h=3 (N=94)*	*h=6 (N=91)*	*h=9 (N=88)*	*h=12 (N=85)*	*h=24 (N=73)*	*h=36 (N=61)*
Random Walk							
RMSE	0,1990	0,4367	0,7054	0,9047	1,0938	1,5440	1,7980
VAR(1)							
RMSE	0,1854	0,4244	0,7142	0,9326	1,1477	1,6995	2,0863
TU	0,9320	0,9717	1,0125	1,0308	1,0493	1,1008	1,1603
MSI-VAR(1)							
RMSE	0,1834*	0,4121*	0,6779*	0,8640*	1,0419*	1,3770*	1,4674*
TU	0,9219	0,9436	0,9611	0,9549	0,9526	0,8918	0,8162
MSIH-VAR(1)							
RMSE	0,1840	0,4140	0,6815	0,8720	1,0536	1,3965	1,4954
TU	0,9247	0,9478	0,9661	0,9638	0,9632	0,9045	0,8317
MSIH-VAR(1)							
RMSE	0,1842	0,4169	0,6895	0,8858	1,0730	1,4498	1,5919
TU	0,9260	0,9545	0,9774	0,9791	0,9809	0,9390	0,8854

Prognosen basieren auf den in Tabelle 10-14 dokumentierten Modellschätzungen. Siehe außerdem die Erläuterungen zu Tabelle 10-2.

10.5 Auswahl der leistungsfähigsten Modelle

Die Tabelle 10-16 enthält Fehlermaße von Modellen, die innnerhalb der drei Gruppen (Univariate Modelle, Bivariate Modelle, VAR-Modelle) die Umlaufrendite am exaktesten prognostiziert haben. Anders als beim Zinssatz für 3-Monatsgeld wurden aus den Abschnitten 10.2, 10.3 und 10.4 jeweils zwei Modelle ausgewählt, da keines der dort analysierten Modelle den Konkurrenten über sämtliche Prognosehorizonte überlegen war. Auch ein Vergleich der in Tabelle 10-16 dokumentierten Fehlermaße aller sechs Modelle führt zu keinem eindeutigen Ergebnis. Das MSI-AR(0)-Modell dominiert bei Langfristprognosen ($h > 12$). Bei Neun- und Zwölfschrittprognosen erweist sich das die Umlaufrendite und den Geldmarktzins enthaltende MSI-VAR(0) als die überlegene Spezifikation, welche für h = 6 nur knapp von dem MSI-VAR(3)-Modell geschlagen wird. Kurzfristige Prognosen der Umlaufrendite sind am exaktesten, wenn sie mit dem MSI-VAR(3)-Modell erzeugt werden, welches den U.S.-amerikanischen Zinssatz am Kapitalmarkt als weitere Variable enthält. Für das MSIH-VAR(0)-Modell werden die Zeitreihen der *ex-ante-* bzw. der geglätteten Regimewahrscheinlichkeiten in den Abbildungen 10-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

3 und 10-4 dargestellt. Die Zeitreihe der bedingten Erwartungswerte monatlicher Zinsänderungen wird in Abbildung 9-5 gezeigt.

Tabelle 10-16

Prognosevergleich der in den Abschnitten 10.2 – 10.4 jeweils überlegenen Modelle Prognose der Umlaufrendite über den Zeitraum von Januar 1991 bis Dezember 1998

	h=1 (N=96)	*h=3 (N=94)*	*h=6 (N=91)*	*h=9 (N=88)*	*h=12 (N=85)*	*h=24 (N=73)*	*h=36 (N=61)*
Random Walk							
RMSE	0,1990	0,4367	0,7054	0,9047	1,0938	1,5440	1,7980
MSI-AR(0)[a]							
RMSE	0,1842	0,4078	0,6732	0,8526	1,0214	1,0972*	0,8660*
TU	0,9260	0,9337	0,9544	0,9424	0,9338	0,7106	0,4817
MSIH-AR(3)[b]							
RMSE	0,1852	0,4106	0,6623	0,8364	0,9904	1,1899	1,1210
TU	0,9309	0,9402	0,9390	0,9245	0,9055	0,7707	0,6235
MSIH-VAR(0)[c] *(e)*							
RMSE	0,1920	0,4118	0,6515	0,8143*	0,9603*	1,1292	1,0319
TU	0,9649	0,9428	0,9236	0,9001	0,8779	0,7314	0,5739
MSI-VAR(0)[d] *(a)*							
RMSE	0,1825	0,4021	0,6824	0,8965	1,1188	1,4883	1,5512
TU	0,9172	0,9207	0,9674	0,9909	1,0229	0,9640	0,8628
MSI-VAR(3)[e]							
RMSE	0,1850	0,4090	0,6505*	0,8165	0,9669	1,1614	1,0803
TU	0,9299	0,9364	0,9222	0,9024	0,8839	0,7522	0,6008
MSI-VAR(1)[f]							
RMSE	0,1824*	0,3931*	0,6627	0,8670	1,0659	1,5126	1,7377
TU	0,9170	0,9001	0,9394	0,9584	0,9745	0,9797	0,6565

[a] Vgl. S. 208 – 210.
[b] Vgl. S. 212 – 214.
[c] Vgl. S. 214 – 217.
[d] Vgl. S. 218 – 219.
[e] Vgl. S. 219 – 220.
[f] Vgl. S. 221 – 223.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

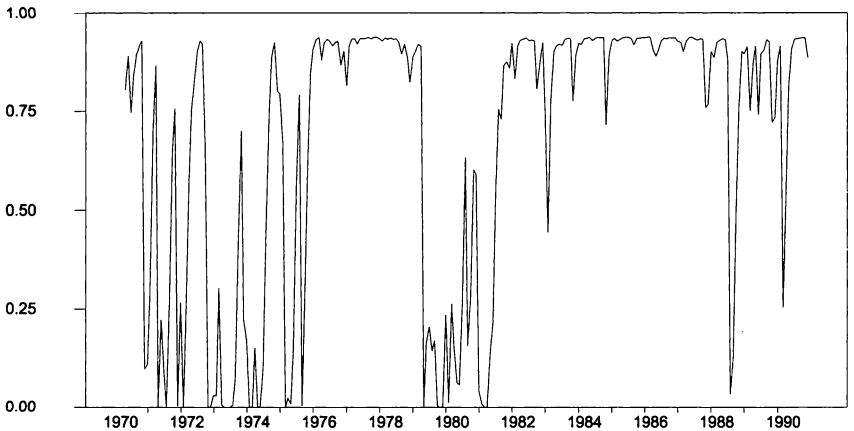


Abbildung 10-3: *Ex-ante*-Regimewahrscheinlichkeiten (Regime 1)
MSIH-VAR(0)-Modell für Umlaufrendite und Zinssatz für Dreimonatsgeld

Die in Abbildung 10.3 dargestellten *Ex-ante*-Regimewahrscheinlichkeiten zeigen, daß die beiden Regime – wie schon beim Zinssatz für Dreimonatsgeld (Abbildung 9.3, S. 186) – Hoch- bzw. Niedrigzinsperioden repräsentieren, wobei das Regime 2 hier die Phase hoher Zinsen kennzeichnet. Allerdings identifiziert dieses Regime zwei der Hochzinsphasen nicht sehr exakt als solche. Insbesondere der „Zinsgipfel" am Ende des Samples wird offensichtlich nicht dem zweiten Regime zugeordnet, was möglicherweise durch das im Vergleich zu 1974 und 1981 immer noch relativ niedrige nominale Kapitalmarktzinsniveau erklärt werden kann. Die Modellschätzung offenbart daher lediglich, daß die Marktteilnehmer von 1982 bis 1991 – mit Ausnahme weniger Monate – die Wahrscheinlichkeit für einen Anstieg des Zinsniveaus auf über zehn Prozent für sehr gering hielten. Die Schätzung eines Regime-Switching-Modells mit drei Regimen könnte möglicherweise wertvolle zusätzliche Informationen liefern.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

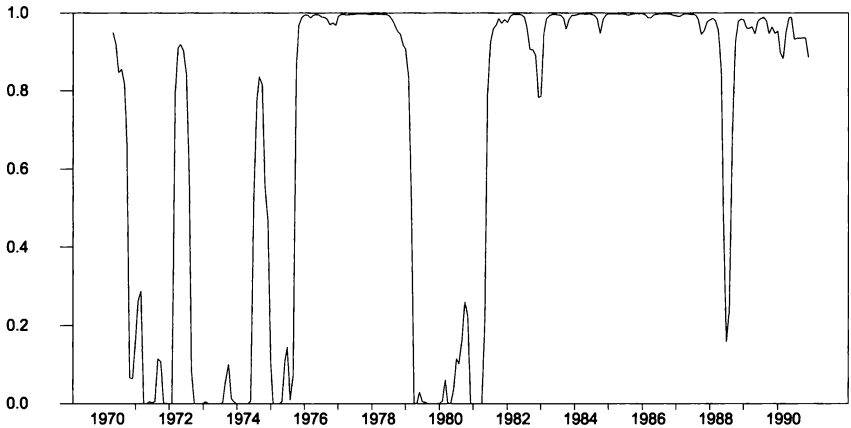


Abbildung 10.4: Geglättete Regimewahrscheinlichkeiten (Regime 1)
MSIH-VAR(0)-Modell für Umlaufrendite und Zinssatz für Dreimonatsgeld

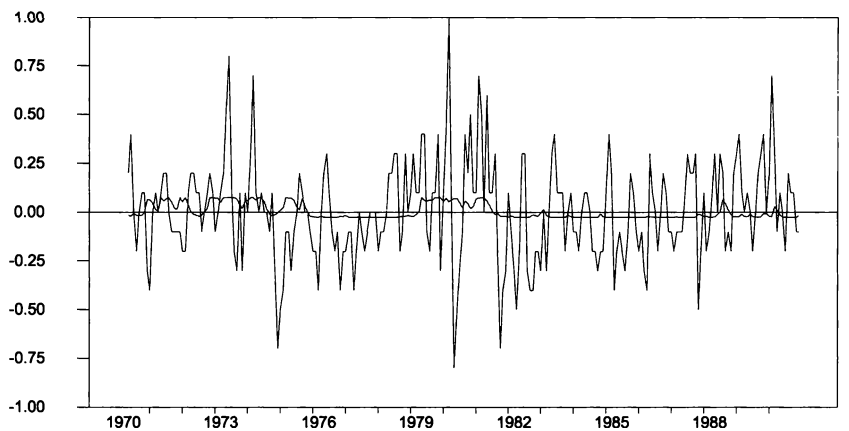


Abbildung 10.5: Beitrag zur Erklärung der Änderungen der Umlaufrendite
MSIH-VAR(0)-Modell für Umlaufrendite und Zinssatz für Dreimonatsgeld

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

10.6 Graphische Beurteilung der Prognosegüte

Wie der Prognosevergleich in Abschnitt 10.5 gezeigt hat, ist keines der in Tabelle 10-16 analysierten Modelle den übrigen Spezifikationen über alle Horizonte überlegen. Um die Übersicht zu wahren, soll die graphische Beurteilung von Prognosefehlern und Prognosen im folgenden nur für das MSI-AR(0)- sowie für das MSIH-VAR(0)-Modell vorgenommen werden. Die Abbildungen 10.6 bis 10.11 zeigen die Prognosefehler beider Modelle für sechs Prognosehorizonte, wobei wie schon in Abschnitt 9.7 auf die Darstellung für $h = 1$ verzichtet wird. Die in den Abbildungen enthaltenen Informationen lassen sich wie folgt zusammenfassen:

- Beide Prognosefehlerzeitreihen haben einen sehr ähnlichen Verlauf. Dieser Gleichlauf ist umso schwächer ausgeprägt, je länger der Prognosehorizont ist.
- Über- und Unterschätzung der tatsächlichen Zinsentwicklung wechseln sich im Prognosezeitraum ab. Sehr starke Prognosefehler treten bei beiden Modellen generell an Zinswendepunkten wie etwa in den Jahren 1992 und 1994 auf.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

