

**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 174

**Erklärung von
„Mean Reversion“ auf
internationalen Aktienmärkten**

Von

Norbert Tolksdorf



Duncker & Humblot · Berlin

DOI <https://doi.org/10.3790/978-3-428-50788-7>

Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-12-20 04:33:02

FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

NORBERT TOLKSDORF

**Erklärung von „Mean Reversion“
auf internationalen Aktienmärkten**

**Untersuchungen über das
Spar-, Giro- und Kreditwesen**

Abteilung A: Wirtschaftswissenschaft

Herausgegeben von

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

Band 174

Erklärung von „Mean Reversion“ auf internationalen Aktienmärkten

Von

Norbert Tolksdorf



Duncker & Humblot · Berlin

DOI <https://doi.org/10.3790/978-3-428-50788-7>

Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-12-20 04:33:02
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die Deutsche Bibliothek – CIP-Einheitsaufnahme

Tolksdorf, Norbert:

Erklärung von „Mean Reversion“ auf internationalen Aktienmärkten /
Norbert Tolksdorf. – Berlin : Duncker und Humblot, 2002

(Untersuchungen über das Spar-, Giro- und Kreditwesen : Abt. A,
Wirtschaftswissenschaft ; Bd. 174)

Zugl.: Aachen, Techn. Hochsch., Diss., 2001

ISBN 3-428-10788-8

D 82

Alle Rechte vorbehalten

© 2002 Duncker & Humblot GmbH, Berlin

Fotoprint: Werner Hildebrand, Berlin

Printed in Germany

ISSN 0720-7336

ISBN 3-428-10788-8

Gedruckt auf alterungsbeständigem (säurefreiem) Papier
entsprechend ISO 9706 ⊕

DOI <https://doi.org/10.3790/978-3-428-50788-7>

Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-12-20 04:33:02

FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Meinen Eltern

Geleitwort

Die Arbeit behandelt eine Kernfrage der Finanzmarkttheorie: Läßt sich die Bewertung von Aktien im Rahmen eines ökonomischen Modells erfassen, so daß man letztlich von effizienten Märkten sprechen kann? Oder muß man – im Gegenteil dazu – von Preisen ausgehen, die ökonomisch nicht mehr nachvollziehbar sind? Im letzteren Fall würden Ökonomen von Ineffizienz ausgehen, wenngleich – worauf der Autor immer wieder zu Recht hinweist – die Problematik verbundener Hypothesen auch die Möglichkeit einer unzureichenden Modellierung zuläßt. Zu dieser Diskussion leistet die vorliegende Arbeit drei eigenständige Beiträge: Sie referiert die wesentliche theoretische und empirische Literatur, sie entwickelt daraus theoretisch begründete Bestandteile eines als vernünftig erachteten Kapitalmarktmodells und schließlich wird dieser Modellansatz empirisch überprüft.

Die traditionelle Kapitalmarkttheorie – hier vereinfachend mit dem CAPM gleich gesetzt – kann empirisch nicht als bestätigt gelten, obgleich sie erhebliche Plausibilität aufweist. Die „Lücke“ zwischen den beobachtbaren Aktienkursen und den modellmäßig erklärten Preisen ist der Erklärungsgegenstand. Diese Lücke kann auf drei Wegen geschlossen werden: Entweder sieht man die Preisbildung auf Finanzmärkten als so wenig rational an, daß sie einer stringenten ökonomischen Erklärung verschlossen bleibt, dann wird man von Bubbles ausgehen. Oder man spricht von Anomalien in der Preisbildung, dann wird implizit unterstellt, daß es eine erweiterte Betrachtungsweise geben könnte, die diese Anomalien integrieren kann. Schließlich bleibt auch der Weg, mittels einer catch-all-Variablen die Lücke zu schließen, dann würde der nicht erklärte Teil der Preisbildung idealtypisch immer genau eine zeitvariable Risikoprämie abbilden. Die Frage des Autors reicht bis auf diese grundlegende Ebene zurück; sein Ansatz ist unter den drei skizzierten Wegen zwischen dem zweiten und dem dritten anzusiedeln: Auf der einen Seite verwendet er das Konzept zeitvariabler Überrenditen – das logische Komplement zu den Risikoprämiens. Allerdings geht es ihm um eine inhaltliche Auffüllung dieses oft immunisierend verwendeten Konzepts, und insofern folgt er auf der anderen Seite der Idee, „Anomalien“ über eine Modifikation der Modellierung zu integrieren. Die Vorgehensweise ist methodisch sehr verdienstvoll, da es ihr im traditionellen Sinn um eine Erweiterung ökonomischer Erkenntnis geht, die sich nicht mit letztlich unverstandenen „Resten“ zufrieden gibt, was Bubbles, Anomalien und nicht weiter spezifizierte zeitvariable Risikoprämiens sind.

Umfassend fällt die Auseinandersetzung mit den Erklärungsansätzen und darauf aufbauenden Modellierungsansätzen für Mean Reversion aus. Ausge-

hend vom CAPM werden die verschiedenen Literaturstränge als Erweiterungen des ursprünglichen, sehr restriktiv formulierten Modells interpretiert. Besondere Aufmerksamkeit widmet der Verfasser an verschiedenen Stellen Ansätzen der Behavioral Finance-Richtung. Es geht ihm darum, entsprechende Hypothesen in einen allgemeineren Ansatz zu integrieren.

Im empirischen Teil scheint mir der Verfasser grundsätzlich hervorzuheben, daß Methoden nicht um ihrer selbst willen vorgeführt werden, sondern immer das Ziel erkennbar bleibt, das empirische Instrumentarium im Sinne eines Tests theoretisch abgeleiteter Hypothesen einzusetzen. Während die Abschnitte 6.2 bis 6.5 einzelne Elemente überprüfen, die in den theoretischen Kapiteln angesprochen worden waren, testet Abschnitt 6.6 ein „Totalmodell“. Daraus ergibt sich das zentrale Ergebnis der Dissertation, daß etwa die Hälfte der – gemessen am CAPM – unerklärten Preisänderungen des Weltaktienmarktes durch Modifikation des Modells begründet werden können. Wie der Autor schreibt, handelt es sich dabei um einen „pragmatischen“ Integrationsansatz, der gewissen methodischen Grenzen unterliegen muß. Es kann auch nicht anders sein, als daß das Ergebnis der Forschung als Hypothese für weitere Arbeiten zu verstehen ist. Zusammenfassend ist zu konstatieren, daß dem Autor hier ein wertvoller, bemerkenswert origineller Beitrag zu einer wichtigen Frage geeglückt ist.

Aachen, im Februar 2001

Prof. Dr. *Lukas Menkhoff*

Vorwort

An der Schnittstelle zwischen volkswirtschaftlichen, betriebswirtschaftlichen und mathematischen Fragestellungen bietet sich in der Theorie und Empirie der Finanzmärkte ein nahezu unerschöpfliches Reservoir interdisziplinärer Forschung.

Die sich für mich hieraus ergebende Faszination liegt vor allem darin begründet, daß trotz eines jahrzehntelangen Diskurses über grundlegende Begrifflichkeiten wie z.B. die „Hypothese informationseffizienter Kapitalmärkte“ oder das „Equity Premium Puzzle“ die Erkenntnisfindung über Preisbildungsprozesse von Finanzierungstiteln wie Aktien und Renten weder in der Forschungsgemeinschaft noch in der breiten Öffentlichkeit aufgrund der Komplexität auch nur annähernd als abgeschlossen gelten kann. Augenscheinliche Diskrepanzen zwischen Theorie und Praxis tragen zu einer Dogmatisierung bei. Die in den letzten Jahren zu beobachtende Intensivierung der Forschungsaktivität um die Behavioral Finance und das mit der Psychologie um eine vierte Disziplin erweiterte Kontextfeld indiziert die Notwendigkeit einer Aufweichung von Restriktionen in den Modellen.

Als symptomatisch können die Schwierigkeiten von Marktteilnehmern empfunden werden, rationale Erwartungen über aggregierte ökonomische Größen wie das Marktrisiko, den Preis des Marktrisikos und somit marktbreiter ex ante-Überrenditen auf nahezu integrierten Kapitalmärkten zu bilden. Diese Arbeit greift die Problematik auf und erklärt auf der Grundlage verschiedener Theorieansätze über eine dialektische Synthese potentielle lineare und nichtlineare autoregressive Zeitreiheneigenschaften. Für diese Effekte, die unter dem Begriff „Mean Reversion“ subsumiert werden können und sowohl rationale als auch nicht-rationale Komponenten enthalten, wird empirische Evidenz aufgezeigt.

Nach der Überzeugung des Autors kann die Beschäftigung mit einer derartigen Thematik je nach Lesertypus zwei positive Wirkungen entfalten: Dem *Theoretiker* wird nahegebracht, daß die Beurteilung der Realitätsnähe eines Modells sich nicht in der Plausibilitätsprüfung von Annahmen und der ökonomischen Intuition der Verknüpfung exogener und endogener Variablen erschöpft, sondern immer erst mit einer empirischen Überprüfung endet. Mit den vorliegenden Ergebnissen sind entgegen bestimmter Paradigmen entweder die Finanzmärkte im traditionellen Sinne nicht ganz so informationseffizient wie es in einer Welt des *Homo Oeconomicus* zu vermuten wäre oder bestimmte Restriktionen werden bislang nicht richtig erfaßt.

Beim *Praktiker* wird mit den vorliegenden Ergebnissen die Demut vor den Märkten dahingehend gefördert, daß bei recht nahe am Martingal liegenden Renditeprozessen die nicht-rationalen Elemente relativ begrenzt sind. Somit wird der Erkenntnis Vorschub geleistet, daß die Informationseffizienz offenbar höher ist, als es seine Heuristiken und seine Neigung, auch dort Muster zu erkennen, wo keine sind, ihn vermuten lassen.

Bei *beiden* Subjekten wird vermutlich die Einsicht bleiben, daß in einer dynamischen Umwelt aus einem Dilemma verbundener Hypothesen und der Un gewißheit über Verteilungseigenschaften von Renditerealisationen heraus der permanente Lernprozeß der Erwartungsbildung erheblich durch die präzise Skalierung von Problemstellungen gefördert wird. Der Erkenntnisfortschritt ist in den Grenzlagen - also genau dort, wo die Wissenschaft am spannendsten und nutzenstiftendsten erscheint - somit zwingend an den Einsatz quantitativer Verfahren gekoppelt.

Die vorliegende Arbeit wurde im Sommersemester 2000 von der Fakultät für Wirtschaftswissenschaften der RWTH Aachen als Dissertation angenommen. Meinem akademischen Lehrer, Herrn Prof. Dr. Lukas Menkhoff, bin ich zu besonderem Dank verpflichtet: In einem weiten Spektrum an interessanten Herausforderungen in Forschung und Lehre bot er mir zum einen ein motivierendes und kreatives Umfeld, das mich mit zahlreichen Anregungen versorgte. Zum anderen schärfe er mir als kritischer, wissenschaftlicher Diskussionspartner stets den ökonomischen Blick.

Herrn Prof. Dr. Thomas Hartmann-Wendels danke ich für die Übernahme des Zweitgutachtens und das bei mir über das Studium und die Diplomarbeit geweckte Interesse an der Kapitalmarkttheorie, Herrn Prof. Dr. Rüdiger von Nitzsch als Ideengeber vor dem Hintergrund der Behavioral Finance.

Ferner gilt mein Dank einer Vielzahl von Kollegen, die an dem erfolgreichen Zustandekommen der Arbeit direkt oder indirekt beteiligt waren. Für die zahllosen kollegialen und wissenschaftlichen Gespräche danke ich Herrn Dipl.-Inform. Erich Borsch, Herrn Dipl.-Kfm. Christian Friedrich und Herrn Dipl.-Kfm. Michael Frömmel. Aus dem Team des Lehr- und Forschungsgebiets Volkswirtschaftslehre verdienen dankenswerte Anerkennung insbesondere Frau Kerstin Zechendorf, Herr Christian Rouette und Herr Jan Schiffer für die großartige Entlastung im Rahmen des Tagesgeschäfts und der Mitwirkung an Projektarbeiten.

Erwähnen möchte ich schließlich meine Eltern und meine Freundin Dr. Iris Ziegler. Beide gaben mir die Unterstützung, den Freiheitsgrad und den Rückhalt, die zur Vollendung dieser Arbeit unabdingbar waren. Ihnen gilt der herzlichste Dank!

Aachen, im Februar 2001

Norbert Tolksdorf

Aphorismen

Res tantum valet quantum vendi potest.

„A thing, no matter what it be, is worth only what someone else will pay for it. That is the whole story.“

(*Granger/Morgenstern* 1970, S. 9)

„It is rather to argue that there is a theoretical reason for expecting the equilibrium to be a good approximation to behavior. Certainly one would not expect to capture the creativity which is devoted to discovering and gaining from disequilibria in actual economies in any mechanical approximation routine.“

(*Lucas* 1978, S. 1438)

„The efficient markets hypothesis was probably the right place for serious research on asset valuation, but it may be the wrong place for it to end.“

(*Cutler/Poterba/Summers* 1990, S. 63)

Inhaltsverzeichnis

1. Einführung	31
1.1 Motivation und Zielsetzung	31
1.2 Abgrenzung des Untersuchungsgegenstands.....	37
1.3 Vorgehensweise	41
2. Bisherige Arbeiten zur empirischen Evidenz im historischen Überblick	43
2.1 Nachweisversuche von Mean Reversion im engeren Sinne	43
2.2 Arbeiten zur Identifikation und Konditionierung zeitvariabler Überrenditen.....	47
3. „Mean Reversion“-Effekt als Diskussionsgegenstand der Effizienzmarkthypothese	55
3.1 Diskurs über die Hypothese informationseffizienter Märkte im historischen Überblick	55
3.1.1 Urfassung	55
3.1.2 Erste Anpassungen der Urfassung und Korrektur von Fehlimplikationen	61
3.1.3 Einflüsse der Ergebnisse neuerer Zeitreihenanalysen und rationale Quellen der Mean Reversion	65
3.1.4 Identifizierung weiterer Ambiguitäten	69
3.1.5 Implikationen der Behavioral Finance und die Reaktion	73
3.2 Methodologische Problemschwerpunkte aus der Sicht der Theorie informationseffizienter Märkte	77
3.2.1 Dilemma des Tests verbundener Hypothesen	77
3.2.2 „Time Varying Excess Returns“ als residualer Erklärungsansatz.....	80
3.3 Identifikationsprobleme und Mißspezifikationspotentiale aus ökono- metrischer Perspektive	81
3.4 Problematik der fehlenden Meßgröße für Informationseffizienz	85
3.5 Bewertung und Implikationen.....	86

4. Erklärungs- und Modellierungsansätze für Mean Reversion.....	91
4.1 S-L-M-CAPM als Referenz der Kapitalmarkttheorie.....	91
4.1.1 Erklärung der Überrendite im Merton-Modell	95
4.1.2 Wesentliche Implikationen des S-L-M-CAPM für die Mean Reversion-Debatte	98
4.1.3 Standard-Kritik am S-L-M-CAPM.....	100
4.1.4 Offene Fragen und Erweiterungspotentiale des S-L-M-CAPM im Hinblick auf eine Erklärung von Mean Reversion.....	102
4.2 Erweiterungen des Standard-Asset Pricing-Modells	110
4.2.1 Konsumbasierte Capital Asset Pricing Modelle als Generalisierungsansätze	111
4.2.2 Interpretation im Rahmen von Dividendendiskontierungsmodellen.....	121
4.2.3 Lower Partial Moments als Generalisierungsansatz	127
4.2.4 Arbitrage Pricing Theory als Generalisierungsansatz	129
4.3 Integration nichtrationaler Erwartungsbildung in den C-CAPM-Kontext	131
4.3.1 Konzept der Bounded Rationality	131
4.3.2 Zinsstruktureffekt als Mean Reversion-Katalysator.....	135
4.4 Alternativen für die Erwartungsnutzentheorie (EUT)	138
4.4.1 Rekursive Nutzenfunktion als Generalisierungsansatz	138
4.4.2 Nutzenfunktion unter Risikokomplementarität als Generalisierungsansatz.....	147
4.4.3 Prospect Theory und Cumulative Prospect Theory.....	150
4.4.4 Habit Persistence-Modell.....	155
4.4.5 Modellierung unter dem Prior Outcome-/House Money-Effekt.....	161
4.5 Zwischenfazit	164
5. Instrumentarium zur Identifikation von Mean Reversion.....	167
5.1 Mean Reversion als Gegenentwurf zum Random Walk	167
5.2 Tests auf der Basis linearer univariater und multivariater Modellierung	170
5.2.1 Tests auf serielle Korrelation.....	170
5.2.2 Variance Ratio-Teststatistik.....	174
5.2.3 Tests auf stochastische und deterministische Trends	175
5.2.4 Grangerkausalität, Kointegration und das Fehlerkorrekturmodell	178
5.2.5 Zustandsraum-Modelle und Schätzung über einen Kalman-Filter.....	183

5.3	Tests auf der Basis nichtlinearer Modellierung	185
5.3.1	Volatilitätscluster als Reflex einer Nichtlinearitätseigenschaft	185
5.3.2	Hurst-Exponent als aggregierte Maßzahl von nichtlinearen Abhängigkeiten	192
5.4	Implikationen für das Modellierungsdesign als Synthese bisheriger Forschungsergebnisse	195
6.	Tests auf Prognostizierbarkeit der Renditen auf dem Weltaktienmarkt	199
6.1	Datensätze	199
6.1.1	Zinssätze	200
6.1.2	Aktienindizes	202
6.2	Deskriptive Statistiken	209
6.3	„Theorielose“ stochastische Modellierung: Nachweis der Mean Reversion	219
6.3.1	Tests auf serielle Korrelation	220
6.3.2	Variance Ratio-Statistik	226
6.3.3	Hurst-Mandelbrot Rescaled Range-Analyse	228
6.3.4	Modellierung der Renditen als ARMA-Mischprozeß	236
6.4	Evidenz fundamentaler Partialmodelle zur Erklärung der Mean Reversion	240
6.4.1	Volatility Feedback-Effekt	240
6.4.2	Leverage-Effekt	245
6.5	Evidenz behavioristischer Partialmodelle zur Erklärung der Mean Reversion	249
6.5.1	C-CAPM-Effekt und der Einfluß der Zinsstruktur	249
6.5.2	Habit Formation- /House Money-Effekt als Phänomen der Prospect Theory	255
6.6	Erklärungskraft von Totalmodellen des Inferenzraumes für zeitvariable Überrenditen: pragmatische Integrationsversuche	258
6.6.1	Modellierung auf Ebenen-Niveau: Kointegration nach Johansen	258
6.6.2	Modellierung auf Differenzenniveau: Zustandsraum-Modell- Schätzung über Kalman-Filter	264
6.6.3	Modellierung auf Differenzenniveau: Zustandsraum-Modell- Schätzung über Kalman-Filter	268
6.7	Kontrolltest eines Totalmodells und Analyse der Timing-Fähigkeit	275
6.7.1	Robustheitstests über Bootstrapping und Monte Carlo- Simulation	275

6.7.2 Pragmatische Bewertung eines einfachen Kointegrations- modells im Epanechnikov-Kernel-Fit	288
6.7.3 Timing-Fähigkeit nach Henriksson/Merton (1981) und weitere Out-of-Sample-Tests.....	293
6.8 Zwischenfazit	303
7. Implikationen für die Praxis.....	309
7.1 Rückkehr zum Casus Belli der Kapitalmarkttheorie: Widerlegung der Effizienzmarkthypothese?.....	309
7.2 Interpretation der hohen ex post-Renditen auf internationalen Aktien- märkten seit Mitte der 90er Jahre.....	312
7.3 Implikationen für das Investmentbanking.....	317
7.4 Entwicklungspotential für Psychofonds.....	324
7.5 Konsequenzen für die Geldpolitik	327
8. Zusammenfassende Bewertung und Ausblick	331
Anhang	337
Literaturverzeichnis.....	341
Sachregister	363

Tabellenverzeichnis

Tab. 3.1-1:	Meilensteine im Diskurs um die EMH im chronologischen Abriß I	57
Tab. 3.1-2:	Meilensteine im Diskurs um die EMH im chronologischen Abriß II	58
Tab. 3.1-3:	Meilensteine im Diskurs um die EMH im chronologischen Abriß III	59
Tab. 3.1-4:	Meilensteine im Diskurs um die EMH im chronologischen Abriß IV	60
Tab. 3.3-1:	Fallgruben der Ökonometrie I	83
Tab. 3.3-2:	Fallgruben der Ökonometrie II	84
Tab. 3.5-1:	Rationales und Behavioristisches Weltbild eines Kapitalmarktes in der Gegenüberstellung	88
Tab. 4.4-1:	Erwartungsnutzen und prospektiver Nutzen im Vergleich	150
Tab. 6.1-1A:	Spektrum der Anlagen höchster Bonität (AAA) in den USA	339
Tab. 6.1-2:	Performance-Vergleich von Total Return-Indizes	206
Tab. 6.2-1:	Deskriptive Statistik der DJGI Indizes im numerischen Vergleich I	210
Tab. 6.2-2:	Deskriptive Statistik der DJGI Indizes im numerischen Vergleich II	211
Tab. 6.2-3:	Deskriptive Statistik der US-Zinssätze für nicht ausfallbedrohte Anlage (AAA)	216
Tab. 6.3-1:	Autokorrelationsanalyse des DJGI World auf dem Niveau der ersten Differenzen	221
Tab. 6.3-2:	Autokorrelationsanalyse des DJGI World auf dem Niveau der zweiten Differenzen	222
Tab. 6.3-3:	Autokorrelationsanalyse der Beträge der ersten Differenzen des DJGI World	224

Tab. 6.3-4:	Autokorrelationsanalyse der Differenzen der Beträge der ersten Differenzen des DJGI World	225
Tab. 6.3-5:	ARMA(1,0)- und ARMA(0,1)-Modellierung der DJGI World-Tagesrenditen.....	237
Tab. 6.3-6:	ARMA(1,1)- und ARMA(1,2)-Modellierung der DJGI World-Tagesrenditen.....	239
Tab. 6.4-1:	ARMA(1,0)-GARCH(1,1)-M(σ)-Modellierung der DJGI World-Tagesrenditen.....	244
Tab. 6.4-2:	ARMA(1,1)-GARCH(1,1)-M(σ)-Modellierung der DJGI World-Tagesrenditen.....	245
Tab. 6.4-3:	ARMA(0,2)-TGARCH(1,1)-M(σ)- und ARMA(1,2)-EGARCH(1,1)-M(σ)-Modellierung der DJGI World-Tagesrenditen.....	246
Tab. 6.4-4:	ARMA(0,1)-EGARCH(1,1)-M(σ)-Modellierung der DJGI World-Tagesrenditen.....	247
Tab. 6.5-1:	Granger-Kausalitätstests zwischen den Zinsen und dem DJGI World	251
Tab. 6.5-2:	Granger-Kausalitätstests zwischen der Zinsstruktur und dem DJGI World I.....	253
Tab. 6.5-3:	Granger-Kausalitätstests zwischen der Zinsstruktur und dem DJGI World II	254
Tab. 6.5-4:	ARMA(1,1)-EGARCH(1,1)- M(σ)-D(-65;-125;-250)-Modellierung der DJGI World-Tagesrenditen.....	256
Tab. 6.6-1:	Phillips/Perron- und Augmented Dickey/Fuller-Einheitswurzeltest des Log(DJGI World), TB30Y und TN5Y-TB3M	259
Tab. 6.6-2:	Kointegrationstests nach Johansen unter den Lags 1-250 und 1-125	262
Tab. 6.6-3:	Kointegrationstests nach Johansen unter den Lags 1-65 und 1-20	263
Tab. 6.6-4:	Ergebnisse der Vektorautoregression in der Fehlerkorrekturrepräsentation unter den Lags 1-250 und 1-125	266
Tab. 6.6-5:	Ergebnisse der Vektorautoregression in der Fehlerkorrekturrepräsentation unter den Lags 1-65 und 1-20	267

Tab. 6.6-6:	ARMA-Zustandsraumschätzung über einen Kalman-Filter	269
Tab. 6.6-7:	Rekursive Zustandsraumschätzung über einen Kalman-Filter I	272
Tab. 6.6-8:	Rekursive Zustandsraumschätzung über einen Kalman-Filter II.....	273
Tab. 6.7-1:	Graphen der Dichtefunktionen von Koeffizienten und Kennzahlen der auf ein Monte Carlo-Sampling basierten Bootstrap-replikativen linearen Regressionen ($n_{\text{repl}}=27$; $n_{\text{MC}}=1000$) I	278
Tab. 6.7-2:	Graphen der Dichtefunktionen von Koeffizienten und Kennzahlen der auf ein Monte Carlo-Sampling basierten Bootstrap-replikativen linearen Regressionen ($n_{\text{repl}}=27$; $n_{\text{MC}}=1000$) II.....	279
Tab. 6.7-3:	Graphen der Dichtefunktionen von Koeffizienten und Kennzahlen der auf ein Monte Carlo-Sampling basierten Bootstrap-replikativen linearen Regressionen ($n_{\text{repl}}=27$; $n_{\text{MC}}=1000$) III	280
Tab. 6.7-4:	Graphen der Dichtefunktionen von Koeffizienten und Kennzahlen der auf ein Monte Carlo-Sampling basierten Bootstrap-replikativen linearen Regressionen ($n_{\text{repl}}=27$; $n_{\text{MC}}=1000$) IV	281
Tab. 6.7-5:	Graphen der Dichtefunktionen von Koeffizienten und Kennzahlen der auf ein Monte Carlo-Sampling basierten Bootstrap-replikativen linearen Regressionen ($n_{\text{repl}}=81$; $n_{\text{MC}}=10000$) V	282
Tab. 6.7-6:	Graphen der Dichtefunktionen von Koeffizienten und Kennzahlen der auf ein Monte Carlo-Sampling basierten Bootstrap-replikativen linearen Regressionen ($n_{\text{repl}}=81$; $n_{\text{MC}}=10000$) VI.....	283
Tab. 6.7-7:	Graphen der Dichtefunktionen von Koeffizienten und Kennzahlen der auf ein Monte Carlo-Sampling basierten Bootstrap-replikativen linearen Regressionen ($n_{\text{repl}}=81$; $n_{\text{MC}}=10000$) VII.....	284
Tab. 6.7-8:	Graphen der Dichtefunktionen von Koeffizienten und Kennzahlen der auf ein Monte Carlo-Sampling basierten Bootstrap-replikativen linearen Regressionen ($n_{\text{repl}}=81$; $n_{\text{MC}}=10000$) VIII	285

Tab. 6.7-9:	Deskriptive Statistik des Fehlerterms ϵ_t eines Kointegrationsmodells und Phillips/Perron-Einheitswurzeltest.....	290
Tab. 6.7-10A:	Benötigte Anzahl korrekter Vorhersagen auf $r_m - r_t \leq 0$ im Henriksson/Merton (1981)-Test	340
Tab. 6.7-11:	Test auf Timing-Fähigkeit nach Henriksson/Merton (1981) und weitere Out-of-Sample-Tests	298
Tab. 7.2-1:	Argumentationsmuster für die hohen ex post-Renditen auf den Weltaktienmärkten seit Mitte der 90er Jahre aus der Sicht der EMH-Diskussion.....	315

Abbildungsverzeichnis

Abb. 3.1-1:	Grenzen der Risikoarbitrage	72
Abb. 3.1-2:	Portfolio- α_p unter Informationsineffizienz (IIE)	74
Abb. 3.2-1:	Modellversagen der neoklassischen Kapitalmarkttheorie im Equity Premium Puzzle (Impossible Trinity)	79
Abb. 4.1-1:	S-L-M-CAPM im Überblick	94
Abb. 4.3-1A:	Verhaltensanomalien der Behavioral Finance mit Beschreibungsmodellen	337
Abb. 4.3-2:	Zusammenhang zwischen Rationalitätsgrad und Erregung (Yerkes-Dodson-Gesetzmäßigkeit)	133
Abb. 4.3-3:	Zinsstruktureffekt und Mean Reversion	136
Abb. 4.4-1:	Wertfunktion und Risikogewichtefunktion der Prospect Theory bzw. Cumulative Prospect Theory	152
Abb. 4.4-2A:	Generierung der Überrendite aus Sicht der betrieblichen Finanzwirtschaft/Unternehmensrechnung	338
Abb. 4.5-1:	Inferenzraum für Mean Reversion	166
Abb. 5.2-1:	Globaler und lokaler linearer Trend im Vergleich	173
Abb. 5.2-2:	Risiko unter Mean Reversion	174
Abb. 5.2-3:	Trendstationärer Prozeß und Einheitswurzelprozeß im Vergleich	177
Abb. 5.3-1:	Modellierung des asymmetrischen Einflusses von Schocks auf die Volatilität	189
Abb. 6.1-1:	Historie ausgewählter US-Kapitalmarktrenditen (AAA-Rating)	201
Abb. 6.1-2:	Dow Jones Global Indexes-Familie	203
Abb. 6.1-3:	Historie aggregierter DJGI Total Return-Indizes	204
Abb. 6.2-1:	Deskriptive Statistik des DJGI World	212
Abb. 6.2-2:	Deskriptive Statistik des DJGI Americas	213

Abb. 6.2-3:	Deskriptive Statistik des DJGI Europe/Africa.....	214
Abb. 6.2-4:	Deskriptive Statistik des DJGI Asia/Pacific	215
Abb. 6.2-5:	Sharpe Ratio im Spannungsfeld zwischen serieller Korrelation und Data Mining sowie ihre Abhangigkeit vom Initialisierungswert.....	218
Abb. 6.3-1:	Variance Ratio-Statistik der Tages- und Wochenrenditen aggregierter DJGI Total Return-Indizes	227
Abb. 6.3-2:	Hurst-Mandelbrot-Rescaled Range-Analyse I	229
Abb. 6.3-3:	Hurst-Mandelbrot-Rescaled Range-Analyse II.....	230
Abb. 6.3-4:	Hurst-Mandelbrot-Rescaled Range-Analyse II.....	231
Abb. 6.3-5:	Hurst-Mandelbrot-Rescaled Range-Analyse IV	232
Abb. 6.7-1:	Epanechnikov-Kernel-Fit der 3-Monatsuberrendite uber die Abweichung des DJGI World zum Gleichgewichtspreis eines Kointegrationsmodells	291

Abkürzungs- und Symbolverzeichnis

α	Kehrwert der Risikoaversion (Reciprocal of Risk Aversion); Jensen Alpha (Alpha)
b	Index für Konsolbond (Consol Bond)
β	(Portfolio-)Beta (Beta)
C	Konsum (Consum)
γ	Kehrwert des Koeffizienten der relativen Risikoaversion; Anpassungsgeschwindigkeit (Reciprocal of the Coefficient of Relative Risk Aversion; Speed of Adjustment)
δ	Differentialoperator (Differential)
Δ	Differenzoperator (Difference)
ε_t	Residuale Störgröße zum Zeitpunkt t; Schock (Error Term; News)
θ	Parameter eines Moving Average-Prozesses (MA-Parameter)
λ	Aggrierter Risikoaversionsparameter; zentrale Bestimmungsgröße für den Preis des Marktrisikos; Einheitswurzel (Aggregated Coefficient of Risk Aversion; Unit Root)
π	Inflationsrate (Inflation Rate)
$\rho_{i,m}$	Korrelationskoeffizient zwischen der Realisation X_i und X_m (Correlation)
σ	Standardabweichung (Standard Deviation)
$\sigma_{i,m}$	Kovarianz zwischen der Realisation X_i und X_m (Covariance)
Σ_{CVM}	Kovarianzmatrix (Covariance Matrix)
$\Phi(t), \phi; \phi$	Informationsset zum Zeitpunkt t; Parameter eines autoregressiven Prozesses (Information Set; AR-Parameter)
$\psi(L)$	Lag-Operator (Lag Operator)
\approx	Proportional (Proportional)
\equiv	Identität per definitionem (Identity by Definition)
AC(k)	Autokorrelation vom Lag k (Autocorrelation of Lag k)

ADF	Erweiterter Dickey/Fuller-Test (Augmented Dickey/Fuller- Test)
AIC	Informationskriterium nach Akaike (Akaike Information Criterion)
ARCH(q)	Autoregressiv konditionierte Heteroskedastizität (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity)
ARCH-M	Autoregressiv konditionierte Heteroskedastizität mit Rückkopplungsschleife in der Mittelwertgleichung (ARCH-in-Mean)
B	Terminierte Nachlaß-Nutzenfunktion (Vermächtnisfunktion, Bequest-Function, Utility-of-Terminal Wealth-Function); Prozeß der Brown'schen Bewegung (Brownian Motion)
BF	Behavioral Finance
BIC	Informationskriterium nach Bayes (Bayes Information Criterion)
B/M	Buchwert/Marktwert-Relation (Book to Market Ratio)
B&H	Kaufen und Halten (Buy and Hold)
c, C	Konsum (Consumption)
CAPM	Oberbegriff für alle kovarianzbasierten Asset Pricing Modelle (Capital Asset Pricing Model)
CARA	Konstante absolute Risikoaversion (Constant Absolute Risk Aversion)
C-CAPM	Konsumbasiertes Preisbewertungsmodell von Vermögensgegenständen (Consumption Based Capital Asset Pricing Model)
CE	Kointegrationsgleichung (Cointegration Equation)
CLPM	Zusammenhängende untere stochastische Momente (Colower Partial Moments)
CMB	Termingeld (Cash Management Bill)
CML	Kapitalmarktinie (Capital Market Line)
CMR	Zinssatz konstanter Restlaufzeit (Constant Maturity Rate)
COV(·,·)	Operator für die Kovarianz (Covariance)
CPI	Kosumgüter-Preisindex (Consumer Price Index)
CRRA	Konstante Relative Risikoaversion (Constant Relative Risk Aversion)
CRSP	Center for Research in Security Prices
DCF	Zahlungsüberschußdiskontierungsmodell (Discounted Cash Flow)

DJGI World	Thesaurierender, kapitalgewichteter internationaler Aktienindex der Firma Dow Jones (Dow Jones Global Indexes World Total Return)
D-W	Durbin/Watson-Statistik (Durbin/Watson-Statistic)
$E(\cdot)$	Erwartungswert (für den Zeitpunkt $t+1$ konditioniert von $\Psi(t)$) (Expectation)
EGARCH(p,q)	Exponentiell generalisierte, autoregressiv konditionierte Heteroskedastizität (Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity)
EKF	Epanechnikov-Kernel-Fit
EM	Schwellenländer (Emerging Markets)
EMH	Hypothese informationseffizienter Kapitalmärkte (Informationally Efficient Markets Hypothesis)
EUT	Erwartungsnutzentheorie (Expected Utility Theory)
f	Funktion; Dichtefunktion (Function; Density Function)
F	Verteilungsfunktion einer Zufallsgröße (Distribution Function)
g	Varianz des sicheren Zinses (Variance of Risk Free Rate)
GARCH(p,q)	Generalisierte, autoregressiv konditionierte Heteroskedastizität (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity)
GDP	Bruttoinlandsprodukt (Gross Domestic Product)
$h_t = \sigma_h$	Konditionierte Varianz zum Zeitpunkt t (Conditional Variance)
HML	Zustandsvariable für die Buchwert/Marktwert-Relation (High Minus Low)
i	Zähler eines Wertpapiers oder Indexes (Integer Counter)
ICML	Momentane Kapitalmarktlinie (Instantaneous Capital Market Line)
I-CAPM	Intertemporales Preisbewertungsmodell von Vermögensgegenständen; Oberbegriff vom C-CAPM und P-CAPM (Intertemporal Capital Asset Pricing Model)
$I(n)$	Integriert vom Grad n (Integrated of Order n)
IE	Informationseffizienz; informationseffizient (Informational Efficiency; Informational Efficient)
IEH	Hypothese informationseffizienter Kapitalmärkte (Informational Efficiency Hypothesis)

IID	Unabhängig und identisch verteilt (Independently and Identically Distributed)
IIE	Informationsineffizienz; informationsineffizient (Informational Inefficiency; Informational Inefficient)
IMRS, ψ	Intertemporale Grenzrate der Substitution des Konsums; Elastizität der intertemporalen Substitution (Intertemporal Marginal Rate of Substitution of Consumption; Elasticity of Intertemporal Substitution)
INID	Unabhängig und nicht identisch verteilt (Independently and Not Identically Distributed)
INT(\cdot)	Operator für ganze Zahl (Integer)
j	Zählvariable: Portfolio j, Investor j (Integer Counter)
J-B	Jarque-Bera-Test-[Statistik] (Jarque-Bera-Test[-Statistic])
JHT	Test verbundener Hypothesen (Joint Hypothesis Test)
k	Konstante; Zählvariable: Produktionsprozeß (Constant; Integer Counter)
KGV	Kurs-Gewinn-Verhältnis (Price/Earning Ratio)
L	Lag-Operator (Lag)
LLD	Logarithmisch lineare Trendeliminierung (Log Linear Detrending)
LPM	Untere stochastische Momente (Lower Partial Moments)
ML	Maximum Likelihood
MR	Mean Reversion(-Effekt), Effekt der Neigung zur Mittelwertumkehr (Mean Reversion)
MRH	Mean Reversion Hypothese (Mean Reversion Hypothesis)
MSCI	Morgan Stanley Capital International
MSE	Mittlerer quadratischer Fehler (Mean Squared Error)
MTA	Markttechnische Analyse (Technical Analysis)
MM:YYYY	Monat:Jahr (Month:Year)
M-LPM-CAPM	CAPM unter Berücksichtigung der unteren stochastischen Momente (Mean-Lower Partial Moment-CAPM)
n_{MC}	Anzahl der Monte Carlo-Simulationen (Counter)
n_{repl}	Umfang der Replikationssets im Bootstrap-Resampling (Counter)

NYSE	New York Stock Exchange
p	Lag-Ordnungsparameter in einem AR(p)-Modell oder GARCH-Modell für h-Terme (Integer Counter)
$p(\cdot)$	Wahrscheinlichkeit (Probability)
PAC(k)	Partielle Autokorrelationsfunktion zum Lag k (Partiell Autocorrelation Function of Lag k)
PV	Gegenwartswert eines diskontierten Zahlungsstroms (Present Value)
P-CAPM	Produktionsbasierte Preisbewertungsmodell von Vermögensgegenständen (Production Based Capital Asset Pricing Model)
P-P	Phillips/Perron-Test [-Statistik] (Phillips/Perron-Test [-Statistic])
P/E	Kurs-Gewinn-Verhältnis (Price/Earning Ratio)
q	Lag-Ordnungsparameter in einem MA(q)-Modell oder (G)ARCH-Modell für ϵ -Terme (Integer Counter)
$R_{(\cdot)}$	Rendite mit $R_{(\cdot)}=1+r_{(\cdot)}$ (Return)
REH	Hypothese Rationaler Erwartungen (Rational Expectation Hypothesis)
r_f	Riskoloser Zinssatz (Risk Free Return)
r_m	(Nominal) Marktrendite (Market Return)
RRA	Relative Risikoaversion als Arrow/Pratt-Maß (Relative Risk Aversion)
RWH	Random Walk Hypothesis (Random Walk Hypothesis)
s	Wahrscheinlichkeitsmaß einer temporalen Lotterie (Probability Measure of Temporal Lottery)
s_u, s_d	Zustand im Binomialmodell (State in Binomial Model)
S_t	Normierter Überschuß-Konsum (Surplus Consumption Ratio)
SC	Informationskriterium nach Schwartz (Schwartz Information Criterion)
SDF	Stochastischer Diskontierungsfaktor (Stochastic Discount Factor)
SE	Standardfehler (Standard Error)
SMB	Zustandsvariable für die Marktkapitalisierung eines Wertpapiers (Small Minus Big)

SMHP	Ebene der zustandsabhängigen Wertpapiermarktlinien (Security Market Hyperplane)
SML	Wertpapiermarktlinie (Security Market Line)
SMR	Zinssatz auf dem Sekundärmarkt (Secondary Market Rate)
SSF	Zustandsraumform (State Space Form)
SV	Zustandsvariable (State Variable)
S-L-M-CAPM	Referenzmodell des Asset Pricings von Sharpe (1964), Lintner (1965) und Mossin (1966) (Capital Asset Pricing Model in Specification of Sharpe 1964), Lintner (1965), Mossin (1966))
t	Zeitindex; Trendvariable (Time)
TARCH	Schwellenwert-autoregressiv konditionierte Heteroskedastizität (Threshold Autoregressive Conditional Heteroskedasticity)
TB30Y	(Annualisierte) Rendite der 30-jährigen US-Staatsanleihen (30-Year-Treasury Bond, Constant Maturity, Secondary Market)
TB3M	(Annualisierte) Rendite des 3-monatigen US-Termingelds (3-Month-Treasury Bill, Secondary Market)
TB5M	(Annualisierte) Rendite der 5-jährigen US-Staatsanleihen (5-Year-Treasury Bond, Constant Maturity, Secondary Market)
TMT	Technologie-/Medien-/Telekommunikationssektor (Technology-/Media/Telecommunication-Industry)
TVER	Zeitvariable Überrenditen (Time Varying Excess Returns)
U	Nutzen (Utility)
UIH	Hypothese ungewisser Information (Uncertain Information Hypothesis)
V_0	Marktwert zum Zeitpunkt $t=0$; Kapitalwert (Present Value)
V, W	Wert (Value)
Vgl.	Vergleiche
VR(q)	Varianzverhältnis-Statistik der Ordnung q (Variance Ratio-Statistic of Order q)
VW	Marktwertgewichtet (Value Weighted)
w	Gewichtungsvektor der Vermögensgegenstände im Marktportfolio (Weight Vector of Assets in Market Portfolio)
w_G	Wachstumsrate des Wohlstands (Growth Rate of Wealth)

W	Wohlstand (Wealth)
x	Realisationen einer Zufallsvariablen; Wegstrecke (Process Variable; Distance)
X_t	Subsistenz-Niveau (Consumption Habit)
y	Realisationen einer Zufallsvariablen; Überschussausstoß einer Produktion; Lohneinkommen; Renditeschwellenwert (Process Variable; Output; Wages; Return-Threshold)

1. Einführung

1.1 Motivation und Zielsetzung

Trotz Jahrzehntelanger Forschung und eines extensiven Diskurses über die Gültigkeit der *Hypothese informationseffizienter Kapitalmärkte (EMH)* erscheinen wesentliche damit verbundene Fragestellungen immer noch ungelöst. Der von zahlreichen Autoren und der herrschenden Lehrmeinung als Referenz angeführte Aufsatz von Fama (1970) darf nicht darüber hinwegtäuschen, daß keine einheitliche Definition des Begriffes der *Informationseffizienz (IE)* existiert. Darüber hinaus ist nicht erkennbar, daß in präziser qualitativer oder quantitativer Abgrenzung über die verschiedenen Assetklassen und Aggregationsstufen hinweg die aus der Informationseffizienz in der Fama'schen Begriffsprägung resultierende Implikation der Fair Game-Eigenschaft des Renditegenerierungsprozesses und ihrer Spezialfälle (Submartingal und Random Walk) nachgewiesen scheint.