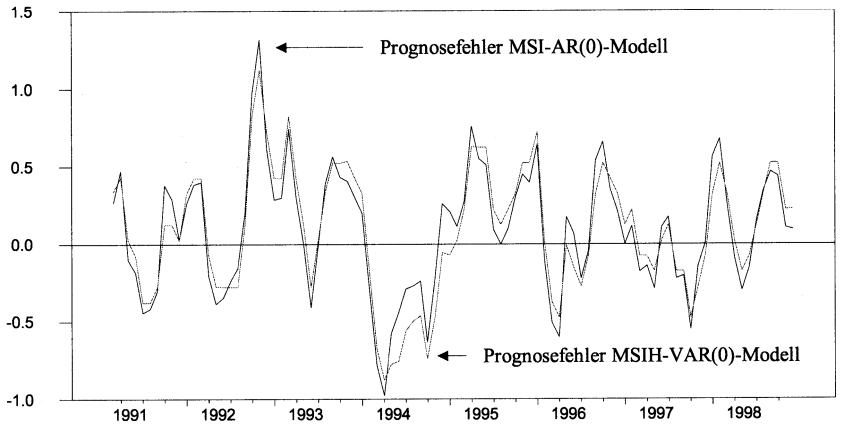


Abbildung 10.6: Prognosefehler Umlaufrendite
Prognosehorizont: 3 Monate

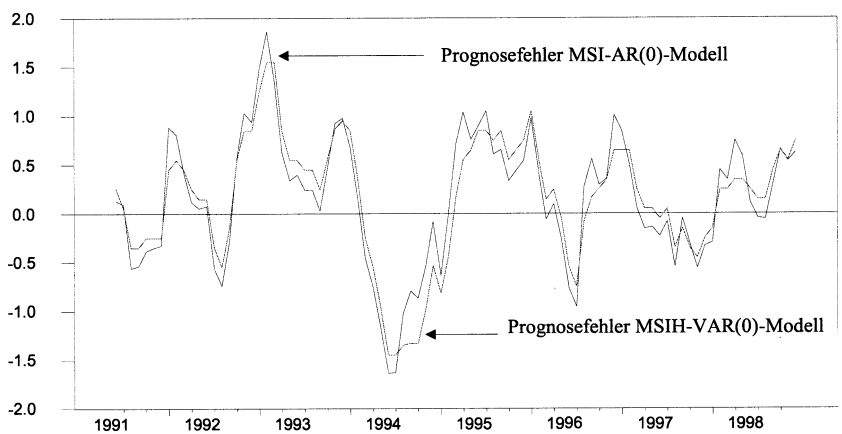


Abbildung 10.7: Prognosefehler Umlaufrendite
Prognosehorizont: 6 Monate

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

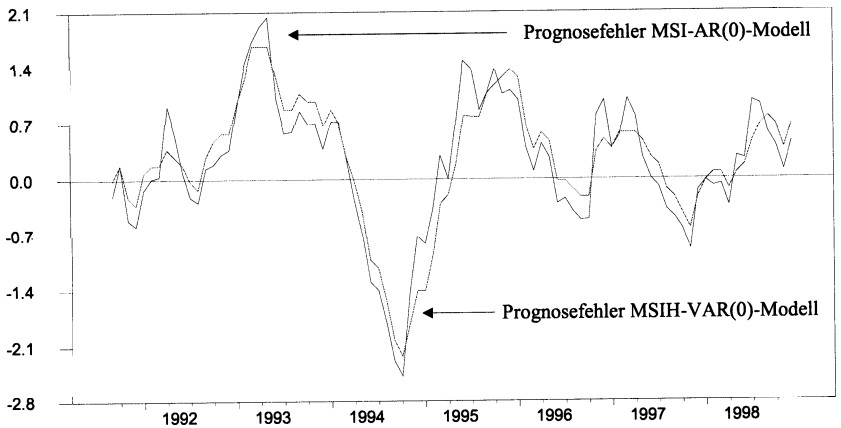


Abbildung 10.8: Prognosefehler Umlaufrendite
Prognosehorizont: 9 Monate

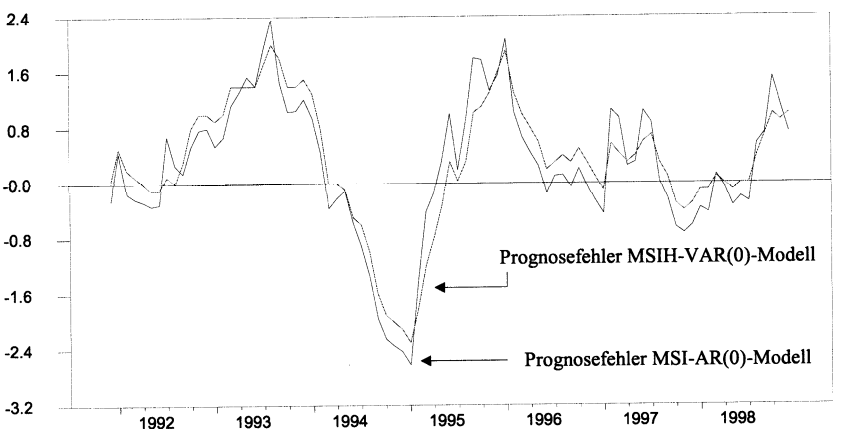


Abbildung 10.9: Prognosefehler Umlaufrendite
Prognosehorizont: 12 Monate

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

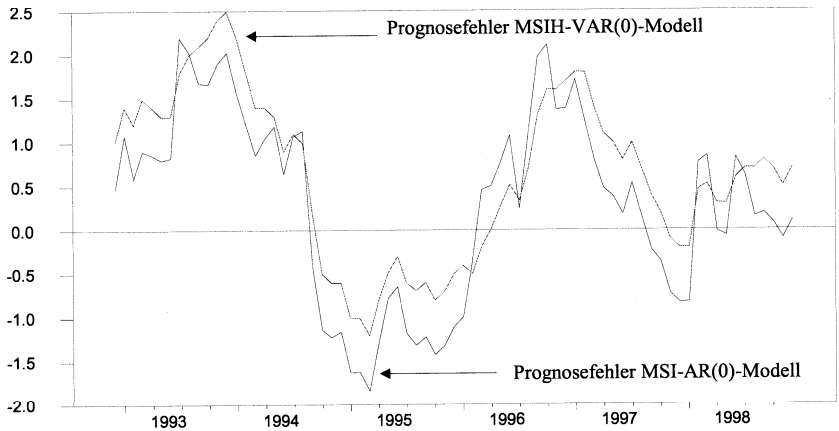


Abbildung 10.10: Prognosefehler Umlaufrendite
Prognosehorizont: 24 Monate

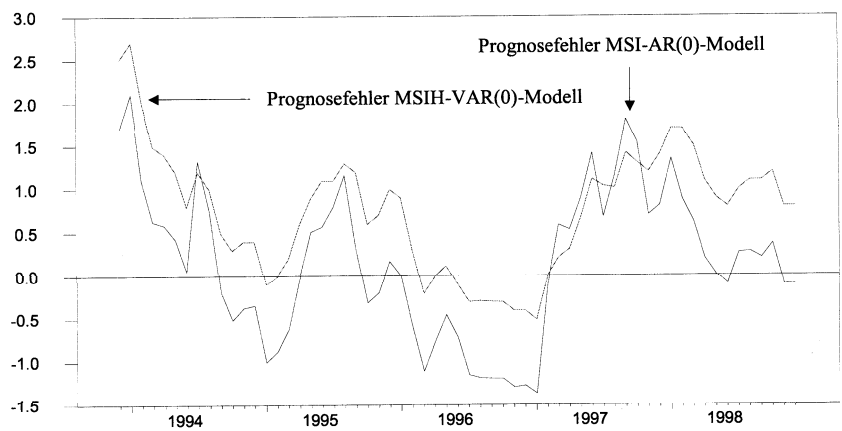


Abbildung 10.11: Prognosefehler Umlaufrendite
Prognosehorizont: 36 Monate

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Der Vorgehensweise in Kapitel 9 folgend enthalten die Abbildungen 10.12 bis 10.17 eine Gegenüberstellung der Modellprognosen (obere Abbildung (a): MSI-AR(0)-Modell, untere Abbildung (b): MSIH-VAR(0)-Modell) mit den no-change-Prognosen und der tatsächlichen Zinsentwicklung. Vor allem die Prognosen des MSIH-VAR(0)-Modells und die Random-Walk-Prognosen weisen einen bemerkenswerten Gleichlauf über die gesamte Prognoseperiode und über sämtliche Prognosehorizonte auf. Das MSIH-VAR(0) sagt dabei stets ein niedrigeres Zinsniveau vorher als das Random-Walk-Modell. Darüber hinaus erweitert sich die absolute Differenz beider Prognosezeitreihen mit einem Anstieg des Prognosehorizonts erheblich. Die Zeitreihen der MSI-AR(0)-Vorhersagen sind demgegenüber sehr viel erratischer.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

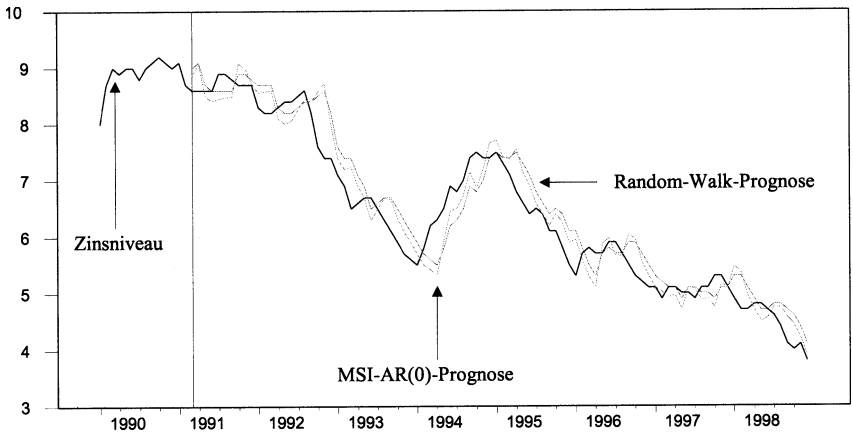


Abbildung 10.12a: 3-Schritt-Prognosen der Umlaufrendite

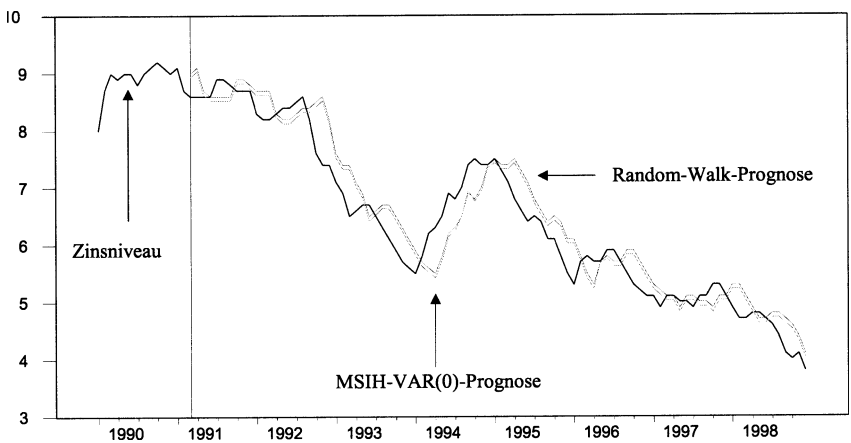


Abbildung 10.12b: 3-Schritt-Prognosen der Umlaufrendite

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

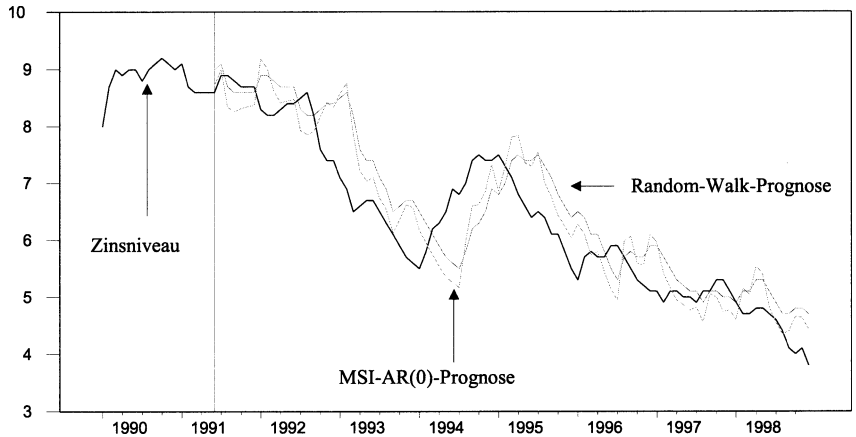


Abbildung 10.13a: 6-Schritt-Prognosen der Umlaufrendite

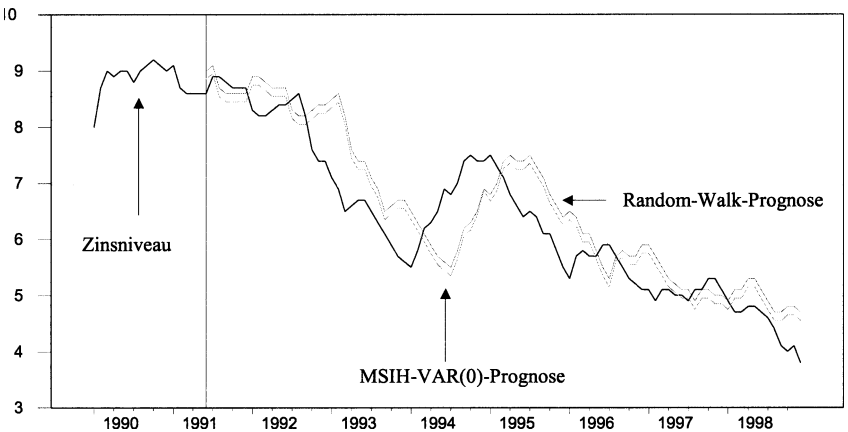


Abbildung 10.13b: 6-Schritt-Prognosen der Umlaufrendite

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

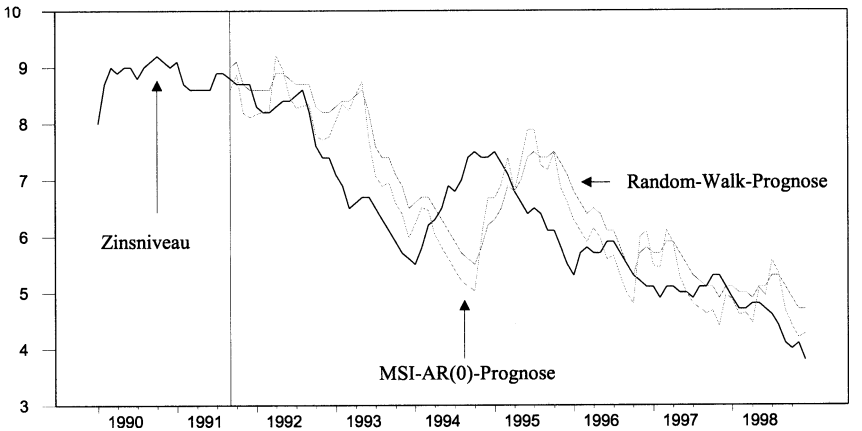


Abbildung 10.14a: 9-Schritt-Prognosen der Umlaufrendite

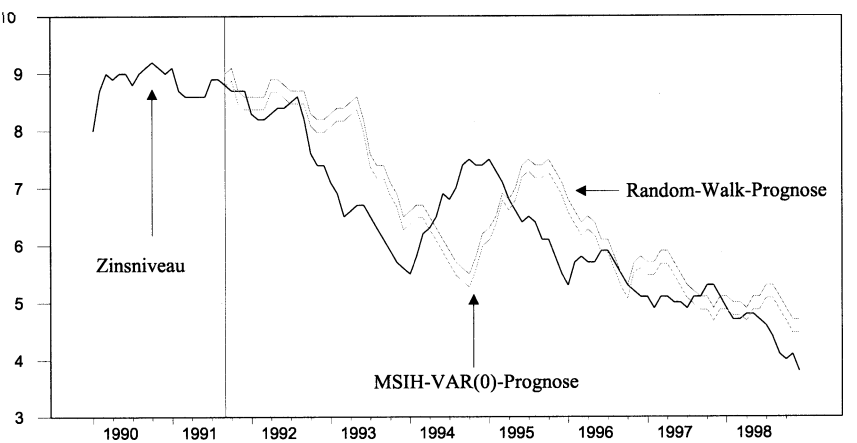


Abbildung 10.14b: 9-Schritt-Prognosen der Umlaufrendite

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

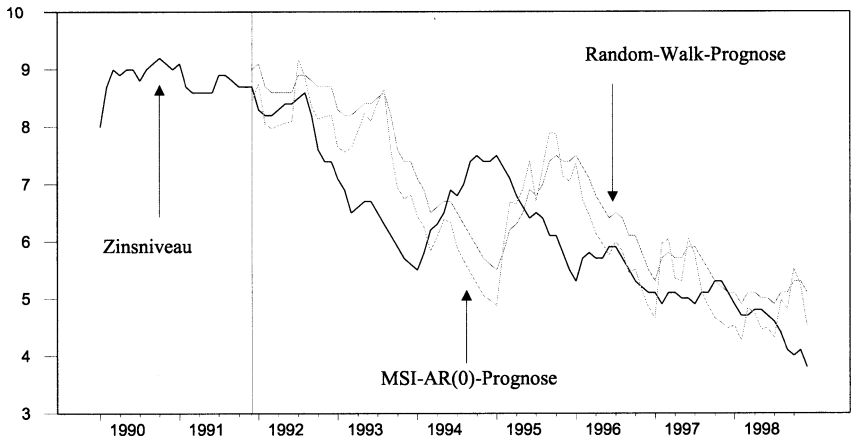


Abbildung 10.15a: 12-Schritt-Prognosen der Umlaufrendite

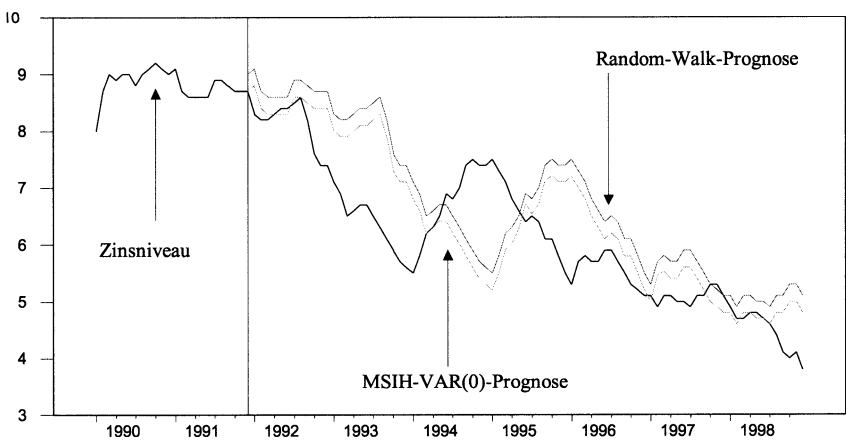


Abbildung 10.15b: 12-Schritt-Prognosen der Umlaufrendite

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

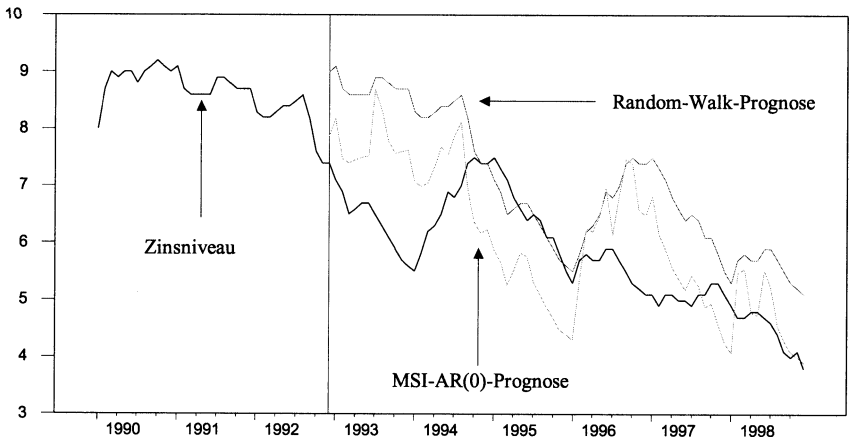


Abbildung 10.16a: 24-Schritt-Prognosen der Umlaufrendite

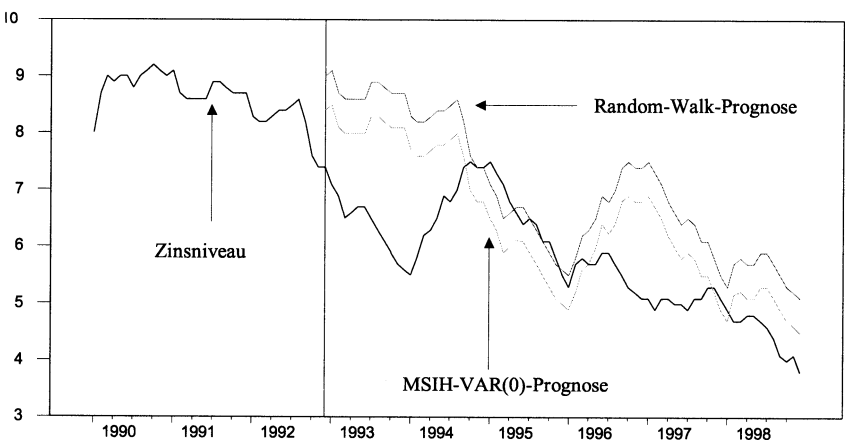


Abbildung 10.16b: 24-Schritt-Prognosen der Umlaufrendite

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

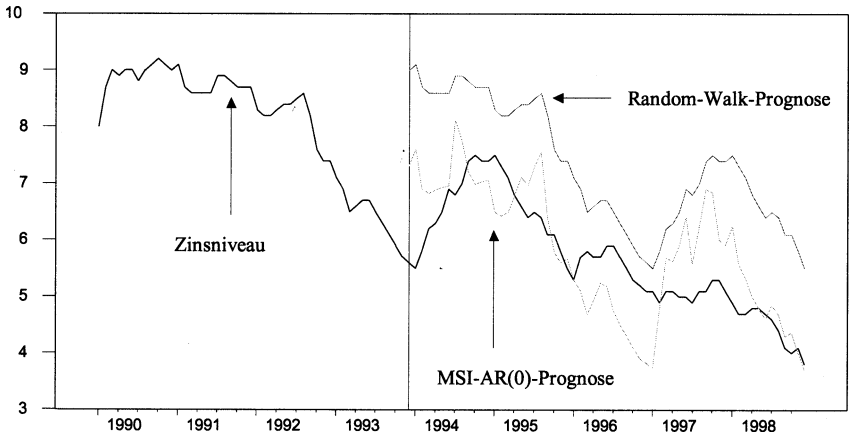


Abbildung 10.17a: 36-Schritt-Prognosen der Umlaufrendite

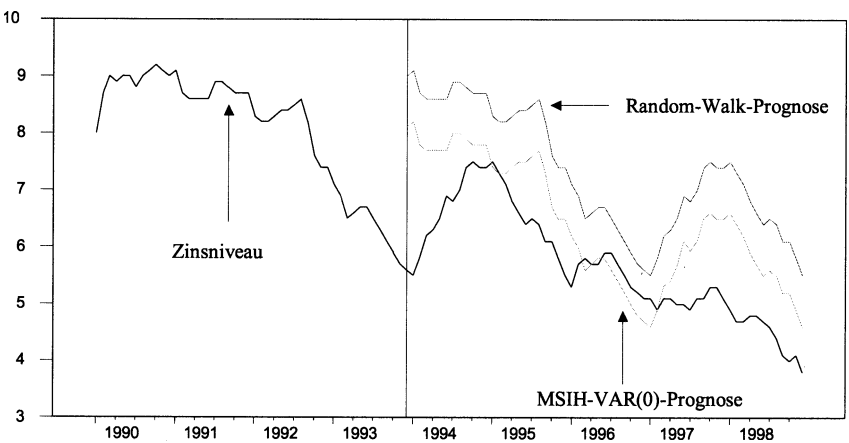


Abbildung 10.17b: 36-Schritt-Prognosen der Umlaufrendite

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

10.7 Stabilität der Modellparameter und Prognosetabelle

Die auf der Basis der MSIH-VAR(0)-Modellschätzung generierten Prognosewerte der Umlaufrendite (Ein- bis Zwölfschrittprogosen) sind für den Zeitraum von 1996 bis 1999 in der Prognosetabelle 10-19 aufgeführt.[17] Um die Stabilität der Modellparameter zu untersuchen, wurde zuvor eine weitere Modellschätzung durchgeführt, der ein aktueller Rand von Dezember 1993 zugrunde liegt. Auf eine sukzessive Neuschätzung des Modells, wie sie in Abschnitt 9.6 als dritte Variante der Modellierungsstrategie erfolgte (vgl. Tabelle 9-25), wurde aufgrund der damit einhergehenden sehr langen Rechenzeit verzichtet.

Ein Vergleich der Modellparameter in Tabelle 10-17 zeigt eine sehr starke Übereinstimmung beider Schätzungen, was als informelle Evidenz für die Stabilität des MSIH-VAR(0)-Modells im Zeitablauf interpretiert werden kann. Tabelle 10-18 zeigt für den Zeitraum von 1994 bis 1998, daß lediglich die durchschnittlichen Fehler von Langfristprognosen infolge einer Erweiterung des Stützbereichs vermindert werden. Die in Tabelle 10-19 dokumentierten *ex-ante*-Prognosen für das Jahr 1999 sagen einen weiter anhaltenden graduellen Rückgang des Zinsniveaus am Kapitalmarkt auf bis zu 3,34 Prozent im Dezember voraus.

[17] Zur Lesart der Tabelle 10 – 19 vgl. die Ausführungen in Abschnitt 9.8 auf Seite 198.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 10-17

Bivariates MSIH-VAR(0)-Modell:
Gemeinsame Regimebhängigkeit der monatlichen Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld (Δr_t) und der Umlaufrendite (ΔR_t)

$$\Delta r_t = \nu(S_t^*) + \sigma_1(S_t^*)\,\varepsilon_t\,,$$

$$\Delta R_t = \psi(S_t^+) + \sigma_2(S_t^+)\,u_t,$$

$S_t^* = S_{t-1}^+$ (Einperiodiger Vorlauf der Umlaufrendite)

	1970 – 1990[a)]	*1970 – 1993*
ν_1	- 0,04 (1,37)	- 0,04** (2,11)
ψ_1	- 0,03 (1,36)	- 0,04*** (2,81)
ν_2	0,07 (0,74)	0,07 (1,21)
ψ_2	0,07 (1,54)	0,07** (2,47)
σ_{11}^2	0,08*** (3,99)	0,07*** (4,90)
σ_{21}^2	0,05*** (6,73)	0,05*** (9,40)
σ_{12}^2	0,59*** (4,28)	0,58*** (4,34)
σ_{22}^2	0,09*** (5,50)	0,09*** (4,15)
cov	0,04*** (4,27)	0,04*** (5,58)
π_{11}	0,95*** (28,75)	0,96*** (44,03)
π_{22}	0,89*** (9,66)	0,90*** (13,95)
Log-Likelihood	135,92	186,94
RCM	39,66	30,91

a) siehe Tabelle 9-13.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 10-18

Prognosegüte des MSIH-VAR(0)-Modells (gemeinsame Regimeabhängigkeit der monatlichen Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld und der Umlaufrendite) Prognose der Umlaufrendite über den Zeitraum von Januar 1994 bis Dezember 1998

	h=1 (N=60)	*h=3 (N=58)*	*h=6 (N=55)*	*h=9 (N=52)*	*h=12 (N=49)*	*h=24 (N=37)*	*h=36 (N=25)*
MSIH-VAR(0) 1970- 1990							
RMSE	0,1858*	0,3993*	0,6403*	0,7909	0,8355	0,8050	0,9319
TU	0,9661	0,9549	0,9428	0,9191	0,8620	0,5943	0,4967
MSIH-VAR(0) 1970- 1993							
RMSE	0,1860	0,4009	0,6417	0,7891*	0,8220*	0,6933*	0,7067*
TU	0,9671	0,9588	0,9448	0,9169	0,8481	0,5119	0,3767

Prognosen basieren auf den in Tabelle 10-17 dokumentierten Modellschätzungen. Siehe außerdem die Erläuterungen zu Tabelle 10-2.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 10-19

Prognosen der Umlaufrendite für den Zeitraum von Februar 1996 bis Dezember 1999 (Bivariates MSIH-VAR(0)-Modell: gemeinsame Regimeabhängigkeit der monatlichen Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld und der Umlaufrendite, Zeitraum der Modellschätzung: Januar 1970 bis Dezember 1993)

	1996	Prognosezeitpunkt											
		Jan 96	Feb 96	Mrz 96	Apr 96	Mai 96	Jun 96	Jul 96	Aug 96	Sep 96	Okt 96	Nov 96	Dez 96
	Jan 96	5,30											
	Feb 96	5,26	5,70										
	Mrz 96	5,22	5,72	5,80									
	Apr 96	5,19	5,70	5,78	5,70								
P	Mai 96	5,15	5,67	5,75	5,67	5,70							
r	Jun 96	5,11	5,63	5,71	5,63	5,66	5,90						
o	Jul 96	5,07	5,59	5,67	5,59	5,62	5,86	5,90					
g	Aug 96	5,03	5,55	5,64	5,55	5,59	5,82	5,86	5,70				
n	Sep 96	4,99	5,51	5,60	5,51	5,55	5,79	5,82	5,66	5,50			
o	Okt 96	4,95	5,48	5,56	5,47	5,51	5,75	5,78	5,62	5,46	5,30		
s	Nov 96	4,92	5,44	5,52	5,44	5,47	5,71	5,75	5,58	5,42	5,26	5,20	
e	Dez 96	4,88	5,40	5,48	5,40	5,43	5,67	5,71	5,55	5,38	5,22	5,16	5,10
h	Jan 97	4,84	5,36	5,44	5,36	5,39	5,63	5,67	5,51	5,35	5,19	5,12	5,06
o	Feb 97		5,32	5,40	5,32	5,36	5,59	5,63	5,47	5,31	5,15	5,09	5,02
r	Mrz 97			5,37	5,28	5,32	5,55	5,59	5,43	5,23	5,11	5,05	4,99
i	Apr 97				5,24	5,28	5,52	5,55	5,39	5,23	5,07	5,01	4,95
z	Mai 97					5,24	5,48	5,52	5,35	5,19	5,03	4,97	4,91
o	Jun 97						5,44	5,48	5,32	5,15	4,99	4,93	4,87
n	Jul 97							5,44	5,28	5,12	4,95	4,89	4,83
t	Aug 97								5,24	5,08	4,92	4,85	4,79
	Sep 97									5,04	4,88	4,82	4,75
	Okt 97										4,84	4,78	4,72
	Nov 97											4,74	4,68
	Dez 97												4,64

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 10-19 (Fortsetzung)

Prognosen der Umlaufrendite für den Zeitraum von Februar 1996 bis Dezember 1999 (Bivariates MSIH-VAR(0)-Modell: gemeinsame Regimeabhängigkeit der monatlichen Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld und der Umlaufrendite, Zeitraum der Modellschätzung: Januar 1970 bis Dezember 1993)