Entgegen der in den 60er und 70er Jahren von akademischer Seite aufgebauten empirischen Evidenzlage und theoretischen Überzeugungskraft der bis dahin vorliegenden Argumente, die für die EMH sprechen¹, verstärkte sich in den 80er Jahren eine hierzu oppositionelle Sichtweise. Diese verfolgt das Ziel, im Widerspruch zur *Random Walk-Hypothese (RWH;* Muth 1961) nachzuweisen, daß im Rendite-Risiko-Tradeoff effizientere Anlagestrategien durch aktives Wertpapiermanagement unter Umsetzung von Timing- und Selektionsfähigkeiten realisierbar sind, als es das seitens der EMH-Apologeten postulierte passive Wertpapiermanagement (*Buy-and-Hold-Strategie;* B&H-Strategie) unter optimaler Diversifikation im Rahmen des Allokationsimperativs des 2-Fund-Separationstheorems (Tobin 1958, Markowitz 1959) in einem idealtypi-

¹ Verwiesen sei an dieser Stelle auf die aus dem geradezu dogmatischen Idealtypus des *Homo Oeconomicus* abgeleitete Hypothese rationaler Erwartungen (REH), die Erwartungsnutzentheorie und auf den Konsens darüber, daß im Vergleich zu Gütermärkten die Kapitalmärkte im allgemeinen weniger Imperfektionen aufweisen, also „vollkommener“ sind.

schen statischen Capital Asset Pricing Model-Universum² (Sharpe 1964, Lintner 1965a, Mossin 1966; S-L-M-CAPM)³ zulassen würde. Das Arbitragefreiheit implizierende und auf *absolute* Preisbewertung angelegte Gleichgewichtskonzept der Neoklassischen Kapitalmarkttheorie geht von verhältnismäßig restriktiven Annahmen in seiner Modellwelt aus und schien bis in die 80er Jahre hinein gute Gründe für eine befriedigende Realitätsnähe zu geben.⁴

Zahlreiche Fallstudien befassen sich in diesem Zusammenhang damit, in bezug auf ein ökonomisches Referenzmodell (oftmals das S-L-M-CAPM) sogenannte „Kurs- oder Renditeanomalien“ zu identifizieren. Hinter diesem residualen Sammelbegriff verbergen sich alle prinzipiell ausbeutbaren Phänomene, die auf einen Informationsgehalt vergangener Kurse oder persistente Abweichungen zu einem von dem Gleichgewichtsmodell zu postulierenden inneren Wert (Fair Value) schließen lassen.

Typische Beispiele für Anomalien⁵ liefern die Untersuchungen um Phänomene wie Saisonalitäten, nur schwer erklärbare Risikofaktoren jenseits des Marktrisikos oder Über-/Unterreaktionen bzw. unplausibel hohe Volatilitäten in den Kurszeitreihen.

Trotz der Unterschiede in dem potentiellen Erklärungshintergrund der Anomalien lässt sich eine Gemeinsamkeit aus ökonometrischer Sicht herauskristallisieren: Bezug nehmend auf das S-L-M-CAPM müssen sie aus einer stochasti-

² Die Konvention in der Notation sieht vor, mit dem „C“ des „C“APM das *Marktko*varianzrisiko als primären Preisbewertungsfaktor zu identifizieren (etwa im Gegensatz zur allgemeineren Arbitrage Pricing Theory). Bei einem C-CAPM ist das Kovarianzrisiko zum (aggregierten) Konsum preisbewertungsrelevant. Unter einem I-CAPM versteht man entweder die internationale Fassung eines CAPM auf integrierten Märkten oder ein intertemporales CAPM, wobei in der vorliegenden Arbeit letzterem Vorschlag gefolgt wird.

³ Einige Autoren wie etwa Jagannathan/Wang (1996) und Fama (1991) sprechen auch vom Sharpe-Lintner-Black (S-L-B)-CAPM unter Bezugnahme auf Black (1972).

⁴ Die Arbitrage Pricing Theory von Ross (1976) setzt Arbitragefreiheit explizit voraus und führt zu einer zustandsabhängigen, *relativen* Bewertung von Finanzierungstiteln und umfasst das S-L-M-CAPM als Spezialfall.

⁵ Als Anomalien sollen hier alle Effekte verstanden werden, die nicht in einem auf Rationalität beruhenden Kapitalmarktmodell erklärt werden können und die EMH angreifen. Exzellente Übersichten über den Stand der Forschung entweder aus der Perspektive der Neoklassischen Kapitalmarkttheorie oder aus der Sicht der theoretischen und angewandten Behavioral Finance liefern beispielsweise Thaler (1992), Shiller (1998), Lo/MacKinlay (1999), Goldberg/von Nitzsch (1999) und Shleifer (2000).

ischen Perspektive ihren Niederschlag in *zeitvariablen Überrenditen (TVER)*^{6,7,8} finden. Strittig ist hierbei nicht nur, wie zeitvariable Risikoprämien identifiziert werden können, da sie *ex ante* nicht explizit beobachtbar sind, sondern auch worin die Gründe für ihr Schwanken liegen und inwiefern diese Schwankungen rationalisiert werden können. Ferner ist kritisch anzumerken, daß die Theorien um die TVER aufgrund ihres Residualcharakters⁹ von einem inhärenten Immunisierungsmechanismus umgeben sind: Es kann standardmäßig immer argumentiert werden, daß *entweder* Anomalien vorliegen *oder* die Überrenditen zeitvariabel sind, was eine Falsifizierbarkeit erheblich erschwert, sofern keine theoretisch überzeugende Kausalstruktur aufgedeckt wird, die zwischen den beiden Ansätzen diskriminieren kann.

In den 90er Jahren expandierte der Forschungszweig der Behavioral Finance (BF), der eine verhaltenswissenschaftliche und sozialpsychologische Begründung, wenn nicht gar „Rationalisierung in einem erweiterten Sinne“¹⁰ für bestimmte festgestellte Anomalien sucht. Diese neuere Disziplin, die die tragende Säule der Entscheidungs- und Kapitalmarkttheorie in Frage stellt, ist über weite Strecken jedoch über eine reine Deskriptionsleistung noch nicht hinweggekommen. Trotz einer soliden psychologischen Fundierung der Erklärungsansätze individueller Verhaltensweisen steht die Einbindung einer Vielzahl von BF-relevanten-Effekten in einen aggregierten, kapitalmarkttheoretischen Rahmen

⁶ Die Differenz des Renditeerwartungswertes einer riskanten Anlage i zu einer sicheren Anlage f bezogen auf ein bestimmtes Zeitintervall Δt wird als Überrendite bezeichnet. Die Hypothese lautet, daß ihre Konditionierung durch bestimmte veränderliche Einflußgrößen (z.B. Präferenzparameter) zu einer zeitlichen Variation führt: $E(r_i) - r_f = f_i - f_f = f(t)$. Vergleiche hierzu detailliert Kapitel 4.

⁷ Z. B. wird später konstatiert, daß der (zu enge) Begriff der Risikoprämie (Risk Premium) im vorliegenden Kontext der Mean Reversion nicht ganz präzise ist und durch den (weiteren) Begriff der Überrendite (Excess Return) im allgemeinen Sprachgebrauch abgelöst werden sollte. Dennoch soll hier der Hinweis erfolgen, daß die Sprachregelung im Angelsächsischen nicht einheitlich ist. Dieses deutet darauf hin, daß der modelltheoretische Hintergrund oftmals nicht ganz klar erscheint (vgl. hierzu auch die Abschnitte 4.1.4 und 4.4.4).

⁸ In einem Universum mit variablen Investitionsmöglichkeiten können bezogen auf das aggregierte Niveau neben den Risikoprämien auch die Realzinsen variieren. Weil letztere bis auf zu vernachlässigende Meßfehler *ex ante* (kurzfristig) *beobachtbar* sind, erstere jedoch nur sehr schwer zu *schätzen* sind (nicht *ex ante* *beobachtbar*), liegt der Diskussionsschwerpunkt auf der Hand.

⁹ Vgl. hierzu auch Abschnitt 3.2.2.

¹⁰ Vgl. hierzu z.B. den für gleichgewichtstheoretische Modelle zugänglichen Begriff der „Psychologischen Kosten“ in den Abschnitten 4.3 und 4.4.

noch aus. Über die Modellierung zeitvariabler Risikoprämien eröffnet sich ein verhältnismäßig anschaulicher und bislang nur mäßig genutzter Verknüpfungspunkt.

Bezeichnenderweise wurde der von Merton (1973) entwickelten Theorie der „Intertemporalen Hedging Nachfrage“ in den letzten 25 Jahren relativ wenig Aufmerksamkeit geschenkt und generell intertemporale CAPM-Ansätze¹¹ nur zögernd entwickelt, obwohl sie aus heutiger Sicht die Ausgangsbasis für die Modellierung von TVER bilden. Sie sind oftmals wegen ihres hohen Abstraktionsgrades ignoriert worden und entzogen sich aufgrund erheblicher Datenprobleme einer soliden empirischen Validierung.

Der offensichtlich andauernde Erklärungsnotstand in der Forschung um die Existenz und das Wesen zeitvariabler Risikoprämien ist das Resultat eines außerordentlich komplexen methodologischen Problemkreises im Spannungsfeld zwischen Modelltheorie und Ökonometrie. Während bei letzterer einige Fortschritte erzielt wurden (Entwicklung neuer Schätzverfahren und Robustheitstests mit erweiterter Funktionalität und verbesserter Mächtigkeit), leidet die Forschung weiterhin an zwei grundlegenden *methodologischen Defiziten*, für die es auf absehbare Zeit keine Lösung zu geben scheint:

- Das Dilemma des Tests verbundener Hypothesen ist ohne bislang erkennbaren Lösungsansatz mit der vorliegenden gleichgewichtstheoretischen Fragestellung verbunden. Es manifestiert sich im vorliegenden Fall darin, daß unklar ist, wie man zwischen mangelnder IE und TVER diskriminieren kann.
- Es besteht bekanntermaßen ein Trade-Off zwischen der ex post-Erklärungsgüte und ex ante-Prognosequalität eines Modells. Überparametrisierung führt regelmäßig zu einer Parameterinstabilität, die das Streben nach der Aufdeckung stabiler Interdependenzen zwischen den Realitätsattributen und damit das Metziel eines jeglichen Forschungsgegenstandes unterminiert. Ferner ist bis heute unklar, ob die dominierenden linearen Modellierungsansätze die Realität ausreichend approximieren und möglicherweise nichtlineare Strukturen auf den Kapitalmärkten zu berücksichtigen sind. Insofern bietet regelmäßig das Modellierungs- und Testdesign Anlaß zur Kritik.

Neben den methodologischen Problemen wird der Disput um TVER auch von modell-/wissenschaftstheoretischen Fragen bestimmt, die ökonomisch von

¹¹ Die konsumbasierten Asset Pricing-Modelle (C-CAPM) sind die prototypischen Varianten eines intertemporalen CAPM.

substanziellerer Natur sind. Neben einer generellen Aufweichung bestimmter Modellprämissen wird die Frage gestellt, wie über die Lockerung der Annahmen (homogener) rationaler Erwartungsbildung sowie einer invarianten Präferenzstruktur (insbes. der Nutzenfunktion) eine quasirationale oder irrationale Alternative (modifiziertes Nutzenmaximierungskalkül; Art der Risikoperzeption bzw. Unterschied zwischen Risikoverhalten und Risikoeinstellung) beschaffen sein kann. In ihr müßte sich unter einer Abbildung von *Behavioral Finance (BF)*-gestützten Verhaltensmustern eine „stabile“ endogene Dynamik mit einem „finiten“ Regreß (endlicher Anticipationshorizont) im Transfer von der Mikro- auf die Makroebene und über die verschiedenen Zeithorizonte hinweg modelliert werden können.

Insgesamt konvergiert der Problemkomplex um die TVER in miteinander verknüpfte, sukzessive zu stellende zentrale Fragen:

- Sind zeitvariable Risikoprämien als Residualgröße Reflex einer unverstandenen Realität und somit nur Ausfluß von Modellmißspezifikationen?
- Sind zeitvariable Risikoprämien vereinbar mit dem Begriff der Informationseffizienz?
- Existiert eine Möglichkeit - gewissermaßen als eine Synthese der Antithesen¹² - zeitvariable Risikoprämien in ein *gleichgewichtstheoretisches Konzept* zu integrieren bei gleichzeitiger Annahme von Informationseffizienz?

Trotz der angedeuteten Schwierigkeiten, einen entsprechenden Nachweis von TVER zu führen, verdichten sich in jüngerer Zeit durch einige Fallstudien die Hinweise, daß sich auf Aktienmärkten die RWH und die damit oftmals in Verbindung gebrachte Annahme konstanter Risikoprämien nicht aufrechterhalten läßt. Da unter TVER die stochastische Unabhängigkeit nichtüberlappende Renditerealisationen nicht mehr gewährleistet ist, läßt sich die *Gegenhypothese* unter dem Begriff „*Mean Reversion Hypothesis*“ (MRH) subsumieren.

Aus dem vorliegenden Problemkomplex lassen sich folgende Leitfragen ableiten:

- Existiert in einem CAPM-Kontext als eine Quelle von zeitvariablen Überrenditen ein varierender globaler Marktpreis des systematischen Risikos?

¹² Rational maßvoll schwankende TVER versus irrationale Kursanomalien.

- Wie und in welchem Umfang tritt der Mean Reversion (MR)-Effekt auf internationalen Aktienmärkten und ihren Teilsegmenten auf?
- Läßt sich die autoregressive Zeitstruktur des MR-Effektes auf zeitvariable Überrenditen zurückführen?
- Sind im Rahmen konditionierter Asset Pricing Modelle die (ex ante) Risikoprämien immer positiv und in welchem Ausmaß schwanken sie?
- Von welchen wesentlichen, orthogonalen Makrofaktoren werden die zeitvariablen Risikoprämien determiniert?
- Welche Implikationen ergeben sich aus einer potentiellen, schwachen Prognostizierbarkeit der Aktienrenditen für die *Praxis der Investmentbranche* (Portfoliomanagement/Asset Allocation; Risikomessung/-bewertung, Financial Engineering, Anlageberatung) und Geldpolitik (Geldmarktsteuerung)?

Die vorliegende Arbeit soll zur Klärung des vorgestellten Problemkomplexes einen Beitrag liefern und Zusammenhänge des MR-Effekts mit verwandten Phänomenen wie dem Equity Premium Puzzle bzw. Risk Free Rate Puzzle und der Excess Volatility Hypothese aufzeigen¹³. Sie ist somit an der Schnittstelle zwischen bekannten Modellierungsansätzen der Neoklassischen Kapitalmarktentheorie und innovativen Ansätzen der Behavioral Finance anzusiedeln und deckt entsprechende Zusammenhänge auf.

¹³ Beide Phänomene - zum einen die sehr hohe empirische mittlere Überrendite von Aktien, zum anderen die sehr niedrige empirische Rendite der sicheren Anlage - beziehen sich auf unplausible Parameterkonfigurationen bei der Applikation der Standardspezifikationen von Asset Pricing Modellen (Mehra/Prescott 1985, Constantinides 1990, Cecchetti/Lam/Mark 1990, Benartzi/Thaler 1995). Vergleiche hierzu die Ausführungen im Kapitel 4.

1.2 Abgrenzung des Untersuchungsgegenstands

Die Mean Reversion Hypothese (MRH) wird definiert als die Nullhypothese zur RWH bzw. zur Martingalhypothese einer Renditezeitreihe und begründet prognostizierbare stochastische Abhängigkeiten zwischen den Realisationen einer Renditeverteilung. Unter „Mean Reversion“ („Mittelwertumkehr“) ist *anschaulich* gesprochen ein trendbehaftetes Verhalten zu verstehen, bei dem die Wertpapierpreise bzw. die (erwarteten) Renditen zu einem Mittelwert als „Attraktor“ streben, wodurch die stochastischen Abhängigkeiten (serielle Korrelation) und damit Prognostizierbarkeit erzeugt werden. Für eine präzise mathematisch formalisierte (Negativ-)Definition sei an dieser Stelle auf Abschnitt 5.1 verwiesen.

Bei einer (schwachen) *stochastischen Interpretation* versteht man unter der Prognostizierbarkeit eines Renditeerwartungswertes einer risikanten Anlage (zumindest) eine Tendenzaussage, ob *ceteris paribus* (bei gleichem Risiko und gleichem Erwartungshorizont) der aktuelle Renditeerwartungswert über oder unter einem Mittelwert (Mean) liegt. Unter MR in diesem Sinne kann man anschaulich eine Oszillation (Reversion) des Renditeerwartungswertes um einen Mittelwert verstehen (Niveau erster Differenzen). Zum Beispiel können schwankende realwirtschaftliche Investitionsmöglichkeiten und Serien von Produktivitätsschocks zu einer Neubestimmung des Steady State-Gleichgewichtes führen. Dieses findet seinen Niederschlag in schwankenden *ex ante*-Überrenditen und macht sich *ex post* in Änderungen des stochastischen Trends bemerkbar.

Bei einer (strengen) *deterministischen Interpretation* versteht man unter der Prognostizierbarkeit eines Performance- oder Kursindexes eine Oszillation desselben um einen deterministischen Trend (Ebenenniveau). Diese Form von Mean Reversion im üblichen Sinne entspricht dem zeitversetzten Auftreten einer Überreaktion und Unterreaktion, was sich in einem zeitstabilen Muster der *von positiver Autokorrelation* (Short Term Momentum; Jegadeesh/Titman 1993) und *negativer Autokorrelation* der Renditen (Long Term Reversals; DeBondt/Thaler 1985) ausdrückt, was Prognostizierbarkeit im engeren Sinne impliziert.¹

In den beiden hier zu analysierenden Fällen ist mit dem Vorliegen der MR eine Tendenzaussage - wenn auch in unterschiedlicher Qualität (stochastisch ver-

¹ Das Aufdecken eines Autokorrelationsmusters als stilisiertes Faktum ist Gegenstand in einer Vielzahl von Arbeiten. Vergleiche hierzu die detaillierten Ausführungen in Kapitel 2.

sus deterministisch) - verbunden. Nur im letzteren Fall liegt ein Memory-Effekt vor, der die gedächtnislose Random Walk- bzw. Martingaleigenschaft im Preisprozeß verletzt.

Der wissenschaftliche Diskurs zur EMH (Implikation von einer Nicht-Prognostizierbarkeit der Renditen in einem der obigen Sinne) und die damit verbundene Frage nach der RWH betrifft prinzipiell alle Asset Klassen von den Devisen über die sichere Anlage (Geldmarktpapiere) und den riskanten originären Wertpapieren (Anleihen², Aktien) und den derivativen Instrumenten.

Es entspricht der allgemeinen Erkenntnis, daß auf *disaggregiertem Niveau*, insbesondere durch die herrschenden Marktmikroverhältnisse (und andere Marktunvollkommenheiten) Informationsineffizienzen (IIE) und somit Prognostizierbarkeit von Renditen und Arbitragepotentiale eher auftreten können als auf aggregiertem Niveau. Es wird vermutet, daß anomale Renditeverläufe z.B. auf dem Niveau nationaler Aktienmärkte oder bei Branchenindizes dann vorliegen, wenn sie mit keinem *Standardmodell* auf einem befriedigenden Signifikanzniveau³ erklärt werden können: Voreilige Schlüsse auf IIE können hier schlichtweg das Resultat unverstandener Preisbildungsprozesse sein. Im einfachsten Fall sind sie auf eine verzerrte Erwartungsbildung des Kovarianzzusammenhangs der Renditen (β -Schätzung) im Kontext *weitestgehend integrierter Kapitalmärkte* zurückzuführen.⁴

Bekaert/Harvey (1995, S. 403) definieren *integrierte Kapitalmärkte* wie folgt: „Markets are completely integrated if assets with the same risk have identical expected returns irrespective of the market.“ Folglich sind die Renditen auf perfekt international integrierten Märkten über den Markt-Risikofaktor

² Anleihen (Rentenpapiere, Zerobonds) selbst höchster Bonität, die per Termin und Höhe fest vereinbarte Zahlungsströme generieren, sind aus zwei Gründen im kapitalmarkttheoretischen Sinne riskant. Sie unterliegen einem Kursänderungsrisiko, es existiert ein Wiederanlagerisiko der Zinserträge und es besteht das Risiko unantizipierter Änderungen in der Inflation. Deshalb nehmen Anleihen im CAPM-Modell am Risk-Return-Tradeoff ebenso wie Aktien teil.

³ Neben einer unzureichenden stochastischen Signifikanz ist in vielen Untersuchungen ein geringes R^2 (Prozentsatz der erklärten Varianz einer abhängigen Variable), ein hoher zu vermutender Small Sample Bias und eine geringe Robustheit der Tests gegenüber Abweichungen zur Verteilungsannahme zu bemängeln, so daß es nicht verwundert, daß widersprüchliche Aussagen zur empirischen Evidenzlage eher die Regel als die Ausnahme sind.

⁴ Drees/Eckwert (1990a, 1990b, 1990c, 1993, 1995) liefern im Zusammenhang mit Excess Volatility einige Beispiele für anomale, scheinbar „pervertierte“ Preisreaktionen, die in einem rationalen Rahmen unter Risikosubstitutionalität bzw. Risikokomplementarität erklärt werden können. Vergleiche hierzu Abschnitt 4.4.2.

korreliert (Campbell/Hamao 1992, S. 45). Harvey (1991, S. 111) spricht von einem „world price of covariance risk“. Aus nationaler Sicht besteht nur unter Marktsegmentierung ein unmittelbarer Zusammenhang zwischen dem Marktpreis des Risikos und der Risikoaversion etwa im Sinne von Merton (1980). Wenn ein Land nicht vollständig segmentiert ist, hängt der Zusammenhang zwischen dem Marktpreis des Risikos und der Risikoaversion davon ab, wie Inländer Zugriff auf ausländische Kapitalmärkte haben (und umgekehrt; Harvey 1991, S. 147f.). Bei integrierten Kapitalmärkten sollte dabei ein *einheitliches* Modell *alle* Renditen (insbesondere internationale Aktien und Anleihenrenditen) erklären können (Fama/French 1993, S. 4). Feldstein/Horioka (1980) argumentieren ferner, daß es bei perfekter internationaler Integration keinen Grund gibt anzunehmen, daß das Sparen und Investieren zwischen zwei beliebigen Ländern miteinander korreliert ist. Dies kann als entscheidender wohlfahrtsökonomischer Vorteil aufgefaßt werden, wie Frankel (1992) und Taylor (1994, S. 22) es für „High Income“-Volkswirtschaften, deren Kapitalisierung maßgeblich die globalen Aktienindizes bestimmt, bestätigt finden. Für die empirische Validierung von C-CAPM bedeutet das, daß Untersuchungen auf nationalem Aggregationsniveau verzerrt sind, wenn derartige Variablen⁵ nicht kontrolliert werden.

Eine wirklich stichhaltige Kritik an dem S-L-M-CAPM kann nur dann erfolgen, wenn das empirische Testdesign kompatibel mit den Modellvoraussetzungen und den Modellimplikationen ist (hier speziell: perfekte Integration als Ausfluß der Marktvollkommenheit). Die nicht gänzlich unplausible Annahme homogener Erwartungen⁶ führt im S-L-M-CAPM zu strukturgleichen Portfolioentscheidungen bzgl. der riskanten Anlage unter perfekter internationaler Diversifikation über alle Asset-Klassen (vgl. Abschnitt 4.1). Für die konzeptionelle Qualität der vorliegenden empirischen Arbeit wird es als ganz wesentlich empfunden, daß im Gegensatz zur Mehrzahl der das Themengebiet betreffenden, veröffentlichten Untersuchungen (vgl. Kapitel 2) hier unter der *Verwendung neuer Datensätze* der Bezugsrahmen wesentlich weiter gefaßt werden soll, um obigen Problemen und der einschlägigen Kritik (Roll 1977) wirkungsvoll aus dem Wege zu gehen.⁷ Das bedeutet für die hier vorzunehmene Abgrenzung konkret folgendes:

⁵ Als weitere kritische Variable wird oftmals auch die demographische Struktur genannt.

⁶ Vgl. zu dieser auf das aggregierte Niveau bezogene Fiktion die in Abschnitt 4.3.1 zitierte Äußerung von Muth (1961, S. 316).

⁷ Die meisten veröffentlichten Untersuchungen umfassen den US-amerikanischen Kapitalmarkt, der als größter nationaler Kapitalmarkt oftmals (implizit) in grober Nähe-

- Im Mittelpunkt dieser Arbeit stehen in Kombination das „*Marktrisiko*“ und der „*Preis des Marktrisikos*“ in der theoretischen Analyse und stochastischen Modellierung.
- Die im Rahmen der vorliegenden Analyse aufgeworfenen Fragen tangieren somit im Gegensatz zur Mehrheit der EMH-Untersuchungen die einzelnen vermuteten *Anomalien* nur in dem Sinne, wie der *Preis des Marktrisikos* betroffen ist und transparent modelliert werden kann.
- Wenn von dem Preis des Marktrisikos gesprochen wird, so soll das meßtechnisch *denkbar weiteste Portfolio riskanter Anlagen* angesprochen sein. Dieses erlaubt es, der Kovarianzproblematik aus dem Wege zu gehen. Im empirischen Teil wird trotz der damit verbundenen stochastischen Herausforderung der Analysefokus auf die *Tagesrenditen* gelegt, was gegenüber Monatsrenditen zu einem *umfangreicheren Sample* und *einem erhöhten Informationsgehalt* des Analysegegenstandes führt.
- Alle für die Modellierung von zeitvariablen Überrenditen notwendigen originären Assetklassen (kurzfristige sichere Anlage, nicht ausfallbedrohte Staatsanleihen und Aktien als riskante Anlage) sind auf höchstem Aggregationsniveau in einen wechselseitigen relativen Preiszusammenhang - ausgedrückt in dem *wichtigsten Numeraire* (US-Dollar) zu stellen. Entsprechend werden Risikoprämien der Wechselkurse implizit erfaßt und brauchen somit unter der Annahme weitestgehend perfekt integrierter Kapitalmärkte nicht explizit modelliert zu werden.

rung als ausreichend „geschlossener“ Markt aufgefaßt werden kann. Eine solche Annahme kann z.B. im Zuge der verstärkt international operierenden (Pensions-)Fonds und der nach Bretton Woods einsetzenden weltweiten Liberalisierung des Kapitalverkehrs aus heutiger Sicht nur noch als heroisch gelten. Ferner wird in dieser Arbeit von der *individuellen Irrationalität* des einzelnen Anlegers abstrahiert und die „as if“-Aussage des S-L-M-CAPM wörtlich genommen.

1.3 Vorgehensweise

In einem ersten Schritt liegt die Zielsetzung des *Kapitels 2* in einer Be-standsaufnahme wesentlicher empirischer Untersuchungen zur MRH. Einerseits soll der Facettenreichtum der empirischen Fragestellung aufgedeckt werden (grundlegende Nachweisversuche von TVER und Einflußfaktoren), andererseits ein Beitrag zur Strukturierung der bisher geleisteten Forschungsarbeit geliefert werden.

Im *Kapitel 3* wird die MRH aus der Sicht des Diskurses um die EMH beleuchtet. Aus einer bewußt abstrakten Perspektive wird zum einen der Frage nachgegangen, ob und warum es Mean Reversion geben kann. Als sehr hilfreich wird es empfunden, aus historischer Perspektive einen Erkenntnisgewinn aus dem Diskussionsfortschritt um die EMH zu ziehen. Ferner sollen über diesen systematischen Ansatz Gründe aufgezeigt werden, warum die Nachweisproblematik um die MRH als außerordentlich komplex eingestuft werden muß.

Kapitel 4 liefert eine repräsentative Übersicht und spezifische, verdichtende Analyse verschiedener ökonomischer Modelle, die durch eine Aufweichung von Prämissen (Generalisierung) ausgehend vom klassischen Referenzmodell (S-L-M-CAPM) eine Modellierung von MR erlauben. Hierdurch wird der theoretische Rahmen (Inferenzraum) für das Modelldesign in Kapitel 6 abgesteckt.

In *Kapitel 5* erfolgt eine mathematische Präzisierung des Begriffes der MR. In methodischer Vorbereitung des nachfolgenden Kapitels wird das breite ökonometrische Instrumentarium zur Identifikation von MR vorgestellt. Besondere Aufmerksamkeit wird der Diskussion um die Aussagekraft der verschiedenen Instrumente gewidmet, so daß aus den gewonnenen Implikationen eine Teststrategie extrahiert werden kann.

Diese Teststrategie - hier auch als das „Konzept konkurrierender Modelle“ bezeichnet - wird auf der Grundlage öffentlich verfügbarer Daten im *Kapitel 6* zur Anwendung gebracht und die ermittelte Evidenzlage beurteilt. Entsprechend der in Kapitel 2 aufgezeigten Evidenzlage und den in den Kapiteln 3 und 4 herausgearbeiteten theoretischen Bezüge bilden bei der zur Erhöhung der Übersichtlichkeit notationstechnisch bewußt kompakten Modellierung des Inferenzraumes unter Rückgriff auf den Formalisierungsrahmen des Kapitels 5 zwei zentrale Hypothesen über die Phänomenologie und Ursachen von TVER die Ausgangsbasis:

- Als erste Arbeitshypothese wird die Vermutung angesetzt, daß der Zinsstruktur ein Informationsgehalt über die TVER zu entnehmen ist.
- Als zweite Arbeitshypothese wird die Vermutung angesetzt, daß sich ein wesentlicher Teil der festgestellten MR-Effekte als Reflex einer in-

formationseffizienten Reaktion eines intertemporalen CAPM interpretieren lässt.

Das durch die Abgrenzung des Untersuchungsgegenstandes vorgegebene Setting erlaubt es, eine gezielte Analyse der intertemporalen Bewertungszusammenhänge vorzunehmen. Hierbei werden einerseits sowohl isoliert wie interdependent die Einflüsse von Makrovariablen wie der Zinsstruktur und Volatilität auf TVER analysiert und andererseits die vorgefundene Ausprägungsform von MR unter dem Aspekt der Prognosefähigkeit getestet.

Kapitel 7 bezweckt, die aus den vorangehenden Kapiteln gewonnenen kapitalmarkttheoretischen und empirischen Erkenntnisse selektiv zu interpretieren und unter ausgewählten Aspekten auf ihren Bedeutungsgehalt für die Praxis der Investmentbranche, insbesondere des quantitativen Portfoliomanagements, aber auch für die Geldpolitik zu analysieren.

Kapitel 8 faßt die wichtigsten Ergebnisse im Überblick bewertend zusammen und zeigt eine Perspektive für die weitere Forschungsarbeit auf.

2. Bisherige Arbeiten zur empirischen Evidenz im historischen Überblick

2.1 Nachweisversuche von Mean Reversion im engeren Sinne

Die Pionierarbeiten zur MRH (Summers 1986, Poterba/Summers 1988, Fama/French 1988, Lo/MacKinlay 1988) gehen der Frage nach, transitorische Komponenten (in Abgrenzung zu permanenten Komponenten) in den Aktiengewinnen nachzuweisen und die Erscheinungen auf nicht-fundamentale Effekte zurückzuführen (Overreaction/Underreaction-Hypothese). Als das zentrale stilisierte Faktum wird ein bestimmtes Muster in der Autokorrelationsfunktion herausgestellt: Die Preise zeigen über einen *kurzen Horizont* (kleiner als ein Jahr) positive Autokorrelation und über einen *langen Horizont* (größer als ein Jahr) negative Autokorrelation, was sich in einem typischen Verlauf der Variance Ratio-Statistik ausdrückt.¹ Es wird herausgearbeitet, daß wesentliche Merkmale einer signifikanten transitorischen Abweichung vom Gleichgewichtszustand darin bestehen, daß sie *relativ groß und zeitlich andauernd* sein müssen, um von einem Rauschen (Noise) in den Renditen unterschieden werden zu können. Das bedeutet, daß eine Dualität zwischen dem kurzfristigen „*Trending*“ und langfristigen „*Mean Reversion im engeren Sinne*“ besteht (Vriezen 1996, S. 2-6) und Möglichkeiten bestehen sollten, durch eine *Contrarian-Strategie* als Reaktion auf die Overreaction/Underreaction-Hypothese² risikoadjustierte Überrenditen zu erzielen. Poterba/Summers (1988) stellen fest, daß

- unter MR das Risiko einer Investition in Aktien für langfristig orientierte Anleger wesentlich niedriger ist als für kurzfristig orientierte Anleger,
- das gefundene Ausmaß an MR nicht durch das schwankende Fundamentalsrisiko der Aktien oder der Schwankungen in der Risikoaversion erklärt

¹ Vgl. hierzu die detaillierten Ausführungen in Kapitel 5.

² Verschiedene BF-gestützte Interpretationen der Overreaction/Underreaction-Hypothese und Evidenz auf eine Profitabilität einer Contrarian-Strategie liefern z.B. De Bondt/Thaler 1985; Lo/MacKinlay 1990; De Bondt 1992; Chopra/Lakonishok/Ritter 1992; De Bondt 1993; Lakonishok/Shleifer/Vishny 1994; Ball/Kothari/Shanken 1995 und Goetzmann/Massa 2000. Einen kompakten Überblick liefert Forbes (1996).

werden kann, da die entsprechenden Parameter unplausibel hoch variierten müßten,

- der Verdacht auf MR auf aggregiertem Niveau infolge begrenzter Arbitragemöglichkeiten größer als auf disaggregiertem Niveau ist.

Gilt die erste Aussage als unanfechtbar infolge ihres tautologischen Gehaltes zur Definition von MR und der Implikation einer entsprechend gearteten Variance Ratio-Statistik, sind die beiden anderen Aussagen sowohl aus theoretischer wie auch aus empirischer Sichtweise durchaus umstritten.

Zudem ist schon recht früh bekannt (Lo/MacKinlay 1988), daß übliche MR-Tests recht sensitiv auf Heteroskedastizität, Sample-Periode und -Umfang sowie der Renditefrequenz und damit einschlägigen Marktmikroeffekten (Non-Synchronous Trading/Infrequent Trading) reagieren und somit in ihrer Mächtigkeit bei kleinen Samples beschränkt sind³. Die zeitliche Aggregation bestimmter Effekte⁴ kann erheblich von der Wahl der Beobachtungsfrequenz abhängen (Vaihkoski 1996, S. 372)⁵. Miller/Muthuswamy/Whaley (1994, S. 479) sprechen mit Bezug auf den S&P500 Index Futures-Kontrakt in diesem Zusammenhang sogar von einer „statistical illusion“ von MR. Nur ein verbessertes Testdesign kann damit Abweichungen zur RWH auch bei kürzeren Fristigkeiten aufdecken oder ein zu frühes Verwerfen der RWH vermeiden. Ferner sollte zugleich in Versuchen, MR nachzuweisen, die Zielsetzung verfolgt werden, die negative Schiefe und Leptokurtosis der Renditen in einem rationalen Rahmen zu erklären (Cecchetti/Lam/Mark 1990, S. 401; Balvers/Cosimano/ McDonald 1990). Unter Bezug auf das Markov Switching-Modell von Cecchetti/Lam/Mark (1990) kommen Bonomo/Garcia (1994, S. 19) zu einer Negativaussage über die MRH. Die Evidenz auf MR hängt erheblich von der Art der Markov-Spezifikation ab, was die Verwendung dieses Modellierungsansatzes grundsätzlich in Frage stellt, zumal entgegen der empirischen

³ Irwin/Zulauf/Jackson (1996, S. 392ff.) schlagen ein auf einer Monte Carlo-Simulation beruhendes Verfahren zum Aufdecken von MR vor. Entgegen konventionellen Untersuchungen lehnen sie die MRH für die Preise von Commodity Futures ab.

⁴ Hierunter sind die kumulativen Effekte der Autokorrelation zu verstehen, wie sie bei einem Vergleich der partiellen Autokorrelationsfunktion mit der Autokorrelationsfunktion zwar prinzipiell, jedoch mit erheblichen Interpretationsproblemen ersichtlich werden (vgl. hierzu Abschnitt 5.2).

⁵ Schon die Verwendung von monatlichen gegenüber wöchentlichen Rendite-Daten kann zu einem Verlust von Vorhersagbarkeit führen: „The differences in weakly and monthly results...give also reason to believe that the predictability is sensitive to time-aggregation level...“ (Vaihkoski 1996, S. 372).

Evidenzlage⁶ keine negativen Überrenditen mit einem solchen Modell vorhergesagt werden können.

Richardson/Stock (1989) modifizieren den Variance Ratio-Test dahingehend, daß er unter einer veränderten Teststatistik auch auf *überlappende* Renditen angewendet werden kann. Sie zeigen am Beispiel des Poterba/Summers (1988)-Datensatzes auf, daß ihre Methode zu wesentlich anderen Ergebnissen führt. Während Poterba/Summers (1988) für den kapitalgewichteten Index (NYSE-CRSP) die Nullhypothese serieller Unabhängigkeit auf 8%-Niveau ablehnen können, gelingt dies Richardson/Stock (1989, S. 340f.) nur noch auf 11%-Niveau, wobei gleichzeitig allerdings Variance Ratios von deutlich größer eins auf den kurzen Horizonten (etwa bis 36 Monate) erkennbar sind. Zwei differierende Methoden liefern im Grenzbereich der Nachweismöglichkeiten bei dem gleichen Datensatz in Quantität (Signifikanzniveau) und Qualität (Charakteristik des MR-Musters) unterschiedliche Ergebnisse, so daß der Einsatz konkurrierender Verfahren empfehlenswert erscheint.

Folgende Auswahl wesentlicher *stilisierter Fakten* aus der empirischen Forschung zur MRH soll festgehalten werden:

- Bei Untersuchungen von langfristigen Zeitreihen tritt MR phasenweise stärker oder schwächer auf. Es besteht Evidenz, daß MR vor dem 2. Weltkrieg in NYSE-CRSP-Daten wesentlich stärker ausgeprägt war als nach dem 2. Weltkrieg (speziell nach 1947) und in Abhängigkeit von der Wahl der (langfristigen) Horizonte sogar Mean Aversion feststellbar ist (Kim/Nelson/Startz 1991, S. 526).
- Die MR-Eigenschaft tritt auf Basis realer Renditen und eines ungewichteten Indexes stärker auf als auf der Basis von Überrenditen und eines gewichteten Indexes (Poterba/Summers 1988, S. 37; Richardson/Stock 1989, S. 341). Entsprechend kann man rückschließen, daß wenn eine empirische Analyse auf gewichteten Indizes und auf der Basis von Überrenditen beruht und Evidenz für MR gefunden wird, man tendentiell auf der sicheren Seite liegt.