	1997	Prognosezeitpunkt											
		Jan 97	Feb 97	Mrz 97	Apr 97	Mai 97	Jun 97	Jul 97	Aug 97	Sep 97	Okt 97	Nov 97	Dez 97
	Jan 97	5,10											
	Feb 97	5,06	4,90										
	Mrz 97	5,02	4,86	5,10									
	Apr 97	4,99	4,83	5,06	5,10								
P	Mai 97	4,95	4,79	5,02	5,06	5,00							
r	Jun 97	4,91	4,75	4,99	5,02	4,96	5,00						
o	Jul 97	4,87	4,71	4,95	4,98	4,92	4,96	4,90					
g	Aug 97	4,83	4,67	4,91	4,95	4,88	4,92	4,86	5,10				
n	Sep 97	4,79	4,63	4,87	4,91	4,85	4,88	4,82	5,06	5,10			
o	Okt 97	4,75	4,59	4,83	4,87	4,81	4,85	4,78	5,02	5,06	5,30		
s	Nov 97	4,72	4,56	4,79	4,83	4,77	4,81	4,75	4,99	5,02	5,26	5,30	
e	Dez 97	4,68	4,52	4,76	4,79	4,73	4,77	4,71	4,95	4,98	5,22	5,26	5,10
h	Jan 98	4,64	4,48	4,72	4,75	4,69	4,73	4,67	4,91	4,95	5,19	5,22	5,06
o	Feb 98		4,44	4,68	4,72	4,65	4,69	4,63	4,87	4,91	5,15	5,19	5,02
r	Mrz 98			4,64	4,68	4,62	4,65	4,59	4,83	4,87	5,11	5,15	4,99
i	Apr 98				4,64	4,58	4,62	4,55	4,79	4,83	5,07	5,11	4,95
z	Mai 98					4,54	4,58	4,52	4,75	4,79	5,03	5,07	4,91
o	Jun 98						4,54	4,48	4,72	4,75	4,99	5,03	4,87
n	Jul 98							4,44	4,68	4,72	4,95	4,99	4,83
t	Aug 98								4,64	4,68	4,92	4,95	4,79
	Sep 98									4,64	4,88	4,92	4,76
	Okt 98										4,84	4,88	4,72
	Nov 98											4,84	4,68
	Dez 98												4,64

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 10-19 (Fortsetzung)

Prognosen der Umlaufrendite für den Zeitraum von Februar 1996 bis Dezember 1999 (Bivariates MSIH-VAR(0)-Modell: gemeinsame Regimeabhängigkeit der monatlichen Änderungen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld und der Umlaufrendite, Zeitraum der Modellschätzung: Januar 1970 bis Dezember 1993)

	1998	Prognosezeitpunkt											
		Jan 98	Feb 98	Mrz 98	Apr 98	Mai 98	Jun 98	Jul 98	Aug 98	Sep 98	Okt 98	Nov 98	Dez 98
	Jan 98	4,90											
	Feb 98	4,86	4,70										
	Mrz 98	4,82	4,66	4,70									
	Apr 98	4,78	4,62	4,66	4,80								
P	Mai 98	4,75	4,59	4,62	4,76	4,80							
r	Jun 98	4,71	4,55	4,58	4,72	4,76	4,70						
o	Jul 98	4,67	4,51	4,55	4,68	4,72	4,66	4,60					
g	Aug 98	4,63	4,47	4,51	4,65	4,68	4,62	4,56	4,40				
n	Sep 98	4,59	4,43	4,47	4,61	4,65	4,58	4,52	4,36	4,10			
o	Okt 98	4,55	4,39	4,43	4,57	4,61	4,55	4,48	4,32	4,06	4,00		
s	Nov 98	4,52	4,35	4,39	4,53	4,57	4,51	4,45	4,29	4,02	3,96	4,10	
e	Dez 98	4,48	4,32	4,35	4,49	4,53	4,47	4,41	4,25	3,99	3,92	4,06	3,80
h	Jan 99	4,44	4,28	4,32	4,45	4,49	4,43	4,37	4,21	3,95	3,89	4,02	3,76
o	Feb 99		4,24	4,28	4,42	4,45	4,39	4,33	4,17	3,91	3,85	3,99	3,72
r	Mrz 99			4,24	4,38	4,42	4,35	4,29	4,13	3,87	3,81	3,95	3,68
i	Apr 99				4,34	4,38	4,32	4,25	4,09	3,83	3,77	3,91	3,65
z	Mai 99					4,34	4,28	4,22	4,05	3,79	3,73	3,87	3,61
o	Jun 99						4,24	4,18	4,02	3,76	3,69	3,83	3,57
n	Jul 99							4,14	3,98	3,72	3,66	3,79	3,53
t	Aug 99								3,94	3,68	3,62	3,75	3,49
	Sep 99									3,64	3,58	3,72	3,45
	Okt 99										3,54	3,68	3,42
	Nov 99											3,64	3,38
	Dez 99												3,34

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

10.8 Vergleich kommerzieller Zinsprognosen

Zum Abschluß des empirischen Teils dieser Arbeit sollen einige vergleichende Gegenüberstellungen von Jahresendprognosen des Zinsniveaus am Kapitalmarkt vorgenommen werden. Die am Ende des Vorjahres veröffentlichten 12-Schrittprognosen renommierter Finanzdienstleister werden dazu mit den Vorhersagewerten konfrontiert, die im Rahmen dieser Arbeit von zwei der leistungsfähigsten Regime-Switching-Modellen (MSI-AR(0), MSIH-VAR(0)) generiert wurden. Weiterhin wird die no-change-Prognose des Random-Walk-Modells in den folgenden Gegenüberstellungen berücksichtigt. Da die Kapitalmarktzinsprognosen vieler Institute auf die Rendite 10jähriger Bundesanleihen ausgerichtet sind, sind auch für diese Zeitreihe modellgestützte Punktprognosen generiert worden.

Die Tabelle 10-20 enthält insgesamt zehn 12-Schrittprognosen der Umlaufrendite für den Monat Dezember des Jahres 1998. Der Vergleich spricht für das MSI-AR(0)-Modell. Während kein Finanzdienstleister in der Lage war, den Random Walk an Genauigkeit zu übertreffen, haftet dem MSI-AR(0) mit 0,60 der geringste Prognosefehler an. Interessant ist weiterhin, daß sich alle Prognosen *ex post* als eine bisweilen erhebliche Überschätzung des tatsächlichen Zinsniveaus erwiesen haben. In Tabelle 10-21 erfolgt eine analoge Gegenüberstellung von insgesamt einundzwanzig 12-Schrittprognosen der Rendite 10-jähriger Bundesanleihen. Auch hier gewinnen die Regime-Switching-Modelle den Prognosewettbewerb, wobei sich die Vorhersage des Bankhauses Georg Hauck & Sohn vor dem Random-Walk-Modell auf dem dritten Platz befindet. Wie im Fall der Umlaufrendite haben sämtliche Institute das Zinsniveau überschätzt, die Mehrheit von ihnen sogar um mehr als zwei Prozentpunkte.

Um einige der in dieser Arbeit eingesetzten Modelle auch *ex ante* dem Wettbewerb mit kommerziellen Prognosen auszusetzten, sind in der Tabelle 10-22 diverse Prognosen der Umlaufrendite für den Monat Dezember des Jahres 1999 aufgeführt. Lediglich sieben der insgesamt 17 Prognosen implizieren einen weiteren Zinsrückgang. Das MSI-AR(0)-Modell sagt zusammen mit der Fürst Fugger Privatbank ein vergleichsweise niedriges Zinsniveau von 3,05 bzw. 3,10 Prozent vorher. Lediglich fünf der in Tabelle 10-23 enthaltenen Prognosen der Rendite 10-jähriger Bundesanleihen sagen einen Zinsrückgang vorher. Die Vorhersage des Bankhauses Herrmann Lampe stellt in dieser Hinsicht die Extremprognose dar, gefolgt von der mit dem MSI-AR(0)-Modell erzeugten Prognose.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 10-20

Einjahres-Prognose der Umlaufrendite für Dezember 1998

	Prognose	Fehler	Rang
Bank Julius Bär	5,75	1,95	9
Bayerische Vereinsbank	5,45	1,65	5
Commerzbank	5,50	1,70	6
DG Bank	5,90	2,10	10
Independent Research	5,60	1,80	7
Landesbank Rheinland-Pfalz	5,30	1,50	4
West LB	5,70	1,90	8
MSI-AR(0)-Modell[1)]	4,40	0,60	1
MSIH-VAR(0)-Modell[1)]	4,65	0,85	2
Random-Walk-Prognose (Dez. 1997)	5,10	1,30	3
Umlaufrendite im Dezember 1998	3,80		

Quelle: Süddeutsche Zeitung Nr. 295 (Dienstag, 23. Dezember 1997), Seite 27, mit Ausnahme von 1) eigene Berechnungen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 10-21

Einjahres-Prognose der Rendite 10-jähriger Bundesanleihen für Dezember 1998

	Prognose	Fehler	Rang
Bankhaus Aufhäuser	5,60	1,70	6
Banque Paribas	6,30	2,40	19
Bayerische Landesbank	6,00	2,10	8
Bhf-Bank	5,90	2,00	7
Deutsche Bank	6,20	2,30	17
Dresdner Bank	6,00	2,10	8
Fürst Fugger Privatbank	6,00	2,10	8
Georg Hauck & Sohn	5,00	1,10	3
Goldman Sachs	6,00	2,10	8
Hypobank[2)]	6,38	2,48	21
Merck Finck & Co	6,10	2,20	15
Merrill Lynch	5,45	1,55	5
Nord LB	6,10	2,20	15
Sal. Oppenheim	6,00	2,10	8
Schröder Münchmeyer Hengst	6,00	2,10	8
Société Générale	6,00	2,10	8
Trinkaus & Burkhardt	6,30	2,40	19
Union Bank of Switzerland	6,25	2,35	18
MSI-AR(0)-Modell[1)]	4,80	0,90	1
MSIH-VAR(0)-Modell	4,95	1,05	2
Random-Walk-Prognose (Dez. 1997)	5,30	1,40	4
Zinssatz im Dezember 1998	3,90		

Quelle: Süddeutsche Zeitung Nr. 295 (Dienstag, 23. Dezember 1997), Seite 27, mit Ausnahme von 1) eigene Berechnungen und 2) Alexander und Hohl (1998), Seite 29.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 10-22

Einjahres-Prognose der Umlaufrendite für Dezember 1999

	Prognose Niveau	Prognose Veränderung
Adig Investment	4,00	0,20
BfG Bank	4,20	0,40
BHF Bank	3,50	- 0,30
Deka-Bank	4,00	0,20
DIT	4,00	0,20
Fürst Fugger Privatbank	3,10	- 0,70
Independent Research	3,90	0,10
Landesbank Rheinland-Pfalz	3,70	- 0,10
L-Bank	3,50	- 0,30
Sachsen LB	3,50	- 0,30
Südwest LB	4,25	0,45
Union Investment	3,90	0,10
Warburg Dillon Read	4,20	0,40
West LB	4,30	0,50
MSI-AR(0)-Modell[1)]	3,05	- 0,75
MSIH-VAR(0)-Modell[1)]	3,35	- 0,45
Random-Walk-Prognose (Dez. 1998)	3,80	0,00

Quelle: Süddeutsche Zeitung Nr. 3 (Dienstag / Mittwoch, 5. / 6. Januar 1999), Seite 28 mit Ausnahme von 1) eigene Berechnungen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 10-23

Einjahres-Prognose der Rendite 10jähriger Bundesanleihen für Dezember 1999

	Prognose Niveau	Prognose Veränderung
Bankgesellschaft Berlin	4,00	0,10
Bankhaus Hermann Lampe	3,25	- 0,65
Bankhaus Reuschel	3,80	- 0,10
Banque Paribas	4,50	0,60
Bayerische Landesbank	4,25	0,35
Commerzbank	4,20	0,30
Delbrück & Co.	4,32	0,42
Deutsche Bank	4,70	0,80
DG Bank	4,75	0,85
Dresdner Bank	4,60	0,70
Goldman Sachs	3,90	0,00
Hauck & Aufhäuser[2)]	3,50	- 0,40
HSBC Trinkaus	4,50	0,60
HypoVereinsbank	4,00	0,10
Merck Finck & Co.	4,30	0,40
Merrill Lynch	4,50	0,60
M. M. Warburg	3,90	0,00
Sal. Oppenheim	4,25	0,35
SGZ-Bank	3,60	- 0,30
Societé Générale	4,60	0,70
MSI-AR(0)-Modell[1)]	3,40	- 0,50
MSIH-VAR(0)-Modell	3,50	- 0,40
Random-Walk-Prognose (Dez. 1998)	3,90	0,00

Quelle: Süddeutsche Zeitung Nr. 3 (Dienstag / Mittwoch, 5. / 6. Januar 1999), Seite 28 mit Ausnahme von 1) eigene Berechnungen und 2) Handelsblatt Nr. 250 (Montag, 28. Dezember 1998), Seite 19.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

11. Zusammenfassung der Ergebnisse

Im Rahmen der vorliegenden Arbeit wurde untersucht, inwieweit sich Regime-Switching-Modelle zur Prognose der künftigen Zinsentwicklung eignen. Da Regime-Switching-Modelle in finanzmarktökonometrischen Studien vergleichsweise selten eingesetzt werden, ist ihr Bekanntheitsgrad eher gering. In der Finanzanalyse und -prognose sind sie dementsprechend wenig verbreitet. Einer praktischen Anwendung haben bislang sicherlich besonders die komplexen Modellstrukturen, die gewöhnlich relativ lange Zeit der Modellschätzung sowie Schwierigkeiten bei der Maximierung der Log-Likelihood-Funktion entgegengestanden. Zumindest die ersten beiden Probleme dürften künftig von nur noch geringer Bedeutung sein. Zum einen können die in Kapitel 4 dargestellten FORS-Modelle mit einem geringen Aufwand implementiert werden, zum anderen beansprucht die Maximum-Likelihood-Schätzung komplexer Modelle auf neuen Rechnern nur noch wenige Minuten Rechenzeit. Die Ausführungen im methodischen Teil dieser Arbeit (Kapitel 2, 3 und 4) sollen dem Leser daher nicht allein das Verständnis der empirischen Ergebnisse ermöglichen, sondern ihm darüber hinaus auch als eine Einführung in ein zeitreihenanalytisches Verfahren dienen, welches sich auf eine Vielzahl alternativer finanzmarkttheoretischer und makroökonomischer Fragestellungen anwenden läßt.

Aufgrund der in der wissenschaftlichen Literatur bisweilen zu findenden Skepsis gegenüber Zinsprognosen erfolgte im theoretischen Teil (Kapitel 5, 6 und 7) eine intensive Auseinandersetzung mit der Markteffizienztheorie sowie mit Theorien der Erwartungsbildung auf Fremdkapitalmärkten. Die in den Kapiteln 5 und 6 erläuterten Ansätze zeigen, daß die Prognostizierbarkeit von Zinssätzen mit der Markteffizienzhypothese nicht nur grundsätzlich vereinbar ist, sondern gemäß der rationalen Erwartungshypothese der Zinsstruktur geradezu eine Konsequenz der rationalen Erwartungsbildung von Markteilnehmern darstellt. Hierauf aufbauend wurden in Kapitel 7 die Auswirkungen von erwarteten diskreten Ereignissen auf Finanzmarktpreise diskutiert. Da sich dieses als „Peso-Problem" bezeichnete Phänomen mit Regime-Switching-Modellen ökonometrisch modellieren läßt, kann Kapitel 7 als Brücke zu dem methodischen Teil dieser Arbeit verstanden werden.

Die anschließend im empirischen Teil (Kapitel 8, 9 und 10) präsentierten Prognoseergebnisse lassen sich in den folgenden Punkten grob zusammenfassen:

(1) Innerhalb des gewählten Prognosezeitraums von 1991 bis 1998 sind die Mehrzahl der eingesetzten Regime-Switching-Modelle dem Random-Walk-Modell überlegen.

(2) Die relative Überlegenheit gegenüber dem Random-Walk-Modell ist umso ausgeprägter, je länger der Prognosehorizont ist.

(3) Die relative Überlegenheit der Regime-Switching-Modelle gegenüber dem Random-Walk-Modell ist bei den Prognosen des Zinssatzes für 3-Monatsgeld sehr viel ausgeprägter als bei den Prognosen der Umlaufrendite.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

(4) Viele der verwendeten Regime-Switching-Modelle erzeugen deutlich exaktere Prognosen als das jeweile Referenzmodell ohne Regimewechsel.

(5) Keine Regime-Switching-Spezifikation hat sich als prinzipiell überlegen erwiesen. In der praktischen Zinsprognose sollte daher mit verschiedenen univariaten und multivariaten Modellvarianten experimentiert werden.

Insgesamt zeigen die in dieser Arbeit dokumentierten Prognoseergebnisse, daß sich Regime-Switching-Modelle zur Vorhersage von Zinssätzen eignen. Ein nutzenbringender Einsatz von Regime-Switching-Modellen in der Prognosepraxis wird allerdings davon abhängig sein, ob die aufgrund ihrer Überlegenheit im Zeitraum von 1991 bis 1998 ausgewählten Spezifikationen in Zukunft ähnlich leistungsstark sein werden.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Anhang

A1. Zinsstruktur und Auslandszinssätze (Abbildungen)

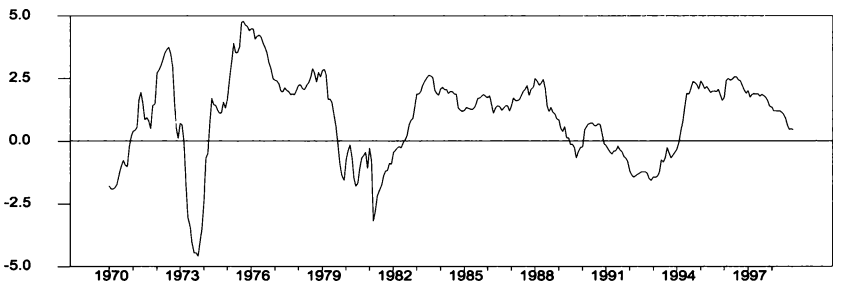


Abbildung A.1: Zinsspread

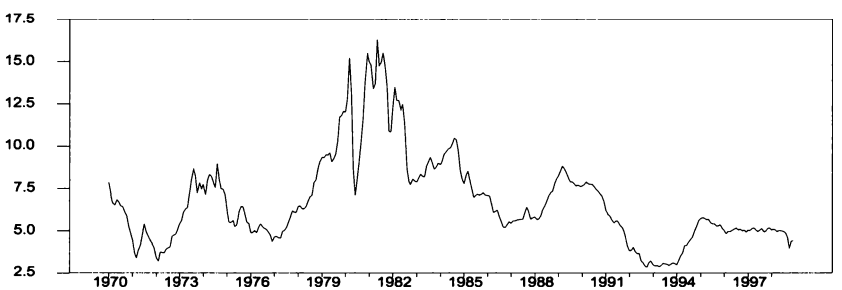


Abbildung A.2: Zinssatz auf U.S.-amerikanische Treasury Bills

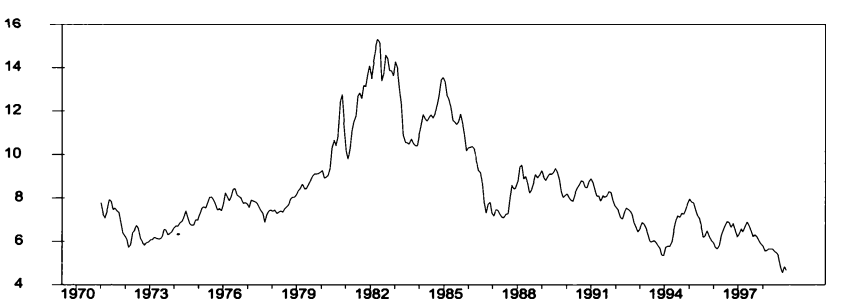


Abbildung A.3: U.S.-amerikanischer Kapitalmarktzins

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

A2. RATS-Programmcodes

```
*I********************* MSI-AR(3) für Zinsänderungen ************************
cal 1970 1 12
allocate 2001:12
open data c:\winrats\data.rat
data(missing=-999,format=rats) / zins3

SET Niveau = Zins3
difference niveau / zinsdiff

*****************************************************************************

declare series p1s
nonlin a01 a02 a1 a2 a3 var p q

frml mean1 = a01+a1*zinsdiff(T-1)+a2*zinsdiff(T-2)+a3*zinsdiff(T-3)
frml mean2 = a02+a1*zinsdiff(T-1)+a2*zinsdiff(T-2)+a3*zinsdiff(T-3)

frml mean = (p1s*mean1)+((1-p1s)*mean2)

frml f1 = (1 / (SQRT(2*%PI*VAR)))*EXP((-1 / (2*VAR))*(zinsdiff-mean1)**2)
frml f2 = (1 / (SQRT(2*%PI*VAR)))*EXP((-1 / (2*VAR))*(zinsdiff-mean2)**2)

frml p1 = (1-q)+(p+q-1)*f1(T-1)*p1s(T-1) / (f1(T-1)*p1s(T-1)+f2(T-1)*(1-p1s(T-1)))

frml markov = (p1s(T)=p1(T)), log(p1s(T)*f1+(1-p1s(T))*f2)

compute a01=-0.03,a02=0.2,a1=0.4,var=0.05,p=0.86,q=0.98
set p1s = (1-q) / (2-p-q)

maximize(iterations=1,method=simplex) markov 1970:7 1990:12
maximize(iterations=70,robusterrors,method=bfgs,recursive) markov 1970:7 1990:12

*****************************************************************************
```

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

```
*2********************* MSMAH-AR(1) für Zinsniveau **********************
cal 1970 1 12
allocate 2001:12
open data c:\winrats\data.rat
data(missing=-999,format=rats) / zins3

set niveau = zins3

********************************************************************** *

declare series p1s
declare series p2s
declare series p3s
declare series p4s

nonlin m1 m2 a1 a2 var1 var2 p q

frml mean1 = m1+a1*(niveau(T-1)-m1)
frml mean2 = m2+a2*(niveau(T-1)-m1)
frml mean3 = m1+a1*(niveau(T-1)-m2)
frml mean4 = m2+a2*(niveau(T-1)-m2)

frml mu = (p1s*mean1)+(p2s*mean2)+(p3s*mean3)+(p4s*mean4)

frml f1 = (1 / (SQRT(2*%PI*VAR1)))*EXP((-1 / (2*VAR1))*(niveau-mean1)**2)
frml f2 = (1 / (SQRT(2*%PI*VAR2)))*EXP((-1 / (2*VAR2))*(niveau-mean2)**2)
frml f3 = (1 / (SQRT(2*%PI*VAR1)))*EXP((-1 / (2*VAR1))*(niveau-mean3)**2)
frml f4 = (1 / (SQRT(2*%PI*VAR2)))*EXP((-1 / (2*VAR2))*(niveau-mean4)**2)

frml p1 =        p*((f1(T-1)*p1s(T-1)) / (f1(T-1)*p1s(T-1)+f2(T-1)*p2s(T-1) $
                      +f3(T-1)*p3s(T-1)+f4(T-1)*p4s(T-1)) ) $
                 + p*((f3(T-1)*p3s(T-1)) / (f1(T-1)*p1s(T-1)+f2(T-1)*p2s(T-1) $
                      +f3(T-1)*p3s(T-1)+f4(T-1)*p4s(T-1)) )

frml p2 =        (1-p)*((f1(T-1)*p1s(T-1)) / (f1(T-1)*p1s(T-1)+f2(T-1)*p2s(T-1) $
                      +f3(T-1)*p3s(T-1)+f4(T-1)*p4s(T-1)) ) $
                 + (1-p)*((f3(T-1)*p3s(T-1)) / (f1(T-1)*p1s(T-1)+f2(T-1)*p2s(T-1) $
                      +f3(T-1)*p3s(T-1)+f4(T-1)*p4s(T-1)) )

frml p3 =        (1-q)*((f2(T-1)*p2s(T-1)) / (f1(T-1)*p1s(T-1)+f2(T-1)*p2s(T-1) $
                      +f3(T-1)*p3s(T-1)+f4(T-1)*p4s(T-1)) ) $
                 + (1-q)*((f4(T-1)*p4s(T-1)) / (f1(T-1)*p1s(T-1)+f2(T-1)*p2s(T-1) $
                      +f3(T-1)*p3s(T-1)+f4(T-1)*p4s(T-1)) )

frml p4 =        q*((f2(T-1)*p2s(T-1)) / (f1(T-1)*p1s(T-1)+f2(T-1)*p2s(T-1) $
                      +f3(T-1)*p3s(T-1)+f4(T-1)*p4s(T-1)) ) $
                 + q*((f4(T-1)*p4s(T-1)) / (f1(T-1)*p1s(T-1)+f2(T-1)*p2s(T-1) $
                      +f3(T-1)*p3s(T-1)+f4(T-1)*p4s(T-1)) )

frml markov =  (p1s(T)=p1(T)),(p2s(T)=p2(T)),(p3s(T)=p3(T)),(p4s(T)=p4(T)), $
                    log(p1s(T)*f1+(p2s(T))*f2+(p3s(T))*f3+(p4s(T))*f4)

compute m1=-0.12,m2=0.6,var1=0.25,a1=0.9,a2=0.9,var2=0.28,p=0.94,q=0.86
```

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

```
set p1s = (1-q)/(2-p-q)
set p2s = (1-p1s)
set p3s = 0.95
set p4s = 0.98

maximize(noprint,iterations=1,method=simplex) markov 1970:5 1990:12
maximize(iterations=70,robusterrors,method=bfgs,recursive) markov 1970:5 1990:12

*****************************************************************************
```

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

3********* MSIH-VAR(1) für Zinsänderungen und Zinsdifferenz **************

```
cal 1970 1 12
allocate 2001:12
open data c:\winrats\data.rat
data(missing=-999,format=rats) / zins3 zinsl

set niveau = zins3
difference niveau / zinsdiff
set spread = zinsl-zins3

*****************************************************************************

declare series u1
declare series u2
declare series u3
declare series u4
declare series p1s
declare symm SIGMA1
declare symm SIGMA2
declare vector UV1
declare vector UV2

nonlin m1 m2 n1 n2 a1 a2 b1 b2 var11 var21 var12 var22 cv1 cv2 P Q

compute SIGMA1 = ||var11|cv1,var12||
compute SIGMA2 = ||var21|cv2,var22||

frml zmean1
= m1+a1*zinsdiff(T-1)+a2*spread(T-1)
frml zmean2
= m2+a1*zinsdiff(T-1)+a2*spread(T-1)
frml spmean1
= n1+b2*zinsdiff(T-1)+b1*spread(T-1)
frml spmean2
= n2+b2*zinsdiff(T-1)+b1*spread(T-1)

frml zmean =
(p1s*zmean1)+((1-p1s)*zmean2)
frml spmean =
(p1s*spmean1)+((1-p1s)*spmean2)

frml res1 = zinsdiff-zmean1
frml res2 = zinsdiff-zmean2
frml res3 = spread-spmean1
frml res4 = spread-spmean2

frml f1 = $
        u1(T)=res1(T),u3(T)=res3(T),$
        UV1 =||u1,u3||, $
        SIGMA1 = ||var11|cv1,var12||, $
        (1 / SQRT(2*%PI*%DET(SIGMA1))*EXP(0.5*%QFORM(INV(SIGMA1),UV1)))
```


DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

```
frml f2 = $
        u2(T)=res2(T),u4(T)=res4(T),$
        UV2 =||u2,u4||, $
        SIGMA2 = ||var21|cv2,var22||, $
        (1 / SQRT(2*%PI*%DET(SIGMA2))*EXP(-0.5*%QFORM(INV(SIGMA2),UV2)))

frml p1 = (1-q)+(p+q-1)*f1(T-1)*p1s(T-1) / (f1(T-1)*p1s(T-1)+f2(T-1)*(1-p1s(T-1)))

frml markov = (p1s(T)=p1(T)),log(p1s(T)*f1+(1-p1s(T))*f2)

compute m1=.02,m2=-0.01,var11=0.5,var21=.02,P=0.96,Q=0.8
compute n1=.02,n2=.08,var12=.04,var22=0.04,a1=0.09,b1=.1

set p1s = (1-q) / (2-p-q)
set u1 = 0.05
set u2 = 0.05
set u3 = 0.03
set u4 = 0.03

maximize(iterations=70,robusterrors,method=bfgs,recursive) markov 1970:5 1990:12

*****************************************************************************
```

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

4***************** Full-Sample-Smoother **********************************

```
set p1s = p1
set f1s = f1
set f2s = f2

compute x=1
while x<(%nobs-1)
        {
        compute p11=p
        compute p21=q
        compute p1s(x)=(f1s(x)*p1s(x))/( f1s(x)*p1s(x)+f2s(x)*(1-p1s(x)) )
        compute tau=x+1
     while tau<(%nobs)
     {
     IF tau==x+1
                {
                compute p11=p
                compute p21=(1-q)
                }
     ELSE
                {
                compute p11=(f1s(tau-1)*p11)/( f1s(tau-1)*p11+f2s(tau-1)*(1-p11) )
                compute p11=p11*p+(1-p11)*(1-q)
                compute p21=(f1s(tau-1)*p21)/( f1s(tau-1)*p21+f2s(tau-1)*(1-p21) )
                compute p21=p21*p+(1-p21)*(1-q)
        }

     compute ff1=f1s(tau)*p11+f2s(tau)*(1-p11)
     compute ff2=f1s(tau)*p21+f2s(tau)*(1-p21)
        compute p1s(x)=(ff1*p1s(x))/( ff1*p1s(x)+ff2*(1-p1s(x)) )
        compute tau=tau+1
     }
        compute x=x+1
     }
     end while
```

****

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Literaturverzeichnis

Ahrens, Ralf (1998a): „Prognose von Zinsvolatilitäten mit Regime-Switching-Modellen: Eine empirische Analyse des Euro-DM-Geldmarktes", Kredit und Kapital 31, 370 – 399.