⁶ Vgl. zu dieser äußerst kontrovers diskutierten Fragestellung die Ausführungen von Boudoukh/Richardson/Smith 1983, S. 388ff.) in Reaktion auf die gleichgewichtstheoretisch begründete Feststellung von Merton (1980, S. 354): „...in estimating models of the expected excess return on the market, the non-negativity restriction of the expected excess return should be explicitly included as part of the specification. Second, because the variance of the market return changes significantly over time, estimators which use realized return time series should be adjusted for heteroscedasticity.“

- Auf aggregiertem Niveau ist MR zuverlässiger nachweisbar als auf disaggregiertem Niveau, da im letzteren Fall idiosynkratische Einflüsse auf den Renditeprozeß einen wesentlich stärkeren Einfluß haben und MR-Effekte überlagern. Wird MR z.B. auf Länderebene festgestellt, zeigen Cochrane/DeFina (1994, S. 84) auf, daß dieses stilisierte Faktum auf eine Überlagerung von sowohl länderspezifischen als auch einem allgemeinen Marktfaktor zurückzuführen ist.
- Auf lange Horizonte tritt MR wesentlich stärker auf als auf kürzeren Horizonten. Unter Monatsdaten besteht für den 3-5 Jahres-Zeitraum erheblicher MR-Verdacht (Chopra/Lakonishok/Ritter 1992, Chen/Sauer 1997, S. 695). Auf kürzeren Horizonten (wöchentliche Renditen) ist zudem ein stärkeres Ausmaß in der Variation der Überrenditen festzustellen, als aufgrund der Evidenz von Monatsüberrenditen angezeigt wäre (Conrad/Kaul 1989, S. 238). Daraus kann gefolgert werden, daß wesentliche Quellen der MR in den informativeren, höheren Renditefrequenzen zu vermuten sind. Jegadeesh (1991, S. 1427) stellt fest, daß ein großer Teil der festgestellten MR auf den Aktienmärkten der USA und Großbritannien sich mit der Saisonalität des Januar-Effektes deckt und unter diesem Aspekt Rationalisierungsmöglichkeiten bestehen. Fama/French (1988) und Richardson (1993, S. 201ff.) stellen für monatliche Renditen der NYSE von 1926 bis 1986 ein *U-förmiges Autokorrelationsmuster* fest, wobei die stärkste negative Autokorrelation im Bereich von 3-5 Jahren beobachtet wird und bei größeren Horizonten wieder ein Ansteigen festgestellt wird. Die auf die kurzen Lags festgestellte positive Autokorrelation wird überlicherweise auf Marktmikroeffekte zurückgeführt, ohne daß hier größere IIE infolge ausbeutbarer MR vermutet zu werden braucht. Derartige Effekte werden in der Regel nicht mit TVER in Verbindung gebracht.
- Lo/MacKinlay (1988, S. 52) ermitteln gerade bei *wöchentlichen* Renditen erhebliche positive Autokorrelation (Mean Aversion), so daß der Renditeprozeß als Wechselspiel zwischen kurz- und langfristigen Effekten zu interpretieren ist und vermutet wird, daß erhebliche Inferenzen zwischen MR und Überrenditen unter korrekter Spezifikation der Volatilität bestehen. Aufgrund kurzfristiger MR-Effekte (Short Term Reversals) in höherfrequenten Daten (Wochenbasis) äußert Lehman (1990, S. 26) den Verdacht, daß auf mittel- bis langfristige Horizonte ausgelegte intertemporale Asset Pricing-Modelle überfordert sind, solche kurzfristigen Erscheinungen rational zu erklären. Er schließt auf IIE mit Bezug auf Schwankungen bei der kurzfristigen Liquidität, wie es Fads- und Noise Trading-Modelle zum Gegenstand haben.
- Hawawini/Keim (1995, S. 531ff.) stellen fest, daß die Autokorrelation auch abhängig ist von dem gewählten Aggregationsniveau. So findet sich

scheinbar paradoxerweise auf disaggregiertem Niveau *zugleich* positive als auch negative Autokorrelation in bestimmten Lags über *verschiedene* Aktien. Hier treten Überlagerungseffekte seitens der Kreuz-Autokorrelationen auf. Auf aggregiertem Niveau vermischen sich diese Effekte und es setzt sich das standardmäßige MR-Muster durch.

Während in den 80er Jahren zunächst der *Nachweis von MR als solcher* im Mittelpunkt stand (Tests auf Autoregression in Mehrperioden-Renditen; Variance Ratio-Statistik etc.) und nur erste Erklärungsansätze vorlagen, setzte in den 90er Jahren aus der fortschreitenden Diskussion um die EMH und REH sowie den Fortschritten in den C-CAPM-Ansätzen und der BF eine verstärkte Forschung ein, TVER als formale, mathematisch verhältnismäßig gut zugängliche MR-Quelle zu modellieren und im üblichen Disput der Kapitalmarkttheorie entweder hierdurch die MR zu rationalisieren oder BF-basierte Modelle zu entwickeln. Aus methodischer Sicht fand die Verwendung mehrfaktorieller bzw. vektorautoregressiver Verfahren im APT-Kontext zur Identifikation permanenter und zeitlicher Auflösung transitorischer Komponenten zunehmend Verbreitung.

2.2 Arbeiten zur Identifikation und Konditionierung zeitvariabler Überrenditen

Zur empirischen Beantwortung der Frage, durch welche Einflußgrößen TVER konditioniert werden, sind eine Vielzahl multifaktorieller Untersuchungen durchgeführt worden. In der überwiegenden Mehrzahl der älteren Untersuchungen entspricht das Testdesign dem Konzept eines linearen APT von Ross (1976; vgl. Abschnitt 4.2.4) zur Bestimmung von Risikofaktoren.

Im einzelnen sind dabei in Anlehnung an (Harvey/Solnik/Zhou 1994, S. 2) folgende Fragen zu stellen:

- Von wieviele Faktoren werden TVER getrieben?
- Was sind die Quellen der Risiken?
- Welcher Preis des Risikos wird angesetzt?

Das gemeinsame Merkmal der Mehrzahl der Untersuchungen ist eine relativ geringe Aussagekraft der Makrofaktoren (Zustandsvariablen) im Vergleich zu dem Marktfaktor, so daß in der Regel das S-L-M-CAPM zumindest in einer konditionierten Fassung im Ansatz bestätigt wird. Beispielsweise sind Cho/Pak (1991) in der Lage, durch Orthogonalisierung und Faktorrotation die 98 untersuchten Makrovariablen zu 13 Faktoren zu verdichten, von denen allerdings

nur 10 einer mehr oder weniger überzeugenden, konsistenten ökonomischen Interpretation zugänglich sind. Neben dem Marktfaktor im S-L-M-CPM-Sinne besitzt nur der *Geld-/Kreditmarkt-Faktor* eine hohe Faktorladung. Chan/Karceski/Lakonishok (1998, S. 180ff.) kommen zu dem Ergebnis, daß insbesondere folgende Faktoren eine hohe Erklärungskraft besitzen: Die Rendite von erstklassigen Industrieanleihen, der Spread unterschiedlicher Bonitätsstufen, die Rendite der 3-monatigen US-Treasury Bills. Auch Patelis (1997, S. 1968) gelingt es nicht, die Vorhersagekraft der Dividendenrendite durch eine Vielzahl von makroökonomischen Variablen zu absorbieren.

Die Bestimmung von Überrenditen in einem solchen Modell erweist sich als wesentlich schwieriger als ursprünglich angenommen, weil die Überrenditen von einer Variablen getrieben scheinen, die - anders als man intuitiv vermuten könnte - nicht mit der Konjunktur im Zusammenhang steht. Geldpolitische Variablen können nur 3.14% der unerwarteten Renditevarianz erklären gegenüber 86.26% anderer Finanzmarktvariablen, unter denen die Dividendenrendite das Gros der Varianz absorbiert. Patelis (1997, S. 1970) kommt auf der Basis einer Varianzdekomposition zu dem Ergebnis, daß „monetary policy shocks primarily affect expected excess returns, followed by expected dividend growth, but have little effect on expected real returns“.

Generell leiden solche Studien latent unter erheblichen methodischen Problemen wie Multikollinearität (Fama/French 1992, S. 1101f.), Instabilitäten der Parameter bzw. Faktorladungen und Abgrenzungsproblemen zwischen nicht antizipierten und antizipierten Faktoren. Gerade Parameterinstabilität wird oftmals als Indikator für zeitvariable Risiken und/oder zeitvariable Überrenditen angesehen (Clare/Priestley/Thomas 1997, S. 681). Insgesamt kann festgehalten werden, daß bei der Modellierung von TVER eine erhebliche Gefahr der Überparametrisierung und Spurious Regression (Scheinkorrelationen in Regressionsmodellen) besteht.

Ferner wird in derartigen Untersuchungen ersichtlich, daß auf disaggregiertem Niveau die β -(Markt-)Faktoren keinen befriedigenden Erklärungsbeitrag für die Erklärung der kreuzsektionalen Unterschiede in den Überrenditen liefern, obwohl die aus dem S-L-M-CAPM abgeleitete Hypothese der *ex ante* μ - σ -Effizienz in den *ex post*-Daten auf aggregiertem Niveau eines Weltaktienindexes nicht grundsätzlich auf gängigem Signifikanzniveau widerlegt werden kann (Ferson/Harvey 1994, S. 791).

Seit Anfang der 90er Jahren gehen folglich die Forschungsaktivitäten dahin, auf der Basis des S-L-M-CAPM *parsimonische Mehrfaktorenmodelle* (Multi- β -Asset Pricing) zu entwickeln, in denen *neben dem Marktfaktor* weitere Risikofaktoren *globaler Reichweite* erfaßt werden (Makrovariablen: Zinsstrukturrisi-

ko, Ölpreisrisiko, Inflationsrisiko, Wechselkursrisiko)¹ oder Mikrovariablen hinzugezogen werden (Marktwert/Buchwert-Verhältnis; Größe eines Unternehmens)².

Solche Modelle zeichnen sich *methodisch* in erster Linie durch folgende Merkmale aus:

- 1) Seit Ende der 80er Jahre verfestigt sich die Evidenzlage, daß die Modellierung des stochastischen Prozesses der Überrendite als multivariater autoregressiver Moving Average Prozeß mit generalisierter autoregressiv konditionierter Heteroskedastizität erhebliche Verbesserungen gegenüber Modellen mit Homoskedastizität liefert. Fama/Schwert/Stambaugh (1987) und Schwert (1989) lösen eine größere MR-Debatte aus, indem sie erste umfangreiche Hinweise auf Autokorrelation in den *Varianzen* von Aktienrenditen liefern. Sie modellieren *konditionierte Varianzen* auf Marktniveau und *konditionierte Kovarianzen* zur Erklärung kreuzsektionaler Renditen (im Rahmen zeitvariabler β -Faktoren). So verwundert es nicht, daß Conrad/Kaul (1988, S. 423f.) ohne Berücksichtigung der Heteroskedastizität noch eine vermeintliche Inkonsistenz in einem geschätzten autoregressiven Moving-Average-Überrenditeprozeß zwischen schnell abfallenden kurzfristigen Überrenditen und langsam abfallenden langfristigen Überrenditen identifizieren. Richardson (1993, S. 204) betont, daß über Heteroskedastizität sich insbesondere kurzfristige (Horizonte über Tage bis Wochen), aber auch mittelfristige Eigenschaften (Horizonte über mehrere Monate) im Überrenditeprozeß erklären lassen, weniger jedoch im langfristigen Bereich (Horizonte über mehrere Jahre).
- 2) Das für die vorliegende Arbeit wichtigste zentrale stilisierte Faktum liegt darin, daß sich die stochastischen Eigenschaften von Anleiheportfolios deutlich von einem Aktienportfolio unterscheiden. Zum Beispiel verweisen Jones/Lamont/Lumsdaine (1998, S. 335) auf *asymmetrische Reaktionen*, was im Rahmen der C-CAPM-Modellierung von außerordentlichem Interesse ist. Dem Wesen der *Zinsstrukturkurve*³ ist nach Scruggs (1998, S. 596ff.) eine wesentliche Bedeutung bei der Erklärung von TVER beizumessen.

¹ Vgl. hierzu z.B. Fama/French (1988) und Elton/Gruber/Blake (1995).

² Vgl. hierzu z.B. Fama/French (1992, 1993, 1996a), Daniel/Titman (1997) Ferson/Harvey (1999) und Davis/Fama/French (2000).

³ Scruggs (1998, S. 598) spricht von zwei entkoppelten Zinseffekten, die für eine positive Korrelation zwischen der konditionierten Überrendite und der konditionierten Volatilität führen. Damit gewinnt auch die *Kovarianzstruktur zwischen Aktien und Anleihen* eine zentrale Bedeutung für TVER.

sen. Schon früh finden in diesem Zusammenhang Keim/Stambaugh (1986, S. 388) Evidenz dafür, daß die konditionierten TVER der Anleihen über die Fristigkeiten variieren und deren Unterschiede über die Zinsstrukturkurve invers mit dem Preisniveau des Aktienmarktes verknüpft sind. Eine steile Zinsstrukturkurve spricht in aller Regel für niedrige Aktienpreise und hohe *ex ante*-Überrenditen bzw. (möglicherweise) ein hohes Risiko. Sie schlagen eine differenziertere multifaktorielle Modellierung der TVER vor, die auf den gesamten Informationsgehalt der Zinsstrukturkurve zurückgreift.

- 3) Der Zusammenhang zwischen der Dynamik der Zinsstruktur und TVER läßt bis heute viele Fragen offen. Ein Grund liegt darin, daß über die erheblichen Schwierigkeiten, die Dynamik der Zinsstruktur zu erklären, ein Streit zwischen den Vertretern von Gleichgewichtsansätzen, die endogene und exogene Einflüsse in einem ökonomischen Modell verknüpfen, und den Vertretern arbitrage-orientierter Ansätze mit einfacher strukturiertem ökonomischen Hintergrund entsprungen ist (Hess 1995, S. 2). Zwar wird regelmäßig die Hypothese der Erwartungstheorie der Zinsstruktur verworfen. Unklar ist beispielsweise aber, ob die Risikoprämien linear mit der Fälligkeit von Anleihen ansteigen und die Zinsstrukturkurve eine Information über Renditeänderungen am langen Ende beinhaltet (Harris 1998, S. 11).
- 4) Die Anzahl der Faktoren ist mit meist 3-4 *sehr begrenzt* (Canova/Marrinan 1995, S. 36, S. 40). Von diesen Faktoren übernimmt üblicherweise ein „Marktfaktor“ den größten Erklärungsbeitrag. Meist schließt sich ein Faktor an, der insbesondere für die Erklärung der Anleihenrenditen von maßgeblicher Bedeutung ist (Harvey/Solnik/Zhou 1994, S. 26ff.). Für den amerikanischen Aktienmarkt kann es als gesichert gelten, daß auf der Basis von Monatsrenditen ein *Zinsstrukturfaktor* den signifikantesten, *stärksten Erklärungsfaktor für TVER* gegenüber einschlägigen Alternativen⁴ darstellt. Auf der Suche nach Gründen für die Erklärung negativer Überrenditen finden Boudoukh/Richardson/Smith (1993, S. 398), daß seit dem 2. Weltkrieg die Evidenzlage dafür spricht, daß die Überrenditen negativ mit den Treasury Bill-Zinssätzen und positiv mit der Neigung der Zinsstrukturkurve korreliert sind. Somit schlußfolgern sie, daß das Auftreten von

⁴ Zu nennen sind der Faktor SMB (Small Minus Big: Größenbezogene Prämie), HML (High Minus Low: „Distress“-Prämie der Buchwert/Marktwert-Relation) und DEF (Default: Prämie auf Bonitätsrisiko). Vergleiche hierzu Fama/French (1992, 1993, 1996a).

negativen ex ante-Überrenditen prinzipiell möglich und oftmals eng verbunden ist mit Phasen hoher Inflation, vor allem jedoch mit einer stark inversen Zinsstruktur.

- 5) Ferson/Harvey (1991a, 1991b) kommen zu dem Ergebnis, daß die vorhersagbaren Komponenten in den monatlichen Überrenditen von Aktien und Anleihen stärker durch Schwankungen *der Prämie für das β -Risiko* als durch *Änderungen im β* selber erzeugt werden. Evans (1994) findet durch eine rollierende Regression, die strukturelle Änderungen abfängt, ebenfalls sehr deutliche Evidenz für TVER, die sowohl durch die Prämie auf einen (Aktien)-Marktfaktor als auch durch einen Risikofaktor von Unternehmensanleihen konditioniert werden. Der Einfluß der Prämie für das β -Risiko ist auch hier größer als die β -Schwankungen. Die Ergebnisse werden als eindeutiges Indiz für ein intertemporales CAPM gewertet.
- 6) In der Regel werden die Faktoren so gewählt - was besonders bei den genannten Mikrofaktoren wesentlich ist -, daß ihre Prognosefähigkeit bzgl. TVER auch auf disaggregierterem Niveau (z.B. Länderebene) weitestgehend qualitativ und quantitativ bestehen bleibt. Ferson/Harvey (1993) kombinieren in ihrem Modell konditionierte β -Faktoren der nationalen Aktienmärkte in Abhängigkeit von lokalen Informationsvariablen mit globalen Risikoprämien in Abhängigkeit globaler Informationsvariablen. Die Vorhersagbarkeit der Überrenditen resultiert zum überwiegenden Teil aus einer Zeitvariation der globalen Risikoprämien. Eine ähnlich robuste Vorhersagekraft *globaler* Risikofaktoren auf Überrenditen in verschiedenen Märkten stellen Bessembinder/Chan (1992) und Evans (1994) fest.
- 7) Es gilt als akzeptiertes stilisiertes Faktum, daß *TVER antizyklisch mit den Konjunkturzyklen verlaufen* (Fama/French 1992, S. 1106), wobei allerdings langfristige (reale) Aktienrenditen streng positiv mit Wachstumsraten der Volkswirtschaft korreliert sind (Schwert 1990, S. 1256). Ex post Überrenditen stehen in einem Zusammenhang mit ex ante-Überrenditen, was negative Autokorrelation unter MR impliziert. Hier ist eine fundamentale IE-Reaktion auf das Risiko der Payoff-Struktur unter Berücksichtigung des *Leverage-Effektes* und der Präferenz für intertemporale Konsumglättung zu vermuten. Ball/Kothari (1989, S. 54) erklären die auf disaggregiertem Niveau beobachtete MR über TVER, die über drei Kanäle transportiert wird: 1. Auf aggregiertem Niveau schwankt der Marktpreis des Risikos. 2. Auf mittelaggregiertem Niveau schwanken die relativen (Branchen-) Risiken. 3. Auf disaggregiertem Niveau schwankt das Risiko aus dem Leverage-Effekt. Alle Aspekte zusammen sprechen gegen IIE. Das Mißpricing in den Überrenditen wird auf ein Renditeäquivalent von höchstens 2% pro Jahr geschätzt.

- 8) Empirische Untersuchungen zeigen allerdings ein gespaltenes Bild, was einen möglichen Leverage-Effekt und die Rückkoppelung der Volatilität auf die Überrendite anbelangt. Während Engle/Lilien/Robins (1987, S. 405f.) einen *positiven Zusammenhang der Heteroskedastizität in der Zinsstruktur mit Überrenditen* identifizieren und Merton (1980) wie auch French/Schwert/Stambaugh (1987) für Überrenditen auf Aktienmärkten das gleiche beobachten, kommen Theodosiou/Lee (1995) und Pagan/Hong (1991) zu einem Null- bzw. sogar zu einem gegenteiligen Ergebnis.⁵ Schwert/Seguin (1990, S. 1152ff.) bestätigen den theoriekonformen Zusammenhang und stellen zum einen fest, daß die Heteroskedastizität auf disaggregiertem Niveau durch einen allgemeinen Marktfaktor getrieben wird, zum anderen, daß die Evidenz langfristig negativer Autokorrelation (MR) etwa aus Potera/Summers (1988) schwindet, wenn Heteroskedastizität in der Modellierung der Überrenditen berücksichtigt wird.

Die Multi- β -Faktor-Struktur bestimmt in diesem Modellierungsansatz über die *konditionierten Varianzen und Kovarianzen* eines *exogenen Prozesses* der globalen Ökonomie das zyklische Verhalten (MR) der Überrenditen. Wie noch im Kapitel 4 aufzuzeigen ist, werden standardmäßig die stochastischen Diskontierungsfaktoren aus dem Pricing Kernel der Euler'schen Gleichung für die intertemporale Nutzenmaximierung wesentlich durch die intertemporale Grenzrate der Substitution (IMRS) bestimmt.

Eine für das Equity Premium Puzzle relevante Implikation ist die, daß unter *vorhersagbaren Überrenditen* die Sharpe-Ratio relativ hoch und die IMRS sehr variabel sein muß. Aus der Perspektive des S-L-M-CAPM stellen sich schwankende Risikofaktoren als rationale Quellen von TVER dar, sofern nicht grundlegende Einwände gegen die EMH erhoben werden können (z.B. diverse *endogene Prozesse*).

In der Tat gibt es Evidenz, daß (unantizipierte) Variationen in bestimmten Risikofaktoren (z.B. monetäre und fiskalische Faktoren) an der endogenen Dynamik beteiligt sind, obwohl sie als exogen aufgefaßt werden müßten. Die Leitlinie wird so gesehen, daß je besser ein Multi- β -Asset Pricing-Modell Überrenditen abbilden kann, desto geringer die Wahrscheinlichkeit für IIE ist (Person/Harvey 1991a, S. 49).

⁵ Neuere Analysen führen diese vermeintliche Anomalie auf eine Modellfehlspezifikation zurück. Insbesondere ist in diesem Zusammenhang fraglich, welches Modell der Übertragung der konditionierten Varianz auf die Mittelwertgleichung der Überrendite adäquat ist (vgl. hierzu Abschnitt 5.3.1).

Im konkreten Einzelfall ist damit aber noch nicht aus theoretischer Sicht geklärt, worin das *spezifische Risiko eines Faktors* konkret besteht, wie die Diskussion um das 3-Faktorenmodell von Fama/French (1993;1996a)⁶ und die Profitabilität von Contrarian-Strategien (Lakonishok/Shleifer/Vishny 1994) und Momentum-Strategien (Jegadeesh/Titman 1993) zeigt. Die Profitabilität einer Value-Strategie⁷ könnte darin begründet sein, daß im Rahmen eines IE-Marktes ein niedriges Marktwert/Buchwert-Verhältnis Ausdruck für „Stress“ ist, wofür eine Prämie verlangt wird. In einem IIE-Markt hingegen unter suboptimalen Verhaltensweisen eines ausreichend großen Teils der Investoren besteht die Möglichkeit, durch eine Value-basierte Contrarian-Strategie eine risikoadjustierte Überrendite zu erzielen.⁸

Value-Portfolios dürfen dann nicht fundamental riskanter als Glamour-Portfolios sein, also in Rezessionen unter vermuteter hoher IMRS nicht prozyklisch eine relativ schlechtere Performance aufweisen, wenn sie α -Potential besitzen sollen. Die Schwierigkeit liegt darin begründet, in einem Modell zugleich Über- wie Unterreaktion⁹ zu erklären, um die Phänomenologie von MR gänzlich zu erfassen (Barberis/Shleifer/Vishny 1998, S. 308).

⁶ Vgl. hierzu auch die neuere Diskussion um die Erklärung kreuzsektionaler Renditen mittels „Risk Models“ oder „Characteristic Models“ von Daniel/Titman (1997), Ferson/Harvey (1999) und von Davis/Fama/French (2000). Fraglich ist weiterhin, ob die anhaltende Value Premium eher eine Kompensation für höhere Risiken oder eher eine Anomalie darstellt.

⁷ Eine solche Strategie besteht z.B. im Kauf von Aktien mit hohem Buchwert/Marktwert (B/M)- und niedrigem Preis/Gewinn (P/E)-Verhältnis ggf. in Kombination mit einem (Leer-)Verkauf von Aktien mit niedrigem B/M- und hohem P/E-Verhältnis. Vergleiche hierzu auch die Ausführungen im Abschnitt 3.1.3.

⁸ Lakonishok/Shleifer/Vishny (1994, S. 1551) führen die Profitabilität einer Contrarian-Strategie auf eine verzerrte, extrapolative Erwartungsbildung unter *MR in den Schätzvariablen* zurück. „Much psychological evidence indicates that individuals form their predictions of the future without a full appreciation of mean reversion...To exploit this flaw of intuitive forecasts, contrarian investors should sell stocks with high past growth as well as high expected future growth and buy stocks with low past growth as well as low expected future growth. Prices of these stocks are most likely to reflect the failure of investors to impose mean reversion on growth forecasts.“ *MR in den Schätzvariablen* wird hiernach nicht korrekt antizipiert. Eine andere Erklärung liegt z.B. in der institutionell bedingten, „nicht-rationalen“ Erwartungsbildung bei Fondsmanagern, die aus Gründen der Agency Problematik bzw. ineffizienter Anreizmechanismen in „glamour portfolios“ über- und in „value portfolios“ unterinvestiert sind.

⁹ Eine Unterreaktion ist in einigen Untersuchungen auf einen Horizont von 1-12 Monaten anzutreffen, womit positive Autokorrelation erzeugt wird (Trending bzw. Momentum in Renditen). Eine Überreaktion zeigt sich auf längeren Horizonten von etwa 3-

Der vorstehende Überblick zeigt, daß ökonomische Intuition, modelltheoretische Stringenz und empirische Evidenz im Einzelfall weit auseinanderfallen können, so daß im Wechselspiel zwischen Theorie und Empirie zahlreiche Fragen immer noch ungeklärt sind, insbesondere was eine adäquate Risikomesung und Risikoadjustierung anbelangt, wenn Risikofaktoren bewertet werden sollen, und welche Rolle unterschiedliche Renditefrequenzen spielen.

Daß das Diskussionsfeld in den 90er Jahren eher größer als enger geworden ist, läßt sich daraus ableiten, daß zwar auf der einen Seite hinsichtlich der Modelltheorie, die von einem (quasi-)rationalen Setting ausgeht, durch Generalisierungsbestrebungen und Aufweichung bestimmter Restriktionen erhebliche Fortschritte bei der Erklärung zahlreicher stilisierter Fakten erzielt worden sind. Dieses hat den EMH-Apologeten Auftrieb verschafft. Auf der anderen Seite aber erodieren die Erkenntnisse der relativ jungen Disziplin der Behavioral Finance derartige Bemühungen.

5 Jahren und führt zu negativer Autokorrelation in den Renditen (MR im engeren Sinne in den Renditen).

3. „Mean Reversion“-Effekt als Diskussionsgegenstand der Effizienzmarkthypothese

3.1 Diskurs über die Hypothese informationseffizienter Märkte im historischen Überblick

In einer möglichst kompakten Darstellung sollen die wesentlichen Meilensteine im Diskurs um die EMH kurz erörtert werden, um ihre Bedeutung für die MRH herauszuarbeiten.

3.1.1 Urfassung

Als *die* Begriffsprägung schlechthin wird die Definition von Fama (1970) heute allgemein anerkannt und standardmäßig zitiert:¹ Damit eine frictionslose Transformation von Informationen in die Wertpapierpreise stattfinden kann und somit solche Preise „at any time ‘fully reflect’ all available information“ (Fama 1970, S. 383), werden folgende *hinreichende Bedingungen* identifiziert: a) Es existieren keine Transaktionskosten. b) Jede verfügbare Information ist allen Marktteilnehmern kostenlos zugänglich.² c) Es werden Konsenserwartungen über die zukünftigen Renditen gebildet.

In Abhängigkeit von den bei den *Tests* auf EMH betrachteten Teilmengen der Informationen kann zwischen der EMH(schwach; Informationsgehalt vergangener Preise), EMH(mittelstreuig; Berücksichtigung öffentlich verfügbarer Informationen) und EMH(streuig; Berücksichtigung privater Informationen)³

¹ Die präzisere Formulierung von Tobin (1984, S. 5) konnte sich nicht durchsetzen. Er bezeichnet die EMH(schwach) genauer als „Information-Arbitrage Efficiency“ und die EMH(mittelstreuig/streuig) als „Fundamental-Valuation Efficiency“. Er grenzt beide Effizienzformen ab gegen die „Full-Insurance Efficiency“ einer Arrow/Debreu-Ökonomie (Arrow 1964, Debreu 1959) und gegen eine „Functional Efficiency“ im Hinblick auf Transaktions- und Intermediationsprozesse. Rubinstein (1975, S. 812) differenziert weiter nach „Exchange Efficiency“ im Hinblick auf die Motivation zur Generierung von Zahlungsanwartschaften und „Production Efficiency“ im Hinblick auf marktwertmaximierende pareto-optimale Produktionsentscheidungen.

² Oftmals werden Informationsbeschaffungskosten - nicht ganz exakt - unter die Transaktionskosten subsumiert.

³ Dieser Fall gilt als Fiktion zur Komplettierung des Kanons, da (private) Insiderinformation bis zur arbitragierenden Transaktion per definitionem nicht in den Preisen

unterschieden werden, wobei die niedrigwertigeren Teilmengen in den höherwertigeren Teilmengen enthalten sind und damit *notwendige* Bedingungen darstellen (umgekehrt *hinreichende* Bedingungen).

Die für uns entscheidende Implikation ist zum einen diejenige, daß wenn der Gegenwartspreis $p_{j,t}$ eines Wertpapiers j zum Zeitpunkt t über die Beziehung

$$(3.1-1) \quad E(p_{j,t+1}|\Phi_t) = [1 + E(r_{j,t+1}|\Phi_t)]p_{j,t}$$

mit den rational auf der Basis eines Informationssets Φ_t gebildeten Erwartungen über die Rendite $r_{j,t+1}$ verknüpft ist, daß Aktienpreise einem *Martingalprozeß* folgen (vgl. Abschnitt 5.1) und somit keine MR infolge der seriellen Unkorreliertheit im ersten stochastischen Moment aufweisen können. Folglich ist der realisierte Preis gegenüber dem erwarteten Preis verzerrungsfrei (Fair Game-Eigenschaft), so daß hierüber eine Arbitragefreiheitseigenschaft für spekulative Märkte unter Unsicherheit formuliert werden kann:

$$(3.1-2) \quad \begin{aligned} x_{j,t+1} &= p_{j,t+1} - E(p_{j,t+1}|\Phi_t) \\ E(x_{j,t+1}|\Phi_t) &= 0 \end{aligned}$$

Auf diese zentrale Fragestellung nach einer zufordernden Zeitreiheneigenschaft (Prozeßeigenschaft) von Wertpapierpreisen auf spekulativen Märkten (Fama 1965, Samuelson 1965, Mandelbrot 1966)⁴ und der nihilistischen Implikation für die Markttechnische Analyse, insbesondere der Charttechnik, fundieren die Überlegungen zur EMH und begründen das fundamentale Bewertungskonzept des DividendendiskontierungsmODELLs (DCF, Present Value-Concept). Wenn in der vorliegenden empirischen Arbeit „theorieilos“ der Renditeprozeß auf Autokorrelation getestet wird, liegt ein Test auf EMH(schwach) vor. Wird in einer multifaktoriellen Modellierung auf Makrovariablen zurückgegriffen, liegt ein Test verbundener Hypothesen auf EMH(mittelstreu) vor.

Die zweite Implikation, die aus der vorliegenden IE-Definition abzuleiten und für den theoretischen Teil der vorliegenden Arbeit von Bedeutung ist, ist

enthalten sein kann. In der Literatur finden sich daher nur Tests auf EMH(schwach) und EMH(mittelstreu). Die nihilistische Implikation ist im ersten Fall, daß Markttechnische Analyse keine risikoadjustierte (Netto-)Renditen ermöglicht, im zweiten Fall, daß eine Fundamentale Analyse keine risikoadjustierte (Netto-)Rendite ermöglicht. Bei Insiderinformation ist unter unendlichem Anlagehorizont und ohne Leerverkaufsrestriktionen prinzipiell immer eine risikoadjustierte (Netto-)Rendite vorstellbar.

⁴ Es sei hier nur aufgrund des Geschichtsbezugs am Rande erwähnt, daß sich die RWH noch wesentlich weiter zurückverfolgen läßt, ohne daß an dieser Stelle weitere Erkenntnisse daraus gewonnen werden können.

die, daß alle Asset Pricing-Modelle sich damit im wesentlichen „nur“ in der *Definition des „Risikos“* unterscheiden (Fama 1970, S. 384). Wie die Analyse zeigen wird, erweist sich jedoch gerade dieser Sachverhalt als äußerst kritisch.

Da sich die Diskussion um den Begriff und das Wesen der EMH wie *ein roter Faden* durch die Kapitalmarkttheorie zieht, sei nachfolgend ein weitestgehend *chronologisches Raster* verwendet, um einen Überblick zu gewinnen. Die Tabn. 3.1.1 und 3.1.2 stellen die wichtigsten Meilensteine im Diskurs tabellarisch gegenüber.

Tab. 3.1-1
Meilensteine im Diskurs um die EMH im chronologischen Abriß I

Quelle	Kernaussage	Implikation für MRH
Fama (1970)	Definition in Abhängigkeit der Art der berücksichtigten Information: EMH (schwach), EMH (mittelstreu), EMH (streu): „prices fully reflect information“	Formale theoretische Begründung für RWH als mathematische Alternativhypothese für MRH; Rationalitätspostulat schließt MRH aus; (C)APM-Spezifikation nur eine Frage der Risikobewertung
LeRoy (1973)	Martingaleigenschaft keine Voraussetzung für EMH(schwach)	Zeitvariable Überrenditen und damit MR möglich unter EMH; Zeitvariation eine Frage der Konditionierung
Rubinstein (1975)	Kritik an der Renditefixierung der Fama (1970)-IE-Definition	Alternative Effizienzmaße erforderlich um MR beurteilen zu können
LeRoy (1976)	Aufdeckung eines tautologischen Gehaltes der Fama (1970)-IE-Definition	Einfache Tests auf serielle Korrelation lassen keine Aussage auf IIE zu; keine direkte Testbarkeit der EMH gegeben
Grossman/ Stiglitz (1976, 1980)	Informationsparadoxon: <i>reductio ad absurdum</i> . Weder mit noch ohne Informationskosten gilt die EMH noch existiert ein perfektes Marktgleichgewicht.	Zeitvariable Risikoprämien bzw. MR reflektieren einen latenten Ungleichgewichtszustand, dessen Ausbeutbarkeit nicht nur von den Transaktionskosten, sondern auch von Informationskosten beschränkt wird.
Quelle: eigene Darstellung		

Tab. 3.1-2

Meilensteine im Diskurs um die EMH im chronologischen Abriß II

Quelle	Kernaussage	Implikation für MRH
Roll (1977)	Eines der größten Mißspezifikationspotentiale beim Test eines jeglichen CAPM liegt in der Nichterfaßbarkeit des Marktportfolios.	Bei empirischen Tests sollte der Auswahl der Zeitreihen größte Aufmerksamkeit geschenkt und in Abhängigkeit vom Integrationsgrad der Märkte ein ausreichend hohes Aggregationsniveau gewählt werden.
Jensen (1978)	Grenzertraglicher Zusammenhang zwischen Transaktions-(Informationskosten) und risikoadjustierter Überrendite	Für die Ablehnung der EMH muß die Erzielung einer risikoadjustierten Überrendite unter Transaktions-/Informationskosten nachgewiesen werden
Lucas (1978)	Formaler Nachweis, daß Martingaleigenschaft keine notwendige Bedingung für EMH ist	Kritik am einfachen DCF-Modell und der Annahme der zeitadditiven Präferenzstruktur
Beaver (1981)	Kritik an der Fama (1970)-IE-Definition durch Aufdeckung verschiedener Ambiguitäten	IE als graduelle und informationsspezifische Eigenschaft; Definition der γ -Efficiency und η -Efficiency; Erklärung der latenten Unterdiversifikation
Hellwig (1982)	In einem mehrperiodigen (intertemporalen) Modell kann IE unabhängig von den Informationskosten approximativ erreicht werden.	Bilden intertemporale C-CAPM das Marktgeschehen besser als das S-L-M-CAPM ab, liegt ein höherer Grad an IE vor, als unter einem S-L-M-CAPM anzunehmen wäre.
Jordan (1983)	Formaler Nachweis, daß die EMH nicht kompatibel zu einem Marktgleichgewicht ist	IIE ist als regulärer Fall aufzufassen; hohe Wahrscheinlichkeit, in Abhängigkeit von der Testmächtigkeit signifikante MR in den Daten vorzufinden
Latham (1983)	Kritik an der η -Efficiency wegen fehlender Subset-Property	Definition einer E-Efficiency über die Notwendigkeit einer Portfolio-reallocierung; Wahl eines möglichst hohen Aggregationsniveaus für Tests
Quelle: eigene Darstellung		

Tab. 3.1-3

Meilensteine im Diskurs um die EMH im chronologischen Abriß III

Quelle	Kernaussage	Implikation für MRH
Brown/Harlow/Tinic (1988)	Generalisierung der EMH zur UIH	Hohe Bedeutung von Heteroskedastizität in den Renditen; Heteroskedastizität ist per se kein Ausdruck von IIE.
Ball (1990)	Kritik am Modelltypus der Austauschökonomie im Steady State-Gleichgewicht. Zeitvariable Risikoprämien werden durch Angebotsfaktoren bestimmt.	Notwendigkeit der Modellierung einer endogenen Dynamik ergibt sich auch aus angebotsseitigen Anpassungsvorgängen, die keinen zwingenden Rückschluß auf IIE zulassen.
Fama (1989, 1991)	Eine eingeschränkte Prognosefähigkeit ist auch unter rationaler Erwartungsbildung möglich	Rechtfertigung für die Aufhebung der Nichtnegativitätsbedingung zeitvariabler Überrenditen; Negative ex ante-Überrenditen als Indikator für IIE
Keane (1991)	Neues Paradoxon: Faktoren, die das Vertrauen in die REH unterminieren, begrenzen gleichzeitig die Ausbeutungsmöglichkeiten.	Theoretische Ausbeutbarkeit des MR-Effektes ist nicht gleichzusetzen mit praktischer Ausbeutbarkeit.
Gauci/Baumgartner (1993)	Aufgrund struktureller Ungewißheit ist der Rückgriff auf Vergangenheitsinformationen rational.	Nicht prognostizierbare Modellwechsel begrenzen das Ausbeutungspotential von MR; Notwendigkeit strenger Out-of-Sample Tests und der Verwendung einer rollierenden Datenbasis
Quelle: eigene Darstellung		

Tab. 3.1-4

Meilensteine im Diskurs um die EMH im chronologischen Abriß IV

Quelle	Kernaussage	Implikation für MRH
Shefrin/ Statman (1994)	Asymmetrischer Zins- struktureffekt als Indikator für IIE	Zinsstruktur als Haupterklärungs- faktor für MR-Effekte in einem modifiziertem C-CAPM; Informati- onsgehalt der Intermarket-Bezie- hungen für zeitvariable Risikoprä- mien
Grossman (1995)	Informationstheoretische Erklärung von TVER nur möglich über IIE; wesentli- che Quelle der IIE ist man- gelnde Equitization von Risiken	Theoretischer Nachweis der Subop- timalität einer B&H-Strategie; Legi- timation von Timing-Strategien durch die Vielfalt von allokativen Preisbewegungen
Shleifer/ Vishny (1997)	Idiosynkratische Funda- mentalrisiken (Noise Tra- ding) begrenzen die Risi- koarbitrage.	Ausbeutbarkeit von MR-Effekten abhängig von der konsequenten Implementierung nichtlinearer Prognosemodelle und nichtlinearer Handelssysteme
Fama (1998)	MR-Effekte vermutlich existent, aber hohes Mißspezifikationspotential unter Small Sample Bias	Notwendigkeit umfangreicher Da- tensätze, Konzept konkurrierender Modelle vorteilhaft; Skepsis gegen- über zu IIE-freundlichen Ergebnis- sen angebracht
Daniel/ Titman (2000)	Einführung des Begriffs der Adaptiven Effizienz: Hypothese zunehmender IE durch Lernprozesse	Evidenz nachhaltiger beschränkter IE stützt Hypothese nicht- arbitragierter oder nicht zu arbitra- gierender MR-Effekte.
Lewellen/ Shanken (2000)	Kritik an EMH-Tests, die nur auf Business Cycles und BF-Ansätze als MR- Quellen abzielen: Berück- sichtigung von Schätzrisi- ken aus Ungewißheit not- wendig	Verwendung rollierender Renditen zur Abbildung adaptiver Lernpro- zesse infolge struktureller Bewer- tungsunsicherheit
Quelle: eigene Darstellung		

3.1.2 Erste Anpassungen der Urfassung und Korrektur von Fehlimplikationen

Eine entscheidende Modifizierung der klassischen IE-Definition erfolgt durch *LeRoy* (1973, S. 437, S. 445). Die aus der Annahme der Risikoaversion abzuleitende Martingaleigenschaft läßt sich nicht mehr aufrechterhalten, wenn ein mehrperiodiges Kapitalmarktgleichgewicht angesetzt wird. Ein IE-Markt steht folglich *in keinem strengen Zusammenhang* mit der *Verteilungsfunktion der Renditen*. Entsprechend ist es auch unter der EMH denkbar, daß erwartete Renditen von vergangenen Renditen (und damit vergangenen Erträgen) abhängen. Für die Modellierung zeitvariabler Überrenditen ist hierbei die Frage entscheidend, ob *ex ante*-Wissen darüber vorliegt, daß Änderungen der erwarteten Rendite mehr oder weniger proportional mit den Preisen variieren. Hiervon ist abhängig zu machen, ob auch (zumindest nominale) *ex ante*- negative Überrenditen in einem IE-Markt unter ganz bestimmten Bedingungen auftreten können. Ökonomisch plausibel - unter den einschlägigen Rationalitätsannahmen - ist jedoch, daß die erwarteten Überrenditen nur sehr maßvoll mit den realisierten *ex post*-Renditen variieren.

Rubinstein (1975, S. 821) kritisiert die enge Verknüpfung der Fama (1970)-Definition mit den erwarteten Renditen. Aufgrund der Koppelung der EMH an ein Kapitalmarktmodell ist sie faktisch *nicht testbar* (*Test verbundener Hypothesen*; siehe Abschnitt 3.2.1). In einem IE-Markt verstärkt die unzureichende Information eines einzelnen Investors die Neigung zur Fehlbewertung einzelner Wertpapiere und damit zu einer Fehlgewichtung bzw. Unterdiversifikation. Als *Barometer für IE* schlägt er den Volumenanteil spekulativer Handelsaktivität vor. *Spekulative Erwartungen* sind dann so zu definieren, daß Erwartungen derart gebildet werden, unter denen eine *Portfoliorevision als optimale Strategie* gelten kann (Rubinstein 1995, S. 815). Unter der Annahme homogener Erwartungen eines S-L-M-CAPM haben alle Investoren nichtspekulative Erwartungen. Auch für die vorliegende empirische Arbeit bedeutet diese Sachlage, daß in letzter Konsequenz aus wissenschaftsmethodologischer Sicht keine definitive Aussage über IE bzw. IIE getroffen werden, sondern nur eine gewisse Evidenzlage aufgebaut werden kann.

LeRoy (1976) hält die Fama (1970)-Definition für tautologisch und begründet hierüber die *Nichttestbarkeit*. Da die Martingal-Restriktion nur aus einem Kapitalmarktgleichgewicht unter Risikoneutralität hergeleitet werden kann (der Aktienprozeß folgt einem Submartingal) treten bei Tests auf serielle Korrelation in den Renditen Probleme bei einer Nichtstationarität der Renditen auf.

Über den Dartboard-Vergleich überführen *Grossman/Stiglitz* (1976, S. 248) die Annahme b) von Fama (1970) einer *reductio ad absurdum*, da Preise auf Märkten Informationen von Informierten an Uninformierte übermitteln. Ohne

einen Anreiz Informationen zu beschaffen, dürften keine Informationen beschafft werden. Wenn aber keine Informationen beschafft werden, ist fraglich, wie Preise Informationen voll reflektieren können. Ohne Informationskosten könnte kein Gleichgewichtszustand existieren (*Informationsparadoxon*). Folglich kann nur ein (imperfektes) Gleichgewicht unter Informationsbeschaffungskosten Bestand haben (Grossman/Stiglitz 1980, S. 584), so daß ein Kapitalmarkt nicht einmal approximativ IE sein kann. Die Sichtweise wird von Hellwig (1982, S. 7ff.) heftig kritisiert, da sie auf einer statischen Betrachtung beruht und die zeitliche Struktur des Kommunikationsprozesses nicht berücksichtigt. Er führt in einem mehrperiodigen Modell den formalen Nachweis, daß „der Kapitalmarkt der vollkommenen Informationseffizienz beliebig nahekommen kann, ohne daß dadurch der Anreiz zu Informationsbeschaffung von Informationen beeinträchtigt wird“⁵ (Hellwig 1982, S. 8).

Der vorstehende Disput wirft für uns die Fragestellung auf, wie stark MR über C-CAPM-Zusammenhänge hinaus ausgeprägt sein darf (imperfektes Gleichgewicht), ohne daß weiche (intertemporale) Arbitrage einsetzt, deren Ertrag den Aufwand für das Erkennen solcher Situationen und das Durchführen von Transaktionen wesentlich übersteigt.

Roll (1977) stellt fest, daß gültige Tests, die im S-L-M-CAPM-Sinne auf die mathematische Korrespondenz zwischen der linearen Rendite- β -Relation und der μ - σ -Effizienz abzielen, deswegen zum Scheitern verurteilt sind, da sie Kenntnis über *die wahre Zusammensetzung des Marktportfolios* voraussetzen, was nach gegenwärtiger Auffassung eine Fiktion ist.⁶ Die S-L-M-CAPM-basierten EMH-Tests sind äußerst fragwürdig, da schon *geringe Abweichungen im Marktproxy* zu entsprechenden *Verzerrungen* führen können. Ferner wird diesbezüglich auf die Notwendigkeit und Wirkung der Berücksichtigung von Anleihen in das *Marktproxy* hingewiesen, was für die vorliegende Arbeit von wesentlicher Bedeutung ist: „If bonds had been included in the analysis, they might have been included in a new ‘market proxy’ and a new observed efficient set would have been obtained. The resulting linearity, or lack thereof, would have been completely dependent on the ex-post efficiency of this new market portfolio. If bonds were not made part of the market portfolio proxy, the risk-return tradeoff would still have been linear, including the bonds’ returns and betas, unless the market proxy was significantly not ex-post mean variance efficient.“ (Roll 1977, S. 147). Für die vorliegendene Arbeit wird daraus die

⁵ Im Original kursiv.

⁶ Als Gründe werden regelmäßig nicht handelbare Vermögensgegenstände und die als Zahlungsanwartschaft nicht oder nur schwer erfassbare menschliche Arbeitskraft (Human Capital) genannt.

zentrale Fragestellung extrahiert, inwiefern ein Teil der Nichtlinearitäten in den Aktienrenditen auf Interdependenzen mit den Anleihenrenditen zurückzuführen ist und zugleich Reflex zeitvariabler Überrenditen eines C-CAPM darstellt.

Jensen (1978, S. 96) erweitert die EMH-Definition um den Aspekt des Rendite-Risiko-Kalküls unter der Existenz von Transaktionskosten: „A market is efficient with respect to information set ϕ_t if it is impossible to make economic profits by trading on the basis of information set ϕ_t . By economic profits, we mean the risk adjusted returns net of all costs.“⁷ Nach der Risikoadjustierung folgen Wertpapierpreise einem Martingalprozeß unter „zero storage costs“ und „zero transaction costs“ (Jensen 1978, S. 97). Folglich reflektieren Preise bis zu dem Grad Informationen wie der Grenzertrag infolge eines Handelns auf Informationen die Grenzkosten nicht übersteigt. Eine mögliche IIE kann nur vor den Kosten beurteilt werden, unter denen ihre Ausbeutbarkeit zugleich gewährleistet wie auch beschränkt ist (Grossman/Stiglitz 1976, 1980).

Im Sinne von LeRoy (1973) führt *Lucas (1978)* den formalen Nachweis, daß die Martingaleigenschaft keine notwendige Bedingung für die EMH ist. Eine typische Situation liegt mit einer abnehmenden marginalen intertemporalen Grenzrate der Substitution (zukünftigen für gegenwärtigen Konsum) vor (IMRS). Das Konsumverhalten bestimmt folglich den Gleichgewichtspreis. Hiermit wird die Grundlage für die Entwicklung eines C-CAPM gelegt. Ein DCF unterliegt somit der Restriktion eines konstanten Grenznutzens des Konsums. Die Martingaleigenschaft ist deshalb an ein zeitadditives Setting gebunden. Für die detailliertere theoretische und empirische Analyse dieser Arbeit ist damit ein rationaler Rahmen vorgegeben, innerhalb dessen zeitvariable Überrenditen EMH-konform modelliert werden können. Dies bestätigt die in Abschnitt 1.1 fixierte Fragestellung, mit der vorliegenden Arbeit nicht nur MR auf internationalen Aktienmärkten nachzuweisen, sondern motiviert insbesondere das Ausmaß zu quantifizieren und in einem Modell mit ökonomischem Gehalt abzubilden.

Beaver (1981, S. 26f.) verschärft die Kritik an der Fama (1970)-Definition der IE und deckt die Ambiguität der Begrifflichkeit auf. a) Ein Markt kann nur IIE in bezug auf eine spezielle Information sein. Fraglich bleibt, wie „Fully Reflect“ und „Information Set“ interpretiert und operationalisiert werden. b) Ferner ist unklar, ob ein Markt ineffizient ist, wenn ein Investor eine Information zwar besitzt, aber „myopisch“ agiert, wenn die Extraktion der Information in den Preiszusammenhang zu hohe Kosten verursacht. c) Die Definition gilt nur

⁷ In der Notation des Informationssets hier angepaßt.

unter homogenen Erwartungen. Heterogene Erwartungen finden sich aber auch dann, wenn alle Investoren über die gleichen Informationen verfügen (z.B. differierende ökonomische Ausbildung). Er kommt zu dem Schluß, daß IE eine *graduelle Eigenschaft* ist und differenziert zwischen den Begriffen der „Signal Efficiency“ (γ -Efficiency: Preise verhalten sich so, als ob („as if“) alle Informationen den Investoren bekannt sind) und der „Information System Efficiency“ (η -Efficiency: Preise verhalten sich so, als ob ein universeller Bewertungsstandard existiert, der allen Marktteilnehmern bekannt ist unter bekannten Anfangsausstattungen, Präferenzen und Erwartungen). Kosten führen selbst auf einem IE-effizienten Markt zu einer Unterdiversifikation. Die Fähigkeit abnormale Renditen zu erzielen ist eine *potentielle* Implikation der IE, hat aber *keinen definitorischen* Gehalt (Beaver 1981, S. 31, S. 34). Für die vorliegende Arbeit sind diese Erkenntnisse deswegen von Bedeutung, weil über die Messung von MR und der Bestimmung von zeitvariablen Überrenditen eine Chance besteht, IE zu quantifizieren und Konsistenzchecks zu üblichen Verhaltensannahmen (Präferenzstruktur) durchzuführen.

Jordan (1983) geht der Frage nach, unter welchen Bedingungen die EMH konsistent mit einem Marktgleichgewicht ist. Er kommt in seinem formalen Nachweis zu dem Schluß, daß im Allgemeinen die EMH mit einem Marktgleichgewicht inkonsistent ist. Aus informationstheoretischer Sicht ist der Signalraum, aus dem die Investoren ihren konditionierten Erwartungsnutzen der Portfolios bestimmen zu umfangreich, als daß die Signale vollständig in Gleichgewichtspreisen reflektiert werden könnten. Er gibt drei wenig praxisrelevante Ausnahmen an, in denen über restriktive Heterogenitäts-/Homogenitätsannahmen ein solches Marktgleichgewicht dennoch erzielt werden kann: a) mindestens ein Investor ist risikoneutral b) alle Investoren haben *identische* konstante relative Risikoaversion (CRRA) c) alle Investoren haben konstante absolute Risikoaversion (CARA). Für die hier vorliegende Arbeit läßt das den Rückschluß zu, daß nicht nur Schwankungen in der Präferenzstruktur, sondern auch bestimmte Konstellationen heterogener Präferenz nicht mit einem Marktgleichgewicht kompatibel sind und diese Störungen des (Steady State) Marktgleichgewichts sich in latenter MR ausdrücken müßten.

Die Sichtweise von Beaver (1981) gerät unter die Kritik von *Latham (1983)*, weil die *Subset-Property*⁸ der EMH ignoriert wird. Die Definition der η -Effizienz entspricht der Situation von empirischen Tests über sehr große Samples, wobei von einer gewissen Stationarität der unterliegenden Struktur ausge-

⁸ IE bezogen auf einen Informationsset ϕ impliziert die IE für jede Teilmenge von ϕ .

gangen wird. Die y-Effizienz leidet als ex post-Konzept darunter, daß das Informationsparadoxon nicht gelöst wird. Unklar bleibt, welche Definition zu bevorzugen ist. Latham (1983, S. 49) schlägt eine Definition der E-Efficiency vor, die die Subset-Property gewährleistet: IE mit Bezug auf einen Informationsset ϕ liegt dann und nur dann vor, wenn das Aufdecken von ϕ an alle Investoren *weder den Gleichgewichtspreis, noch die Portfoliozusammensetzung* ändert. Die Problematik motiviert die vorliegende empirische Arbeit dazu, bei tendentiell unterdiversifizierten Investoren (Home Bias) das Aggregationsniveau möglichst hoch zu wählen, um Störeinflüsse durch Portfolioumschichtungen in der regionalen oder sektoralen Asset Allokation weitestgehend zu eliminieren. Die Annahme eines integrierten Kapitalmarktes und der Existenz eines „Weltpreises des (Markt-)Risikos“ (Solnik 1983; Bekaert/Harvey 1995; Stulz 1995) muß daher in den Test verbundener Hypothesen mit aufgenommen werden.

3.1.3 Einflüsse der Ergebnisse neuerer Zeitreihenanalysen und rationale Quellen der Mean Reversion

Brown/Harlow/Tinic (1988), Timmermann (1993, 1995, 1996) und Pesaran/Timmermann (1995) liefern eine informationstheoretische Begründung für Heteroskedastizität in Wertpapierpreisen, die über eine positive Relation zwischen antizipierter Volatilität und ex ante Überrenditen in die Mittelwertgleichung übertragen wird. Als eine Generalisierung der EMH entwerfen Brown/Harlow/Tinic (1988) die UIH (Uncertain Information Hypothesis) unter Beibehaltung des klassischen Settings der Rationalitätsannahme und Maximierung des Erwartungsnutzens: Im Nachspiel des Auftretens von neuer Information (News) wachsen Risiko und erwartete Rendite in einem systematischen Zusammenhang. News per se vermitteln eine größere Unsicherheit. Zusätzlich zu jedem messbaren Risiko verursacht der positive oder negative Rauschanteil der News bei risikoaversen Investoren eine signifikante Preisadjustierung unterhalb des Wertes aus der konditionierten Erwartung. Löst sich die Unsicherheit im Laufe der Zeit auf, wird dieser Preisabschlag wieder aufgeholt unabhängig von der Qualität der News. Bei abnehmender absoluter Risikoaversion ist die durchschnittliche Preisänderung auf schlechte News größer als auf gute News, bei konstanter absoluter Risikoaversion gleich groß (Brown/Harlow/Tinic 1988, S. 356ff.). Dieses bedeutet aber, daß eine informationseffiziente Preisreaktion vorliegt, wobei die Schwankungen der ex ante-Überrenditen keine ex ante-Arbitragemöglichkeiten zulassen, die den Erwartungsnutzen des Investors erhöht. Die Interpretation, daß Investoren konsistent auf schlechte News über-

reagieren und auf gute News unterreagieren wird somit zur Illusion.⁹ Rationalität erfordert keine friktionslose Preisanpassung bei *imperfekter* Information. Aus dem Sachverhalt, daß die konditioniert errechneten Überrenditen wesentlich durch die Heteroskedastizität bestimmt werden, ist für den empirischen Teil dieser Arbeit zu schließen, daß ein Modell, das diesen fundamentalen Bewertungszusammenhang ignoriert, fehlspezifiziert ist und der *Spielraum für eine rationale Begründung der MR durch die UIH deutlich vergrößert* wird. Hess (1995, S. 119f.) verweist hingegen auf *nicht informationsbasierte Quellen* der mit der Fristigkeit zunehmenden, erheblichen Heteroskedastizität der Zinsstrukturkurve. Hierzu zählen Steuern, Transaktionskosten und geringere Handelsvolumina von Anleihen, die sich bereits länger auf dem Markt befinden. Pesaran/Timmermann (1995) und Timmermann (1995, S. 5) kommen aufgrund „...evidence suggesting that predictability of stock returns is particular important in periods immediately after large economic shocks“ zu dem Schluß, daß „... after a large macroeconomic shock it takes time for agents to setup new forecasting models that work under a new set of circumstances,...“. Kandel/Stambaugh (1996, S. 414) sind der Auffassung, daß die Schwankungen in den Regressionsparametern („Estimation Risk“) von Modellen, die zur Schätzung TVER aufgestellt werden, eine wesentliche Ursache für das *Portfolio-Rebalancing* in Abhängigkeit von dem Anlagehorizont darstellen. Unter Berücksichtigung der Heteroskedastizität und einer positiven Korrelation zwischen der konditionierten Varianz und der konditionierten Überrendite ist davon auszugehen, daß der Einfluß der prognostizierenden Variablen sinkt und die Notwendigkeit eines PortfolioRebalancing abnimmt. Jones/Lamont/ Lumsdaine (1998, S. 334) kommen zu dem Schluß, daß die Vorhersagbarkeit von Renditen schlichtweg das Resultat eines „vorhersagbaren Fundamentalrisikos“ ist. Heteroskedastizität in den Renditen ist eine Folge der Heteroskedastizität im Prozeß der News-Generierung. Sie können einen engen Zusammenhang zwischen der Heteroskedastizität, dem Eintreffen von Macro-News und der Zinsstrukturkurve herstellen. Ungeklärt bleibt bei den Autoren wie auch in der Literatur insgesamt allerdings die *asymmetrische Reaktion* der Macro-News zwischen Anleihen und Aktien, so daß hier weiterer Forschungsbedarf gesehen wird.

Ball (1990, S. 16ff.) sieht eine zentrale Schwäche in der EMH-Definition und dem S-L-M-CAPM, daß beide auf einer idealtypischen Austausch-Ökonomie (im Steady State-Gleichgewicht) beruhen. Hieraus folgt, daß das Risiko des

⁹ Die UIH steht damit im Widerspruch zur Über-/Unterreaktionsthese von De Bondt/Thaler (1985, 1987), die oftmals als eine Standarderklärung für MR herangezogen wird.

Marktportfolios, der Marktpreis des Risikos und die β_i -Faktoren als exogen gegeben vorauszusetzen sind. Er kritisiert, daß spezifische Gegebenheiten von Geschäftszyklen (Business Cycles), die möglicherweise nicht vollkommen, das heißt insbesondere unter einem nicht-idealtypischen, endlichen Erwartungshorizont vom Markt antizipiert werden, unberücksichtigt bleiben.¹⁰ Einen wesentlichen, vernachlässigten Zusammenhang identifiziert er darin, daß unter risikoaversen Investoren die *erwartete Überrendite eine wachsende Funktion des aggregierten Angebots des Risikos* ist. Das aggregierte Angebot des Risikos ist wiederum das Produkt der Menge der riskanten Finanzierungstitel und des Risikos der erwarteten Renditen. Auf aggregiertem Niveau wird das subjektive Risiko wesentlich bestimmt durch die Erwartungen über die politische und ökonomische Stabilität. Dabei dürfte das Angebot an riskanten Wertpapieren kurzfristig weniger elastisch sein als langfristig, da die Generierung neuer (originärer) Finanzierungstitel Zeit braucht. Folglich ist davon auszugehen, daß *über lange Horizonte zeitvariable Überrenditen* vorliegen. Eine Phase unerwarteter Stabilität führt über fallende Diskontierungssätze zu hohen Preisen bzw. hohen *ex post*-Überrenditen. Bis das Angebot nachzieht, sind aufgrund der reduzierten Unsicherheit die *ex ante*-Renditen niedrig. Die Kombination aus dem allgemeinen Vertrauen und den gesunkenen Kapitalkosten erschließt neue Investitionsmöglichkeiten, so daß das Angebot an Finanzierungstiteln steigt. Das gestiegene Angebot an Finanzierungstiteln führt zu steigenden erwarteten Renditen, da *ceteris paribus* die risikoaversen Investoren nun eine erhöhte aggregierte Risikomenge¹¹ tragen müssen. Dieser Anpassungsprozeß der *ex ante*-Überrendite hängt von der Geschwindigkeit ab, mit der realwirtschaftlich und finanzierungstechnisch Investitionsprojekte kreiert werden¹². Wie noch später

¹⁰ Problematisch ist vor dem Hintergrund der Existenz und Konditionierung zeitvarierter Überrenditen, daß jegliches „strukturelles“ Modell inkonsistent zum „infiniten Regreß“ unter einem unendlichen Antizipationshorizont ist. Folglich wäre es unter der EMH (*ceteris paribus*) falsch anzunehmen, daß vorhersagbare Elemente (Makrovariablen) von Business Cycles Prognosekraft für Aktienrenditen haben (Gangopadhyay/Reinganum 1996, S. 392).

¹¹ Realwirtschaftlich: Risiko(-profil) der Investitionsprojekte integriert über der Menge; finanzwirtschaftlich: Risiko(-profil) der Finanzierungstitel integriert über der Menge.

¹² Vgl. hierzu auch Basu (1993, S. 88) mit der „*Adjustment Cost Hypothesis*“ als Quelle von MR mit Bezug auf die Wechselwirkung zwischen Gütermärkten und Finanzmärkten. MR im BSP und Aktienpreisen ist eine Funktion der Anpassungskosten des Kapitalstocks an exogene Produktivitätsschocks. Metcalf/Hassett 1995, S. 1473ff. finden schwache Evidenz für den „*Varianz-Effekt der Investitionen*“ (negative Korrelation zwischen Unsicherheit und Investitionen) und der Hypothese, daß Angebotsschocks MR in Güterpreisen verursacht.

mehrfach unter dem Stichwort „strukturelle Ungewißheit“ diskutiert wird, reflektieren zeitvariable Überrenditen unantizipierte Veränderungen in der Unsicherheit. Somit kommt Ball (1990, S. 19) zu dem Fazit, daß ohne eine *angebotsbasierte Theorie* keine Beurteilung über IE bzw. IIE zu treffen ist.

Mit *Fama/French (1989, S. 42f.)* und *Fama (1991, S. 1577ff., S. 1583)* wird die Hypothese bekräftigt, daß zeitvariable Überrenditen zu einer Prognosefähigkeit auch in einem rationalen Setting führen und mit der EMH kompatibel sind. Die Vorhersagbarkeit nimmt mit der Länge des Horizonts zu, was den Schluß nährt, daß ein großer Teil der Zeitvariation der Überrenditen in einem C-CAPM und der Zinsstrukturkurve seinen Ausdruck finden müßte. Offen bleibt auch hier die Frage, ob *ex ante*-negative Überrenditen in einem rationalen Setting möglich sind. Fama (1991, S. 1583) konzediert überraschend: „Conversely, if there were evidence of negative expected returns, an efficient-markets type could argue that asset pricing models do not say rational expected returns are always positive.“ Das Urteil von Fama (1991, S. 1609) über die bis dahin vorhandenen Forschungsergebnisse in der Form „the new research on the predictability of long-horizon stock returns from past returns is high on drama but short on precision“ bietet ausreichend Motivation für die vorliegende Arbeit. Die ökonometrischen Methoden und Ergebnisse zur der MRH und zu den TVER aus der Forschungstätigkeit der 90er Jahre sind in diesem Sinne zu analysieren und einer modifizierten, erweiterten Prüfung innerhalb einer Intermarket-Analyse zu unterziehen: Die EMH impliziert, daß die Zeitvariation der Überrenditen über Märkte und Wertpapiere hinweg konsistent und frei von einer daraus sonst resultierenden kreuzsektionalen Timing-Fähigkeit sein sollte.

Mit der verstärkt einsetzenden Akzeptanz in der EMH-Diskussion um die Hypothese von zeitvariablen Risikoprämien jenseits einer exakten Spezifizierung bei einem gleichzeitigen Zuwachs (vermeintlicher) Anomalien in der Forschungsliteratur gewinnt die Frage der IE als *graduelle* Eigenschaft verstärkt an Bedeutung. Gleichzeitig verliert die klassische Interpretation der EMH an Glaubwürdigkeit, da die beiden Facetten „Rationalität“ und „Nicht-Ausbeutbarkeit“ getrennt von einander beurteilt werden müssen, was die Situation der empirischen Forschung erschwert. In diesem Zusammenhang deckt *Keane (1991, S. 33)* ein Paradoxon der EMH-Argumentation auf: Einige Faktoren, die das Vertrauen in die REH unterminieren, führen gleichzeitig zu einer Begrenzung der Möglichkeiten, die potentielle IIE auszubeuten. Als Beispiel wird das alte „Value Line Enigma“ (Copeland/Mayers 1982)¹³ erwähnt, das

¹³ Eine Handelsstrategie auf der Basis der auf der Grundlage öffentlicher Informationen erstellten fünf-rangigen Kaufempfehlungsliste (1=empfehlenswert; 5=nicht empfehlenswert) des „Value Line Investment Surveys“ liegt in offensichtlichem Wider-

vermutlich nicht zuletzt aufgrund zahlreicher wissenschaftlicher Veröffentlichungen und darauf aufbauender computergestützter Handelsstrategien eliminiert worden ist. Wie komplex und zerfahren die Zusammenhänge um die EMH sind, lassen sich folgendem, einem Wortspiel ähnelndem, resümierenden Zitat entnehmen: „The most significant lesson of recent market history, however, is that unexplained price behavior is not necessarily irrational, and that irrational behavior is not necessarily exploitable, and finally that exploitable behavior is not necessarily worth exploiting.“ (Keane 1991, S. 34)

3.1.4 Identifizierung weiterer Ambiguitäten

Die Ambiguität der EMH in den Kategorien „Rationalität“ und „Nicht-Ausbeutbarkeit“ findet sich auch in *Gauci/Baumgartner (1993, S. 95f.)* wieder. Wenn Investoren ihr Kapitalmarktmodell revidieren (strukturelle Ungewißheit), verlangt die EMH, daß für die Revision auf vergangene, alte Informationen zurückgegriffen wird, *ohne* daß sich daraus zwingend eine Ausbeutbarkeit ergibt. Das Wissen um die theoretische Struktur eines Kapitalmarktmodells stellt eine Information wie jede andere ökonomisch relevante dar. Da die EMH letztlich wie die REH¹⁴ ein subjektives Modell einer „stationären, objektiven“ Situation darstellt, ist aus der EMH-Perspektive zu argumentieren, daß *Modellwechsel* eine *ausbeutbare Regularität* sind, diese Modellwechsel in ihrem Ereignis aber nicht im engeren Sinne prognostizierbar sind. In der vorliegenden empirischen Arbeit motiviert dieser Umstand a) zu einem Konzept „konkurrie-

spruch zur EMH(mittelstreu). Das gleichzeitige Kaufen von Portfolio 1 und Verkaufen von Portfolio 5 führt nach Copeland/Mayers (1982) zu einer Überrendite von 6.8%. Da die β -Faktoren beider Portfolios ungefähr gleich eins sind, können die 6.8% als risiko-adjustierte Überrendite interpretiert werden, die auch korrigiert um Transaktionskosten ungewöhnlich hoch erscheint. Bemerkenswert ist, daß von anderen Autoren vorher noch wesentlich höhere Überrenditen ermittelt wurden, in den 80er Jahren ähnliche Untersuchungen ein Verschwinden des Phänomens angezeigt haben, so daß in den 90er Jahren das „Value Line Enigma“ in der akademischen Literatur nur noch selten (z.B. Miller/Muthuswamy/Whaley (1994, S. 489ff.) sowie Fama/French (1998) und Davis/Fama/French (2000) zur Bestimmung von Einflußfaktoren auf die Value Premium) aufgegriffen worden ist. Das Interesse an Contrarian-Handelsstrategien über Winner/Loser-Portfolios im allgemeinen ist hingegen ungebrochen (z.B. Jegadeesh/Titman 1993 und Bromann/Schiereck/Weber 1997).

¹⁴ Vgl. zur Ambiguität des Rationalitätsbegriffes nach Muth (1961) sowie „Subjektivität“ und „Objektivität“ die Ausführungen von Kasperzak/Koch (1996, S. 737): „... die kognitiven Möglichkeiten... nicht zulassen...ein ‘richtiges’ Modell zu kennen. Jedes Modell basiert auf subjektiv interpretierter Wirklichkeit, das heißt auf individuell-rationalen Annahmen und ist somit zunächst in gleicher Weise richtig oder falsch“.

render“ Modelle, b) der Verwendung einer rollierenden Datenbasis, um strukturelle Shifts zu absorbieren, c) zu einer speziellen Analyse, um Parameter-Schwankungen zu identifizieren und d) zu dem aufwendigen Einsatz von Monte Carlo-Simulationen bzw. einem Bootstrapping, um eine Out-of-Sample äquivalente Beurteilung der Modellierungsgüte vorzunehmen.

Zur informationstheoretischen Erklärung zeitvariabler Überrenditen ist es nach Auffassung von *Grossman (1995, S. 774f.)* unvermeidlich, von IIE auszugehen. Eine Preisbewegung kann einen *informativen* oder einen *allokativen* Ursprung haben. Letzterer ist die Konsequenz aus systematischen Differenzen zwischen den Investoren etwa in kreuzsektionalen Änderungen im Wohlstand, sich verändernden Risiko- und Liquiditätspräferenzen und bestimmten unantizipierten Änderungen in den Investmentmöglichkeiten, ohne daß ein unmittelbarer Bezug zur „informativen“ Payoff-Struktur von Wertpapieren gegeben ist. Er begründet *den allokativen Ursprung der IIE* mit der unvollständigen Equitization¹⁵ von Risiken, die es unmöglich macht, alle zukünftigen Zahlungsanwartschaften zu verkaufen und Zahlungsanwartschaften für zukünftigen Konsum zu kaufen. Ein wesentlicher Grund für das zeitliche Transformationsproblem von Zahlungen liegt darin, daß das Marktportfolio nicht exakt bestimmt werden kann, da z.B. die Arbeitskraft (Human Capital) nicht verbrieft werden kann. Äußeres Merkmal der unvollständigen Equitization von Risiken sind die beobachteten hohen Handelsvolumina. Idealtypisch würde bei vollständiger Equitization nur einmal für jeden Investor gehandelt werden. Selbst auf vollständigen Märkten ist eine passive B&H-Strategie suboptimal¹⁶, da nur durch Handel und folglich einer dynamischen Synthetisierung der Zahlungsströme auf einem dynamisch vollständigen Markt eine intertemporale Optimierung erfolgen kann. Wenn das Marktportfolio nicht bekannt ist (also ohne Kenntnis der Kovarianzstruktur der Renditen, aber mit Kenntnis der Börsenkapitalisierung der Vermögensgegenstände, um eine effiziente Anlageentscheidung über die 2-Fund-Separation und das Halten des „Marktportfolios“ zu erzielen), verliert aber die S-L-M-CAPM/EMH-Implikation ihre Grundlage. Er kommt zu dem Schluß, daß allokationsrelevante Ereignisse *nicht per se zu IIE* führen. Allerdings führen sie zu TVER und einer *Suboptimalität der passiven B&H*.

¹⁵ Wertpapiermäßige Unterlegung von Zahlungsanwartschaften aus Eigenfinanzierungstiteln.

¹⁶ Grossman (1995, S. 784) bezeichnet die passive B&H-Investmentstrategie als eine Delegation der aktiven Investmentstrategie an einen Dritten und kritisiert den pauschalen Verzicht auf Leverage-Möglichkeiten und den Einsatz von Derivativen. Er hält die Suboptimalität infolge unzureichender globaler Diversifikation für geringer als die einer passiven Strategie unter unvollständiger globaler Equitization.

Strategie. Implizite Volatilitäten beinhalten eine Information über die Höhe der zeitvariablen Überrendite. In der vorliegenden Arbeit regen die Erkenntnisse dazu an, auf der Basis von Schätzungen der zeitvariablen Überrendite Signale zu extrahieren und diese auf ihre Timing-Qualität im Widerspruch zur B&H-Strategie zu untersuchen.

Die EMH impliziert eine funktionierende Arbitrage. Nach konventioneller Auffassung wird Arbitrage (im engeren Sinne) definiert als risikofreie Erziehung von Zahlungsüberschüssen ohne Kapitaleinsatz. Institutionelle Unvollkommenheiten und bestimmte idiosynkratische Ereignisse führen jedoch dazu, daß in der Praxis Arbitrage immer mit Risiken behaftet ist (Risk Arbitrage)¹⁷ und (zumindest) unterlegtes Kapital benötigt. Erst recht ist intertemporale Arbitrage¹⁸ risikobehaftet und geht von einem theoretisch unendlichen Anlagehorizont aus. Risikoaversen Arbitrageure werden damit in der Realität erhebliche institutionell bedingte *Grenzen in den Arbitragemöglichkeiten* (Abb. 3.1-1) auferlegt, was einen Zusammenhang zwischen einer Fehlbewertung und den erwarteten Überrenditen etabliert (Shleifer/Vishny 1991¹⁹; 1997, S. 37ff.) und einen Reflex von freiwilligen bzw. unfreiwilligen Liquidationen der Arbitrageure darstellt.

¹⁷ Shleifer (2000, S. 14) gibt hierzu ein prägnantes Beispiel aus der Praxis.

¹⁸ Vgl. zum Begriff der intertemporalen Arbitrage auch Grossman/Stiglitz (1976, S. 251). Sie weisen in der Diskussion über das Informationsparadoxon darauf hin, daß eine Situation in Abhängigkeit des Anteils informierter Marktteilnehmer möglich ist, daß Versuche intertemporaler Arbitrage infolge erhöhter Preisvolatilität wohlfahrtsmindernd wirken können.

¹⁹ Shleifer/Vishney (1991, S. 150) greifen auf eine Äußerung von J. M. Keynes zurück: „As feared by Keynes, smart money does not flock to long-term arbitrage: it requires a lot of patience, and patience is costly.“

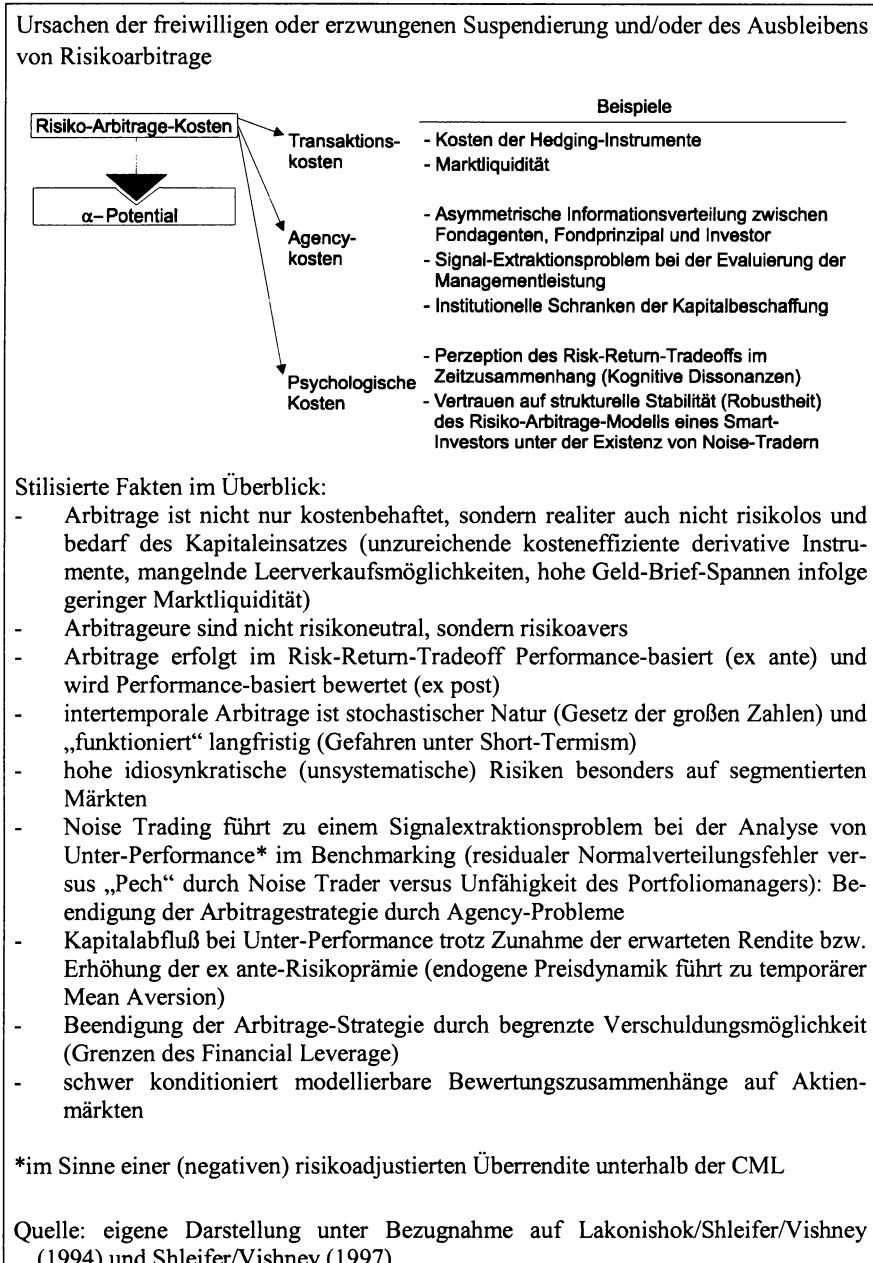


Abb. 3.1-1: Grenzen der Risikoarbitrage

Das erwartete Portfolio- α als S-L-M-CAPM-Benchmark bezogenes Outperforming-Maß²⁰ ist dabei in Relation zu setzen mit der erwarteten Volatilität der (riskanten) Arbitrageposition. Die auf IIE-Märkten vorzufindenden Anomalien brauchen nicht mit makroökonomischen Faktoren korreliert sein (idiosynkratische Fundamentalrisiken oder Noise Trader-Risiken), was dazu führt, daß Arbitrageprozesse oftmals genau dann am wenigsten wirkungsvoll sind, wenn die angenommene Fehlbewertung am größten ist. Für die vorliegende Arbeit wird daraus der Schluß gezogen, daß eine genaue Spezifizierung des Risikos (Downside-Risk) einen wesentlichen Erklärungsbeitrag für zeitvariable Überrenditen bieten kann. Idiosynkratische Risiken, die die Arbitrageprozesse limitieren, dürften am ehesten bei hohen Beobachtungsfrequenzen zu finden sein (hier: Tagesrenditen).

3.1.5 Implikationen der Behavioral Finance und die Reaktion

Shefrin/Statman (1994, S. 336ff.) interpretieren den von Brown/Schaefer (1994, S. 137) unter Bezugnahme auf das C-CAPM-basierte Zinsstruktur-Modell von Cox/Ross/Inggersoll (1985b) vermuteten asymmetrischen Zinsstrukturreffekt mit MR-Implikation, daß der Markt die Geschwindigkeit unterschätzt, mit der kurzfristige Zinsen zu ihrem langfristigen Mittelwert zurückkehren, als eine IIE. Im Einperiodenmodell konvergiert die zustandsabhängige Zinsstruktur im Binomialfall mit zunehmender Fristigkeit der sicheren Anlage gegen eine Konstante. In einem IE-Markt, in dem die subjektiven Erwartungen unverzerrte Schätzer der objektiven Wahrscheinlichkeiten sind, besteht im Marktgleichgewicht ein fester Zusammenhang zwischen dem *Marktpreis des Risikos* bzw. der *Überrendite* und der *Zinsstruktur*.²¹ Folglich kann zurückgeschlossen werden, daß die aus dem „Law of One Price“²² ableitbare β -gesteuerte „Single Drive Property“ im S-L-M-CAPM für alle Wertpapiere gilt - also auch für Bonds, deren relative Preise durch die Zinsstruktur bestimmt wird - und die Überrendite eines jeden Wertpapiers ausschließlich von der Renditeverteilung des Marktportfolios und des β -Faktors abhängt. Unter IIE wird der relative Einfluß des Marktportfolios über den β -Faktor auf die Erklärung von Überrenditen geschwächt: „The failure of the single driver property enables some other variable, such as the change in yield curve differential, to provide

²⁰ Vgl. hierzu die detailliertere Erörterung in Abschnitt 4.3.

²¹ Unter der IID-Annahme der objektiven Wahrscheinlichkeiten müssen im Einperiodenmodell der sichere Zins und die Überrendite konstant sein.

²² Annahme eines einheitlichen Weltpreises des Kovarianzrisikos auf perfekt integrierten, vollkommenen Märkten (Stulz 1995, S. 202; mit Bezug auf kreuzsektionale Anomalien und Heteroskedastizität: Koutoulas/Kryzanowski 1996, S. 191).

some additional explanatory power for risk premia“ (Shefrin/Statman 1994, S. 341). Über die Definition des Portfolio- α_p (risikoadjustierte Überrendite: $E(r_p, IIE) - r_f = \alpha_p, IIE + \beta_p, IE(E(r_m, IE) - r_f)$ eines Portfolios p) bestimmen sie das *Maß der IIE* über einen Fehler in der β -Schätzung²³ zu $\beta_p, IIE(MV) / \beta_p, IE(MV) - \beta_p, IE$, wenn in Abweichung zum Marktfaktor ρ_{IE} , der alle Risiken erfaßt, ein tatsächlicher Risikofaktor ρ_{MV} , der nicht alle Risiken erfassen muß, eingeführt wird und durch den die Steigung der neuen μ - σ -effizienten „tatsächlichen“ Kapitalmarktinie (CML) unter IIE markiert wird (Abb. 3.1-2).²⁴

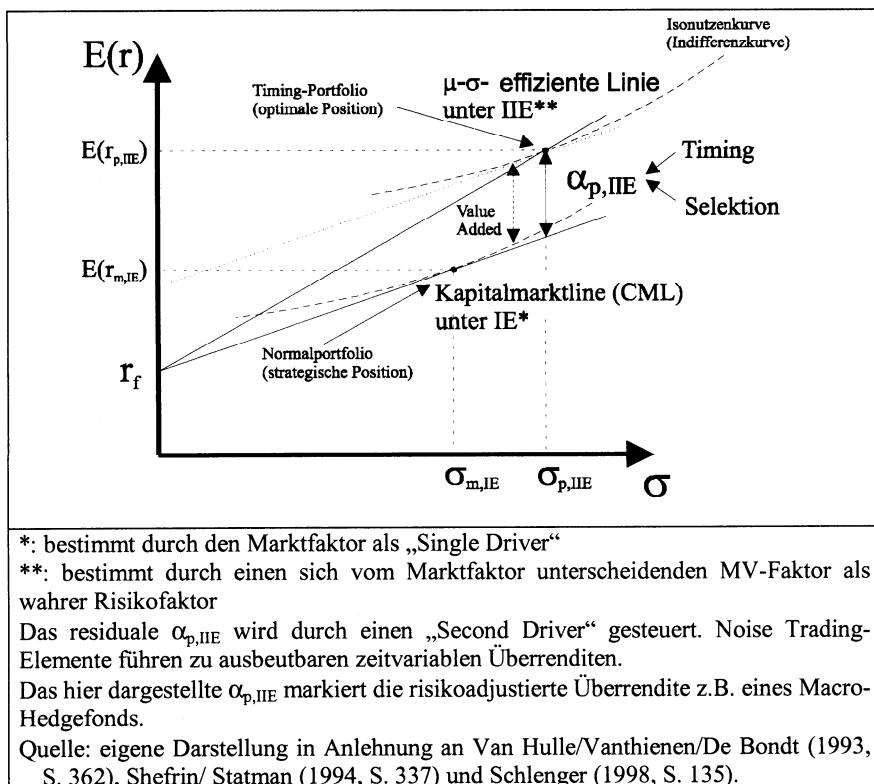


Abb. 3.1-2: Portfolio- α_p unter Informationsineffizienz (IIE)

²³ In der Notation wird das Kürzel MV für Mean-Variance verwendet.

²⁴ Vgl. zum Begriff des Portfolio- α aus der Perspektive der Portfoliokonstruktion Grinold (1994) und Grinold/Kahn (1995), in der Interpretation als Ungleichgewichtsfaktor Schlenger (1998, S. 30ff.) sowie speziell aus der Perspektive der BF Fuller (1998).

Die Differenzen zwischen objektiven und verzerrten subjektiven Wahrscheinlichkeiten lassen sich im wesentlichen auf zwei elementare kognitive Verzerrungen der Noise Trader zurückführen (Übergewichtung neuer Ereignisse und Untergewichtung entfernt liegender Ereignisse: positiver Feedback infolge „Underweighting of Base Rate Information“; Verzerrungen zwischen geschätzten Wahrscheinlichkeiten und den Realisationen: negativer Feedback infolge „Probability Mismapping“). Auch diese soeben dargelegte Interpretation und Formalisierung der IE bzw. EMH motiviert dazu, aus einer Intermarket-Analyse zwischen Rentenmärkten und Aktienmärkten die Evidenzlage zu zeitvariablen Überrenditen zu substanzieren. Negative zeitvariable Überrenditen sollen bei der Schätzung zugelassen werden.