– (1998b): „Predicting recessions with interest rate spreads: A multicountry regime-switching analysis", Paper presented at the 1998 EEA Congress in Berlin.

– (1999a): „Examining predictors of U.S. recessions: A regime-switching approach", Swiss Journal of Economics and Statistics 135, 1 – 28.

– (1999b): „Improving market-based forecasts of short-term interest rates: Time-varying stationarity and the predictive content of switching regime-expectations", Paper presented at the 1999 EEA Congress in Santiago de Compostela.

Ahrens, Ralf / *Alexander,* Volbert / *Wasmund,* Jörn (1995): „Der Einfluß geldpolitischer Regime auf die Volatilität von Geldmarktzinssätzen – empirische Evidenzen für Deutschland", Diskussionspapier vorgetragen auf dem DFG-Kolloquium „Effiziente Gestaltung von Finanzmärkten", Nürnberg 1995.

Aït-Sahalia, Yacine (1996): „Testing continuous-time models of the spot interest rate", Review of Financial Studies 9, 385 – 426.

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, 267 – 281.

Albert, James H. / *Chib,* Siddhartha (1993): „Bayes inference via gibbs sampling of autoregressive time series subject to Markov mean and variance shifts", Journal of Business and Economic Statistics 11, 1 – 15.

Alexander, Volbert / *Hohl,* Hans-Werner (1998): „Zinsprognosen", Studie der Volkswirtschaftlichen Abteilung der Hypobank, Juli 1998.

Ang, Andrew / *Bekaert,* Geert (1998): „Regime switches in interest rates", NBER Working Paper No. 6508, April 1998.

Anker, Peter (1993): „Zinsstruktur und Zinsprognose. Theoretische Beziehungen und empirische Evidenzen für die Bundesrepublik Deutschland", Centaurus Verlag, Pfaffenweiler.

Arshanapalli, Bala / *Doukas,* John (1994): „Common stochastic trends in a system of eurocurrency rates", Journal of Banking & Finance 18, 1047 – 1061.

Asea, Patrick K. / *Blomberg,* Brock (1998): „Lending cycles", Journal of Econometrics 83, 89 – 128.

Azariadis, Costas / *Smith,* Bruce (1998): „Financial intermediation and regime switching in business cycles", American Economic Review 88, 516 – 536.

Baillie, Richard T. / *Bollerslev,* Tim (1989): „The message in daily exchange rates: A conditional-variance tale", Journal of Business and Economic Statistics 7, 297 – 305.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Baillie, Richard / McMahon, Patrick (1989): „The foreign exchange market. Theory and econometric evidence", Cambridge University Press, Cambridge.

Bakker, Bas B. / *de Haan,* Jakob (1994): „The Term Structure of German Interest Rates", Beihefte zu Kredit und Kapital 13, 267 – 276.

Balduzzi, Pierluigi / *Bertola,* Giuseppe / *Foresi,* Silverio (1997): „A model of target changes and the term structure of interest rates", Journal of Monetary Economics 39, 223 – 249.

Bekaert, Geert / *Hodrick,* Robert J. / Marshall, David A. (1997a): „Peso problem' explanations for term structure anomalies", Research Paper No. 1445, Graduate School of Business, Stanford University.

– (1997b): „The implications of first-order risk aversion for asset market premiums", Journal of Monetary Economics 40, 3 – 39.

Bekdache, Basma (1999): „The time-varying behaviour of real interest rates: A re-evaluation of the recent evidence", Journal of Applied Econometrics 14, 171 – 190.

Belongia, Michael T. (1987): „Predicting interest rates: A comparison of professional and market-based forecasts", Federal Reserve Bank of St. Louis Review, March 1987, 9 – 15.

Bera, Anil K. / *Higgins,* Matthew L. (1993): ARCH Models: Properties, Estimation and Testing, Journal of Economic Surveys, Vol. 7, S. 305 – 366.

Berger, Allen N. / *Craine,* Roger (1989): „Why random walk models of the term structure are hard to reject", Journal of Business & Economic Statistics 7, 161 – 167.

Bohl, Martin (1999): Forward Premium Puzzle und Peso-Problem, WiSt 28, Heft 8, 218 – 220.

Boldin, Michael D. (1994): „Dating turning points in the business cycle", Journal of Business 67, 97 – 131.

– (1996): „A check on the robustness of Hamilton's Markov switching model approach to the economic analysis of the business cycle", Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics 1, 35 – 46.

– (1998): „Should policymakers worry about asymmetries in the business cycle?", Working Paper.

Bollerslev, Tim (1986): „Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity", Journal of Econometrics 31, 307 – 327.

Bollen, Nicolas P. B. / Gray, Stephen F. / Whaley, Robert E. (1998): „Regime-switching in foreign exchange rates: Evidence from currency option prices", Working Paper, University of Queensland.

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, 5 – 59.

Bollerslev, Tim. / *Wooldridge,* Jeffrey M. (1992): „Quasi-maximum likelihood estimation and inference in dynamic models with time varying covariances", Econometric Reviews 11, 143 – 172.

Bollerslev, Tim / *Engle,* Robert F. / *Nelson,* Daniel B. (1994): „ARCH models", in: Robert Engle und Daniel McFadden (Hrsg.), Handbook of Econometrics, Volume IV, Chapter 49, 2959 – 3038.

Borio, Claudio E. V. (1997): „The implementation of monetary policy in industrial countries: A Survey, BIS Economic Papers 47, Bank for International Settlements, Basle.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Bradley, Michael G. / *Lumpkin,* Stephen A. (1992): „The treasury yield curve as a cointegrated system", Journal of Financial and Quantitative Analysis 27, 449 – 463.

Brennan, Michael J. / *Schwartz,* Eduardo S. (1980): „Analyzing convertible bonds", Journal of Financial and Quantitative Analysis 15, 907 – 929.

Cai, Jun (1994): „A Markov model of switching-regime ARCH", Journal of Business & Economic Statistics 12, 309 – 316.

Campbell, John Y. (1995): „Some lessons from the yield curve", Journal of Economic Perspectives 9, 129 – 152.

Campbell, John Y. / *Lo,* Andrew W. / *MacKinlay,* A. Craig (1997): „The Econometrics of Financial Markets", Princeton University Press, Princeton.

Campbell, John Y. / *Shiller,* Robert J. (1987): „Cointegration and tests of present value models", Journal of Political Economy 95, 1062 – 1088.

– (1991): „Yield spreads and interest rate movements: A bird's eye view", Review of Economic Studies 58, 495 – 514.

Cecchetti, Stephen G. / *Lam,* Pok-Sang / *Mark,* Nelson C. (1990): „Mean reversion in equilibrium asset prices", American Economic Review 80, 398 – 418.

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 XLVII, 1209 – 1227.

Christ, Carl F. (1993): „Assessing applied econometric results", Federal Reserve Bank of St. Louis Review 75, 71 – 94.

Cole, C. Steven / Reichenstein, William (1994): „Forecasting interest rates with eurodollar futures rates", Journal of Futures Markets 14, 37 – 50.

Cosslett, Stephen R. / *Lee,* Lung-fei (1985): „Serial correlation in latent discrete variables models", Journal of Econometrics 27, 79 – 97.

Cox, John C. / *Ingersoll,* Jonathan E. / *Ross,* Stephen A. (1981): „A reexamination of traditional hypotheses about the term stucture of interest rates", Journal of Finance 36, 769 – 799.

– (1985): „A theory of the term structure of interest rates", Econometrica 53, 385 – 407.

Craine, Roger / *Havenner,* Arthur M. (1988): „Forecast comparisons of four models of U.S. interest rates", Journal of Forecasting 7, 21 – 29.

Cuthbertson, Keith (1996): „The expectations hypothesis of the term structure: The UK interbank market", Economic Journal 106, 578 – 592.

Dahlquist, Magnus / *Gray,* Stephen F. (1995): „Regime-switching and interest rates in the European Monetary System", Working Paper, Fuqua School of Business, Duke University.

Deaves, Richard (1996): „Forecasting canadian short-term interest rates", Canadian Journal of Economics XXIX, 615 – 634.

Dempster, A. P. / *Laird,* N. M. / *Rubin,* D. B. (1977): „Maximum likelihood from incomplete data via the EM algorithm", Journal of the Royal Statistical Society 39, 1 – 38.

Deutsche Bundesbank (1980): Geschäftsbericht.

– (1978): „Zinsentwicklung und Veränderung der Zinsstruktur in der Bundesrepublik seit 1967", Monatsberichte, April 1978, 11 – 18.

– (1983): „Die Zinsentwicklung seit 1978", Monatsberichte, Januar 1983, 14 – 26.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

– (1991): „Zinsentwicklung und Zinsstruktur seit Anfang der achtziger Jahre", Monatsberichte, Juli 1991, 31 – 42.

– (1994): „Die Geldmarktsteuerung der Deutschen Bundesbank", Monatsbericht, Mai 1994, 61 – 75.

– (1995): „Zum Informationsgehalt von Derivaten für die Geld- und Währungspolitik", Monatsbericht, November 1995, 17 – 32.

– (1996a): „Reaktionen der Geldmarkt- und kurzfristigen Bankzinsen auf Änderungen der Notenbanksätze", Monatsbericht, Oktober 1996, 33 – 48.

– (1996b): „Die Entwicklung der Kapitalmarktzinsen seit Anfang der neunziger Jahre", Monatsbericht, November 1996, 17 – 32.

– (1997): „Die Bedeutung internationaler Einflüsse für die Zinsentwicklung am Kapitalmarkt", Monatsbericht, Juli 1997, 23 – 40.

– (1998): „Finanzmarktpreise als geldpolitische Indikatoren", Monatsbericht, Juli 1998, 51 – 69.

Dewachter, Hans (1996): „Modelling interest rate volatility: Regime switches and level links", Weltwirtschaftliches Archiv 132, 236 – 257.

– (1997): „Sign predictions of exchange rate changes: Charts as proxies for bayesian inferences", Weltwirtschaftliches Archiv 133, 39 – 55.

Dewachter, Hans / *Veestraeten,* Dirk (1998): „Expectation revisisons and jumps in asset prices", Economics Letters 59, 367 – 372.

Dickey, David A. / *Fuller,* Wayne A. (1979): „Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit-root", Journal of the American Statistical Association 74, 427 – 431.

Diebold, Francis X. / *Lee,* Joon-Haeng / *Weinbach,* Gretchen C. (1994): „Regime switching with time-varying transition probabilities", in: Hargreaves, C. (Hrsg.): „Time Series Analysis and Cointegration", Oxford University Press, Oxford.

Diebold, Francis X. / *Rudebusch,* Glenn D. (1996): „Measuring business cycles: A modern perspective", Review of Economics and Statistics LXXVIII, 67 – 77.

Dillén, Hans (1997): „A model of the term structure of interest rates in an open economy with regime shifts", Journal of International Money and Finance 16, 795 – 819.

Dillén, Hans / *Lindberg,* Hans (1998): „Exchange rates and interest rates in an economy with regime shifts and sticky prices", Working Paper, Sveriges Riksbank.

Doan, Thomas / *Litterman,* Robert / Sims, Christopher (1984): „Forecasting and conditional projection using realistic prior distributions", Econometric Reviews 3, 1 – 100.

Driffill, John / *Sola,* Martin (1998): „Intrinsic bubbles and regime-switching", Journal of Monetary Economics 42, 357 – 373.

Duan, Jin-Chuan / *Popova,* Ivilina / *Ritchken,* Peter (1998): „Option Pricing under regime switching", Working Paper, Department of Finance, Hong Kong University of Science & Technology.

Dueker, Michael J. (1997a): „Markov switching in GARCH processes and mean-reverting stock-market volatility", Journal of Business and Economic Statistics 15, 26 – 34.

– (1997b): „Strengthening the case for the yield curve as a predictor of U.S. recessions", Federal Reserve Bank of St. Louis Review, March / April, 41 – 51.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Dueker, Michael / *Fischer,* Andreas M. (1996): „Inflation targeting in a small open economy: Empirical results for Switzerland", Journal of Monetary Economics 37, 89 – 103.

Durland, J. Michael / *McCurdy,* Thomas H. (1994), „Duration-dependent transitions in a Markov model of U.S. GNP growth", Journal of Business & Economic Statistics 12, 279 – 288.

Elton, Edwin J. / *Gruber,* Martin J. / *Das,* Sanjiv / *Hlavka,* Matthew (1993): „Efficiency with costly information: A reinterpretation of evidence from managed portfolios", Review of Financial Studies 6, 1 – 22.

Engel, Charles (1994): „Can the Markov switching model forecast exchange rates?", Journal of International Economics 36, 151 – 165.

Engel, Charles / Hamilton, James D. (1990): „Long swings in the Dollar: Are they in the data and do markets know it?", American Economic Review 80, 689 – 713.

Engel, Charles / Kim, Chang-Jin (1999): „The long-run U.S. / U.K. real exchange rate", Journal of Money, Credit, and Banking 31, 335 – 356.

Engle, Robert F. (1982): „Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation", Econometrica 50, 987 – 1008.

Engle, Robert F. / *Granger,* Clive W. J. (1987): „Cointegration and error correction: representation, estimation and testing", Econometrica 55, 251 – 276.

Evans, Martin D. D. (1996): „Peso problems: their theoretical and empirical implications", in: G.S. Maddala and C.R. Rao (eds.): Handbook of Statistics 14, 613 – 646.

Evans, Martin D. D. / *Lewis,* Karen K. (1995): „Do expected shifts in inflation affect estimates of the long-run fisher relation?", Journal of Finance L, 225 – 253.

Evans, Martin D. D. / *Wachtel,* Paul (1993): „Inflation regimes and the sources of inflation uncertainty", Journal of Money, Credit, and Banking 25, 475 – 511.

Fair, Ray C. / *Shiller,* Robert J. (1990): „Comparing information in forecasts from econometric models", American Economic Review 80, 375 – 389.

Fama, Eugene F. (1965): „The behavior of stock market prices", Journal of Business 38, 34 – 105.

– (1970): „Efficient capital markets: A review of theory and empirical work", Journal of Finance 25, 383 – 417.

– (1976): „Foundations of finance", Basil Blackwell, Oxford.

– (1991): „Efficient capital markets: II", Journal of Finance XLVI, 1575 – 1617.

– (1998): „Market efficiency, long-term returns and behavioral finance", Journal of Financial Economics 49, 283 – 306.

Feldstein, Martin / *Eckstein,* Otto (1970): „The fundamental determinants of the interest rate", Review of Economics and Statistics 52, 363 – 375.

Figlewski, Stephen (1978): „Market ‚efficiency' in a market with heterogeneous information", Journal of Political Economy 86, 581 – 597.

Filardo, Andrew J. (1994): „Business-cycle phases and their transitional dynamics", Journal of Business & Economic Statistics 12, 299 – 308.

Filardo, Andrew J. / *Gordon,* Stephen F. (1998): „Business cycle durations", Journal of Econometrics 85, 99 – 123.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Franses, Philip Hans / *Paap,* Richard (1999): „Does seasonality influence the dating of business cycle turning points", Journal of Macroeconomics 21, 79 – 92.

Friedman, Benjamin (1980): „Survey evidence on the ‚rationality' of interest rate expectations", Journal of Monetary Economics 6, 753 – 766.

Froot, Kenneth A. (1989): „New hope for the expectations hypothesis of the term structure of interest rates", Journal of Finance XLIV, 283 – 305.

Funke, Michael (1990): „Assessing the forecasting accuracy of monthly vector autoregressive models. The case of five OECD countries", International Journal of Forecasting 6, 363 – 378.

Garcia, René / *Perron,* Pierre (1996): „An analysis of the real interest rate under regime shifts", Review of Economics and Statistics LXXVIII, 111 – 125.

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, 305 – 321.

Ghysels, E. (1994): „On the periodic structure of the business cycle", Journal of Business and Economic Statistics 12, 289 – 298.

Goldfeld, Stephen M. / *Quandt,* Richard E. (1972): „Nonlinear methods in econometrics", North-Holland Publishing Co., Amsterdam.

– (1973): „A Markov model for switching regressions", Journal of Econometrics 1, 3 – 16.

Gómez-Puig, Marta / *Montalvo,* José G. (1997): „A new indicator to assess the credibility of the EMS", European Economic Review 41, 1511 – 1535.

Goodfriend, Marvin (1998): „Using the term structure of interest rates for monetary policy", Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review, Summer 1998, 13 – 30.

Goodwin, Thomas H. (1993), „Business-Cycle analysis with a Markov-switching model", Journal of Business & Economic Statistics 11, 331 – 339.

Granger, Clive W. J. (1986): „Comment", Journal of Business & Economic Statistics 4, 16 – 17.

Granger, Clive W. J. / *Newbold,* Paul (1986): „Forecasting economic time series", Second Edition, Academic Press.

Gray, Stephen F. (1996a): „An analysis of conditional regime-switching models", Working paper, Fuqua School of Business, Duke University.

– (1996b): „Modeling the conditional distribution of interest rates as a regime-switching process", Journal of Financial Economics 42, 27 – 62.

– (1996c): „Regime-switching in Australian short-term interest rates", Accounting and Finance 36, 65 – 88.

Grossman, Sanford J. (1995): „Dynamic asset allocation and the informational efficiency of markets", Journal of Finance L, 773 – 787.

Grossman, Sanford J. / *Stiglitz,* Joseph E. (1980): „On the impossibility of informationally efficient markets", American Economic Review 70, 393 – 408.

Hafer, R. W. / *Sheehan,* Richard G. (1989): „The sensitivity of VAR forecasts to alternative lag structures", International Journal of Forecasting 5, 399 – 408.

Hafer, R.W. / *Hein,* Scott E. / *MacDonald,* S. Scott (1992): „Market and survey forecasts of the three-month treasury-bill rate", Journal of Business 65, 123 – 138.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Hall, Anthony D. / *Anderson,* Heather M. / *Granger,* Clive W. J. (1992): „A cointegration analysis of treasury bill yields", Review of Economics and Statistics 74, 116 – 126.

Hall, Stephen / *Psaradakis,* G. Zacharias / *Sola,* Martin (1997): „Cointegration and changes in regime: the Japanese consumption function", Journal of Applied Econometrics 12, 151 – 168.

– (1999): „Detecting periodically collapsing bubbles: A Markov-switching unit root test", Journal of Applied Econometrics 14, 143 – 154.

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, 385 – 423.

– (1989): „A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle", Econometrica 57, 357 – 384

– (1990): „Analysis of time series subject to changes in regime", Journal of Econometrics 45, 39 – 70.

– (1991): „A quasi-bayesian approach to estimating parameters for mixtures of normal distributions", Journal of Business & Economic Statistics 9, 27 – 39.

– (1993): „Estimation, inference and forecasting of time series subject to changes in regime", in: G.S. Maddala, C.R. Rao, and H.D. Vinod (Hrsg.), Handbook of Statistics, Vol. 11, New York: North Holland, 231 – 260.

– (1994a): „Time series analysis", Princeton, Princeton University Press.

– (1994b): „State-space models", in: Robert Engle and Daniel McFadden (Hrsg.), Handbook of Econometrics, Volume IV, Chapter 50, 3039 – 3080.

– (1996): „Specification testing in Markov-switching time-series models", Journal of Econometrics 70, 127 – 157.

Hamilton, James D. / *Lin,* Gang (1996): „Stock market volatility and the business cycle", Journal of Applied Econometrics 11, 573 – 593.

Hamilton, James D. / *Perez-Quiros,* Gabriel (1996): „What do the leading indicators lead?", Journal of Business 69, 27 – 49.

Hamilton, James D. / *Susmel,* Raul (1994): „Autoregressive conditional heteroskedasticity and changes in regime", Journal of Econometrics 64, 307 – 333.

Hansen, Bruce E. (1992): „The likelihood ratio test under nonstandard conditions: Testing the Markov switching model of GNP", Journal of Applied Econometrics 7, S61-S82.

– (1996): „Erratum: The likelihood ratio test under nonstandard conditions: Testing the Markov switching model of GNP", Journal of Applied Econometrics 11, 195 – 198.

Hardouvelis, Gikas A. (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, 255 – 283.

Harvey, Andrew C. (1993): „Time series models", Second Edition, Harvester Wheatsheaf.

Hein, Scott E. / *Spudeck,* Raymond E. (1988): „Forecasting the daily federal funds rate", International Journal of Forecasting 4, 581 – 591.

Hendry, D. F.; / *Pagan,* A. R / *Sargan,* J. D. (1984): „Dynamic specification", in: Z. Griliches und M.D. Intrilligator (Hrsg.), Handbook of Econometrics, Volume II, North-Holland, Amsterdam, 1023 – 1100.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Herbert, Thomas / *Stahlhacke,* Marcus (1995): „Prognose des deutschen Kapitalmarktzinses. Eine empirische Studie zur prognostischen Güte von ARIMA-, Fehlerkorrektur- und vektorautoregressiven Modellen", Frankfurter Volkswirtschaftliche Diskussionsbeiträge Nr. 66.

Hess, Gregory D. / *Iwata,* Shigeru (1997): „Measuring and comparing business-cycle features", Journal of Business & Economic Statistics 15, 432 – 444.

Hoffmann, Dennis L. / *Rasche,* Robert H. (1996): „Assessing forecast performance in a cointegrated system", Journal of Applied Econometrics 11, 495 – 517.

Hurn, A. S. / *McDonald,* A. D. / *Moody,* T. (1995): „In search of time-varying term premia in the London interbank market", Scottish Journal of Political Economy 42, 152 – 164.

Hurn, A. Stan 7 *Moody,* Terry / *Muscatelli,* V. Anton (1995): „The term structure of interest rates in the London interbank market", Oxford Economic Papers 47, 418 – 436.

Imrohoroglu, Selahattin (1995): „A Markov switching model for the Hungarian price stabilization plan of 1924", Journal of Macroeconomics 17, 347 – 355.

Ippolito, Richard A. (1989): „Efficiency with costly information: A study of mutual fund performance, 1965 – 1984", Quarterly Journal of Economics CIV, 1 – 23.

Ivanova, Detelina / *Lahiri,* Kajal / *Seitz,* Franz (1999): „Interest rate spreads as predictors of German inflation and business cycles", erscheint in: International Journal of Forecasting.

Jacobson, Tor / *Lindh,* Thomas / *Warne,* Anders (1998): „Growth, savings, financial markets and Markov switching regimes", Working Paper.

Jensen, C. Michael (1968): „The performance of mutual funds in the period 1945 – 1964", Journal of Finance XXIII, 389 – 415.

Jefferson, Philip N. (1998): „Inference using qualitative and quantitative information with an application to monetary policy", Economic Inquiry XXXVI, 108 – 119.

Jochum, Christian / *Kodres,* Laura (1998): „Does the introduction of futures on emergin market currencies destabilize the underlying currencies?", IMF Staff Papers 45, 486 – 521.

Kaehler, Juergen (1993): „Forecasting volatility and option pricing for exchange-rate dynamics: A comparison of models", Discussion Paper No. 93 – 19, Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW).

Kaehler, Juergen / *Marnet,* Volker (1993): „Markov-switching models for exchange-rate dynamics and the pricing of foreign currency options", Discussion Paper No. 93 – 03, Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW).

– (1994): „International business cycles and long-run growth: An analysis with Markov-switching and cointegration methods", in: Zimmermann, K.F. (Hrsg.): Output and Employment Fluctuations, Heidelberg, 157 – 175.

Kaminsky, Graciela (1993): „Is there a peso problem? Evidence from the Dollar / Pound exchange rate, 1976 – 1987", American Economic Review 83, 450 – 472.

Kim, Chang-Jin (1994): „Dynamic linear models with Markov-switching", Journal of Econometrics 60, 1 – 22.

Kim, Chang-Jin / *Nelson,* Charles R. (1998), „Business cycle turning points, a new coincident index, and tests of duration dependence based on a dynamic factor model with regime switching", Review of Economics and Statistics LXXX, 188 – 201.

– (1999a), „State-Space Models with regime-switching. Classical and gibbs-sampling approaches with applications", MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

– (1999b), „Friedman's plucking model of business fluctuations: Tests and estimates of permanent and transitory components", Journal of Money, Credit, and Banking 31, 317 – 334.

Kim, Myung-Jig / *Yoo,* Ji-Sung (1995), „New index of coincident indicators: A multi-variate Markov switching factor model approach", Journal of Monetary Economics 36, 607 – 630.

Klaassen, Franc (1999): „Improving GARCH volatility forecasts", Working Paper, CentER and Department of Econometrics, Tilburg University.

Krasker, William S. (1980): „The peso problem in testing the efficiency of the forward exchange markets", Journal of Monetary Economics 6, 269 – 276

Krehbiel, Tim / *Adkins,* Lee C. (1994): „Interest rate futures: Evidence on forecast power, expected premiums, and the unbiased expectations hypothesis", Journal of Futures Markets 14, 531 – 543.

Krishnamurthy, Vikram / *Rydén,* Tobias (1998): „Consistent estimation of linear and non-linear autoregressive models with markov regime", Journal of Time Series Analysis 19, 291 – 307.

Krolzig, Hans-Martin (1997), „Markov-switching vector autoregressions. Modelling, statistical inference, and application to business cycle analysis", Springer-Verlag, Berlin, Heidelberg.

Krolzig, Hans-Martin / *Lütkepohl,* Helmut (1995): „Konjunkturanalyse mit Markov-Regimewechselmodellen", in: Oppenländer, K.H. (Hrsg.): Konjunkturindikatoren, München (Oldenburg), 176 – 196..

Kugler, Peter (1996): „The term structure of interest rates and regime shifts: Some empirical results", Economics Letters 50, 121 – 126.

Kunst, Robert 7 *Neusser,* Klaus (1986): „A forecasting comparison of some VAR techniques", International Journal of Forecasting 2, 447 – 456.

Lahiri, Kajal (1995): „Zinsdifferenzen als neue Frühindikatoren – Theorie und Evidenz", in: Oppenländer, K.H. (Editor): Konjunkturindikatoren, München (Oldenburg), 216 – 237.

Lahiri, Kajal / *Wang,* Jiazhuo G. (1994): „Predicting cyclical turning points with leading index in a Markov switching model", Journal of Forecasting 13, 245 – 263.

– (1996): „Interest rate spreads as predictors of business cycles", in: Maddala, G. S. / Rao, C.R (Hrsg.): Handbook of Statistics, Vol. 14, 297 – 315.

Lam, Pok-Sang (1990): „The Hamilton model with a general autoregressive component", Journal of Monetary Economics 26, 409 – 432.

– (1997): „A Markov switching model of GNP growth with duration dependence", Discussion Paper No. 124, Federal Reserve Bank of Minneapolis.

Lamoureux, Christopher G. / *Lastrapes,* William D. (1990): „Persistence in variance, structural change, and the GARCH Model", Journal of Business & Economic Statistics 8, 225 – 234.

Layton, Allan P. (1996): „Dating and predicting phase changes in the U.S. business cycle", International Journal of Forecasting 12, 417 – 428.

– (1997): „Do leading indicators really predict australian business cycle turning points?", Economic Record 73, 258 – 269.

– (1998): „A further test of the influence of leading indicators on the probability of US business cycle phase shifts", International Journal of Forecasting 14, 63 – 70.

Lehment, Harmen (1982): „Economic policy response to the oil price shocks of 1974 and 1979. The German Experience", European Economic Review 18, 235 – 242.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Leitch, Gordon / *Tanner,* Ernest (1991): „Economic forecast evaluation: Profits versus the conventional error measures", American Economic Review 81, 580 – 590.