Fama (1998) nimmt kritisch Stellung zu der mit den Fortschritten der BF sich verbreitenden Auffassung, daß langfristig angelegte Anomalien auf den Märkten signifikant sind. MR-Effekte werden in der BF standardmäßig erklärt über systematisches Auftreten einer kombinierten Über-/Unterreaktion, was auf Mechanismen der kognitiven Psychologie zurückgeführt wird. Fama (1998, S. 293) mahnt an, daß gerade bei der Analyse langfristiger Renditen das Mißspezifikationspotential (Bad Model Problem) und die Gefahr eines Small Sample Bias stark ansteigen und nahezu unvermeidbar sind. Er sieht die Behavioral Finance mit folgendem Argumentationsproblem konfrontiert: Das Versagen des S-L-M-CAPM scheint besonders bei Aktien mit niedriger Börsenkapitalisierung ausgeprägt zu sein. Wenn aber hochkapitalisierte Aktien im Focus der informierten Investoren (professionelle Wertpapieranalysten) stehen, müßten Verzerrungen der Urteilsheuristiken gerade hier festzustellen sein. Uninformierte Investoren können solchen Verzerrungen *eo ipso* nicht unterliegen, was die Preise der niedrigkapitalisierten Aktien eher effizienter machen müßte (Fama 1998, S. 296).²⁵ Ferner ist zu beachten, daß gerade niedrigkapitalisierte Aktien eher einem Bad Model-Problem unterliegen und EMH-Aussagen entsprechend vorsichtig zu fassen sind. Die Identifikation von Anomalien scheint oftmals eine Frage des Meßverfahrens zu sein, was eher Zweifel an letzterem begründet. Schon Bowman/Buchanan (1995, S. 155) kommen zu dem Schluß, daß Investoren systematisch dazu neigen, das Effizienzniveau eines Marktes oder eines Wertpapiers zu unterschätzen. In der Behavioral Finance wird diese Vermutung formuliert in der Overconfidence-Hypothese, was MR-Potential in

²⁵ Vgl. zu dieser Argumentation auch Daniel/Hirshleifer/Subrahmanyam (1998, S. 1841f.): Über- und Unterreaktionen werden hier als das Ergebnis bekannter psychologischer Verzerrungen (Overconfidence und Biased Self-Attribution) in der Erwartungsbildung aus *privaten* Informationen insbesondere im Fall von institutionellen Investoren erklärt. Hierzu zu unterscheiden sind Verzerrungen, die auf einem Mangel an Informationen beruhen.

sich trägt und exzessive Handelsvolumina erklärt (Odean 1999, Barber/Odean 2000).

Daniel/Titman (2000) schwächen den Begriff der EMH(schwach) weiter ab, indem sie den Begriff der *adaptiven Effizienz* einführen. Sie werfen die Frage auf, ob die Antizipation und das Ausbeuten des Überrenditepotential unter IIE nicht ein zu hohes Maß an Kenntnissen über die „Rationalität“ und Handelsstrategien anderer Investoren sowie das Lernen aus vergangenen Kursmustern voraussetzen. In einer solchen Situation wäre *ex post* eine Ausbeutung des Marktes möglich, würde aber zugleich bedeuten, daß die Möglichkeiten über die identifizierten Effekte eine risikoadjustierte Überrendite zu erzielen, im Zeitablauf schwinden, sobald diese Effekte evident werden. Bemerkenswerterweise kann eine rollierende Meta-Strategie²⁶ auf der Basis des Fama/French (1993)-Settings keine abnehmenden risikoadjustierte Überrenditen ausweisen, so daß *nicht* von einem adaptiven Lernen rationaler Investoren in einem beschränkt informationseffizienten Markt ausgegangen werden kann. Die EMH(adaptiv) muß im vorliegenden Fall abgelehnt werden.

Lewellen/Shanken (2000) erweitern die Diskussion um die EMH, indem sie neben dem schwankenden Fundamentalrisiko (Business Cycles) und den BF-Ansätzen (Irrationalität) die *Schätzrisiken* aus Ungewißheit (strukturelle Bewertungsunsicherheit im Sinne einer Parameter-Unsicherheit als zusätzlicher Umweltzustand) als einen dritten Ansatz stellen, um eine endogene Preisdynamik wie Momentum, (langfristige) MR-Effekte und Excess Volatility zu erklären. Sie zweifeln den Sinn konventioneller EMH-Tests an, da eine Ignorierung der Schätzrisiken zwangsläufig irrtümlicherweise einer Über-/Unterreaktionsthese und einer Verwerfung der EMH Vorschub leistet. Sie ziehen aus ihrem Modell den Schluß, daß MR *ex post* erkennbar wird, dennoch ist *ex ante* eine Prognose der Variation in den erwarteten Überrenditen nicht möglich. Ex post-Bubbles sind eine Form des adaptiven Lernprozesses unter Schätzrisiken und der Verwendung *vergangener* Erwartungen. Die Diskussion um adaptive Effizienz und Schätzrisiken wird zum Anlaß genommen, in dem empirischen Teil der Arbeit Verfahren auf der Basis rollierender Renditen einzusetzen, da hierdurch auf Elemente adaptiver Lernprozesse und auf die strukturelle Bewertungsunsicherheit reagiert werden kann. Die strukturelle Bewertungsunsicherheit (Ungewißheit) wird von Zeira (1999) herangezogen, um über den

²⁶ Basierend auf der Performance der vorausgehenden 10 Jahre werden mechanisch Bootstrap-Portfolios gebildet, die der Long-Short-Strategy „Kaufe High-B/M und High-Momentum“ Aktien - Verkaufe Low-B/M und Low-Momentum“ Aktien“ folgen (Daniel/Titman 2000, S. 3, S. 11ff.).

Effekt des „informational overshooting“ als das Ergebnis „diskretionärer“ Lernprozesse und Erwartungsrevisionen Börsencrashes zu erklären.

3.2 Methodologische Problemschwerpunkte aus der Sicht der Theorie informationseffizienter Märkte

3.2.1 Dilemma des Tests verbundener Hypothesen

In der Diskussion um die EMH nimmt die Problematik um den Test von verbundenen Hypothesen einen breiten Raum ein (Popper 1959, Zeckhauser 1986, Fama 1991, Saunders 1994). Dieses grundlegende methodologisch-wissenschaftstheoretische *Induktionsproblem* stellt die Testbarkeit von ökonomischen Modellen aus zwei Gründen grundsätzlich in Frage:

- Ob ein Markt informationseffizient ist (Hypothese 1), läßt sich nur anhand eines ökonomischen Modells (Hypothese 2) testen. Bei einem Ablehnen einer Hypothese kann daher nicht ausgeschlossen werden, daß der Grund für die Ablehnung der einen Hypothese nicht in einer Ablehnung der anderen Hypothese zu finden ist.
- Die (Null-)Hypothese, daß ein Modell Gültigkeit hat, bezieht sich auf das gesamte Modelldesign einschließlich der Modellvoraussetzungen. Unklar bleibt somit, warum eine Modellhypothese abgelehnt wird und nicht eher nur einzelne Modellannahmen fehl spezifiziert sind.
- Ein adäquates Asset-Pricing-Modell kann über der Zeit und den Asset-Klassen variieren.

Die Beurteilung dieser Situation des *Tests verbundener Hypothesen (JHT)* kann sehr extrem ausfallen: Zeckhauser (1986) bezeichnet den hieraus entstehenden Disput als nicht lösbar. Saunders (1994, S. 30) empfiehlt „neutrale“ - und damit wohl aus verengter ökonomischer Sicht „theorielose“ - Tests, die an keine Annahmen gekoppelt sind und kommt zu dem Resumee: „If you are trying to test the hypothesis that all swans are white, do not look for white swans. They are too numerous. Look for a black swan.“

Die ökonomische Theorie fundiert aus konventioneller Sicht auf zwei Grundannahmen: die Gültigkeit der Hypothese Rationaler Erwartungen (REH) und der Theorie der Maximierung des Erwartungsnutzens (EUT)¹. Hieraus

¹ Individuelle Verhaltensanomalien werden nicht gelehnt. Sie führen jedoch zu einer Ausbeutung der Agenten und langfristig zu Lernprozessen und/oder einem Aus-

leiten sich die gleichgewichtstheoretischen Implikationen der Arbitragetheorie ab.

An dem Beispiel der Diskussion um das Equity Premium Puzzle und zeitvariabler Überrenditen lässt sich das Dilemma der verbundenen Hypothesen in vielfacher Weise demonstrieren (Constantinides 1990; Malliaropoulos/Priestley 1999): Unklar ist infolge der begrenzten Abbildungsgüte konventioneller CAPMs (Abb. 3.2-1), warum

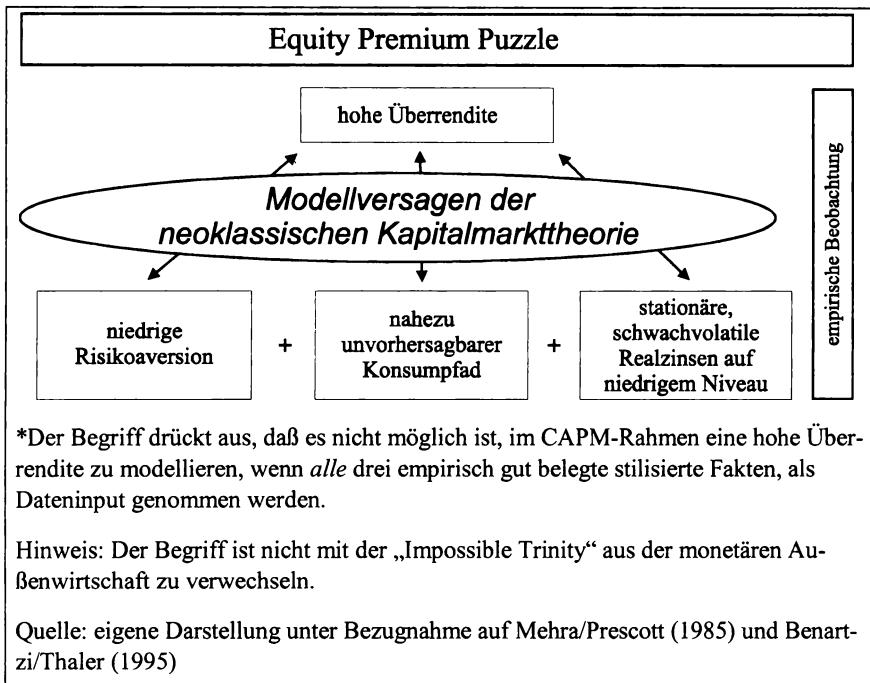
- die Equity Premium so hoch ist (Equity Premium Puzzle) und/oder
- die über die Modelle geschätzte Risikoaversion so hoch ist und/oder
- der geschätzte aggregierte Konsum langfristiger Konsumgüter und Dienstleistungen gegenüber dem gemessenen so volatil ist und/oder
- der reale Zinssatz so niedrig ist (Risk Free Rate Puzzle).

Das daraus zu identifizierende Dilemma eines Diskriminierungsproblems, daß der Verdacht auf zeitvariable Überrenditen immer entweder das Ergebnis einer Modellfehlspezifikation und/oder einer IIE sein kann, lässt sich sogar auf ein Trilemma erweitern, wenn die Möglichkeit in Betracht gezogen wird, daß eine Marktsegmentierung vorliegt (Adler/Dumas 1983, Bekaert/Harvey 1995).² In dem Trilemma wird die Schwierigkeit der Argumentation um zeitvariable Überrenditen besonders deutlich: Einerseits stellen Bekaert/Harvey (1995, S. 417) fest, daß „the hypothesis that world price of risk is constant is easily rejected“, wobei eine der möglichen grundlegenden Ursachen, nämlich die zeitvariable Marktsegmentierung nicht klar über alle Länder zu identifizieren ist. Die Korrelation einer lokalen Überrendite mit der Weltüberrendite kann zwar als Indikator für Integration der Märkte interpretiert werden. Andererseits kann sie auch auf perfekt integrierten Märkten modellkonform niedrig oder negativ mit der Marktüberrendite korreliert sein, wenn die lokale reale Payoff-Struktur sich in ihrem Kovarianzrisiko erheblich von der globalen Markt-Payoff-Struktur unterscheidet.³

scheiden aus den Märkten. Auf einem hochaggregierten Niveau sollten daher, so wird von den Apologeten argumentiert, die beiden Hypothesen Bestand haben.

² Die Implikationen sind erheblich: Auf integrierten Kapitalmärkten ist das globale Kovarianzrisiko bewertungsrelevant, auf segmentierten Kapitalmärkten ist die Varianz das bewertungsrelevante Risiko.

³ Kritisch anzumerken ist, daß eine gegenläufige Tendenz besteht zwischen den Möglichkeiten einer *Diversifikation* auf integrierten Märkten und dem tatsächlich zu realisierenden *Diversifikationseffekt*. Auch die empirische Evidenzlage ist nicht eindeutig. Während Bekaert/Harvey (1995, S. 405) Hinweise auf eine in einigen Ländern sogar



*Der Begriff drückt aus, daß es nicht möglich ist, im CAPM-Rahmen eine hohe Überrendite zu modellieren, wenn *alle* drei empirisch gut belegte stilisierte Fakten, als Dateninput genommen werden.

Hinweis: Der Begriff ist nicht mit der „Impossible Trinity“ aus der monetären Außenwirtschaft zu verwechseln.

Quelle: eigene Darstellung unter Bezugnahme auf Mehra/Prescott (1985) und Benartzi/Thaler (1995)

Abb. 3.2-1: Modellversagen der neoklassischen Kapitalmarkttheorie im Equity Premium Puzzle (Impossible Trinity*)

Speziell ist ungeklärt,

- warum die Wertpapierpreise im Vergleich zum Eintreffen von News so volatil erscheinen,
- warum die über die Modelle geschätzte intertemporale Elastizität der Substitution des Konsums mit Bezug auf die Änderungen der Kapitalproduktivität so niedrig ist und
- ob zeitvariable (erwartete) Überrenditen eher eine sich ändernde Quantität bzw. Qualität des Risikos reflektieren oder eher das Resultat eines sich verändernden Marktpreises des Risikos darstellen.

abnehmende Integration zum Weltmarkt findet, stellt Stulz (1999, S. 31f.) fest, daß *unter Berücksichtigung von TVER* neuere Tests auf internationale CAPM eine erstaunlich hohe Erklärungskraft besitzen und nur die Abbildungsleistung auf national-disaggregiertem Niveau schwach ist. Insgesamt schließt er wie z.B. auch Campbell/Hamao (1992, S. 65ff.) auf eine relativ starke Integration der Märkte.

Die Entwicklungstendenz in der Kapitalmarktforschung geht daher verstärkt seit den neuziger Jahren über eine Modifikation der C-CAPM-Modelle und über den Zweig der Behavioral Finance dahin, die modellmäßige Beantwortung obiger Fragen über eine Aufweichung der beiden standardmäßigen Annahmen der klassischen ökonomischen Theorie (Rationalitätspostulat und Maximierung des Erwartungsnutzens) zu beantworten.

3.2.2 „Time Varying Excess Returns“ als residualer Erklärungsansatz

Wenn von Fama (1970, 1991) und Jensen (1978, S. 96) betont wird, daß Tests auf EMH immer Tests auf verbundenen Hypothesen bzgl. der aus einem Kapitalmarktmodell im Gleichgewicht abzuleitenden erwarteten Überrendite und der REH sind, kann auf der Basis der Theorielage zurückgeschlossen werden, daß die Vorhersagbarkeit von (zumindest längerfristigen) Renditen als Folge einer festgestellten seriellen Korrelation *entweder* auf Irrationalität („unerklärte Komponente“) beruht *oder* der Reflex *vorhersagbarer* (träge-) zeitvariabler Überrenditen ist („erklärte Komponente“). Diese polarisierende Sichtweise wird z.B. von Fama/French (1988, S. 247f.), Bollerslev/Hodrick (1992, S.2) oder Van Hulle/Vanthienen/De Bondt (1993, S. 358) vertreten.

Wenn Überrenditen zeitvariabel sind, so ist dieses mathematisch äquivalent mit einer Zeitvariation in den *stochastischen Diskontierungssätzen* eines Dividendendiskontierungsmodells (DCF).

Die sich daraus ergebenden Fragestellungen sind,

- ob der „unerklärte“ Anteil der Überrendite MR anzeigt,
- wie groß die Schwankungen der stochastischen Diskontierungsfaktoren sind, um eine gegenüber einem Martingalmodell festgestellte Excess Volatility zu erklären,
- ob es gelingt, die stochastischen Diskontierungsfaktoren in einem rationalen Modell unter plausiblen Präferenzparametern zu erzeugen, also in einem strukturellen Modell die Parameter sinnvoll zu konditionieren,
- ob die in einem C-CAPM zur Abbildung der Überrenditen zu generierende Volatilität der stochastischen Diskontierungsfaktoren nicht unnötig hoch ist, wenn das Ausmaß der Heteroskedastizität im exogenen stochastischen Prozeß schon ausreichend groß ist, daß hierdurch die nicht C-CAPM basierte Schwankung der stochastischen Diskontierungsfaktoren so weit hoch getrieben wird, womit die TVER weitestgehend erklärt wäre,

- ob die errechnete erwartete Überrendite als Mindestanforderung der EMH in einer Welt risikoaverser Investoren immer positiv ist.

Das Problem läßt sich auch wie folgt kompakter formulieren: Es muß beurteilt werden, ob zeitvariable Überrenditen mit Rationalität vereinbar sind, da sie mit Rationalität kompatibel sein *können* aber nicht *müssen*. Dieser Gedanke führt wieder zurück auf das Problem des Tests verbundener Hypothesen.

Fama/French (1989, S. 24, S. 37f.) geben eine für meine Analyse wesentliche Argumentationsrichtung vor: Wenn zeitvariable Überrenditen z.B. ein fundamentaler Reflex von sich ändernden makroökonomischen Bedingungen sind, dann sollten sie über *alle realen langfristigen* Wertpapiere, also Aktien und Anleihen gleichgerichtet wirken, da die *Term Premium* eine Kompensation für die Variabilität der Diskontierungssätze ist, wobei mit der Fristigkeit die Sensitivität auf Änderungen in den Diskontierungssätzen bzw. den Zinssätzen zunimmt. Diese Kompensation ist auf dem Höhepunkt eines Geschäftszyklus (Boom) hoch und sonst entsprechend niedriger. Die negative Korrelation zwischen Überrendite und Konjunktur läßt sich über die Präferenz für Konsumglättung in intertemporalen C-CAPM modellieren. Problematisch ist allerdings, daß ein ähnliches Überrendite-Muster herzuleiten ist, wenn die Zinsstruktur als Proxy für das Fundamentalrisiko der Payoff-Struktur (Produktivitätsschocks) interpretiert wird. Die erwarteten Überrenditen sind dann positiv korreliert mit den Erwartungen über die realwirtschaftliche Aktivität.

Folglich können zeitvariable Überrenditen nur über einen Test verbundener Hypothesen in Verbindung mit einem Fundamentalmodell getestet werden, wobei die *Residualgröße* als Evidenz auf nicht-rationale Preisbildung aufgefaßt werden kann. Fama/French (1989, S. 43) kommen zu dem Schluß, daß „...the evidence does not distinguish among the many potential explanations. Fleshing out the theoretical and empirical details of a story for the apparently rich variation in expected returns on bonds and stocks in response to business conditions is an exciting challenge.“

Auf die vorliegende Diskriminierungsproblematik infolge des Tests verbundener Hypothesen wird nachfolgend insbesondere im Kapitel 6 somit noch näher und wiederholt einzugehen sein.

3.3 Identifikationsprobleme und Mißspezifikationspotentiale aus ökonometrischer Perspektive

Ein kritisch-distanzierter Beobachter der theoretischen und empirischen Kapitalmarktforschung könnte sich die naheliegende Frage stellen, warum trotz Jahrzehntelangen Bemühens in der Sache die Diskussion um zeitvariable Über-

renditen im Kontext der EMH bis heute kein - wie in den Wissenschaften üblich zumindest „vorläufiges“ - Ende gefunden hat. Ein wesentlicher Grund liegt in den eingeschränkten Falsifizierungsmöglichkeiten, die das Instrumentarium der Ökonometrie zur Verfügung stellt, so daß die wechselseitige Befruchtung zwischen Theorie und Empirie von relativ bescheidenem Ausmaß ist und unter chronischen Transfer-Schwierigkeiten leidet. Hierin dürfte auch ein wesentlicher Grund zu sehen sein, daß die wenigsten Autoren der Auffassung folgen, daß eine logische Implikation einer praxis-/ergebnisorientierten Forschungstätigkeit darin liegt, daß die IE auf den internationalen und zunehmend integrierteren Kapitalmärkten merklich gestiegen ist. Andere Bereiche der Wissenschaft reklamieren einen wesentlich höheren „technischen“ Fortschritt für sich.

Offensichtlich sind die *Fallgruben der Ökonometrie* (Tabn. 3.3-1 und 3.3-2) so groß, daß regelmäßig Diskrepanzen mit z.T. konträren Ergebnissen vorzufinden sind.¹ Die Übersicht stellt eine en passant-Auswertung der einschlägigen empirischen Literatur um Kapitalmarktanomalien auf, innerhalb derer der MR-Effekt bzw. zeitvariable Überrenditen eine besondere, übergreifende Position einnehmen.

Die unglückliche Situation sieht so aus, daß in nahezu jeder empirischen Untersuchung praktisch *alle*² Typen von Fallgruben gleichzeitig existieren können und in ihrer Bedeutung quantitativ beurteilt werden müssen (oftmals leider: *müßten* oder *sollten*), um die Aussagekraft der Ergebnisse zu bewerten. Entsprechend sind zumindest schwerpunktmaßig Gegenmaßnahmen zu ergreifen, was sich in einem Re-Design des Modells bzw. Tests oder einer veränderten Auswahl der Datenbasis ausdrückt.

In der vorliegenden Arbeit wird die Problematik dadurch entschärft, daß zum einen versucht wird, Klarheit über grundlegende Zeitreiheneigenschaften zu gewinnen (Phänomenologie von MR) und zum anderen über verschiedene konkurrierende Modellansätze zu möglichst ähnlichen Aussagen zu gelangen. Durch den bewußten Einsatz von Redundanz und einer umfassenden Dokumentation zu verwerfender Modellierungsergebnisse soll die empirische Evidenz und Transparenz in den zu vermutenden Grenzlagen (Knife Edge-Aussagen) erhöht werden.

¹ Als prototypisches Beispiel sei hier auf die widersprüchlichen Ergebnisse (unterschiedliche Vorzeichen von Koeffizienten) verwiesen, wie Heteroskedastizität auf die Mittelwertgleichung der Überrenditen wirkt (vgl. Abschnitt 5.3-1).

² Es versteht sich aufgrund des tautologischen Gehaltes von alleine, daß bei parameterfreien Tests keine falsche Verteilungsannahme getroffen werden kann.

Tab. 3.3-1
Fallgruben der Ökonometrie I

Typus	Ausprägungen	Gegenmaßnahmen
Falsche Verteilungsannahme	<ul style="list-style-type: none"> ■ Fehlspzifikation eines Modells (Schätzfehler der Modellparameter und der Teststatistik): <ul style="list-style-type: none"> ■ Unerwünschte höhere Momente (Schiefe, Kurtosis) ■ Fehler 1. und 2. Art in der Test-Statistik ■ Insbesondere verzerrte p-Werte bzw. t-Statistik 	<ul style="list-style-type: none"> ■ Einsatz parameterfreier Tests (erhöhte Anforderung an den Sample-Umfang) ■ Abgleich zwischen Verteilungssannahmen parametrischer Tests und der theoretisch zu postulierenden Verteilungseigenschaften ■ Out-of-Sample-Testing ■ Einsatz der Bootstrapping-Methode
Nichtlinearität	<ul style="list-style-type: none"> ■ Wie oben und zusätzlich Fehlspzifikation eines Modells durch Nichtberücksichtigung von <ul style="list-style-type: none"> ■ Heteroskedastizität in der Zeitreihe ■ Asymmetrische Effekte ■ Strukturbrechungen 	<ul style="list-style-type: none"> ■ GARCH-Modellierung ■ Berücksichtigung von Schwellenwerten und anderen nichtlinearen Elementen ■ Verwendung exponentieller Terme ■ Einsatz von Regime-Switching-Modellen (Markov-Switching-Modelle)
Überparametrisierung	<ul style="list-style-type: none"> ■ Instabilität der Parameter ■ Schlechte Out of Sample-Prognosequalität ■ „Spurious Regression“ (z.B. bei der Granger-Kausalität) 	<ul style="list-style-type: none"> ■ Befolgung des Parsimonialitätsprinzips ■ Durchführung von Robustheitstest auf strukturelle Stabilität ■ Analyse der Varianz der Parameter durch rollierende Fenster
Survivorship Bias/ Ex-Post-Selection Bias/New Listing Bias (vgl. Small Sample Bias)	<ul style="list-style-type: none"> ■ Verzerrungen eines Portfolios durch Konkurse, Fusionen oder Zugänge/Abgänge nach bestimmten Kriterien (Index-Methodologie) ■ Sukzessiver Drift im Risiko-Profil bzw. der Betafaktoren 	<ul style="list-style-type: none"> ■ Verwendung sequentiell angepasster Portfolios bei kreuzsektionalen Tests ■ Vergrößerung der Datenbasis

Quelle: eigene Darstellung

Tab. 3.3-2
Fallgruben der Ökonometrie II

Typus	Ausprägungen	Gegenmaßnahmen
Look-Ahead Bias	<ul style="list-style-type: none"> Verzerrungen durch zeitliche Disparitäten (Lags) zwischen beobachtbaren Ex Post-Daten und Ex Ante-Schätzwerten News (z.B. unerwartete Bilanzinformationen) führen Ex Post zu anderen Bewertungskennzahlen als auf Ex Ante-Basis 	<ul style="list-style-type: none"> Verwendung sequentiell angepaßter Portfolios bei kreuzsektionalen Tests Aggregation von z.B. fiskaljahrhomogenen Aktien
Small Sample Bias	<ul style="list-style-type: none"> Data Snooping/Data Mining (nur temporär/ Ex Post gültige Modellspezifikation) Spurious Regression (Scheinkorrelationen) Scheinbare (Granger)-Kausalität Scheinbare Stationarität/Instationarität von Zeitreihen Scheinbare gemeinsame stochastische Trends (Schein-Kointegrationszusammenhang) 	<ul style="list-style-type: none"> Sicherstellung eines Theoriebezugs bzw. ökonomischen Kausalzusammenhangs In Abhängigkeit von dem Schätzverfahren und den Verteilungsannahmen Bereitstellung einer ausreichend großen Datenbasis
Non-Synchronous Trading; Low Frequent Trading; Thin Trading (Fisher-Effekt)	<ul style="list-style-type: none"> Auftreten von Autokorrelation niedrigen Grades in höherfrequenten Zeitreihen ohne wesentliche Einschränkung der Informationseffizienz Bid/Ask-Spreads Verzerrungen in kreuzsektionalen Analysen 	<ul style="list-style-type: none"> Berücksichtigung von AR(n)- oder MA(n)-Terme in der Modellspezifikation
Overlapping Data	<ul style="list-style-type: none"> Generierung von A Priori-Autokorrelation in den Zeitreihen der (abhängigen) Variablen 	<ul style="list-style-type: none"> Verwendung von Non Overlapping-Data Kompensation durch AR(1)- und MA(1)-Terme
Time Aggregation Bias	<ul style="list-style-type: none"> Abhängigkeit der Modellierungsergebnisse von der Frequenz der Realisation (z.B. Inkompatibilität zeitdiskreter Beobachtungen mit zeitkontinuierlichen Modellen) 	<ul style="list-style-type: none"> Verwendung modelläquater Realisationsfrequenzen Kreuzvalidierung über verschiedene Frequenzen

Quelle: eigene Darstellung

3.4 Problematik der fehlenden Meßgröße für Informationseffizienz

Die nicht endende Diskussion um die EMH wäre in der Vergangenheit vermutlich abgekürzt worden, wenn es einheitliche, breit akzeptierte Kennzahlen für Informations(in)effizienz geben würde. Der Grund liegt schlichtweg darin, daß es kein universell akzeptiertes Asset Pricing-Modell gibt, was es im strengen Sinne auch durch die Problematik des Tests verbundener Hypothesen wahrscheinlich auch nicht geben wird. Prototypisch hierfür ist das 3-Faktorenmodell von Fama/French (1993), in dem - wie erst Jahre später von Fama/French (1996a, 1996b) näher untersucht wird - die beiden zum S-L-M-CAPM ergänzten Faktoren Proxies für bestimmte Risiken darstellen und entsprechend bei ähnlichem Ergebnis durch andere Faktoren (bzw. Proxies) ausgetauscht werden können, so daß eine vermeintliche Anomalie rationalisiert werden kann. Seit sich die Erkenntnis durchgesetzt hat, daß

- rationale Erwartungsbildung auf Finanzmärkten nicht zwingend einen Martingalprozeß in den Renditen impliziert (LeRoy 1973, Lucas 1978, Fama/French 1988, Balvers/Cosimano/McDonald 1990),
- selbst verblüffend klare Strukturen¹ in den Daten noch keine Vorhersagbarkeit oder gar Ausbeutbarkeit im Sinne der Erzielung risikoadjustierter Renditen liefern brauchen und
- langsame MR im Pricing-Kernel selbst im einfachen Fall eines konditionierten S-L-M-CAPM oder einem C-CAPM generiert werden kann,

sind aggregierte Meßgrößen wie die Variance Ratio-Statistik oder der Hurst-Exponent nur eingeschränkt tauglich, Evidenz für IIE aufzubauen. Sie bleiben einzelne „Elemente“ im Puzzle, auch wenn sie - korrekt eingesetzt - hervorragende Instrumente zur Identifikation von MR darstellen.

¹ Ein faszinierendes Phänomen untersuchen Crack/Ledoit (1996) unter *kritischer Bezugnahme auf die Markttechnische Analyse*. Trägt man in einem Streudiagramm (Scatter-Plot) Tagesrenditen von Aktien über den Vortagesrenditen ab, erscheint die geometrische Struktur einer Kompaßrose. Obwohl eine banale Erklärung im Tick-Size nominal niedrig notierter Aktien bestehen kann, tritt der Effekt bei praktisch allen Aktien der NYSE auf, die bestimmte simple stilisierte Fakten in den Renditen aufweisen. Der Effekt ist auch in Intraday-5-Minuten-Daten ersichtlich, verschwindet schon bei Portfolios mit 2 Aktien und tritt nicht bei Rohstoffpreisen auf. Es ist zu vermuten, daß solche mysteriösen Mikrostruktureffekte zu Verzerrungen etwa bei der Schätzung von GARCH-Modellen und Standard-Chaostests führen.

Erschwert wird die Sachlage dadurch, daß anerkannte Verfahren, Timing-Fähigkeit nachzuweisen (z.B. Merton 1981; vgl. Abschnitt 6.7.3), nur in der Lage sind, qualitative Aussagen über das Ausmaß der Timing-Fähigkeit zu treffen. Die Differenzierung zwischen Timing und Selektion ist aus Belangen der Praxis des aktiven Portfoliomanagements zwar hilfreich und naheliegend, aber aus theoretischer Sicht liegt kein fundamentaler Unterschied vor, da letzten Endes jede Timing-Entscheidung *in der Praxis* auch als Selektionsentscheidung zwischen den verschiedenen Assetklassen (Aktien, Anleihen, kurzfristige sichere Anlage) unter Abkehr des Diversifikationsangebotes aufgefaßt werden kann. Da aufgrund von Transaktionskosten Portfoliopositionen nicht perfekt substituiert werden können, *ohne* daß die Kasse oder die kurzfristig sichere Anlage und damit der Portfolio-leverage tangiert werden (temporäres Eingehen offener Positionen), ist implizit eine Timing-Entscheidung aus stochastischer Sicht in der Praxis nahezu immer - sofern nicht koinzident Portfoliobestandteile „gedreht“ werden - zugleich auch eine Selektions-Entscheidung zwischen risikanter und nicht risikanter Anlage.

Zwar bietet es sich an, über das Portfolio- α eine anomale, risikoadjustierte Rendite anzugeben. Fraglich bleibt immer, unter welchen Prämissen bzw. *Restriktionen* und mit welchem *Handelssystem* eine solche anomale Rendite erzielt werden kann. Solange diese Aspekte nicht „exakt“ in einem stochastischen und modelltheoretisch abgesicherten Sinne geklärt sind, wird man weiterhin darauf angewiesen sein, ohne Existenz eines Effizienzmaßes und nur lockerem kausalmechanistischem Theoriebezug Evidenz für anomale Überrenditen in letzter Konsequenz über die Simulation von Out-Of-Sample-getesteten Handelsstrategien aufzubauen.

3.5 Bewertung und Implikationen

Die Evolution in einer präziseren Auslegung „der“ EMH zeigt die Konditioniertheit ökonomischer Modelle der Kapitalmarkttheorie auf, die eher partialanalytischen Gehalt besitzen. Solange kein universell akzeptiertes Bewertungsmodell existiert, besteht eine strukturelle Ungewißheit, von der davon auszugehen ist, daß sie einen Teil der Überrendite und der MR bestimmt, ohne daß der Mechanismus klar sein muß, um eine solche Aussage präziser zu begründen.

Insgesamt läßt die Diskussion um die EMH und dem unvermeidbaren Dilemma des Tests verbundener Hypothesen den Schluß zu, daß, je weiter der Bezugsrahmen gefaßt wird („Generalisierung“), der Spielraum für MR infolge zeitvariabler Überrenditen *innerhalb* eines IIE-Marktes und *innerhalb* eines gleichgewichtstheoretischen Modell-Settings größer wird. Gerade auf aggregiertem Niveau scheint das Ausmaß der IIE immerhin so begrenzt zu sein, daß

es sehr plausibel erscheint, Modelle zu finden, die die Realität besser abbilden als der bisherige Status Quo. Der Preis, der hierfür zu zahlen ist, liegt in mathematisch weniger komfortablen, komplexeren Annahmen. Dies führt etwa zu einem erweiterten IE-Begriff (Abschnitt 3.1), einem modifizierten Rationalitätsbegriff und die Aufgabe der Erwartungsnutzentheorie in strenger Fassung (Modifizierung der Nutzenmaximierungsfunktion um psychologische Kosten; Zulässigkeit konsistenter Präferenzshifts unter einer rekursiv definierten Nutzenfunktion; Abschnitte 4.3 und 4.4). Die vorstehend genannten Begrifflichkeiten sollten daher letzten Endes immer *als skalierbare Größen* aufgefaßt und in einer Modellierung berücksichtigt werden. Beim Rationalitätsbegriff bieten sich Ansätze der Quasi-/Bounded Rationality an, während die Erwartungsnutzentheorie sich als Spezialfall anderer Nutzenmaximierungsansätze darstellen läßt. Die Entwicklung hin zu einem *relativen* IEH-Begriff weit über die Fama (1970)-Klassifizierung hinaus, ist unverkennbar und wird die Forschung weiterhin beschäftigen.

Ferner spiegelt die Diskussion um die EMH und die Erklärung der MR die bislang angenommene Unlösbarkeit des Dogmenstreits zwischen Rationalisten und Behavioristen¹ wider. Zeckhauser (1986, S. 438) stellt die elementaren Unterschiede der beiden Dogmen anschaulich gegenüber (Tab. 3.5-1).

Dabei tauchen in der Diskussion geradezu repetitiv Thesen auf, die eher den Gehalt von Axiomen und damit aufgrund der Unanfechtbarkeit den Charakter von „Killerargumenten“ besitzen und wissenschaftstheoretische Grenzlagen besetzen:

- Zu jedem Lehrsatz der rationalen Entscheidung (Rationalitätspostulate) lassen sich - zumindest unter Laborbedingungen - von den Behavioristen Gegenbeispiele finden (Ansatz von z.B. Richard Thaler und Amos Tversky)².
- Jede (vordergründige) Verletzung von rationaler Entscheidung auf realen Märkten läßt sich ex post durch ausreichend kreatives Modelldesign in einem rationalen Rahmen klären (Ansatz von z.B. Gary Becker und Robert Merton)³.

¹ Die von Haugen (1995) und Conrad (1995, S. 1348) verwendeten Polemisierungen von „Nonbelievers“ bzw. „Heretics“ verdeutlichen das dogmatische Potential der Diskussion.

² Vgl. Thaler (1992) und Tversky/Kahneman (1992).

³ Vgl. Becker (1976) und Merton (1990).

Tab. 3.5-1

**Rationales und Behavioristisches Weltbild eines Kapitalmarktes
in der Gegenüberstellung**

Weltbild eines idealtypischen Kapitalmarktes	
der Rationalisten	der Behavioristen
Steady State-Gleichgewicht unter rationaler Erwartungsbildung, infiniter Antizipationsregel	Adaptive Erwartungsbildung ohne Steady State-Gleichgewicht; systematische kognitive Verzerrungen, finiter Antizipationsregel
Wiederkehrende Situationen; stabile, zumindest intertemporal konsistente Präferenzen	Einzigartige Situationen (z.B. verändliche Bezugspunktsetzung); beschränkte Präferenzstabilität mit Inkonsistenzen
Zeitkontinuierliche Allokation	Diskrete Allokation
Identifizierbare Umweltzustände der Welt	Zu identifizierende Umweltzustände der Welt
Eindeutige Alternativen	Zu identifizierende Alternativen
Entscheidung unter Unsicherheit (bekannte Verteilungsfunktion)	Entscheidung unter Ungewißheit (unbekannte Verteilungsfunktion)
Atomistische Marktstruktur; Preisnehmer	Nicht-atomistische Marktstruktur, strategisches Verhalten, Verhandlung*
Nutzenmaximierung über materiellen Wohlstand (Vermögen); Zeitadditivität; Gültigkeit der Separationstheoreme; „as if“-Gültigkeit des Konzeptes auf aggregiertem Niveau	Individuell erweiterte Nutzenmaximierung nach psychologisch relevanten Kategorien: Einkommen (in der Veränderung und Relation zu anderen Marktteilnehmern), Zeit (keine Zeitadditivität), Gesundheit, Glaube, Liebe)**
Unterliegt einer funktionierenden Arbitrage	Grenzen der Arbitrage

*nur relevant auf illiquiden Märkten

**etwa im Sinne einer Beschäftigung mit Kapitalmärkten zur Befriedigung von Bedürfnissen nach Infotainment, sozialer Geltung, Kontrolle etc.

Quelle: eigene, ergänzte Darstellung in Anlehnung an Zeckhauser (1986, S. 442)

- Die gleichen Sachverhalte lassen sich von beiden Dogmen durch elegante, abstrakte Formulierung bei ausreichend gewähltem Freiheitsgrad modellieren, wobei dennoch unterschiedliche Schlüsse gezogen werden können.

Der Konflikt kann in letzter Konsequenz nicht theoretisch gelöst und durch den Aufbau einer empirischen Evidenzlage nur gemildert werden.

Vor dem Hintergrund der aufgezeigten Komplexität der Diskussion um den MR-Effekt und die EMH verwundert es ferner nicht, daß erst in jüngster Zeit auf eine originäre kapitalmarkttheoretische Frage wie die nach der hohen Equity Premium Premium⁴ (Überrendite von Aktien gegenüber der sicheren Anlage) befriedigende Antworten gefunden worden sind, ohne daß das Puzzle als geklärt gilt. Dieses ist das Ergebnis eines *Wechselspiels* zwischen klassischer und behavioristischer Theorie einerseits und der Empirie andererseits in dem Bemühen, die angeführten dogmatischen Fronten aufzubrechen.

⁴ Vgl. hierzu die entsprechenden Ausführungen in den Abschnitten 4.1 und 4.4.

4. Erklärungs- und Modellierungsansätze für Mean Reversion

4.1 S-L-M-CAPM als Referenz der Kapitalmarkttheorie

Das von Sharpe (1964), Lintner (1965a) und Mossin (1966) (unabhängig voneinander) auf der Grundlage der Theorie Risiko-Rendite-effizienter Portfolioselektion (Markowitz 1952, 1959, 1991) entwickelte Capital Asset Pricing Model (CAPM) gilt als der universelle Prototyp der Bewertung risikanter Wertpapiere in einer Welt mit rationalen, den Erwartungsnutzen maximierenden, homogene Erwartungen¹ bildenden, risikoaversen Investoren. Das Ergebnis ist eine (individuell) präferenzfreie, einperiodige Bewertung von Wertpapieren, deren Preis nur von *einem Faktor*, nämlich aus dem Produkt des Korrelationskoeffizienten zwischen den erwarteten Renditen eines Wertpapiers i und dem Marktportfolio m sowie den Standardabweichungen beider erwarteten Renditen $\sigma_{i,m} = \rho_{i,m} \sigma_i \sigma_m$ abhängt (Kovarianzrisiko). Entsprechend ist es ausschließlich diese Spezifikation von Risiko, das am Markt für das einzelne riskante Wertpapier gepreist wird.

Investoren erhalten nicht pauschal für eingegangene Risiken eine Entschädigung („Risikoprämie“), sondern nur für die übernommenen, nicht diversifizierbaren, (systematischen) Risiken. Diversifizierbare, unsystematische Risiken werden am Markt preislich nicht bewertet, deren Übernahme also nicht durch eine Risikoprämie honoriert. Es erfolgt ausschließlich eine Bewertung relativ^{2,3}

¹ In diesem Zusammenhang wird auch von einem „repräsentativen Investor“ gesprochen.

² An dieser Stelle sei nochmals darauf verwiesen, daß das CAPM als ein APT-Modell mit nur einem Risikofaktor (Kovarianzrisiko) aufgefaßt werden kann. Mehrfaktorielle APT-Modelle leisten eine Disaggregation der β -Faktoren auf das Niveau diverser Makrofaktoren.

³ Hier von zu unterscheiden ist die Bewertung sogenannter State Contingent Claims. Als Linearkombination rekonstruierbarer Zahlungsansprüche unterliegen sie einer relativen, auf dem Postulat der Arbitragefreiheit beruhenden Bewertung. Ein solcher Bewertungsansatz verlangt nach sicheren Realisationen in Abhängigkeit von definierten Umweltzuständen. Es verbleibt ein grundlegendes Bewertungsproblem risikanter Wertpapiere, das nur durch gleichgewichtstheoretische Modelle gelöst werden kann, im

zum systematischen Marktrisiko. Anders ausgedrückt: Der Preis eines Wertpapiers bestimmt sich anhand seines Diversifikationsbeitrags bezüglich des Marktportfolios. Im Grenzfall liegt perfekte Gegenkorrelation eines Wertpapiers vor, so daß die erwartete Rendite einzelner risikanter Wertpapiere sogar negativ werden kann.⁴ Als zentrale, einperiodige und für alle risikanten Wertpapiere simultan geltende Bewertungsgleichung erhält man im Kapitalmarktgleichgewicht

$$(4.1.1) \quad E(r_i) = r_f + \frac{\rho_{i,m} \sigma_i \sigma_m}{\sigma_m^2} (E(r_m) - r_f)$$

oder

$$(4.1.2) \quad E(r_i) = r_f + \frac{\sigma_{i,m}}{\sigma_m^2} (E(r_m) - r_f)$$

oder bei weiterer Vereinfachung die Notation der *Wertpapiermarktlinie* (SML) $E(r_i) = f(\beta_i) = f(\sigma_{i,m})$ zur Bewertung einzelner Wertpapiere oder Portfolios

$$(4.1.3) \quad E(r_i) = r_f + \beta_i (E(r_m) - r_f)$$

In der Glg. (4.1.2) läßt sich r_f als Prämie für den Liquiditätsverzicht („Preis der Zeit“) über das betrachtete Zeitintervall der Erwartungsbildung auffassen und $\sigma_{i,m}$ ist das Kovarianzrisiko eines Wertpapiers i zum Marktportfolio m. Wie stark eine Erhöhung des Kovarianzrisikos in den Renditeerwartungswert $E(r_i)$ einfließt, hängt somit von dem Steigungsmaß

$$(4.1.4) \quad \frac{(E(r_m) - r_f)}{\sigma_m^2}$$

ab, das deshalb auch als *Preis des (Kovarianz-)Risikos* interpretiert werden kann.

Analog hierzu läßt sich aus der *Kapitalmarktlinie (CML)* $E(r_p) = f(\sigma_p)$

$$(4.1.5) \quad E(r_p) = r_f + \frac{E(r_m) - r_f}{\sigma_m} \sigma_p$$

einfachsten Fall durch APT-Modelle, in denen die Preise verschiedener Risikofaktoren ermittelt werden.

⁴ Dieses Phänomen fließt z.B. in die Bewertung von Put-Optionen ein oder spiegelt sich auch in der Bewertung von z.B. Goldminenaktien oder Rüstungsaktien wider.

zur Bewertung von über die Tobin'sche 2-Fund-Separation (Tobin 1958) allozierten, effizienten Portfolios p der *Preis des Marktrisikos*⁵

(4.1.6)

$$\frac{E(r_m) - r_f}{\sigma_m}$$

ermitteln. Dieser Quotient wird auch als Sharpe-Ratio (Sharpe 1966, S. 438; 1975; 1994) bezeichnet. Die Kapitalmarktlinie ist die Tangente des effizienten Randes aller denkbaren Portfolios die durch den Punkt $[E(r_m), \sigma_m]$ des Marktportfolios verläuft. Das Theorem der Tobin'schen 2-Fund-Separation besagt, daß alle erwartungsnutzenmaximierenden Anleger entsprechend ihrer Rendite-Risiko-Präferenz unterschiedliche Anteile an den beiden Funds „sichere Anlage“ (üblicherweise 1-oder 3-Monatstermingeld erstklassiger Schuldner⁶) und dem Fund „Marktportfolio“ halten (Abb. 4.1-1).

Das heißt, daß in dem S-L-M-CAPM riskante Wertpapiere nicht nur relativ zueinander bewertet werden (über den Korrelationskoeffizient $\rho_{i,m}$ bzw. der Kovarianz $\sigma_{i,m}$ als Faktor von β_i), sondern über die sogenannte Überrendite (Excess Return des Marktportfolios als Risikoprämie: $E(r_m) - r_f$) auch absolut. Damit ergeben sich zwei „Transmissionskanäle“, in denen die MR-Eigenschaft einer Renditezeitreihe transportiert werden kann. Erstens können in den Schätzungen der β_i -Faktoren MR-Komponenten enthalten sein und zweitens in dem Preis des Risikos. Ersteres spielt eine Rolle bei kreuzsektionalen Tests des S-L-M-CAPM, letzteres bei Untersuchungen eines *Marktproxies*.

⁵ Mossin (1966, S. 781f.) hält den Begriff „Preis des Risikos“ für irreführend. Logisch ist hingegen, für ein nutzenminderndes Attribut keinen (positiven) Preis zu zahlen. Folglich würde ein Preis nur für eine Risikoreduzierung gezahlt werden. Aufgrund der weiten Verbreitung des Begriffes soll trotz der zutreffenden Präzisierung „Preis für Risikoreduzierung“ hier an der Konvention festgehalten werden.

⁶ Die Wahl von 1- oder 3-Monatstermingeld in AAA-Rating-Qualität kann damit begründet werden, daß aufgrund des kurzen Erwartungshorizontes das Risiko unantizipierter Inflation relativ gering ist und somit cum grano salis nicht explizit modelliert zu werden braucht. Im Gegensatz zum 1-Monatstermingeld oder Tagesgeld sind die 3-Monatstermingeld-Zeitreihen weniger erratisch und somit aus ökonometrischer Sicht unproblematischer. Merton (1973, S. 874) spricht von „instantaneously risk-less asset“ und läßt alternativ (sehr) kurzfristige Staatsanleihen zu. Der Investor kennt zum jetzigen Zeitpunkt t_0 bis zum Zeitpunkt t_1 die sichere Rendite, nicht jedoch die sichere Rendite zum Zeitpunkt t_i , $i > 1$. Eine theoretisch einwandfreie Definition einer sicheren Anlage formulieren Modigliani/Sutch (1966, S. 183-184): Für einen n -periodigen Investor ist nur ein n -periodiger, inflationsindexierter Bond risikolos.

Modellvoraussetzungen:

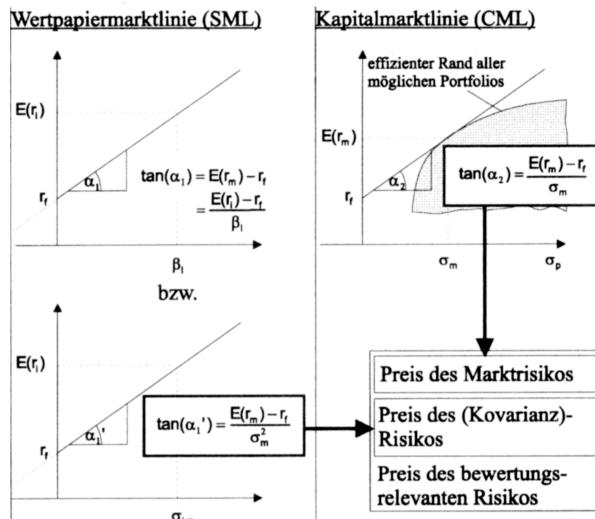
Marktstruktur

- vollkommene Märkte (keine Transaktionskosten, keine Steuern, atomistische Marktstruktur, vollkommene Transparenz und vollkommener Wertbewerb, kostenlose Arbitrage, Marktgängigkeit und beliebige Teilbarkeit aller Finanzierungstitel und Human Capital)
- unbegrenzte Möglichkeit der sicheren Anlage/Verschuldung zu einem einheitlichen Zinssatz
- Möglichkeit von Leerverkäufen

Präferenzstruktur eines repräsentativen Investors

- homogene Erwartungen (erwartete Renditen, erwartete Varianzen der Renditen, erwartete Kovarianzen der Renditen)
- Maximierung des additiv separierbaren Neumann-Morgenstern-Erwartungsnutzens (übliche Annahme einer quadratischen Nutzenfunktion; Implikation der Normalverteilung der Renditen)
- keine Separation zwischen der relativen Risikoaversion (RRA) und der intertemporalen Elastizität der Substitution des Konsums (IMRS)
- statisch: invariante Diskontierungssätze infolge intertemporaler Konsistenz der Präferenzen, Präferenzstationarität; Stabilität der Pay-Off-Struktur (Verteilungsannahme)

Bewertungszusammenhänge:



Quelle: eigene Darstellung in Anlehnung an Sharpe (1964), Lintner (1965a, 1965b), Mossin (1966) und Elton/Gruber (1995, S. 295ff., 302ff.)

Abb. 4.1-1: S-L-M-CAPM im Überblick

4.1.1 Erklärung der Überrendite im Merton-Modell

Bei einer Würdigung obiger „Markt-Beta“-Standardrepräsentation des S-L-M-CAPM ist kritisch zu vermerken, daß die Höhe der Überrendite $E(r_m) - r_f$ zunächst nicht transparent wird und einer eigenständigen Modellierung bedarf.⁷ Hierzu wird im S-L-M-CAPM der Preis des Risikos unter Rückgriff auf die Annahme der Maximierung des Erwartungsnutzens $E(U(r_m))$ einer Neumann-Morgenstern Nutzenfunktion⁸ bestimmt (absolute Bewertung des Marktportfolios). Die spezielle, angenommene μ - σ -kompatible Präferenzstruktur ($U=f(\mu_m, \sigma_m^2)$) des repräsentativen Investors ist die Implikation einer solchen Nutzenfunktion, wenn sie

- konkav *und* quadratisch ist ($U=W-bW^2$, $b>0$) oder
- nur konkav ist und die verbundene Verteilung der Überrendite aller risikanten Wertpapiere (multivariat) normalverteilt ist (Tobin 1958, S. 75-76).

Restringiert man die Bedingungen dahingehend, daß

- eine logarithmische Nutzenfunktion vorliegt (relative Risikoaversion von eins)⁹ oder
- bei über der Zeit identisch und unabhängig verteilter Renditen (IID) eine konstante relative Risikoaversion vorliegt,

ist die Portfolioentscheidung myopisch¹⁰: nur in einem solchen Fall entspricht die langfristige Portfolioentscheidung der kurzfristigen Portfolioentscheidung, so daß eine intertemporale Stabilität vorliegt.

Betont werden sollte, daß es sich hierbei um hinreichende Bedingungen handelt, keinesfalls jedoch um notwendige Bedingungen, zumal es wenig umstritten ist, daß eine quadratische Nutzenfunktion nur für den Abschnitt $U'>0$ ökonomisch plausibel erscheint (Lintner 1965b, S. 18) und auch nur in einem

⁷ Ein Ausfluß der mangelnden Transparenz bei der modelltheoretischen Ermittlung der Überrendite $E(r_m) - r_f$ ist die Diskussion um das Equity Premium Puzzle.

⁸ Die Existenz von Nutzenfunktionen ist an die Erfüllung von Axiomen bzw. nicht beweisbaren Rationalitätspostulaten geknüpft, wie vollständige Ordnung, Stetigkeit und Unabhängigkeit.

⁹ Vgl. hierzu die Erläuterungen zu Glg. 4.1-22.

¹⁰ Dies ist der Grundgedanke eines Ein-Perioden-Modells.

solchen Falle, also $W \leq 1/2b$, die von Neumann-Axiome¹¹ erfüllt sind (Merton 1990, S. 546).

Im Ergebnis erhält man den aggregierten Risikoaversionsparameter λ . Dieser Risikoaversionsparameter reflektiert dabei eine „Risikoeinstellung im üblichen Sinne“, bei der keine Diskriminierung zwischen einer Höhen- und einer Risikopräferenz (im engeren Sinne) erfolgt. In einem solchen Fall reduziert sich die Frage nach der Risikoaversion (im sogenannten üblichen Sinne) auf das Ausmaß von verlangten Risikoäquivalenten, bei der ein Fair Game ($E(X)=0$) gerade nicht zurückgewiesen wird. Risikoaversion im üblichen Sinne liegt dann vor, wenn $U' < 0$.

Der angesprochenen spezifischen Ausprägung der Nutzenfunktion kommt somit eine zentrale Bedeutung zu. Dies lässt sich verdeutlichen, indem man die Maximierung des Erwartungsnutzens

$$(4.1-7) \quad E(U(r_m)) = \int_0^{+\infty} U(r_m) dp(r_m) \text{ bzw. } E(U(r_m)) = \int_{-\infty}^{+\infty} U(r_m) f(r_m) dr_m$$

mit $f(r_m)$ als Dichtefunktion und

$$\sigma_m^2 = \int_{-\infty}^{+\infty} ((r_m - E(r_m))^2 f(r_m) dr_m$$

als die Varianz der Renditeverteilung

regulär über die hinreichende Bedingung für ein totales Maximum ($U'=0$ und $U'' < 0$) errechnet. Im S-L-M-CAPM wird der Erwartungsnutzen bei normalverteilten Renditen, also bei einer Dichtefunktion der Form

$$(4.1-8) \quad f(r_m) = \frac{1}{a\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(r_m - \mu)^2}{2a^2}}$$

über eine quadratische Nutzenfunktion

$$(4.1-9) \quad U(E(r_m), \sigma_m^2) = E(r_m) - k\sigma_m^2$$

errechnet. Für einen repräsentativen, risikoaversen Agenten lässt sich unter der im S-L-M-CAPM-Gleichgewicht geltenden Optimalitätsbedingung der Zusammenhang

¹¹ Vgl. zur Bayesianischen Erwartungsbildung - also Maximierung des Erwartungsnutzens unter rationalen Erwartungen - und der zugrunde liegenden Axiomatik die umfangreichen Erörterungen von Markowitz (1991, S. 205-347) im Hinblick auf die Portfolio Selection unter Abgrenzung verschiedener Nutzenfunktionen.

$$(4.1-10) \quad \lambda = -\frac{\partial U / \partial \sigma_m^2}{\partial U / \partial E(r_m)} > 0$$

herleiten.¹²

Beim Vorliegen einer quadratischen Nutzenfunktion wie in Glg. (4.1-9) gelten für die partiellen Ableitungen

$$(4.1-11) \quad \frac{\partial U}{\partial E(r_m)} = 1 \quad \text{und} \quad \frac{\partial U}{\partial \sigma_m^2} = -k.$$

Aus den Glgn. (4.1-10) und (4.1-11) folgt

$$(4.1-12) \quad \frac{\partial \sigma_m^2}{\partial E(r_m)} = -\frac{1}{k} = -\frac{1}{\lambda},$$

so daß deutlich wird, daß mit dem aggregierten Risikoparameter λ aus Glg. (4.1-10) tatsächlich eine (präferenzbezogene) *Konstante* gegeben ist.

Wesentlich ist in diesem Zusammenhang die Feststellung, daß dieses Ergebnis eine Implikation der spezifischen Ausprägung der quadratischen Nutzenfunktion bzw. der Normalverteilungsannahme der Renditen darstellt.

Die zentrale Bedeutung von λ läßt sich auch durch einen *Notationswechsel* aufzeigen. Die Glgn. (4.1-1)-(4.1-3) für die Wertpapiermarktlinie und Glg. (4.1-5) für die Kapitalmarktlinie lassen sich durch Reformulierung der Kovarianzstruktur und Einbindung des aggregierten Risikoaversionsparameter λ darstellen.

Für die SML gilt

$$(4.1-13) \quad E(r_i - r_f) = \lambda \sum_{CVM} w$$

wobei Σ_{CVM} die erwartete, über den Informationsset $\Psi(t)$ konditionierte Kovarianzmatrix der risikanten Wertpapiere zum Zeitpunkt $t+1$ und w den Gewichtungsvektor der risikanten Wertpapiere zum Zeitpunkt $t+1$ darstellen.

In Übereinstimmung mit Glgn (4.1-12) bestimmt sich die CML zu

$$(4.1-14) \quad E(r_m - r_f) = \lambda \sigma_m^2$$

womit λ als *Preis des Marktrisikos* identifiziert werden kann.

¹² Vgl. hierzu die Ausführungen von Hafner/Herwartz (1999, S. 2).

Merton (1980) stellt fest, daß dieser Bewertungszusammenhang in einem Kapitalmarktgleichgewicht gilt, in dem der repräsentative Investor eine konstante relative Risikoaversion (CRRA) aufweist. Bei dem Parameter λ handelt es sich hier um den Koeffizienten der relativen Risikoaversion, wobei aus Praktikabilitätsüberlegungen heraus in der Modellierung oftmals der Kehrwert $\gamma=1/\lambda$ angesetzt wird. Bei Glg. (4.1-14) wird implizit davon ausgegangen, daß das σ_m^2 konstant ist oder nur vernachlässigbar gering im Erwartungshorizont schwankt. Die Rückkoppelung der in einem konditionierten Prozeß $\sigma_m^2(t)$ ausgedrückten Schwankungen des Fundamentalrisikos der Payoff-Struktur und die spezifische Form des Anpassungsprozesses auf die Überrendite wird auch als *Volatility Feedback-Effekt*, asymmetrische Reaktionen als *Leverage-Effekt* bezeichnet.¹³

4.1.2 Wesentliche Implikationen des S-L-M-CAPM für die Mean Reversion-Debatte

Anhand vorstehender Zusammenhänge werden folgende Implikationen ersichtlich:

a) Im speziellen Fall einer invarianten quadratischen Nutzenfunktion erklärt die Kombination aus Glg. (4.1-10) mit der Glg. (4.1-11), daß *ceteris paribus* $\lambda=\text{const.}$ ist und damit der Preis des Marktrisikos konstant ist (Glg. (4.1-12, 4.1-14)). Zu betonen ist, daß dieser Fall jedoch restriktiv an den Zusammenhang von Glg. (4.1-10) in Verbindung mit der spezifischen Nutzenfunktion gekoppelt ist.

b) Da die erwartete Marktrendite (ex ante-Überrendite) keine beobachtbare Variable ist, steht und fällt die Gültigkeit des CAPM mit einer korrekten Annahme über das λ in Übereinstimmung mit der Optimalitätsbedingung von Glg. (4.1-10). In der testbaren Spezifikation für historische β_i

$$(4.1-15) \quad r_i = \alpha + r_f + \beta_i(E(r_m - r_f)) + \varepsilon_i; \quad \varepsilon_i : N(0, \sigma), \text{ IID}; \quad H_0 : \alpha = 0$$

wird die Überrendite konditioniert von λ und σ^2 gemäß Glg. (4.1-14).¹⁴

¹³ Von den in der Literatur vorzufindenden Erweiterungen (Generalisierungen) zum S-L-M-CAPM stehen diese beiden Effekte dem Modell am nächsten, da unter unveränderten Präferenzen nur die Zeitvariation von $\sigma_m^2(t)$ von Interesse ist. An dieser Stelle braucht daher der Gedankengang nicht fortgeführt zu werden. Für eine nähere Erörterung wird auf den Abschnitt 6.4 verwiesen.

¹⁴ Bei Vernachlässigung von Inflationseffekten gilt $E(r_f) = r_f$ und ist damit nicht mehr konditioniert.

Ein konstantes λ kann dabei nur in den beiden folgenden Fällen sichergestellt werden:

- Der repräsentative Investor besitzt eine konstante absolute Risikoaversion $CARA(V)$ und die Renditen sind normalverteilt. Die Definitionsgleichung für die absolute Risikoaversion wird damit zur Verhaltensgleichung:

$$(4.1-16) \quad CARA(V) = \frac{-U''(V)}{U'(V)} = \text{const.}$$

- Der repräsentative Investor besitzt eine konstante relative Risikoaversion $CRRA(V)$ und die *logarithmierten* Renditen sind normalverteilt. Die Definitionsgleichung für die relative Risikoaversion¹⁵ wird damit zur Verhaltensgleichung (Hafner/Herwartz (1999), S. 2):

$$(4.1-17) \quad CRRA(V) = V \frac{-U''(V)}{U'(V)} = \text{const.}$$

c) Bei einem aggregierten Risikoaversionsparameter λ können unterschiedliche Beiträge einer Risikopräferenz (Zähler: Risikoeinstellung im engeren Sinne) und einer Höhenpräferenz (Nenner im Sinne einer Wertfunktion) zur gleichen Risikoaversion beitragen.

d) Unter den Standard-Präferenz-Annahmen (monoton steigende Nutzenfunktion, positive absolute/relative Risikoaversion, d.h. $U'>0$, $U''<0$) ist $\lambda>0$. Damit ist die in dem risikanten Marktportfolio eingepreiste Überrendite immer positiv. Dieser Sachverhalt ist „*conditio sine qua non*“ für die Praxisempfehlung einer passiven Buy-and-Hold-Strategie mit einem wohldiversifizierten Portfolio (eben dem Marktportfolio unter der Homogenitätsannahme).

e) Es ist ein Test der IEH auf aggregiertem Niveau möglich über das einfache Dominanzkriterium einer positiven Risikoprämie. Unabhängig davon, wie tatsächlich die aggregierte Risikoaversion bzw. Nutzenfunktion geartet ist, muß im Markt risikanter Wertpapiere eine positive Risikoprämie eingepreist sein, da es im klassischen Bezugsrahmen sonst für keinen repräsentativen Investor einen rationalen Grund gäbe, riskante Wertpapiere zu halten.

f) Glg. (4.1-14) bestimmt σ_m^2 als die zentrale Größe für das zu bewertende globale Fundamentalrisiko in einem S-L-M-CAPM-Universum. Fraglich ist

¹⁵ Alternativ wird auch vom „Arrow/Pratt Maß der relativen Risikoaversion“ gesprochen.

jedoch (vgl. Punkt c)), wie der Preis des Marktrisikos λ aus Glg. (4.1-10) bestimmt wird.

g) Der Zusammenhang von Glg. (4.1-14) bleibt unter den Prämissen eines einperiodigen Modells gültig, auch wenn λ als Preis des Marktrisikos eine zeitvariable Funktion der Vergangenheit - etwa infolge eines ARMA-Prozesses - sein sollte und hierdurch MR-Potential aufgebaut wird. Vor dem Hintergrund des Tests verbundener Hypothesen treten erhebliche Schwierigkeiten bei der empirischen Schätzung von Glg. (4.1-3) auf. Da $E(r_m)$ eine nicht beobachtbare Größe darstellt, wird üblicherweise angenommen, daß λ und die zugrunde liegende Präferenzstruktur konstant sind.

4.1.3 Standard-Kritik am S-L-M-CAPM

In der Literatur wurde den restriktiven Annahmen, auf denen das S-L-M-CAPM beruht, eine große Aufmerksamkeit geschenkt. Die Kritik zielt dabei in verschiedene Richtungen.

Zum einen wird die *Strenge der Marktvollkommenheitsbedingungen* (unbegrenzte sichere Anlage/Verschuldung zu einem einheitlichen sicheren Zinssatz, keine Transaktionskosten¹⁶, keine Steuern auf das Einkommen bzw. den Nettovermögenszuwachs, keine Geldillusion, ferner auch atomistische Marktstruktur bzw. perfekter Wettbewerb/Transparenz, unbeschränkte Teilbarkeit der Finanzierungstitel, Handelbarkeit aller Asset-Klassen, Vollständigkeit im Sinne von Arrow (1964) und Debreu (1959)) angeführt. Einzelne Restriktionen lassen sich aufweichen, ohne daß Grundaussagen des S-L-M-CAPM verloren gehen. Abgesehen von dem bisher nicht befriedigend gelösten Problem der rationalen Erklärung des Home Bias (unzureichende Diversifikation bei lokaler Übergewichtung) in einer historischen Phase weit fortgeschritten Kapitalmarktliberalisierung erscheint das Forschungskonzept des „repräsentativen Investors“ und der „as if“-Interpretation der EMH als Ausfluß homogener Erwartungen¹⁷

¹⁶ Neben den operativen Kosten einer Transaktion zählen hierzu auch das Anlageuniversum einschränkende Kapitalverkehrsbeschränkungen.

¹⁷ Es wird davon ausgegangen, daß sich Schätzfehler der Investoren auf aggregiertem Niveau ausgleichen. Dennoch bemerkt Sharpe (1964, S. 434) kritisch und zugleich überraschend pragmatisch: „Needless to say, these are highly restrictive and undoubtedly unrealistic assumptions. However, since the proper test of a theory is not the realism of its assumptions but the acceptability of its implications, and since these assumptions imply equilibrium conditions which form a major part of classical financial doctrine, it is far from clear that this formulation should be rejected-especially in view of the dearth of alternative models leading to similar results.“ Die Annahme homogener Er-

für Analysen auf aggregierter Marktebene als angemessen. Insgesamt stellen die vorstehenden Bedingungen sicher, daß das Marktportfolio *ex ante*-effizient ist.

In einem zweiten Punkt wird die *mangelnde Testbarkeit* des S-L-M-CAPM aufgrund des Tests verbundener Hypothesen angeführt: Das Diskriminierungsproblem, ob der Markt sich nicht gemäß des S-L-M-CAPM verhält und deshalb IIE ist oder nur das Modell fehlspezifiziert ist und trotzdem IE vorliegt, kann nicht mit letzter Gewissheit, sondern nur aufgrund des Puzzles einer Vielzahl empirischer Evidenzen beurteilt werden. Als eine der größten methodologischen Hürden bei den Tests gilt die Identifizierung des (nichtbeobachtbaren) Marktportfolios oder eben dementsprechend die Bestimmung eines *Marktproxy's*. Die Bewertung von Anleihen oder Human Capital ist daher nicht nur unter dem Aspekt ihrer Berücksichtigung in dem Marktportfolio per se von besonderem Interesse, sondern speziell hinsichtlich ihres intertemporalen Hedging-Beitrags. Eine geringe Fehlspezifikation in dem *Marktproxy* führt dazu, daß es immer Portfolios gibt, bei der die Nullhypothese, daß das Marktportfolio *ex ante*-effizient ist, nicht abgelehnt werden kann und alleine unter diesem Aspekt der Effizienztest in Frage gestellt werden kann (Roll 1977, S. 158; Fama 1996b, S. 1956). Campbell (1996, S. 340) stellt fest, daß zwar die Rendite aus Human Capital *kurzfristig* mit der Aktienrendite deutlich positiv korreliert ist, aber *langfristig* selbst unter der Annahme von MR in den Aktienrenditen diesbezüglich wesentlich weniger volatil ist. Das Ignorieren von Human Capital im Marktportfolio führt folglich dazu, daß etwa das S-L-M-CAPM das Risiko der risikanten Anlage in Aktien übertreibt und der Koeffizient der CRRA unterschätzt wird, wenn versucht wird, die Überrendite zu erklären.

Dieser Aspekt leitet zu einem dritten Punkt über. Hier werden die *präferenzbezogenen Annahmen* des S-L-M-CAPM angegriffen und als zu restriktiv bzw. wenig plausibel kritisiert. Hierzu zählt die Annahme einer stabilen quadratischen Nutzenfunktion des homogenen Investors oder äquivalent einer Normalverteilung der Renditen zur Sicherstellung der μ - σ -Kompatibilität. Es besteht kein intertemporaler Hedging-Bedarf, so daß eine Preisbewertung in einem Einperiodenmodell zulässig ist.

Der letzte Punkt ist für die MR-Debatte von wesentlicher Bedeutung, wie in dem nachfolgenden Abschnitt aufgezeigt wird.

wartungen als Voraussetzung, daß ein Gleichgewichtsmodell testbar ist, ist weiterhin umstritten, obwohl selbst Roll 1977 (S. 137) den Ansatz akzeptiert.

4.1.4 Offene Fragen und Erweiterungspotentiale des S-L-M-CAPM im Hinblick auf eine Erklärung von Mean Reversion

In einem idealtypischen S-L-M-CAPM-Universum lässt sich durch Umformung der Gleichung (10) unter der Annahme einer konstanten Präferenzstruktur nach

$$(4.1-18) \quad \mu = E(r_m) = \lambda \sigma_m^2 + r_f = \text{const.}$$

der Performance-Index-Preisprozeß des risikanten Weltmarktpfolios spezifizieren zu

$$(4.1-19) \quad p_{t+1} = \mu + p_t + \varepsilon_t \quad ; \quad \varepsilon_t: N(0, \sigma), \text{ IID}$$

womit in einem Steady State-Gleichgewicht ein (MR-freier) stochastischer Trend (Random Walk mit Drift) festgelegt ist. Somit ist bis auf den Drift für den Preis des Risikos als stochastische Komponente („konstante Risikoprämie“) der Preisprozeß prognosefrei und die Realisationen von der Vergangenheit stochastisch unabhängig (anschaulich: gedächtnisfrei).

Mit dem Aufzeigen des Zusammenhangs von Glgn. (4.1-18, 4.1-19) ist auf interpretierbare Weise der Bezug zur MRH hergestellt. Es ergeben sich diesbezüglich einige offene Fragen:

a) Zusammenspiel verschiedener Transmissionskanäle für MR

Es deuten sich aus der Diskussion um das S-L-M-CAPM vier potentielle Transmissionskanäle für MR-Effekte an, wobei im Sinne der Problematik des Tests verbundener Hypothesen nicht feststeht, ob diese voneinander unabhängig sind und wie der theoretische Hintergrund im Detail beschaffen ist, was die weitere Analyse bis heute erschwert. In den Abschnitten 4.2 bis 4.4 sollen im Anschluß daran repräsentative Ansätze auf ihren MR-Gehalt analysiert werden, die den vermuteten Inferenzraum zumindest partialanalytisch abbilden.

1) Fundamenteffekt des schwankenden Elementarrisikos:

Im Test des GARCH-Modells von Engle/Lilien/Robins (1987) lässt sich empirisch feststellen, daß die Volatilität der Preise (Varianz und Kovarianz) zeitlich abhängig, somit autoregressiv konditioniert ist. Von einigen Autoren¹⁸ wird vermutet, daß dieses mittlerweile gut dokumentierte stilisierte Faktum der Vo-

¹⁸ Vgl. hierzu die Ausführungen in Abschnitt 3.1.3 zu Brown/Harlow/Tinic (1988), Timmermann (1995), Kandel/Stambaugh (1996) und Jones/Lamont/Lumsdaine (1998).

latittsclusterung auf Regimewechsel im Risiko der Payoff-Technologie zurückzufren ist und von einer Heteroskedastizitt im Proze der News-Generierung gesteuert wird. Als fundamentale Ursachen zu nennen wren z.B. technologiebedingte Produktivittssche (Basisinnovationen) und die Heteroskedastizitt im Proze der News-Generierung sowie speziell politische Risiken (Strukturbrche/Nichtlinearitten in der Wirtschafts- und Zentralbankpolitik, Kriege).

2) Fundamenteleffekt der unterlegten Finanzierungsstruktur:

Asymmetrische Wirkungen zwischen positiven und negativen News auf die Payoff-Technologie und damit auf die Preisvolatilitt liegen in dem *schwankenden Financial Leverage* riskanter Wertpapiere, deren Payoff-Struktur stark durch den Residualbersch nach Fremdfinanzierung geprgt ist („Hebel“), begrdet und fhren zu einer speziellen Klasse der Nichtlinearitt bei der GARCH-Modellierung (Black 1976, Christie 1982). Dieser Leverage-Effekt bei gehebelten, riskanten Wertpapieren (Aktien) fhrt

- zu einer negativen *ex post*-Korrelation zwischen den berrenditen und der Volatilitt sogar in dem Fall, in dem die Volatilitt und die berrendite des Gesamtmarktes konstant sind.
- Korrespondierend hierzu liegt eine positive *ex ante*-Korrelation zwischen den berrenditen und der (unantizipierten) Volatilitt gehebelter riskanter Wertpapiere (French/Schwert/Stambaugh 1987, S. 25f.).
- Ferner neigen riskante Wertpapiere generell dazu, in den Preisen zu fallen, wenn die Volatilitt steigt bzw. in den Preisen zu steigen, wenn die Volatilitt sinkt, wie die Theorie um ein konditioniertes S-L-M-CAPM mit $\lambda=f(t)$ nahelegt.

Dieser asymmetrisch ausgeprgte Effekt fhrt dazu, daß konventionelle GARCH-Modelle die Risikoprmie in der berrendite nicht komplett erfassen und dieses stilisierte Faktum eigenstndig in der Modellierung zu bercksichtigen ist.

Betont werden sollte, daß sich auch an dieser Stelle ein Diskriminierungs- bzw. Identifizierungsproblem erffnet: Sollte eine Prferenznderung z.B. derart erfolgen, daß die (aggregierte) RRA von einer Periode zur nchsten Periode abnimmt, mu ein z.B. infolge des Leverage-Effektes erhhtes Marktrisiko in der zweiten Periode nicht zu einer erhhten Risikoprmie fhren. Nur in dem Fall, in dem davon ausgegangen werden kann, daß sich die RRA im Verhltnis zu dem Marktrisiko langsam ndert, wre die Erwartung begrdet, daß ein hheres Marktrisiko auch eine hhere Risikoprmie induziert (Merton 1980, S. 328).

3) Behavioral Finance Effekt der schwankenden Zeitpräferenz:

Diese schwankende Präferenzvariable wird auch als *intertemporale Elastizität der Substitution* bezeichnet und stellt eine bewertungsrelevante Komponente der Zinsstrukturkurve dar. Sie wird hier neben dem vorstehenden Punkt 2) deswegen aufgeführt, da die Zinsstrukturkurve im Gegensatz zu den die Risiko- oder Höhenpräferenz bestimmenden Parametern über die Spotpreise am Rentenmarkt eine beobachtbare Größe darstellt und per se einen ARMA-Prozeß repräsentiert. Unter dem Bewertungsfaktor „Zeitpräferenz“ besteht daher zwischen Renten und Aktien bei intertemporaler Betrachtung *ceteris paribus* eine Arbitragebeziehung, die ein Mißpricing-Potential aufbaut. Langsame Strukturverschiebungen können z.B. über demographische Effekte rationalisiert werden. Zum Beispiel kann als Gegenentwurf zu einem Steady State-Gleichgewicht eine sinkende erwartete Überrendite als Reflex eines Rückgangs der stochastischen Diskontierungsfaktoren verursacht sein durch ein von der Altersvorsorge motiviertes Ansparverhalten (sinkende gegenwärtige Konsumneigung) bei zeitgleichem Mangel an rentablen Investitionsmöglichkeiten. Lintner (1965b, S. 32) stellt fest, daß im S-L-M-CAPM korrespondierenden DCF/PV-Konzept durch Variation der Diskontierungssätze alleine schon über den sicheren Zins Nichtlinearitäten bei der Berechnung der Gegenwartswerte generiert werden.

4) Behavioral Finance Effekt der schwankenden Risiko- und Höhenpräferenz:

Die μ - σ -Kompatibilität im S-L-M-CAPM ist das Resultat der angenommenen quadratischen (exponentiellen) Nutzenfunktion. Hierbei liegt eine konstante *Risikoeinstellung* insofern vor, daß eine Risikoprämie nicht vom Vermögen des Entscheiders abhängt. Vermutet werden kann, daß die Risikoeinstellung bei einem erhöhten Vermögen immer weniger risikoscheu wird oder daß eine bezugspunktbezogene Nichtlinearität vorliegt. Leider eröffnet sich im Rahmen der Erwartungsnutzentheorie ein Diskriminierungsproblem bei der Interpretation der unterstellten Nutzenfunktion, die nicht zwischen einer Risikoeinstellung im engeren Sinne und einer Höhenpräferenz im Sinne des 1. Gossen'schen Gesetzes (Gesetz vom abnehmenden Grenznutzen) differenziert. Hierbei kann es zu Kompensationseffekten kommen: Eine positive Risikoprämie kann gezahlt werden, weil Risikoscheu im engeren Sinne vorliegt (und/oder weil ein abnehmender Grenznutzen vorliegt. Folglich besteht die Möglichkeit, daß bei ausreichend abnehmendem Grenznutzen die Nutzenfunktion immer noch konkav ist, obwohl Risikofreude im engeren Sinne vorliegt. Revisionen in der Risiko- und Höhenpräferenz könnte daher ARMA-Effekte in den Überrenditen begründen, die ergänzend durch (asymmetrische) GARCH-Komponenten unterlegt sind. Diese endogene Dynamik ist nur durch Behavioral Finance-Modelle zu erklären.

Die Punkte 1) und 2) führen zu einem schwankenden σ_m^2 . Schwankungen in der Überrendite sind unter diesem Aspekt mit der IEH(schwach) vereinbar. Der Punkt 3) bewirkt ein schwankendes r_f und der Punkt 4) ein schwankendes λ . Schwankungen dieser Parameter sind bei der konventionellen Definition nicht mit der IEH(schwach) vereinbar, die von Präferenzkonstanz ausgeht.

b) Speziell: Zeitvariables λ

Wenn der die Risikoaversion indizierende, aggregierte Parameter λ zeitvariabel, insbesondere autoregressiv ist, stellt sich die Frage, auf welche Art und Weise die Quelle der MR beschaffen ist. Offenbar sind die unter 4.1.2 c) genannten Bedingungen für den aggregierten Risikoaversionsparameter λ eher Spezialfälle. Hafner/Herwartz (1999, S. 3) bieten zwei Kanäle an, in denen das λ infolge bestimmter Eigenschaften der Nutzenfunktion zeitvariabel ist: Zum einen ist es möglich, daß die Nutzenfunktion eines repräsentativen Investors derart beschaffen ist, daß der Erwartungsnutzen bei der angenommenen Renditeverteilung zu einer Konditionierung von λ durch die Momente $E(r_m)$ und σ_m^2 kommt ($\lambda=f(\mu_m, \sigma_m^2) \neq \text{const.}$). Dieser Fall hat dann Bedeutung, weil er über die Glg. (4.1-14) die Preiswirkung der in den Renditen beobachteten Heteroskedastizität verstärkt und mit der IEH in Einklang zu bringen ist. Zum anderen ist es denkbar, daß Risikoaversionsparameter (z.B. die in Glg. (4.1-17) definierte relative Risikoaversion) infolge eines autoregressiven Prozesses zeitvariabel sind und hierdurch $\lambda_t=f(\text{ARMA}) \neq \text{const.}$ wird.

c) Speziell: unplausible Nutzenfunktion

Die Annahme einer quadratischen Nutzenfunktion etwa der Form

$$(4.1-20) \quad U(E(r_m), \sigma_m^2) = E(r_m) - k\sigma_m^2$$

ist in dem Ast, bei dem $U' < 0$ werden kann, also $r > 1/2k$, unplausibel. Dieser Kritikpunkt kann umgangen werden, indem nur der ökonomisch plausible Abschnitt betrachtet wird. Darüber hinaus ist schon früh festgestellt worden (vgl. den Rückblick im Vorwort von Markowitz 1991, S. VII), daß die Prädominanz der $\mu-\sigma$ -Kompatibilität in der Portfoliotheorie und die Wahl von σ als Risikomaß eher auf die leichte Berechenbarkeit zurückzuführen ist, als auf realitätsnahe Modellierung. Alternative Risikomaße und damit Nutzenfunktionen sind z.B. Semivarianzen, die Wahrscheinlichkeit eines Verlustes und der maximale Verlust. Derartige Risikomaße finden ihren Ausdruck im Value-at-Risk-Konzept und der Berechnung von Lower Partial Moments (LPM). Als Beispiel für eine Nutzenfunktion unter dem Risikomaß der Semivarianz läßt sich folgender Funktionstypus angeben (Markowitz 1991, S. 291)

$$(4.1-21) \quad U(E(r_m)) = k_1 + k_2 r_m + k_3 (\min(E(r_m) - k_4, 0))^2, \text{ für } k_3 < 0$$

Eine solche Modifikation der konventionellen quadratischen Nutzenfunktion erinnert an den Dispositionseffekt bzw. Loss Aversion-Effekt der Wertfunktion der Prospect Theory als Gegenentwurf zur Erwartungsnutzentheorie (Odean 1998a, S. 1776). Dieses ist bemerkenswert aufgrund des Zusammenhangs zwischen der Nutzen- und der Wertfunktion: Beide fallen unter Risikoneutralität zusammen. Der Loss Aversion-Effekt lässt sich auch in der Nutzenfunktion von Glg. (4.1-21) wiederfinden, da in ihr über den Minimum-Operator eine asymmetrische Nichtlinearität eingeführt wird.

d) Speziell: fehlende Separationsmöglichkeit zwischen Präferenzparametern

Die wohl schärfste Kritik an der Erwartungsnutzentheorie und dem S-L-M-CAPM liegt, wie schon angedeutet, an der mangelnden Separationsmöglichkeit der unterlegten Präferenzstruktur. Neben der erwähnten fehlenden Separationsmöglichkeit zwischen der Risiko- und Höhenpräferenz (Nutzenfunktion und Wertfunktion fallen nur unter Risikoneutralität des Investors zusammen)¹⁹ lässt sich in der Erwartungsnutzentheorie keine Separation zwischen der (relativen) Risikoaversion (RRA) und der intertemporalen Grenzrate der Substitution²⁰ (IMRS) herstellen (Epstein/Zin 1989, 1991; Lettau/Uhlig 1997; Abel 1999).

Dieser äußerst restiktive Sachverhalt wird anhand einer Standardmodellierung für ein C-CAPM deutlich (Cornell 1999, S. 138,143; Campbell/Lo/MacKinlay 1997, S. 305). Die übliche Annahme über die zu maximierende, zeitseparierbare Nutzenfunktion eines repräsentativen Investors hat die Form

$$(4.1-22) \quad U(C_t) = \frac{C_t^{1-\gamma} - 1}{1 - \gamma}$$

Diese auch als „Power Utility“ bezeichnete Nutzenfunktion nähert sich einer logarithmischen Nutzenfunktion für $\gamma \rightarrow 1$ und besitzt die *gewünschte* Eigenschaft einer Skaleninvarianz (Unabhängigkeit von Wohlstandsniveaus; kon-

¹⁹ Aufgrund dieser Tatsache erscheint die konventionelle Beschreibung des Risikoverhaltens über die Konvexität der Nutzenfunktion (positive Risikoaversion wird definiert über $U'' < 0$ unter der Voraussetzung, daß $U' > 0$) fragwürdig und zumindest simplifizierend. Neben einem Bezug auf das Marktportfolio bei der Erklärung der Überrendite erhält somit der terminus technicus „aggregierter Risikoaversionsparameter“ eine zweite Bedeutung.

²⁰ Sie wird auch intertemporale Substitutionalität genannt. Die Elastizität der intertemporalen Substitution gibt das Bedürfnis nach einer Glättung zwischen dem Konsum in verschiedenen Perioden an bzw. die Aversion, Konsum über die Zeit zu verschieben. Vgl. hierzu auch Glg. 4.2-23.

stante relative Risikoaversion (CRRA)). Die *unerwünschte* Eigenschaft liegt darin, daß mit dieser Nutzenfunktion die Elastizität der intertemporalen Substitution (die Ableitung des geplanten logarithmierten Konsums bezogen auf den logarithmierten Zinssatz) zwingend in einem reziproken Verhältnis zum Koeffizienten der relativen Risikoaversion steht. Dieses ist intuitiv nicht überzeugend:

- Die Elastizität der intertemporalen Substitution als Bereitschaft eines Investors, den Konsum zwischen zwei Zeitpunkten zu verschieben, sollte *unabhängig* von der Unsicherheit der Umweltzustände eindeutig bestimbar sein, also auch für den Fall der Sicherheit.
- Die relative Risikoaversion als Bereitschaft eines Investors, den Konsum zwischen verschiedenen Umweltzuständen aufzuteilen, sollte *unabhängig* vom Zeithorizont eindeutig bestimbar sein, also auch für den Fall eines einperiodigen Planungshorizontes.

Aufgrund des reziproken Verhältnisses zwischen der RRA und IMRS ergibt sich zwischen einer *sicheren Anlage* und einer *riskanten Anlage* in einem standardmäßigen C-CAPM ein fester Bewertungszusammenhang:

Der sichere Zinssatz ermittelt sich zu

$$(4.1-23) \quad r_f = \rho + \gamma E_t(\Delta C),$$

wobei sich der Parameter für die Zeitpräferenz ρ aus der Nutzenmaximierungsbedingung über eine Lebensgeneration (Lifetime Utility)²¹ bestimmt zu

$$(4.1-24) \quad U_T = \sum_{t=0}^T e^{-\rho t} U(C_t)$$

und der rechte Summand die Konsumwachstumsrate repräsentiert. Die Zeitpräferenz ρ bestimmt somit einen stochastischen Diskontierungsfaktor. Der Koeffizient der relativen Risikoaversion fließt über den Parameter γ ein.

Als Pendant zur Glg. (4.1-23) wird für die Risikoprämie einer riskanten Anlage der Zusammenhang

$$(4.1-25) \quad E(r_m) - r_f = \gamma \sigma_{\Delta C} \sigma_{r_m} \rho_{\Delta C, r_m}$$

angegeben. Es wird deutlich, daß der Begriff „Risikoprämie“ mit Bezug auf Glg. (4.1-25) aufgrund der intertemporalen Parametrisierung nicht mehr überzeugend wirkt. Die Tatsache, daß bei obiger konsistenter Modellierung der

²¹ Es gibt auch Modelle, die von einem unbegrenzt lebenden Agenten ausgehen.

Risikoaversionsparameter auch in die Formel des sicheren Zinssatzes einfließt (Glg. 4.1-23), läßt Fragen nach der Begrifflichkeit der Risikoaversion und der Risikoprämie aufkommen.²² Offenbar besteht bei den Modellannahmen der Erwartungsnutzentheorie ein restriktiver Bewertungszusammenhang für eine sichere und eine riskante Anlage.

Die mangelnde Separation zwischen der RRA und der IMRS hat weitreichende Konsequenzen:

- Bei den empirischen Tests zur Überprüfung des Equity Premium Puzzles (Mehra/Prescott 1985, Weil 1989, Benartzi/Thaler 1995, Siegel/Thaler 1997) und einer Erklärung der Überrendite auf der Basis einer S-L-M-CAPM-Spezifikation werden unplausibel hohe Risikoaversionsparameter ermittelt. Eine Erklärung hierfür liegt in der unzureichenden Flexibilität der Erwartungsnutzentheorie bzgl. des Separationsproblems. Das Equity Premium Puzzle zeigt sich als Januskopf: Nicht nur erscheint bei plausibler Parameterkonstellation in den Modellen die Überrendite zu hoch, sondern zugleich der sichere Zins zu niedrig. In dem vorgestellten C-CAPM läßt sich keine mit den empirischen Beobachtungen im Einklang stehende hohe Überrendite modellieren: Mit zunehmender Risikoaversion, die eine höhere Überrendite erklären könnte, steigt auch der sichere Zins, was allerdings der empirischen Beobachtung massiv widerspricht. Diese Aussage läßt sich dahingehend erweitern, daß von einer „Impossible Trinity“ (vgl. Abb. 3.2-1) bei der konventionellen Modellierung von Asset Pricing Modellen gesprochen werden kann. So stellt Cochrane (1997, S. 22) fest: „There is currently no model with low risk aversion that is consistent with the equity risk premium, the stability of real interest rates and nearly unpredictable consumption growth“.
- Vor diesem Hintergrund ebenso umstritten ist die Einordnung von Anleihen insbesondere erstklassiger Schuldner in den S-L-M-CAPM-Rahmen. Aufgrund des Zins-/Kursänderungsrisikos (bei einer Fristigkeitsbetrachtung jenseits der Duration) und des Inflationsrisikos nehmen Anleihen erstklassiger Schuldner eine Zwitterposition ein, da (nur) auf einen bestimmten Termin (Duration) und bei nominaler Betrachtung die Anlage ri-

²² Vom Verfasser wird daher die Auffassung vertreten, daß der Begriff der *Risikoprämie* eher mißverständlich und zu eng ausgelegt ist und daher vermieden werden sollte. Der Begriff der *Überrendite* (oder Equity Premium) erscheint aus theoretischer Sicht adäquater.

sikofrei ist. Prinzipiell lassen sich Anleihen - z.B. Zerobonds²³ - mit einer Laufzeit über den einperiodigen Erwartungshorizont hinaus in den S-L-M-CAPM-Zusammenhang etwa zur Bestimmung der Effizienzgrenze einbinden. Das gepreiste „Risiko“ einer ausfallsicheren Anleihe reflektiert daher das Zinsänderungsrisiko der Zinstrukturkurve. Interessanterweise verweisen empirische Untersuchungen bei Schätzungen über relativ geringe Zeiträume auf einen nur geringen Diversifikationsbeitrag von Anleihen. *Ein reines Anleiheportfolio* liegt dabei wesentlich unter der CML und ist somit *ineffizient* (Elton/Gruber 1995, S. 65-67, S. 91-95). Lettau/Uhlig (1997) errechnen für den S&P 500-Index seit dem 2. Weltkrieg eine Sharpe Ratio von 0,27 (als untere Proxy für den Marktpreis des Risikos), für langfristige Staatsanleihen von 0,05. Modellierungen der Sharpe-Ratio für den S&P500-Index ergeben jedoch maximal Werte zwischen 0,04 und 0,2 (Cornell 1999, S. 140f.) und liegen damit deutlich niedriger als die ex post-Messung.

- Fraglich ist ferner, welche Funktion Anleihen (langfristige Zinsstruktur) aus der Sicht des intertemporalen Hedgings zur Konsumglättung²⁴ übernehmen und ob diesbezüglich nicht infolge des Mechanismus eines C-CAPM eine 3-Fund-Separation²⁵ gilt (Merton 1973; Breeden 1979; Merton 1990). Black (1990, S. 111f.) stellt fest, daß der hauptsächlich verfolgte Ansatz bei der Modellierung von TVER und MR auf einer konstanten Risikoprämie aber unter schwankenden (Real-)Zinsen beruht. Dieses läuft

²³ Zerobonds (Nullkuponanleihen) lassen sich in ihrem Renditemuster leichter als Kuponanleihen mit Aktien vergleichen, die keine oder eine sehr niedrige Dividendenrendite aufweisen.

²⁴ Die Empirie zeigt, daß der Konsumprozeß wesentlich glatter verläuft als der Wohlstandsprozeß.

²⁵ Merton (1973, S. 880) leitet auf der Basis seines intertemporalen CAPM, das als C-CAPM interpretiert werden kann, ein „Three Fund“ Theorem“ ab. Der erste Fund (Marktportfolio) und dritte Fund (sichere Anlage) bilden im S-L-M-CAPM-Sinne die Effizienzgrenze ab. Der zweite Fund dient als Hedge-Fund zur intertemporalen Konsumglättung, um sich gegen unerwünschte intertemporale Drifts in der Effizienzgrenze abzusichern. Dies führt als Generalisierung der SML zu einer Kurvenschar (Security Market Plane Equation). Die Nachfrage vom zweiten Fund hängt vom Differentialquotienten aus dem Konsum C und einer Zustandsvariablen X ($\delta C / \delta X$) und damit von dem Ausmaß der X-Hedge-Eigenschaft ab. Langfristige, ausfallfreie Anleihen (insbesondere Zerobonds) bieten typischerweise eine nahezu perfekte X-Hedge- (somit speziell: r_f -Hedge)-Eigenschaft, da das Zinsniveau zukünftige Investitionsmöglichkeiten widerspiegelt. Ihre Prämie muß daher keine Liquiditätsprämie sein, sondern resultiert aus der Präferenz, sich gegen Änderungen in den zukünftigen Investitionsmöglichkeiten zu hedgen. Vergleiche hierzu die detaillierten Ausführungen im Abschnitt 4.2.1.

seiner Auffassung nach aber der Intuition entgegen, da Investoren vermutlich stärker auf Zinsänderungen (leicht beobachtbar) reagieren als auf Änderungen in der Risikoprämie (nicht beobachtbar). Folglich dürfte ihre Reaktion am Markt eher zu einer Dämpfung der Zinsänderungen als zu einer Dämpfung der Änderungen in der Risikoprämie führen.

4.2 Erweiterungen des Standard-Asset Pricing-Modells

Entsprechend den obigen Kritikpunkten sind verschiedene Ansätze entwickelt worden, die den restriktiven Rahmen des S-L-M-CAPM erweitern. Dieses erfolgt auf verschiedene Art und Weise bzw. unter unterschiedlichen Zielsetzungen:

Erstens können andere ein systematisches Risiko erklärende Faktoren berücksichtigt werden (konsum- und produktionsbasierte Capital Asset Pricing Modelle). *Intertemporale Gleichgewichtsmodelle* verknüpfen die erwarteten Überrenditen direkt oder indirekt mit den Schwankungen der aggregierten Produktion. Um den Nutzen zu maximieren, versuchen die Investoren den Konsum zu glätten, was durch eine Anpassung der erwarteten Rendite erfolgt. Wird beispielsweise eine höhere aggregierte Produktion (und damit im DCF-Modell höhere Zahlungsüberschüsse) in der nächsten Periode erwartet, wird danach gestrebt, „Wohlstand“ aus dieser Periode „vorzuverlagern“, weshalb eine höhere Überrendite verlangt wird: Ein erhöhter gegenwärtiger Konsum führt über eine geringere Nachfrage nach riskanten Wertpapieren im Gleichgewichtsmodell zu höheren erwarteten Überrenditen.

Zweitens liegt eine Forschungsstrategie darin, über Generalisierungen der Modelle das S-L-M-CAPM als Spezialfall zu interpretieren (Modifikation der Präferenzstruktur z.B. über Rekursive Nutzenfunktionen oder Berücksichtigung von asymmetrischen Risikomaßen mittels der Erfassung von Lower Partial Moments; Integration zusätzlicher Risikofaktoren über APT-Modelle).

In der Literatur dominiert der Typus eines *C-CAPM* als Variante des intertemporalen Asset Pricings. Die produktionsbasierten Modelle (*P-CAPM*), in denen angebotsseitige Restriktionen und Autokorrelation in der aggregierten Produktion zur Erklärung von MR in den Aktienrenditen herangezogen werden, spielen eine untergeordnete Rolle und bieten nicht einen Bezugsrahmen, der nachfrageseitige Restriktionen oder gar Präferenzdrifts berücksichtigt, weshalb hier nicht näher darauf eingegangen werden soll. Dennoch sei auf einige Aufsätze verwiesen: Balvers/Cosimano/McDonald (1990), Cochrane (1991), Jog/Schaller (1994) und Basu/Vinod (1994) liefern Beispiele derartiger produktionsbasierter Konzeptionen für Asset Pricing Modelle. Balvers/Cosimano/McDonald (1990) modellieren das stilisierte Faktum, daß erwartete Rendi-

ten negativ mit der aggregierten Produktion korreliert sind. Da letztere im Rahmen von Konjunkturprognosen auf Sicht einiger Monate vorhersagbar ist, unterliegen die Renditen der MR¹. Letztere kommen zu dem Schluß, daß Konsumglättung eine notwendige, aber nicht hinreichende Bedingung ist, um MR in Aktienpreisen zu erklären und daß der Wachstumsprozeß einer Volkswirtschaft endogener Natur ist. Es ist zu vermuten, daß im Zuge der Diskussion um die „New Economy“ Ende der 90er Jahre den Zeitreiheneigenschaften der Produktionstechnologie im Zusammenhang mit Zeitreiheneigenschaften *globaler* Aktienindizes und der Transmission globaler exogener Produktivitätsschocks noch vermehrte Aufmerksamkeit gewidmet werden wird.

Nachfolgend sollen im Abschnitt 4.2 detailliert verschiedene Asset-Pricing-Modelle, insbesondere C-CAPM-Ansätze gezielt dahingehend analysiert werden, welches Potential an Vorhersagbarkeit von ex ante-Überrenditen und damit MR in einem *rationalen* Rahmen unter IE gegeben ist.

4.2.1 Konsumbasierte Capital Asset Pricing Modelle als Generalisierungsansätze

Wie oben festgestellt worden ist, ist die einperiodige Betrachtungsweise des S-L-M-CAPM an die Prämissen einer konstanten relativen Risikoaversion und einer an den Risikoaversionssparameter reziprok verknüpften IMRS gekoppelt. Eine Aufweichung dieser Prämissen führt zu dem intertemporalen Nutzenmaximierungsproblem der konsumbasierten Capital Asset Pricing Modelle (C-CAPM), bei denen das statische, einperiodige Portfolio-Problem nur einen Spezialfall des dynamischen, mehrperiodigen Portfolio-Problems darstellt. Der (individuelle) Investor optimiert *simultan* seinen Konsumplan und das Problem der Portfolio-Allokation². Im C-CAPM-Standardfall erweitert sich nach Merton (1990, S. 547, S. 553) somit das Nutzenmaximierungsproblem für das restliche Leben eines Investors aus Glg. (4.1-7) auf

$$(4.2-1) \quad E_0 \left\{ \sum_0^{T-1} U[C(t), t] + B[W(T), T] \right\} \text{ bzw. zeitkontinuierlich } E_0 \left\{ \int_0^T U[C(t), t] + B[W(T), T] \right\}.$$

¹ Aus Gründen der Antizipationsmöglichkeit ist diese Schlußfolgerung *nicht* trivial und sehr kritikunfähig. Folglich ist sie an strenge Annahmen gebunden.

² Es handelt sich hierbei um eine dynamische Programmierung. Die Zustandvariablen lassen sich dabei als stochastischer Markov-Prozeß abbilden. In dem speziellen Fall eines Diffusionsprozesses (über ein begrenztes Zeitintervall liegt ein Kontinuum möglicher Umweltzustände vor) sind auch in zeitkontinuierlichen Modellen die einperiodigen Renditen nicht „vorhersagbar“.

U und B (Vermächtnisfunktion)³ sind konkave Neumann-Morgenstern-Nutzenfunktionen in einem zeitadditiven Setting. Im Optimum (bzw. gemäß der regulären Bedingung für ein lokales Maximum) wird der Grenznutzen des Wohlstands W(t,X) (als Äquivalent für den zukünftigen Konsum) genau dem Grenznutzen des Konsums C(t) entsprechen (Äquimarginalprinzip).

$$(4.2-2) \quad U_{(C)}'(C, t) - B'_{(W)}(W, T, X) = 0$$

Der zum statischen Fall fundamentale Unterschied liegt in der Zustandsabhängigkeit von B[W(T),T]. Der analoge Fall im S-L-M-CAPM läge in einer auf das Periodenende bezogenen Zustandsabhängigkeit der Nutzenfunktion.

Ein dynamisch (intertemporal) maximierender Investor löst das Portfolio-Allokationsproblem wesentlich anders als ein statisch maximierender Investor. Die MR-Debatte erfährt durch diese Modellerweiterungen eine erhebliche Reicherung, da sich aus gleichgewichtstheoretischer Sicht das Potential für zeitvariable Risikoprämien in einem effizienten Markt und eine Vielzahl weiterer Implikationen - auch für die empirische Forschung - ableiten lassen.

- Die erhöhte Komplexität der Entscheidung unter Glg. (4.2-1) im Vergleich zur Glg. (4.1-7) lässt sich dadurch verdeutlichen, daß in der Praxis bei dem Optimierungsproblem zwischen vier verschiedenen Zeithorizonten differenziert werden muß und die Gleichung daher als Minimalspezifikation aufgefaßt werden kann. Merton (1990, S. 551f.) benennt folgende: Der investorenunabhängige *Handelshorizont* wird durch Markt-(mikro)strukturen bestimmt wie z.B. die Liquidität in den einzelnen Wertpapieren, Handelszeiten, Transaktionskosten etc. Der *Entscheidungshorizont* bestimmt die Zeitspanne zwischen den Entscheidungen und den Transaktionen. Im *Planungshorizont* wird eine Zeitspanne festgelegt, in der einer Nutzenfunktion ein bestimmtes Gewicht beigemessen wird. Schließlich ist insbesondere der *Beobachtungshorizont* für die empirische Forschung von wesentlicher Bedeutung, das heißt die Zeitspanne, in der die Daten ermittelt werden. Die implizite, aber als solche seitens der Forschung nicht immer wahrgenommene und deshalb bei Nichtbeachtung Mißspezifikationspotential aufbauende Annahme ist die der Kongruenz zwischen Beobachtungshorizont und dem Entscheidungs- und Planungshorizont.
- Die Homogenitätsannahme, die zur Tobin'schen 2-Fund-Separation führt, wird gebrochen. Unter Glg. (4.2-1) kann grundsätzlich nicht si-

³ Dem terminierten Wohlstand zum Zeitpunkt des Ablebens wird ein eigener Nutzen beigemessen.

chergestellt werden, daß alle Investoren zu einem bestimmten Prozentsatz das Marktportfolio halten, da im intertemporalen Gleichgewicht das Marktportfolio nicht μ - σ -effizient sein muß. Folglich ist auch nicht von der Existenz einer einzigen SML auszugehen, sondern von einer Schar von SMLs. Breeden (1979, S. 273) gibt als generalisierte Gleichung für die SML, nunmehr eine Security Market Hyperplane (SMHP), die zum Kapitalmarktgleichgewicht führt, an:

$$(4.2-3) \quad E(r_i(t)) - r_f(t) = \sum_1^{m+1} \beta_{ji}(t) [E(r_j(t)) - r_f(t)] \quad i = 1, \dots, n$$

mit $\beta_{ji}(t)$ als der multiple Regressionskoeffizient der Rendite eines Wertpapiers i über die Rendite von $m+1$ Portfolios und $E(r_j(t))$ als erwartete Rendite eines Portfolios j mit maximaler (perfekter) Korrelation zu einer Änderung der Zustandsvariablen S_{j-1} , $j = 2, \dots, m+1$ und $E(r_{j-1}) = E(r_m)$.

Die $\beta_{ji}(t)$ werden gemessen mit Bezug auf den aggregierten Wohlstand und den Renditen von Wertpapieren, die einen Hedge gegen verschiedene Zustandsvariablen bieten. In einem intertemporalen CAPM ist nicht generell davon auszugehen, daß die erwarteten Überrenditen proportional zu den Markt- β_{jm} eines statischen CAPM sind.

- Ist $\beta_{ji}(t)$ eine auf das Intervall, in dem die Renditen sukzessive beobachtet werden, bezogen ausreichend langsam zeitvariable Funktion, so läßt sich dieser C-CAPM-Risikoparameter (systematisches C-CAPM-Risiko) aus einer linearen Regression folgender Preisdynamik ermitteln (Merton 1990, S. 570):

$$(4.2-4) \quad \frac{dp_i(t)}{p_i(t)} = r_f(t)dt + \sum_2^{m+1} \beta_{ji}(t) \left(\frac{dX_j}{X_j} - r_f(t)dt \right) + d\epsilon_i,$$

wobei dX_j / X_j die augenblickliche Rendite des j -ten Portfolios aus Glg. (4.2-3) darstellt.

Glg. (4.2-4) verdeutlicht, daß innerhalb eines C-CAPM-Rahmens die zeitintervallabhängige Preisdynamik $dp_i(t)/p_i(t)$ von der Entwicklung des sicheren Zinses $r_f(t)$ abhängt. Ist der sichere Zins ein stationärer Zeitreihenprozeß, der einen lokalen deterministischen Drift-Term beinhaltet, verschwindet die strenge, vom S-L-M-CAPM postulierte Martingaleigenschaft der Rendite, so daß sich eine MR-Quelle eröffnet.

- Für das systematische Risiko, das in einem C-CAPM gepreist wird, ergibt sich folgender Zusammenhang (Merton 1990, S. 572):

(4.2-5)

$$\beta_{IC} = \frac{\sigma_{dC, \frac{dp_i}{p_i}}}{\sigma_{dC}^2}$$

Statt des Kovarianzrisikos eines risikanten Wertpapiers zum Marktrisiko wie im S-L-M-CAPM wird im C-CAPM das Kovarianzrisiko eines risikanten Wertpapiers zu Änderungen im über alle Investoren aggregierten Konsum gepreist. Sofern der Markt vollständig ist, bietet sich dem Investor die Möglichkeit eines perfekten Hedges gegen unantizipierte Änderungen in den Zustandsvariablen. Unantizipierte Änderungen in der Konsumrate eines Investors sind dann perfekt korreliert mit der Rendite seines μ - σ -effizienten Portfolios und ebenso perfekt korreliert mit unantizipierten Änderungen im aggregierten Konsum.

Insofern ist das C-CAPM nicht als Alternative zum statischen S-L-M-CAPM aufzufassen und abgesehen von der Existenz einer SMHP auch nicht als generalisierte Fassung eines S-L-M-CAPM, sondern als *dynamisches Pendant*. Die sich ergebende Fragestellung ist daher diejenige, in der Modellierung eine Kombination beider systematischer Risikofaktoren zu erzielen, nämlich der Kovarianz zum Marktrisiko und der Kovarianz zum aggregierten Konsum (Epstein/Zin 1989, S. 957 und Abschnitt 4.2.1).

- Ausgehend von einem einperiodigen μ - σ -Maximierer bei strikt konkaver Nutzenfunktion wie es im S-L-M-CAPM gegeben ist, zeigt Merton (1973) bei einer Erweiterung des Modells über eine intertemporale Präferenzstruktur von Glg. (20), daß sich die Tobin'sche 2 Fund-Separation zur 3 Fund-Separation über die zusätzliche Verhaltensannahme des Bedürfnisses nach intertemporaler Konsumglättung beim Vorliegen unerwünschter (unerwarteter) Strukturveränderungen⁴ im Universum der Investment-Möglichkeiten generalisieren läßt. Als typische, beobachtbare zeitabhängig Variable gibt Merton (1973, S. 878f.) den sicheren Zins an und verweist darauf, daß Investoren *präferenzabhängig* unter folgenden Annahmen zu unterschiedlichen Portfolio-Entscheidungen kommen:

⁴ Hierunter sind intertemporale Verschiebungen der Effizienzgrenze und damit der CML z.B. infolge Änderungen des sicheren Zinses oder der Kovarianzmatrix zu verstehen.

- *einperiodiger S-L-M-CAPM Maximierer*, der in der gegenwärtigen Periode eine sichere Verzinsung von $r_f=5\%$ erzielt und in der folgenden Periode eine sichere Verzinsung von $r_f=2\%$ oder $r_f=10\%$ erwarten kann,
- *intertemporaler Maximierer*, der in der gegenwärtigen Periode eine sichere Verzinsung von $r_f=5\%$ erzielt und in der folgenden Periode eine sichere Verzinsung von $r_f=2\%$ oder $r_f=10\%$ erwarten kann,
- *intertemporaler Maximierer*, der einen konstant sicheren Zins von 5% über die beiden Perioden erwarten kann.

Eine solche differierende Nutzenmaximierung erfolgt über die unterschiedliche Gewichtung eines *dritten riskanten Funds* (F3). 2 Funds (einer davon die sichere Anlage) bringen den Investor auf den effizienten Rand des Anlage-Universums, der dritte riskante Fund (perfekt negativ korreliert gegen die unerwünschte Änderung des sicheren Zinses; $\rho_{F3,r}=-1$) hedged den Investor gegen unerwünschte intertemporale Shifts des effizienten Randes. Die Investoren halten nunmehr nicht nur Linear-kombinationen der sicheren Anlage und dem Marktportfolio, sondern Linearkombinationen von der sicheren Anlage, dem Marktportfolio und einem zum Zinsänderungsrisiko negativ korrelierten Fund.

Die Funktion der perfekten negativen Korrelation zum sicheren Zins liegt bei (ausfallsicheren) langfristigen Staatsanleihen vor. Dieses bedeutet, daß selbst, wenn dieses Wertpapier zu den anderen riskanten Wertpapieren (zweiter Fund, F2, das Marktportfolio ohne F3) unkorreliert ist ($\beta=0$), ein Investor bereit sein wird, aufgrund der Vorteilhaftigkeit des intertemporalen Hedgings eine Prämie im Vergleich zur sicheren Anlage zu zahlen. Eine Generalisierung der Glgn. (4.1-2) führt bei der 3-Fund-Separation zu folgender SML (Merton 1973, S. 882):

$$(4.2-6) \quad E(r_i) - r_f = \frac{\sigma_i |\rho_{i,m} - \rho_{i,F3}\rho_{F3,m}|}{\rho_i (1 - \rho_{F3,m}^2)} (r_m - r_f) + \frac{\sigma_i |\rho_{i,F3} - \rho_{i,m}\rho_{F3,m}|}{\rho_{F3} (1 - \rho_{F3,m}^2)} (r_{F3} - r_f)$$

für $i = 1, \dots, n$ und $n \neq F3$

Trotz der potentiellen Zero-Beta-Eigenschaft einer Staatsanleihe⁵, ist es hier nun möglich, daß sie unterhalb der CML positioniert und somit als Einzelinvestition ineffizient ist.

⁵ Gemäß Glg. (4.1-3) läge im S-L-M-CAPM damit $E(r_i)=r_f$ vor. Für Anleihen bräuchte man die Betrachtungsperiode nur entsprechend groß wählen.

Glg. (4.2-4) reduziert sich zur SML aus dem S-L-M-CAPM nur dann als Spezialfall, wenn aus Glg. (4.2-1) über alle Investoren j

$$(4.2-7) \quad H = \sum_1^j - \left(\frac{\partial C^j}{\partial r_f} \right) / \left(\frac{\partial C^j}{\partial W^j} \right) \equiv 0$$

oder

$$\sigma_{i,r} \equiv 0$$

für $i = 1, \dots, n$

erfüllt ist (Merton 1973, S. 883). Der Zähler der Summanden drückt die Änderung des Konsums der Investoren gegenüber der Instrumentalvariablen r_f ⁶, die die Änderung des Universums der Investitionsmöglichkeiten steuert. $H=0$ kann nur bei einer additiven – logarithmischen Nutzenfunktion, wie sie im S-L-M-CAPM vorliegt, erzwungen werden.

Die Bewertungsgleichung für das Marktportfolio, also die CML, lässt sich im Unterschied zu Glg. (4.1-5) angeben zu

$$(4.2-8) \quad E(r_m) - r_f = \frac{M}{A} \sigma_m^2 + \frac{Hg}{A} \frac{\sigma_{m,F3}}{\sigma_{F3}},$$

wobei M der Börsenkapitalisierung aller Wertpapiere im Marktgleichgewicht entspricht

und A eine zum Kehrwert der absoluten Risikoaversion proportionale Größe ist der Form

$$(4.2-9) \quad A = - \frac{U'}{U''} \frac{\partial W}{\partial C} > 0.$$

Für die Theorie(n) der Zinsstruktur haben die Bewertungszusammenhänge der SML (Glg. 4.2-6) und CML (Glg. 4.2-8) zur Konsequenz, daß langfristige, ausfallsichere Staatsanleihen nicht die Erwartungshypothese erfüllen ($r_{F3} \equiv r_f$; flache Zinsstrukturkurve), auch wenn sie nicht das systematische Marktrisiko enthalten. Wesentlich ist dabei die Feststellung, daß es sich bei der Prämie

$$(4.2-10) \quad r_{F3} - r_f = Hg\sigma_{F3} \neq 0, \text{ falls } g > 0 \text{ und } H \neq 0$$

mit $g = \sigma_r$ (Standardabweichung der Zinsänderung von r)

⁶ Der sichere Zins gilt als prototypisches Spiegelbild der realwirtschaftlichen Aktivität und damit der Ausprägung der in einem CAPM-Sinne volkswirtschaftlich rentablen Investitionsprojekte.

nicht um eine (in der Regel als positiv angenommene) Liquiditätsprämie handelt. Das Vorzeichen der Prämie hängt gemäß Glg. (4.2-10) ausschließlich von dem Vorzeichen von H ab. Hierbei gibt es keine streng theoretische Basis, warum die Prämie positiv sein soll oder einen monotonen Verlauf über die Fristigkeit besitzen sollte.⁷ Die Investoren haben spezifische Präferenzen über das Timing ihres Konsums in Abhängigkeit der Investitionsmöglichkeiten. H lässt sich auch interpretieren als eine stärkere oder schwächere Präferenz, einen Hedge gegen Änderungen in den zukünftigen Investitionsmöglichkeiten bzw. in Änderungen von r durchzuführen. Dieser Gedanke entspricht der Preferred Habitat-Theorie der Zinsstruktur (Modigliani/Sutch 1966, Cox/Ingersoll/Ross 1985b). Die Überlegungen finden ihre Fortsetzung in neueren Habit Persistence-Ansätzen mit vom sogenannten "Habit Level" konditionierter relativer Risikoaversion (Constantinides 1990, Campbell/Cochrane 1999). In Analogie zur Prospect Theory findet in solchen Modellen ebenfalls faktisch eine Referenzpunktsetzung unter Aufgabe der Zeitaditivitätsprämisse statt.

Für die Modellierung von Überrenditen in der MR-Debatte eröffnen sich konkret an dieser Stelle mehrere potentielle MR-Quellen, wenn davon ausgegangen wird, daß die Parameter stationär variieren. Glg. (4.2-8) stellt einen (linearen) Bewertungszusammenhang zwischen der Aktienüberrendite ($r_m - r_f$) und

- (a) der mit A und H gegebenen Präferenzstruktur,
- (b) den stochastischen Momenten des Funds F_3 (σ_{F_3} und σ_{m,F_3}),
- (c) dem stochastischen Moment der sicheren Verzinsung g ,
- (d) der risikonormierten Zinsstruktur

$$(4.2-11) \quad \frac{r_{F_3} - r_f}{\sigma_{F_3}^2} = \frac{Hg}{\sigma_{F_3}},$$

- (e) der Entwicklung des Lohneinkommens relativ zum Konsum über den Zusammenhang

$$(4.2-12) \quad A = k \frac{\partial W}{\partial C},$$

⁷ Diese Aussage folgt dem stilisierten Faktum, daß Anleihenrenditen tatsächlich über längere Zeiträume unterhalb der sicheren Anlage notieren können. Dem wirkt die Existenz/Höhe von Lohneinkommen entgegen.

und der Akkumulationsgleichung für den Investor j

$$(4.2-13) \quad dW = \sum_i^{n+1} w_i W \frac{dP_i}{P_i} + (y - c) dt$$

dar, wobei $w_i = N_i P_i / W$ den Anteil des in das i-te Wertpapier investierten Wohlstands, N_i die Anzahl des i-ten Wertpapiers und y das Lohneinkommen bezeichnet.

Heteroskedastizität in den beobachtbaren Variablen der Rendite vom Fund F3 oder der Zinsstrukturkurve wird somit theoriekonform unmittelbar in die Überrendite des Marktportfolios transportiert.

Ferner zeigt die Glg. (4.2-8) in einem rationalen Rahmen eine Möglichkeit auf, bei positiver Risikoaversion eine negative ex ante-Überrendite zu erklären.⁸ In einem solchen Fall ergibt sich unmittelbar aus Glg. (4.2-8) die Bedingung

$$(4.2-14) \quad \sigma_m^2 \leq -\frac{Hg\sigma_{m,F3}}{M\sigma_{F3}}.$$

Bemerkenswert ist, daß die Höhe der Risikoaversion keine direkte Rolle mehr spielt. Dieser Extremfall markiert deshalb deutlich die Notwendigkeit zwischen einer Separation von Risikoaversion und intertemporaler Elastizität der Substitution.

Glg. (4.2-14) kann unter $\sigma_m^2 > 0$, $M > 0$, $\sigma_{F3} > 0$ und $g > 0$ nur erfüllt werden für $Hg\sigma_{m,F3} < 0$ und wenn der rechte Term der Glg. (4.2-14) $Hg\sigma_{m,F3}/M\sigma_{F3}$ im Vergleich zu σ_m^2 groß ist.

⁸ Unter der üblichen Power Utility-Annahme kann in *keinem* Asset Pricing-Modell eine *negative ex ante*-Überrendite modelliert werden (vergleiche hierzu z.B. Merton 1973, Lucas 1978, Breeden 1979, Cox/Ingersoll/Ross 1985a). Elementare Voraussetzung hierfür ist in einem intertemporalen Asset Pricing-Modell immer, daß das Marktportfolio als Hedge (z.B. gegen Inflation) dient (Bonomo/Garcia 1994, S. 28). Boudoukh/Richardson/Smith (1993, S. 405) stellen fest, daß in einem dynamischen C-CAPM-Ansatz eine negative ex ante Überrendite dann eintritt, wenn die konditionierte Kovarianz zwischen der IMRS und der (Markt-)Überrendite positiv ist, was für einige Umweltzustände nicht unrealistisch erscheint. Am Rande ist in diesem Kontext erwähnenswert, daß Bekdache (1999, S. 178f.) für 1:1996 bis 1:1991 feststellt, daß das *ex-ante* Realzinsniveau (1-Monatsgeld über 1-monatiger CPI-Inflationsrate) in den USA sehr volatil war und von Anfang 1974 bis November 1980 negativ und *nur* in dieser Phase *nicht positiv* mit dem Nominalzins korreliert war (Real Rate Puzzle).

Anschaulich gesprochen heißt das folgendes: Eine ungewöhnlich niedrige (erwartete) Volatilität des Marktportfolios bei einer im Vergleich hohen Volatilität des sicheren Zinses, eine niedrige Volatilität des den intertemporalen Konsum glättenden Funds F3 (Anleihenrendite) und eine betragsmäßig hohe Kovarianz der Anleihenrendite zur Marktrendite (hohe Zinssensitivität des Aktienmarktes) lassen sich dem Modell als stilisierte Fakten für ein Vorcrash-Szenario (negative *ex ante* Überrendite) entnehmen. Offenbar lässt sich in einer solchen Situation die Erzielung einer negativen *ex post*-Überrendite nur durch eine zum repräsentativen Investor heterogene Erwartungsbildung (Spekulation; Antizipation des vorliegenden, atypischen Bewertungszusammenhangs) und/oder heterogene intertemporale Elastizität der Substitution unter entsprechendem, timingbezogenen aktiven Fondmanagement vermeiden. Letzteres bedeutet die Ablösung der auch in dem C-CAPM implizit vorgegebenen B&H-Hold-Strategie durch eine „*Contrarian Strategy*“ eines „Smart Investors“, etwa über Leerverkäufe.

Mittels einer Synthese bestimmter Modellelemente von Merton (1973) und Lucas (1978)⁹ zeigen Cox/Ingersoll/Ross (1985a) ein intertemporales Asset Pricing Modell auf unter einer endogenen Produktion bei zufälligen Technologieschwankungen, einer strikt konkaven Erwartungsnutzenfunktion und der Maximierungsbedingung von Glg. (4.2-1). Sie bestätigen die Bedeutung des intertemporalen Hedgings (Cox/Ingersoll/Ross 1985a, S. 372): Der Gleichgewichtszinssatz (sichere Anlage/Verschuldung) schwankt um die erwartete Rendite des optimal investierten Wohlstands (unter einer optimalen Konsumpolitik) aller Investoren. Investoren adjustieren ihre intertemporalen Konsumpläne an die antizipierten realen Renditen. Dabei gibt es jedoch keinen Grund anzunehmen, daß die Anpassung derart erfolgt, daß dabei eine prognostizierbare Komponente in den Renditen völlig eliminiert wird. Im Extremfall wird das Verschieben des Konsums über die Zeit bei risikoneutralen Investoren durch die

⁹ Lucas (1978, S. 1443f.) verdeutlicht in einem Modell einer einfachen Austauschökonomie (ein Konsumgut, ein repräsentativer Konsument, exogene Produktion y (Markov-Prozeß), Produktionsanteil handelbar als Aktie, periodenbezogene Markträumungsbedingung zwischen Konsum und Portfolioentscheidungen unter strenger Budgetbedingung bzw. fehlender Akkumulationsmöglichkeit), daß Voraussetzungen für das Martingalmodell zum einen in einer zeitadditiven Präferenzstruktur mit $U'(t)y(t)=\text{const.}$, zum anderen in einer konstanten intertemporalen Elastizität der Substitution bestehen. Diese Annahmen lassen sich jedoch weder aus Rationalitätsüberlegungen heraus ableiten, noch erscheinen sie als überzeugend realitätsnah. Als Alternative verweist er auf eine rekursive, nicht zeitadditive Präferenzstruktur. Auf eine weitere Diskussion soll hier verzichtet werden.

Budgetrestriktion ihres Lebenszyklus begrenzt (Balvers/Cosimano/McDonald 1990, S. 1125).

Trotz vorausgesetzter Risikoaversion der Investoren (bzgl. Schwankungen des Konsumpfades) besteht daher die Möglichkeit, daß die Rendite der sicheren Anlage unter die Rendite des optimal investierten Wohlstandes fällt. Eine risikante Anlage in die k Produktionsprozesse (Zustandvariablen Y_k) setzt zwar den Investor der Unsicherheit über den gesamten (aggregierten) Output (σ_Y) aus, erlaubt es ihm aber zugleich, sich gegen unerwünschte Änderungen der Technologie zu hedgen. Dem Bewertungszusammenhang einer stochastischen Differentialgleichung

$$(4.2-15) \quad r_f(W, Y, t) = k\alpha^* - \left(\frac{-J_{WW}}{J_W} \right) \left(\frac{\sigma_{W2}^2}{W} \right) - \sum_{k=1}^n \left(\frac{-J_{WY_k}}{J_W} \right) \left(\frac{\sigma_{WY_k}}{W} \right)$$

wobei die Indizes die partiellen Ableitungen angeben,
 J die indirekte Nutzenfunktion (Gleichgewichtslösung
zur intertemporalen Nutzenmaximierung) mit

$$J(0, Y, t_0) = E_{Y, t} \int_{t_0}^* U(0, Y(t), t) dt \text{ und } J(W, Y, t^*)$$

und α^* als optimale Investitionspolitik (Anteil des
in den Produktionsprozeß investierten Wohlstands)

ist zu entnehmen, daß je nach Ausprägung der beiden rechten Summanden der gleichgewichtige risikolose Zinssatz größer oder kleiner als die erwartete Rendite in den optimal investierten Wohlstand ($k\alpha^*$) sein kann, woraus der Hedging-Effekt resultiert. Ein Investor, der nur die sichere Anlage wählt, setzt sich hingegen diesem Risiko aus. Der sichere Zins läßt sich interpretieren als die erwartete Änderungsrate des Grenznutzens des Wohlstands (Cox/Ingersoll/Ross 1985a, S. 372f.).

Ferner ist der Glg. (4.2-15) zu entnehmen, daß über die Verknüpfung der Variablen W , σ_W und $\sigma_{W;Y_k}$ der stochastische Prozeß des Wohlstands einen Basiseffekt auf den sicheren Zins ausübt, dieser also endogen bestimmt wird.

Für die Überrendite wird der Bewertungszusammenhang

$$(4.2-16) \quad E[r_m(W, Y, t)] - r_f(W, Y, t) = \frac{1}{2} \left(\frac{-J_{WW}}{J_W} \right) \left(\frac{\sigma_w^2}{W} \right)$$

angegeben.

Die Analogie, aber auch der Unterschied zur Gleichung im statischen S-L-M-CAPM (Glg. 4.1-14) wird deutlich. Die Überrendite hängt jetzt von drei Variablen ab: Erstens wird sie bestimmt vom Verlauf der (streng konkaven)

indirekten Nutzenfunktion (dies garantiert die positive Überrendite), zweitens von dem Wohlstandsniveau und drittens von der Varianz des Wohlstands.

Die Erwartung geringer Wohlstandsschwankungen bei insgesamt zunehmendem Wohlstand führt zu einer niedrigeren erwarteten Überrendite, *ohne* daß eine Änderung an der mit J gegebenen Präferenzstruktur, die Risikoaversiion und intertemporale Substitution verknüpft und den rationalen Kontext markiert, vorliegt. Hängt der Wohlstand etwa nach einer spekulativen Blase oder ausgeprägten Asset Price Inflation von einem großen Teil vom Preisniveau des risikanten Portfoliobestandteils ab, führt bei unveränderter Präferenzstruktur nicht nur das gestiegene fundamentale Risiko σ zu einem Anstieg der Überrendite, sondern auch der gesunkene Wohlstand. Zu berücksichtigen ist, daß in den Wohlstand alle Asset-Klassen inklusive des Human Capitals einfließen.

Cecchetti/Lam/Mark (1990) gelingt es, das in Poterba/Summers (1988) und Fama/French (1988) aufgedeckte MR-Muster über ein C-CAPM zu modellieren und empirische Evidenz aufzuzeigen. Die Präferenz für intertemporale Konsumglättung generiert TVER, wobei die typischen intertemporalen Preiseffekte identifiziert werden können: eine höhere erwartete zukünftige Ausstattung reduziert üblicherweise den relativen Preis der zukünftigen Güter. Dieses veranlaßt den Investor verstärkt zu sparen und riskante Wertpapiere nachzufragen, was die Gegenwartspreise erhöht. Die Präferenz für Konsumglättung wirkt dem entgegen, indem der Gegenwartskonsum in Antizipation zukünftiger Konsummöglichkeiten aus der risikanten Anlage erhöht wird, so daß die riskante Anlage verkauft wird, bis ein Gleichgewichtszustand erreicht ist (Cecchetti/Lam/Mark 1990, S. 407).

4.2.2 Interpretation im Rahmen von Dividendendiskontierungsmodellen

Die originäre Herleitung und implizite Annahme eines jeden Capital Asset Pricing-Modells beruht auf der Bewertung des Cash Flow-Risikos über „angemessene“ Diskontierungssätze (Jagannathan/Wang 1996, S. 3f.). Strittig ist somit vor dem Hintergrund der MR-Debatte und der geringen empirischen Evidenz des statischen S-L-M-CAPM, in welcher Form eine Konditionierung¹⁰ des nunmehr stochastischen Diskontierungsfaktors vorliegt. Da ein stochastischer Diskontierungsfaktor und die sich dahinter verborgende zeitvariable Überrendite eine nichtbeobachtbare Variable darstellt, wird in der empirischen

¹⁰ Lettau/Ludvigson (1999, S. 3) sprechen im Rahmen von multifaktoriellen Asset Pricing Modellen alternativ auch von einer „Skalierung“.

Praxis nach Proxies gesucht (beobachtbare konditionierte Faktoren, Möglichkeit einer lokalen linearen Approximation bei nichtlinearen Strukturen etc.).

Die Standard-Annahme des Dividendendiskontierungsmodells im C-CAPM basiert auf der zu maximierenden *zeitseparierbaren Nutzenfunktion* über den zukünftigen, abdiskontierten Konsum C_{t+k}

$$(4.2-17) \quad U_t = \sum_{k=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^k U(C_{t+k}),$$

wobei der konstante Diskontierungsfaktor $1/(1+r)$ als subjektive Rate der Zeitpräferenz im engeren Sinne aufgefaßt werden kann (Grossman/Shiller 1981, S. 222f., Campbell/Lo/MacKinlay 1997, S. 293f.). Unter einer zeitseparierbaren Nutzenfunktion ist der Kehrwert der IMRS gleich der RRA. Der Investor zeigt also Aversion gegen Anpassungen im Konsumwachstumspfad bzgl. Änderungen in den Zinssätzen. Daß die Interpretation des konstanten Diskontierungsfaktors als subjektive Rate der Zeitpräferenz angemessen ist, wird an der Analogie zur oben unter Glg. (4.1-24) alternativen Formulierung des zu maximierenden Nutzens über den Konsumzyklus einer Generation ersichtlich (Cornell 1999, S. 143).

Die Optimierungsbedingung erster Ordnung (sogenannte *Euler'sche Gleichung* zur Maximierung der Glg. 4.2-17) für die Planung des Konsums und des Portfolios besagt, daß Grenznutzen bzw. Grenz(opportunitäts)kosten in den beiden Entscheidungsalternativen gleich sind. Der heutige Grenznutzen des Konsums zum Zeitpunkt t muß dem erwarteten Grenznutzen aus einer investierten Geldeinheit zum Zeitpunkt t in Verbindung mit der Desinvestition zum Zeitpunkt $t+1$ und zeitgleichem Konsum entsprechen. Die Optimierungsbedingung lautet deshalb in der Notation für den im Mittelpunkt unserer Analyse stehenden Marktindex und seiner erwarteten Rendite $r_{m,t}$

$$(4.2-18) \quad U'(C_t) = \frac{1}{1+r} E_t[(1+r_{m,t})U'(C_{t+1})]$$

Für die Preisbewertung eines beliebigen risikanten Wertpapiers i mit Dividende D (oder eben auch eines Marktindexes) ergibt sich unter der notwendigen Optimierungsbedingung von Glg. (4.2-18) der einperiodige Zusammenhang

$$(4.2-19) \quad P_{i,t} = \frac{1}{(1+r)U'(C_t)} E_t[U'(C_{t+1})(P_{i,t+1} + D_{i,t+1})]$$

oder hierzu äquivalent

$$(4.2-20) \quad E_t(r_{i,t}, \psi_t) = 1$$

$$(4.2-21) \quad \text{mit } \psi_t = \frac{U'(C_{t+1})}{(1+r)U'(C_t)}$$

$$(4.2-22) \quad \text{und } r_{i,t} = \frac{P_{i,t+1} + D_{i,t+1}}{P_{i,t}}.$$

Dividiert man die Glg. (4.2-18) durch $U'(C_t)$ läßt sich zeigen, daß unter der Substitution

$$(4.2-23) \quad M_{t+1} = \frac{1}{1+r} \cdot \frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)}$$

die intertemporale Grenzrate der Substitution des Konsums (IMRS)¹¹ $\psi_t > 0$ damit die Eigenschaft eines *stochastischen Diskontierungsfaktors* (*SDF*, auch *Pricing Kernel* M_{t+1} genannt; Hansen/Jagannathan 1997; Meyer 1999, S. 15ff.) unter der Bedingung der Arbitragefreiheit¹² (Campbell/Lo/MacKinlay 1997, S. 294) besitzt der Form

$$(4.2-24) \quad E_t[M_{t+1}(1 + R_{i,t+1})] = 1,$$

und es spielt keine Rolle, ob man nach diesem funktionalen Zusammenhang ein einzelnes Wertpapier oder einen Marktindex bewertet.¹³

Die erwartete Rendite läßt sich im vorliegenden C-CAPM-Fall aus der Glg. (4.2-20) herleiten zu

¹¹ Eine andere Definitionsvariante des Sachverhalts liegt in der Form als intertemporale Elastizität der Substitution des Konsums mit $s_t \equiv \partial[(E(dC/C)/dt)/\partial r]$ vor.

¹² Der Pricing Kernel ergibt sich aus dem „Law of One Price“ auf frictionslosen Märkten. Wertpapiere mit gleicher Payoff-Struktur müssen zum gleichen Preis gehandelt werden. Spezifikationstests von Linearfaktormodellen auf der Basis des SDF-Modells führen gegenüber traditionellen Modellen im Sinne der Residualproblematik (vgl. Abschnitt 3.2.2) tendentiell zu stärker schwankenden ex ante-Überrenditen, sofern die Dynamik des Renditeprozesses unzureichend abgebildet wird (Kan/Zhou 1999, S. 1222).

¹³ Es wird in den Glgn. 4.2-20 bis 4.2-25 das *formale Wesen* eines unkonditionierten S-L-M-CAPM gegenüber einem konditionierten C-CAPM deutlich: im ersten Fall drückt sich der stochastische Diskontierungsfaktor im Rahmen eines unkonditionierten Linearfaktorenmodells als $M_{t+1} = a + bE(r_{t+1})$ aus, im zweiten Fall im Rahmen eines konditionierten Linearfaktorenmodells $M_{t+1} = a_t + b_t E(r_{t+1})$, wobei im standardmäßigen C-CAPM typischerweise gilt: $M_{t+1} = a_t + b_t \Delta C_{t+1}$.

$$(4.2-25) \quad E(1+r_{m,t}) = (1+r)E_t \left[\frac{U'(C_t)}{U'(C_{t+1})} \right] \left(1 - \text{COV} \left(r_{m,t}, \frac{U'(C_{t+1})}{(1+r)U'(C_t)} \right) \right)$$

Verschiedene Aussagen über den Zusammenhang zwischen den Renditen und dem Konsum können anhand der Glg. (4.2-25) getroffen werden:

Es wird erstens ersichtlich, daß selbst unter der Annahme einer konstanten Zeitpräferenz, ausgedrückt über den Diskontierungsfaktor $1/(1+r)$ die erwartete Markttrendite von der Nutzenfunktion und damit von der Risikoaversion im konventionellen Sinne abhängt. Von einer konstanten erwarteten Markttrendite kann nur dann ausgegangen werden, wenn entweder $U'(C_t)/U'(C_{t+1}) = \text{const.}$ oder die Kovarianzstruktur entsprechend ausgeprägt ist. Vor dem Hintergrund der MR-Debatte wird ferner die Bedeutung des stochastischen Diskontierungsfaktors ersichtlich: Der stochastische Diskontierungsfaktor - und damit die Risikoprämie - wird nur dann konstant sein, wenn wie im speziellen restriktiven Fall der zeitseparierbaren „Power Utility“ -Funktion

$$(4.2-26) \quad U(C_t) = \frac{C_t^{1-\gamma}}{1-\gamma}$$

Skaleninvarianz vorliegt. In diesem Fall bestimmt sich der stochastische Diskontierungsfaktor M_{t+1} zu

$$(4.2-27) \quad M_{t+1} \approx \frac{1}{1+r} (1 - \gamma \Delta C_{t+1}).$$

Allerdings wird dann auch an dieser Stelle das bekannte Dilemma ersichtlich, daß offenbar eine feste reziproke Relation zwischen der relativen Risikoaversion und der Elastizität intertemporaler Substitution vorliegt.

Über die Glg. (4.2-25) und die zugrunde liegende Herleitung eines Dividendendiskontierungsmodells tritt zweitens der schon oben (Abschnitt 4.2.1) erwähnte Zusammenhang des intertemporalen Hedgings in Erscheinung, nämlich daß ein Wertpapier besonders dann riskant ist, wenn seine Payoff-Struktur eine negative Kovarianz zur intertemporalen Grenzrate der Substitution ψ_t hat. Es eröffnet sich eine Analogie zum S-L-M-CAPM: Wie wertvoll seine Rendite ist, hängt statt (bzw. nicht nur) vom Faktor Markt (auch) vom Faktor ψ_t ab.

Drittens läßt sich die Bedeutung des Realzinsniveaus im Fall der sicheren Anlage wie folgt ableiten. Aus Glg. (4.2-20) erhält man $r_t = 1/\psi_t = 1 + \rho_t$. Gemäß den Glgn. (4.2-21) und (4.2-22) ist der Realzins ρ_t einer sicheren Anlage dann hoch, wenn $C_{t+1} >> C_t$ ist (Konsumzurückhaltung in Depressionen). Bei hohen Realzinsen werden daher die realen Preise der sicheren und risikanten Anlagen steigen bzw. sind die Gegenwartspreise P_t relativ niedrig im Vergleich zu P_{t+1} .

Viertens läßt sich der Zusammenhang zwischen dem Preis und dem Konsum auch in folgender modifizierten Spezifikation präzisieren. Unter den Annahmen einer konstanten relativen Risikoaversion (CRRA) der Form $U(C_t) = C_t^{1-\gamma}/(1-\gamma)$ mit $0 < \gamma < \infty$ als Risikoaversionssparameter und einem exponentiellen Dividendenwachstumsprozeß der Form¹⁴ $D_t = D_0 \delta^t$ erhält man mittels Iteration von Glg. (4.2-19) *ohne Terminierung*, also unter $n = \infty$, den Preisbewertungszusammenhang

$$(4.2-28) \quad P_t = D_0 \delta^t \left(C_t^\gamma \sum_{k=0}^{\infty} \left(\frac{\delta}{1+r} \right)^k C_{t+k}^{-\gamma} \right)$$

Glg. (4.2-20) wird nur dann erfüllt, wenn $1/1+r$ in einem streng funktionalen Zusammenhang mit γ steht (vgl. oben).

In Abhängigkeit vom Risikoaversionparameter γ wirkt sich der Wunsch nach intertemporalem Hedging („Konsumglättung“) unterschiedlich stark aus. Es wird deutlich, daß ein hoher zukünftiger¹⁵ Konsum das Wertpapierpreisniveau der Gegenwart stark erhöht. Für *hohe gegenwärtige Wertpapierpreise* sind also

- nicht nur im Sinne einer Theorie effizienter Märkte¹⁶ die (rationale) Erwartungsbildung über das langfristige Ertragswachstum δ und
- nicht nur das gegenwärtige Konsumniveau C_t (Sparen über die aktuelle Aktiennachfrage) entscheidend, sondern
- auch der zukünftig realisierte Konsumpfad über den Verlauf von C_{t+k} .

Für die beiden letzten Punkte lassen sich zur Erklärung langfristiger, möglicherweise trendbehafteter Variationen in der Überrendite verschiedene Hypothesen angeben. Hierzu zählen etwa solche über einen Drift von Konsumpräferenzen im engeren Sinne (Lebenszyklushypothesen), Erwartungen über

¹⁴ Eine solche Modellannahme entspricht der in der Praxis von Wertpapieranalysten zur Bewertung herangezogenen Kennzahl KGV/w_G (auf die Ertragswachstumsrate normierte Kurs/Gewinn-Verhältnis; P/EG (Price/Earning*Growth Ratio)), die wesentlich aussagekräftiger ist als die Kennzahl KGV (P/E). Der Gleichung (4.2-27) ist zu entnehmen, daß abgesehen von der impliziten harmonischen Mittelung im Faktor δ eine Beurteilung der Kennzahl P/EG eine Einschätzung des rechten Faktors voraussetzt. Wenn bezweifelt wird, daß die Erwartungsbildung diesbezüglich unverzerrt erfolgt, ließe sich aus MR in δ MR in den Preisen ableiten.

¹⁵ Unter einer abstrakten „Perfect Foresight“-Annahme wird der Unterschied zwischen Erwartung und Planung eliminiert.

¹⁶ In diesem Sinne sollen der Risikoaversionssparameter $\gamma = \text{const.}$ und der Diskontierungsfaktor $1/1+r = \text{const.}$ sein.

die Steuergesetzgebung (Möglichkeiten einer effizienten Verschiebung von Steuerzahlungen auf Zeiten niedriger Progression) oder das Rentenversicherungssystem (demographische Einflüsse auf den aggregierten Konsum).

Abgesehen von den beiden Hauptquellen für TVER (Zeitvariation des fundamentalen Risikos selber, Schwankungen in der Risikoaversion) treten über das Kovarianzrisiko des Cash-Flows zum Konsumpfad auch kreuzsektionale Effekte auf, mit denen sich mittelfristige Schwankungen der Überrenditen im Rahmen von Business Cycles erklären lassen. Die immer wieder festgestellte *höhere erwartete Rendite von Value-Aktien*¹⁷ als Ausdruck eines hohen Risikos erklärt sich nicht über eine generell hohe unkonditionierte Korrelation der Renditen mit dem Konsumpfad, sondern über eine asymmetrische Wirkung. Die Renditen von Value-Aktien sind besonders in Rezessionsphasen (geringe aggregierte Nachfrage, hohes Fundamentalrisiko, erhöhte Risikoaversion) sehr hoch mit dem (negativen) Wachstum des Konsumpfads korreliert. Die Korrelation ist jedoch wesentlich niedriger in Boomphasen (hohe aggregierte Nachfrage, niedriges Fundamentalrisiko, niedrige Risikoaversion). Solche Effekte lassen sich in einem statischen S-L-M-CAPM nicht abbilden und führen dort zur bekannt niedrigen Erklärungskraft kreuzsektionaler Renditen.

Festzuhalten bleibt, daß vor diesem Hintergrund starke Kursbewegungen auftreten können, ohne daß eine größere Revision der Ertrags- bzw. Dividendenwartungen zu verzeichnen ist.¹⁸ Grossman/Shiller (1981, S. 225) verweisen in diesem Zusammenhang auf die Erklärungskraft ihres Modells mit Blick auf eine vermutete Excess Volatility.

Eine nähere mathematische Interpretation von Glg. (4.2-27) erlaubt schließlich Aussagen über das MR-Potential. Selbst bei rationaler Erwartungsbildung, unter der $D_0\delta^t$ stochastische Natur besitzt, bleibt die Frage offen, ob der rechte Faktor nicht deterministische Komponenten wie z.B. Autokorrelation enthält. Die Grenzen des empirischen Nachweises (z.B. durch Small Sample Bias) und der Ausbeutungsmöglichkeiten (z.B. wegen institutionellem Short Termism) werden allerdings schon durch den simplen Sachverhalt markiert, daß der Bewertungszusammenhang auf der Basis einer „unendlichen“ Summe steht und die Signifikanz der Effekte vom Schätzfehler jenseits einer in der Praxis un-

¹⁷ Value-Aktien sind über ein hohes Verhältnis vom Buchwert zum Marktwert (B/M-Verhältnis) und/oder ein niedriges P/E-Verhältnis definiert.

¹⁸ Entsprechende Vermutungen liegen - neben verschiedenen Mechanismen institutionellen Marktversagens - bei dem Börsencrash von 1987 vor (Menkhoff/Tolksdorf 1999, S. 101ff.).

vermeidlichen Terminierung der Summation (Grundgesamtheit einer empirischen Analyse; Anlagehorizont eines Smart Investors) abhängt.

4.2.3 Lower Partial Moments als Generalisierungsansatz

Die bisherige Analyse hat gezeigt, daß mit der Erwartungsnutzentheorie ein offenbar zu restriktiver Rahmen gesetzt worden ist, der die Realität nur unzureichend abbilden kann. Abschnitt 4.1.2 weist darauf hin, daß ausgehend vom statischen S-L-M-CAPM der Risiko-Präferenzstruktur und damit dem Sicherheitsäquivalent-Funktional aus der Entscheidungstheorie dabei eine wesentliche Bedeutung zukommt.

Nachfolgend soll anhand der Herleitung von Bawa/Lindenberg (1977) aufgezeigt werden, daß sich das S-L-M-CAPM als Spezialfall einer generellen Formulierung eines Kapitalmarktgleichgewichtes in einem Lower-Partial-Moment-Rahmen auffassen läßt. Die erwartete Überrendite wird völlig analog zum S-L-M-CAPM als lineare Funktion von einem allerdings modifiziert errechneten systematischen Risiko berechnet.

Empirische Studien zeigen, daß Renditeverteilungen oftmals eher lognormal als normal sind. Damit entfällt aber eine Voraussetzung, daß die Regeln über die *Stochastische Dominanz* bei Risikoaversion eines repräsentativen Investors sich zur μ - σ -Kompatibilität reduzieren. Ferner entsprechen gemäß Erkenntnissen der Behavioral Finance asymmetrisch skalierte Risikomaße einer intuitiven Wahrnehmung der Risiken. Das Nacherreichen einer Benchmark (z.B. sichere Anlage) wird als „riskanter“ empfunden als das Übertreffen einer Benchmark.¹⁹

Wird das n-te LPM eines Portfolios mit der Renditeverteilung X über eine Verteilungsfunktion F und den sicheren Zins r_f definiert zu

$$(4.2-29) \quad LPM_n(r_f, X) \equiv \int_a^{r_f} (r_f - y)^n dF_x(y)$$

so erhält man bei allen Nutzenfunktionen der Eigenschaft $U'(y) > 0$, $U''(y) < 0$ sowie $U'''(y) > 0$, womit die Nutzenfunktion nicht mehr quadratisch sein muß, unter Anwendung der stochastischen Dominanzregeln

¹⁹ Der Bezugspunkt r_f hat den Charakter von Opportunitätskosten.

$$(4.2-30) \quad \begin{aligned} F >> G \text{ für alle Nutzenfunktion in } U' \text{ und } U'' &\Leftrightarrow \\ LPM_0(r_f, F) \leq LPM_0(r_f, G) \wedge LPM_1(r_f, F) \leq LPM_1(r_f, G) \\ \text{und} \\ F >> G \text{ für alle Nutzenfunktion in } U''' &\Leftrightarrow \\ \mu_F \geq \mu_G \wedge LPM_2(r_f, F) \leq LPM_2(r_f, G) \end{aligned}$$

und unter der Optimierungsbedingung von X

$$(4.2-31) \quad \min_X LPM_n(r_f, X) \text{ für ein } \sum_{i=1}^n X_i E_i = \mu \text{ aus dem Anlageuniversum}$$

die verallgemeinerte SML der Form

$$(4.2-32) \quad \begin{aligned} E(r_i) &= r_f + \beta_i^{MLPM_n} (E(r_m) - r_f) \\ \text{mit } \beta_i^{MLPM_n} &= \frac{CLPM_n(r_f; R_m, i)}{LPM_n(r_f; R_m)} \end{aligned}$$

und dem Colower Partial Moment

$$CLPM_n(r_f; R_m, i) = \int_{r_m=-\infty}^{r_f} \int_{r_i=-\infty}^{\infty} (r_f - r_m)^{n-1} (r_f - r_i) dF(r_m, r_i)$$

für die Fälle $n = 1, 2$

und der Renditeverteilungsfunktion R_m des Marktportfolios.

Das bedeutet, daß im Fall $n=1,2$ die Tobin'sche 2 Fund-Separation auch im Mean-Lower Partial Moment-CAPM (M-LPM-CAPM) analog zum S-L-M-CAPM gilt.

Ebenso analog zum S-L-M-CAPM bestimmt sich deshalb die Steigung der CML und damit der hier primär interessierende Preis des Marktrisikos zu

$$(4.2-33) \quad (E(r_m) - r_f) / LPM_n^{1/n}(r_f, R_m).$$

Dieser bemerkenswerte Zusammenhang (Bawa, Lindenber 1977, S. 196) besagt, daß der CAPM-Rahmen im Prinzip seine Gültigkeit behält, sofern zur Messung des systematischen Risikos das Risikomaß σ_m durch das Maß $LPM_n^{1/n}$ ($n=1,2$) ersetzt wird. Aus Glgn. (4.2-32) läßt sich der S-L-M-CAPM-Sonderfall (Index MV (=Mean-Variance) für μ - σ -Kompatibilität) ermitteln zu

$$(4.2-34) \quad \beta_i^{MV} \equiv \frac{\sigma_{i,m}}{\sigma_m^2}.$$

Der Impetus einer perfekten Diversifikation im Marktportfolio hat somit auch im Falle exotischerer, aber stabiler und die Voraussetzung $U'(y) > 0$, $U''(y) < 0$ und $U'''(y) > 0$ erfüllender Nutzenfunktionen bzw. auch einer Nicht-

Normalverteilung der Renditen Bestand. Dies erweitert die Legitimationsbasis für die praktische Handlungsempfehlung zum passiven Wertpapiermanagement, das auf die ex ante-Effizienz des Marktportfolios vertraut.

In einem M-LPM-Rahmen lassen sich die Downside-Risiken wie folgt erfassen: Ein positives Marktrisiko $LPM_n(r_f, R_m) > 0$ entsteht nur dann, wenn die Rendite des Marktportfolio mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit unter r_f fällt. Dem Zusammenhang von Glgn. (4.2-32) für das Kapitalmarktgleichgewicht ist zu entnehmen, daß für die erwartete Rendite eines *einzelnen* Wertpapiers in Abhängigkeit vom übernommenen systematischen Risiko von entscheidender Bedeutung ist, wie stark das Downside-Risiko des *Marktportfolios* ist (äußeres Integral). Der Diversifikationsbeitrag einzelner riskanter Wertpapiere steigt erheblich (=niedrigere erwartete bzw. im Kapitalmarktgleichgewicht verlangte Überrendite), wenn das Downside-Risiko des Marktes gehedged werden kann. Gerade unter dem Aspekt des Downside-Risikos eröffnet sich erhebliches Erklärungspotential für Überrenditen in fehlspezifizierten CAPM-Modellen auf *internationalen* Kapitalmärkten. Die Fehlspezifikation wird dann augenfällig,

- wenn die Downside-Risiken zwischen dem Marktportfolio und einzelnen Subportfolios (z.B. Regionalindizes oder Investmentstyles wie Growth versus Value) erheblich differieren,
- wenn das Downside-Risiko einen Data-Mining-Fehler im Sinne eines Survivorship-Bias/Small Sample-Bias widerspiegeln sollte²⁰ und
- wenn man berücksichtigt, daß die gemessenen Downside-Risiken erheblich von der Frequenz der Renditemessung abhängen.

4.2.4 Arbitrage Pricing Theory als Generalisierungsansatz

In der Arbitrage Pricing Theory (APT) von Ross (1976) und Solnik (1983) wird demonstriert, daß, vorausgesetzt

- alle Investoren homogene Erwartungen darüber ausbilden, daß die stochastischen Eigenschaften der Renditen konsistent mit der linearen Struktur von n Faktoren sind,
- es keine Arbitrage-Möglichkeiten gibt bzw. der Kapitalmarkt sich in einem kompetitiven Gleichgewicht befindet,

²⁰ Verwiesen werden kann an dieser Stelle auf das Equity Premium Puzzle und der nach konventioneller Modellierung zu hohen Risikoaversion zur Erklärung der großen Überrendite.

- die Anzahl der Wertpapiere unendlich groß ist oder so groß ist, daß das Gesetz der großen Zahlen plausibel zur Anwendung gebracht werden kann und
- die Anzahl der exogenen Faktoren n im vorhinein bekannt ist oder unverzerrt geschätzt werden kann,

Wertpapierrenditen durch ein *Linearfaktorenmodell* generiert werden. Die erwartete einperiodige Gleichgewichtsrendite lässt sich dann als eine *Linear-kombination der Faktorrisikoprämien* darstellen.

Unter erweiterten Voraussetzungen, insbesondere daß eine risikolose Anlage existiert und das Marktportfolio im Linearfaktorenmodell keine unsystematischen Risiken enthält, existiert in Analogie zum S-L-M-CAPM ein $n+2$ -Fund Separationstheorem (Wei 1988, S. 884f.): Neben der linear kombinierbaren risikolosen Anlage, dem Marktportfolio und n mit den Preisfaktoren perfekt korrelierten separierbaren Portfolios sind die Investoren indifferent zu jedem anderen optimalen Portfolio. Das APT generalisiert das S-L-M-CAPM für den Fall, daß die exogenen Preisfaktoren nicht Null sind. Umgekehrt ist das S-L-M-CAPM ein APT mit nur einem Faktor, nämlich mit dem Kovarianz-Risiko des *endogenen* Marktportfolios statt/ohne dem Kovarianz-Risiko zwischen den Wertpapieren und den *exogenen* Faktoren.

Für das Cox/Ingersoll/Ross (1985a)-Modell bestimmen sich die Faktorrisikoprämien für eine zustandsunabhängige Nutzenfunktion, formuliert in der Notation der SML-Bewertungsgleichung über zustandsabhängige Zahlungsanwartschaften der Form

$$(4.2-35) \quad E(r_i - r_f)F^i = (\Phi_w \Phi_1 \dots \Phi_n)(F_w^i F_1^i \dots F_n^i)'$$

zu

$$(4.2-36) \quad \begin{aligned} \Phi_w &= \left(\frac{-U_{cc}(C^*)}{U_c(C^*)} \right) \sigma_{c^*,w} \text{ sowie} \\ \Phi_{Y^i} &= \left(\frac{-U_{cc}(C^*)}{U_c(C^*)} \right) \sigma_{c^*,Y^i} \end{aligned}$$

wobei C^* den intertemporal optimierten Konsum darstellt

Analog zum Diversifikationsbeitrag zum Markttrisiko im S-L-M-CAPM akzeptieren Investoren nur dann eine niedrigere (erwartete) Überrendite, wenn der entsprechende Kovarianzzusammenhang zum Nutzen des Konsums vorhanden ist: Das Wertpapier muß gemäß seiner Payoff-Struktur genau in der Situation eine höhere Rendite erwarten lassen, in der auch der Grenznutzen des (optimalen) Konsums höher ist.

Der Bewertungszusammenhang aus Glg. (4.2-35) und Glg. (4.2-36) läßt sich verdichten in der Form

$$(4.2-37) \quad E(r_i - r_f)F^i = \left(\frac{-U_{cc}(C^*)}{U_c(C^*)} \right) \sigma_{C^*, F^i}.$$

Die erwartete Überrendite eines Wertpapiers i (als State Contingent Claim) ist folglich proportional zur Kovarianz mit dem optimalen Konsum und kann folglich in einem (nicht zu abstrakten) Extremfall negativ werden.

Vor dem Hintergrund der Modellierung zeitvariabler Überrenditen und deren mögliche Dekomposition in eine Risikoprämie im engeren Sinne und eine Zinsstrukturkomponente als Liquiditätsprämie für die Zeitpräferenz ist der Hinweis bedeutsam, daß zwar *ex ante* die Marktrisikoprämie positiv sein muß, jedoch das Vorzeichen der übrigen Faktorrisikoprämien (z.B. Veränderungen in der Zinsstruktur als Risikofaktor) vom Vorzeichen unbestimmt sind (Wei 1988, S. 887f.).

Die APT-Modellierung ermöglicht es, C-CAPM-Ansätze auch unter Heteroskedastizität und der Zulassung von negativen (konditionierten) Überrenditen empirisch zu validieren und dabei ein reiches Spektrum von Einflußfaktoren auf TVER zu testen.

Für die empirische Forschung bedeutsam ist die Feststellung, daß die konsumbezogenen Kovarianz-Faktorrisikoprämien, die das Bedürfnis nach einem Hedge der intertemporalen Konsumunsicherheit reflektieren, sich tatsächlich in einem APT-Zusammenhang abbilden lassen und einen Beitrag für die Erklärung der Überrendite liefern. Dieses bietet eine wesentliche Begründung, warum die Abbildungsleistung eines statischen S-L-M-CAPM insbesondere auf disaggregiertem Niveau in zahlreichen empirischen Untersuchungen unbefriedigend ist. Eine Heilung dieser Fehlspezifikation auf der Grundlage der vorgestellten Modellansätze eröffnet sich daher in der Suche nach weiteren Risikofaktoren, die die intertemporalen Konsumpräferenzen abbilden.

4.3 Integration nichtrationaler Erwartungsbildung in den C-CAPM-Kontext

4.3.1 Konzept der Bounded Rationality

Der dogmatische Gehalt des Disputs zwischen der REH als tragende Säule der EMH auf der einen Seite und der Behavioral Finance auf der anderen Seite ist im Ansatz schon einer Äußerung von Muth (1961, S. 316) zu entnehmen: „Averages of expectations in an industry are more accurate than naive models

and as accurate as elaborate equation systems, although there are considerable cross-sectional differences of opinion...It is sometimes argued that the assumption of rationality in economics lead to theories inconsistent with, or inadequate to explain, observed phenomena, especially changes over time...Our Hypothesis is based on exactly the opposite point of view: that dynamic economic models do not assume enough rationality.“

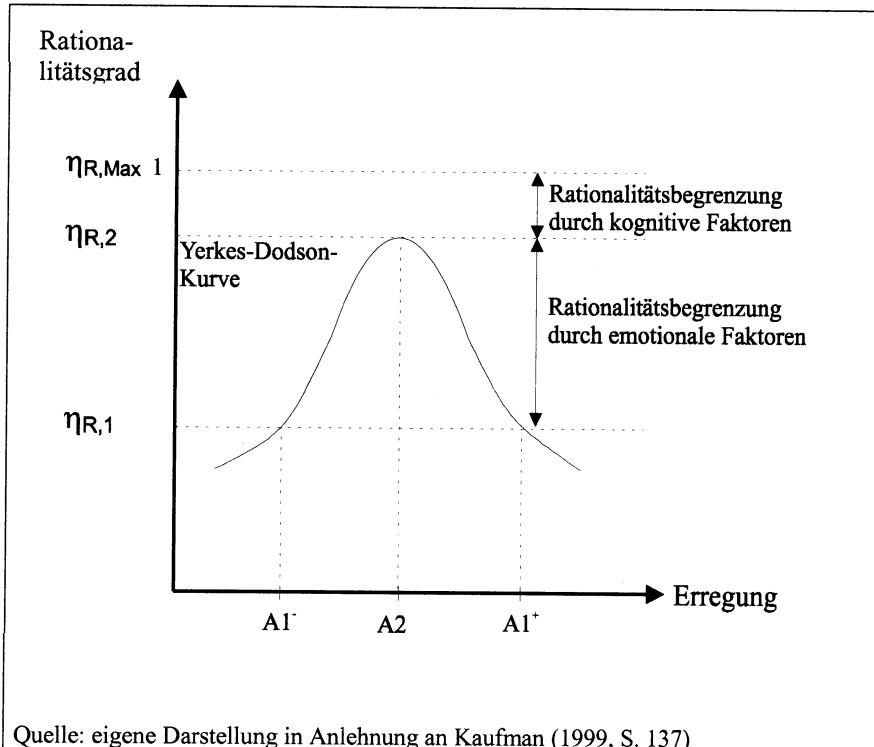
Fraglich ist, wie die Vielzahl der in der Behavioral Finance zumeist auf disaggregiertem Niveau festgestellten *Anomalien* (Loss Aversion, Endowment Effect, Prior Outcome Effect, Herding, Short Termism, Overreaction/Underreaction), die bislang über zumeist eng gefaßte *Theorien* (Prospect Theory, Regret Theory) und *Heuristiken* (Anchoring, Representativeness, Saliency, Overconfidence; Abb. 4.3-1A) *meist nicht überschneidungsfrei* beschrieben werden, in die C-CAPM-Modellwelt auf das aggregierte Niveau übertragen werden können. Die Grenzen der kognitiven Fähigkeiten der Investoren, die zu den obigen Abweichungen bayesianischer Erwartungsbildung¹ führen, lassen sich auf die *Elementarfehler* des „Probability Mismapping“ (Verzerrung subjektiver Wahrscheinlichkeit im Sinne der Risikogewichtefunktion) und/oder der „Underweighting of Base Rate Information“ (Übergewichtung aktueller Ereignisse und Untergewichtung zeitlich distanzierter Ereignisse) zurückführen. Die noch ausstehende Aufgabe ist es, beide kapitalmarkttheoretisch zu integrieren (Thaler 1999, S. 15f.). Ansätze regressiver und adaptiver Erwartungsbildung sind nur „äußere“ mathematische Formalisierungen, solche psychologischen Elementarfehler in Zeitreihenmodellen abzubilden.

Seitens der Psychologie sind Modelle der begrenzten Rationalität (Bounded Rationality; Simon 1982) entworfen worden und haben ein interdisziplinäres Forschungsfeld eröffnet. Nach gegenwärtigem Stand der Forschung lässt sich eine Dekomposition in zwei Bestandteile vornehmen (Kaufman 1999, S. 136ff.): Neben den erwähnten Grenzen der kognitiven Fähigkeiten begrenzt die emotionale Erregung die Rationalität. Über die Formalisierung in der invertiert U-förmigen Yerkes-Dodson-Gesetzmäßigkeit lässt sich ein Effizienzmaß bestimmen für die relative Nähe zur perfekten Rationalität (Abb. 4.3-2).

Emotional bedingte irrationale Verhaltensweisen lassen sich über die emotionalen Prozesse „rationalisieren“ (erweitertes Rationalitätskonzept). Motivationale Prozesse und Heuristiken für eine Adaption an Umweltveränderungen

¹ Rationale Erwartungen unter Maximierung des Erwartungsnutzens; eine wenig beachtete Übersicht zu Abweichungen von der bayesianischen Erwartungsbildung wie z.B. „Preference Reversals“ und den Grenzen intertemporaler Arbitrage findet sich in Arrow (1982).

bestimmen in Kombination mit dem Ausmaß der emotionalen Erregung die menschliche Rationalitätsperformance. Hierbei spielt, was für ein modifiziertes C-CAPM von Bedeutung ist, die *zeitliche Auflösung bzw. Aggregation* eine wesentliche Rolle, wie es schon Muth (1961, S. 316) - allerdings mit konträrer Schlußfolgerung - anspricht.



Quelle: eigene Darstellung in Anlehnung an Kaufman (1999, S. 137)

Abb. 4.3-2: Zusammenhang zwischen Rationalitätsgrad und Erregung (Yerkes-Dodson-Gesetzmäßigkeit)

Ein Normalmaß der emotionalen Erregung ist für ein Optimum an Rationalitätsperformance erforderlich, das heißt, daß die Extremlagen der emotionalen Erregung die Performance in der Entscheidung verschlechtern. Unter solchen Bedingungen ist es vorstellbar, daß im Extremfall Vergangenheitsdaten eine höhere Prognosefähigkeit besitzen als Consensus-Schätzung von Analysten, wodurch die EMH massiv widerlegt wäre. In einer empirischen Untersuchung,

die an der Personal Construct Theory² ausgerichtet ist, kommen z.B. Hunter/Coggins (1988) zum vorstehenden Urteil.

Barberis/Shleifer/Vishny (1998) applizieren psychologisch fundierte Heuristiken zur schnelleren Urteilsfindung³ bzw. der Erwartungsbildung auf den kapitalmarkttheoretischen Kontext, um stilisierte Fakten der MR - aus stochastischer Sicht also die transitorischen Komponenten im Renditeprozeß - im Rahmen einer Überreaktions-/Unterreaktionsthese^{4,5} zu modellieren. Unter *Konservativismus* (Conservativism; Unterreaktion auf News) wird im Payoff-Prozeß irrtümlicherweise MR (Long Term-Reversal) angenommen, unter *Repräsentativität* (Representativeness; Überreaktion auf News) wird irrtümlicherweise im Payoff-Prozeß ein Trend (Short Term-Momentum) angenommen. Diese Schätzfehler führen zum typischen MR-Muster einer positiven kurzfristigen und negativen langfristigen Autokorrelation.

Die hier wesentliche Implikation liegt darin, daß in der Neoklassischen Gleichgewichtstheorie die Rationalität exogen auf Maximallevel vorgegeben ist und nicht skaliert wird, obwohl die Psychology *standardmäßig* von einem

² Im Mittelpunkt stehen die selektive Informationswahrnehmung und das Coding der Informationen. Es wird die Hypothese aufgestellt, daß alle Akteure unabhängig davon, ob es sich um Wissenschaftler oder Nichtwissenschaftler handelt, wie Wissenschaftler urteilen und den gleichen Inferenzstörungen bei der Informationsauswertung unterliegen, da sie unter dem Einfluß von Theorien die Information selektieren und kodieren.

³ Vgl. hierzu ausführlicher Goldberg/von Nitzsch (1999, S. 49ff.). Die Psychologie liefert Hinweise, daß im Kontrast zu einer rationalen bayesianischen Erwartungsbildung, Erwartungen auf der Basis der „Stärke“ (wie stark eine Nachricht z.B. durch Framing hervorsticht) und des „Gewichts“ (stochastischer Informationsgehalt: z.B. Sample-Größe) einer neuen Evidenzlage gebildet werden. *Konservativismus* liegt unter einer Evidenzlage von niedriger Stärke und hohem Gewicht vor. *Repräsentativität* besteht bei einer Evidenzlage von hoher Stärke und niedrigem Gewicht. Hinweise auf Konservativismus finden sich z.B. auch in einer unzureichenden Berücksichtigung von Verwaltungskosten bei Investmentfonds, die relativ gering erscheinen, aber langfristig erheblich kumulieren, was einen komparativen Vorteil von Index-Fonds begründet, und z.B. im exzessiven Handel von Day-Traders („Heavy-Traders“), die dazu neigen, niedrige aber häufig entstehende Discount-Brokerage-Kosten unterzugewichten (Odean, 1998b, 1999; Barberis/Odean 2000).

⁴ Alternativ hierzu generieren Daniel/Hirshleifer/Subrahmanyam (1998) das typische MR-Muster (kurzfristig positive und langfristig negative Autokorrelation) in einem Gleichgewichtsmodell auf der Basis des *Overconfidence Bias* in Verbindung mit der *Biased Self-Attribution*.

⁵ Neuere Beispiele für eine Ausbeutung der Über-/Unterreaktion finden sich in Momentum- (z.B. bzgl. globaler Aktienmärkte bei Rouwenhorst 1998; Hong/Stein 1999) und Contrarian-Handelsstrategien (z.B. Balvers/Wu/Gilliland 2000).

durch die kognitiven Fähigkeiten begrenzten Suboptimum ausgeht. Die *Analogie* zu der Bedeutung der Transaktionskosten in der EMH-Diskussion wird evident: Hohe Transaktionskosten und Informationskosten vermindern hier nach Auffassung zahlreicher Autoren die IE. Ein zu niedriges Transaktions-/Informationskostenniveau hingegen führt zum Informationsparadoxon. Wird der Verlust an Rationalitätspflege als psychologische Kosten interpretiert, sollten sie neben den Transaktionskosten/Informationskosten etwa über modifizierte Risikomaße in den Rahmen der Kapitalmarktheorie integriert werden.⁶

4.3.2 Zinsstruktureffekt als Mean Reversion-Katalysator