LeRoy, Stephen (1989): „Efficient capital markets and martingales", Journal of Economic Literature XXVII, 1583 – 1621.

Levin, Frank (1993): „Zinsprognosemodelle auf dem Prüfstand", Die Bank, 11 / 93, 651 – 657.

Levin, Frank / *Schulte-Mattler,* Hermann (1995): „Zins-Futuremarkt an der DTB ineffizient?", Die Bank, 3 / 95, 148 – 152.

Lewis, Karen K. (1991): „Was there a @'peso problem@' in the U.S. term structure of interest rates: 1979 – 1982?", International Economic Review 32, 159 – 173.

– (1995): „Puzzles in international financial markets", in: Gene M. Grossman und Kenneth Rogoff (Hrsg.), Handbook of International Economics, Volume III, Chapter 37, 1913 – 1971.

Lin, Jin-Lung / *Tsay,* Ruey S. (1996): „Co-integration constraint and forecasting: An empirical examination", Journal of Applied Econometrics 11, 519 – 538.

Litterman, Robert B. (1986): „Forecasting with bayesian vector autoregressions. Five years of experience", Journal of Business & Economic Statistics 4, 25 – 38.

Lucas, Robert E. (1976): „Econometric policy evaluation: A critique", in: Karl Brunner and Allan Meltzer (Hrsg.), The Phillips Curve and Labor Markets, Carnegie Rochester Conference Series 1, 19 – 46.

Lütkepohl, Helmut (1997): Statistische Modellierung von Volatilitäten, Allgemeines Statistisches Archiv, Band 81, S. 62 – 84.

Lupoletti, William M. / *Webb,* Roy H. (1986): „Defining and improving the accuracy of macroeconomic forecasts: Contributions from a VAR model", Journal of Business 59, 263 – 285.

Macaulay, Frederick (1938): „Some theoretical problems suggested by the movements of interest rates, bond yields and stock prices in the United States since 1856", New York: National Bureau of Economic Research.

Mandelbrot, Benoit (1963): „The variation of certain speculative prices", Journal of Business 36, 394 – 419.

Mankiw, N. Gregory (1986): „The term structure of interest rates revisited", Brookings Papers on Economic Activity, 1 / 1986, 61 – 96.

Mankiw, N. Gregory / *Miron,* Jeffrey A. (1986): „The changing behavior of the term structure of interest rates", Quarterly Journal of Economics CI, 211 – 228.

Mankiw, N. Gregory / *Summers,* Lawrence H. (1984): „Do long-term interest rates overreact to short-term interest rates?", Brookings Papers on Economic Activity, 1 / 1984, 223 – 247.

McCulloch, R. / *Tsay,* R. (1994): „Statistical analysis of economic time series via Markov switching models", Journal of Time Series Analysis 15, 523 – 539.

McNees, Stephen K. (1986): „Forecasting accuracy of alternative techniques: A comparison of U.S. macroeconomic forecasts", Journal of Business & Economic Statistics 4, 5 – 15.

Mills, Terence C. (1993): „The econometric modelling of financial time series", Cambridge University Press, Cambridge.

Mishkin, Frederic S. (1978): „Efficient-markets theory: Implications for monetary policy", Brookings Papers on Economic Activity, 3 / 1978, 707 – 752.

– (1980): „Is the preferred-habitat model of the term structure inconsistent with financial market efficiency?", Journal of Political Economy 88, 406 – 411.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

– (1983): „A rational expectations approach to macroeconometrics. Testing policy ineffectiveness and efficient-markets models“, University of Chicago Press.

Modigliani, Franco / *Sutch,* Richard (1966): „Innovations in interest rate policy“, American Economic Review 56, Papers and Proceedings, 178 – 197.

Modigliani, Franco / *Shiller,* Robert J. (1973): „Inflation, rational expectations and the term structure of interest rates“, Economica 40, 12 – 43.

Muth, John F. (1961): „Rational expectations and the theory of price movements“, Econometrica 29, 315 – 335.

Nelson, Charles R. / *Plosser,* Charles I. (1982): „Trends and random walks in macroeconomic time series“, Journal of Monetary Economics 10, 139 – 162.

Pagan, Adrian R. / *Hall,* A. D. / *Martin,* V. (1996): „Modeling the term structure“, in: Maddala, G. S. and C.R. Rao (eds.): Handbook of Statistics 14, 91 – 118.

Pagan, Adrian R. / *Schwert,* G. William (1990): „Alternative models for conditional stock volatility“, Journal of Econometrics 45, 267 – 290.

Pesando, James E. (1978): „On the efficiency of the bond market: Some canadian evidence“, Journal of Political Economy 86, 1057 – 1076.

– (1979): „On the random walk characteristics of short- and long-term interest rates in an efficient market“, Journal of Money, Credit, and Banking 11, 457 – 466.

– (1981): „On forecasting interest rates. An efficient markets perspective“, Journal of Monetary Economics 8, 305 – 318.

Pesando, James E. / *Plourde,* André (1988): „The October 1979 change in the U.S. monetary regime: Its impact on the forecastability of Canadian interest rates“, Journal of Finance XLIII, 217 – 239.

Phillips, Kerk L. (1991): „A two-country model of stochastic output with changes in regime“, Journal of International Economics 31, 121 – 142.

Phillips, Peter C. B. / *Perron,* Pierre (1988): „Testing for a unit root in time series regression, Biometrika 75, 335 – 346.

Pindyck, Robert S. / *Rubinfeld,* Daniel L. (1991): „Econometric models & economic forecasts“, Third Edition, New York.

Poddig, Thorsten (1994): „Mittelfristige Zinsprognosen mittels KNN und ökonometrischer Verfahren“, in: Heinz Rehkugler und Hans Georg Zimmermann (Hrsg.): Neuronale Netze in der Ökonomie. Grundlagen und finanzwirtschaftliche Anwendungen, Verlag Vahlen, München.

Psaradakis, Zacharias / *Sola,* Martin (1998): „Finite-sample properties of the maximum likelihood estimator in autoregressive models with Markov switching“, Journal of Econometrics 86, 369 – 386.

Quandt, Richard E. (1958): „The estimation of the parameters of a linear regression system obeying two separate regimes“, Journal of the American Statistical Association 53, 873 – 880.

– (1960): „Tests of the hypothesis that a linear regression system obeys two separate regimes“, Journal of the American Statistical Association 55, 324 – 330.

– (1972): „A new approach to estimating switching regressions“, Journal of the American Statistical Association 67, 306 – 310.

– (1988): „The Econometrics of disequilibrium“, Basil Blackwell, Cambridge.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Raymond, Jennie E. / *Rich,* Robert W. (1997): „Oil and the macroeconomy: A Markov state-switching approach", Journal of Money, Credit, and Banking 29, 193 – 213.

Rhee, Wooheon / *Rich,* Robert W. (1995): „Inflation and the Asymmetric Effects of Money on Output Fluctuations", Journal of Macroeconomics 17, 683 – 702.

Rinne, Horst (1997a): „Taschenbuch der Statistik", 2. Auflage, Verlag Harri Deutsch, Frankfurt am Main.

– (1997b): „Bemerkungen zur Qualität der Konjunkturprognosen des Sachverständigenrates zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung", in: v.d. Lippe, Rehm, Strecker, Wiegert (Hrsg.): Wirtschafts- und Sozialstatistik heute (Theorie und Praxis) – Festschrift für Walter Krug, Verlag Wissenschaft & Praxis, Dr. Brauner GmbH, Ludwigsburg / Berlin.

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, 34 – 53.

Rogoff, Kenneth S. (1980): „Essays on expectations and exchange rate volatility", Unpublished Ph.D. Dissertation, Massachusetts Institute of Technology.

Roll, Richard (1970): „The behavior of interest rates: An application of the efficient market model to U.S. Treasury Bills", New York: Basic.

Rudebusch, Glenn D. (1995): „Federal Reserve interest rate targeting, rational expectations, and the term structure", Journal of Monetary Economics 35, 245 – 274.

Russel, Steven (1992): „Understanding the term structure of interest rates: The expectations theory", Federal Reserve Bank of St. Louis Review 74, 36 – 50.

Samuelson, Paul A. (1965): „Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly", Industrial Management Review 6, 41 – 49.

Sargent, Thomas J. (1968): „Commodity price expectations and the interest rate", Quarterly Journal of Economics 83, 127 – 140.

– (1976): „A classical macroeconometric model for the United States", Journal of Political Economy 84, 207 – 237.

Schlesinger, Helmut (1988): „Das Konzept der Deutschen Bundesbank", Beihefte zu Kredit und Kapital 10, 3 – 20.

Schwarz, G. (1978): „Estimating the Dimension of a Model", Annals of Statistics 6, 461- 464.

Sharpe, William F. (1985): „Investments", 3. ed., Englewood Cliffs, Prentice Hall.

Shiller, Robert J. (1990): „The term structure of interest rates", in: Friedman, B.M. / Hahn, F.H. (Hrsg.), Handbook of Monetary Economics, Volume I, 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 / 1983, 173 – 217.

Sichel, Daniel E. (1994): „Inventories and the three phases of the business cycle", Journal of Business & Economic Statistics 12, 269 – 277.

Sims, Christopher A. (1980): „Macroeconomics and reality", Econometrica 48, 1 – 48.

So, Mike K. P. / *Lam,* K. / *Li,* W. K. (1998): „A stochastic volatility model with markov switching", Journal of Business & Economic Statistics 16, 244 – 253.

Söderlind, Paul / *Svensson,* Lars (1997): „New techniques to extract market expectations from financial instruments", Journal of Monetary Economics 40, 383 – 429.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Sola, Martin / *Driffill,* John (1994): „Testing the term structure of interest rates using a stationary vector autoregression with regime switching", Journal of Economic Dynamics and Control 18, 601 – 628.

Stekler, H. O. (1991): „Macroeconomic forecast evaluation techniques", International Journal of Forecasting 7, 375 – 384.

Theil, Henri (1961): „Economic-Forecasts and Policy", North-Holland, Amsterdam.

Trevor, Rob (1994): „GARCH models in RATS", Ratsletter 9, 2 – 4.

Van Norden, Simon (1996): „Regime switching as a test for exchange rate bubbles", Journal of Applied Econometrics 11, 219 – 251.

Van Norden, Simon / *Schaller,* Huntley (1993): „The predictability of stock market regime: Evidence from the Toronto stock exchange", Review of Economics and Statistics LXXV, 505 – 510.

Verrecchia, Robert E. (1982): „Information acquisition in a noisy rational expectations economy", Econometrica 50, 1415 – 1430.

Vigfusson, Robert (1997): „Switching between chartists and fundamentalists: A Markov regime-switching approach", International Journal of Finance and Economics 2, 291 – 305.

Warne, Anders (1996): „Autocovariance functions and maximum likelihood in a VAR model under Markov switching", Manuscript, Institute for International Economic Studies, Stockholm University.

– (1997): „Causality in a Markov switching VAR", Manuscript, Institute for International Economic Studies, Stockholm University.

Wasmund, Jörn (1998): „Die Erwartungstheorie der Zinsstruktur, Geldpolitik und zeitvariable Risikoprämien. Eine empirische Analyse des Euro-DM-Geldmarktes", Dissertation, Universität Gießen.

White, Halbert (1980): „A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity", Econometrica 48, 817 – 838.

– (1982): „Maximum likelihood estimation of misspecified models", Econometrica 50, 1 – 25.

Wright, Stephen (1995): „How to make money in the bond market: International evidence of inefficiency and what it suggests about the way markets view monetary policy", Manchester School, Supplement 1995, 22 – 39.

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, 604 – 621.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Sachwortverzeichnis

ARCH-Modelle 31 ff., 74 f., 133
ARIMA-Modelle 44 ff., 120 ff., 156 ff., 210 ff.

Dummy-Variablen 30 ff.

Erwartungshypothese 103 ff., 106 ff., 108 ff., 141 ff.

FORS-Modell 61 ff.

GARCH-Modelle 75 ff.
Geldpolitik 29, 31 ff., 143 f., 152 f., 206
Gemischte Verteilungen 33 ff.

Informationseffizienz 88 ff., 102 ff.
Informationsgleichgewicht 92
Informationskosten 90 ff., 98 ff.
Investmentfonds 98 ff.

Konjunkturzyklus 25, 41, 44 ff.

Likelihood-Ratio-Test 58, 156 f.
Log-Likelihood-Funktion 34, 36, 39, 40, 56 ff. 79 ff.
Lucas-Kritik 29

Markov-Prozeß 37 ff., 42 ff.
Markteffizienztests 96 ff., 113 ff., 116 ff.
Marktumfragen 116 ff.

Peso-Problem 134 ff., 187
Portfoliomanagement 98 f., 115 f.
Prognosefehlermaße 147 ff.
Prognosegüte 146 ff., 188 ff., 230 ff.
Prognosetabelle 198 ff., 240 ff.
Prognosevergleich 120 ff., 192 ff., 234 ff., 246 ff.

Random Walk 96 ff., 106 ff., 148 f., 143 ff., 158 ff., 192 ff., 209 ff., 234 ff., 246 ff.
Regime-Switching-Modelle
- First-Order- 61 ff.
- grundlegende 40 ff.
- Klassifikation von 47 f.
- Prognosen mit 59 ff., 83 ff.
- Schätzung von 56 f., 79 ff.
- Vorläufer von 29 ff.

Regimeübergangswahrscheinlichkeiten 37 ff., 42 ff., 51 ff., 58 ff., 65, 68 ff., 70 ff., 73, 74, 80
Regime(zustands)wahrscheinlichkeiten
- *Ex-ante-* 63 ff., 186, 227
- Filter- 38 ff., 49 ff., 140
- geglättete 54 ff., 81 ff., 186, 228

Risikoprämien 113 ff., 133

Segmented-Trend-Modell 48 f., 162 ff., 208 ff.
Signal-extraction-problem 91 f.
Spezifikationstests 58 f.
Stationarität 44 ff., 143 ff., 155
Stabilität 198, 240
Strukturbrüche 29 ff.
Strukturmodelle 105 f., 123

Vektorautoregressive Modelle 47 f., 72 ff., 120 ff., 176 ff., 219 ff.

Zinsprognosen 102 f., 105 ff., 115 f., 120 ff., 132 ff., 150 ff., 201 ff., 204 ff., 243 ff., 246 ff.
Zinsstruktur 102 ff., 108 ff., 141 ff., 182 ff., 223 ff.
Zinsterminsätze 118 ff.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-50239-4
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-10 04:22:47
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH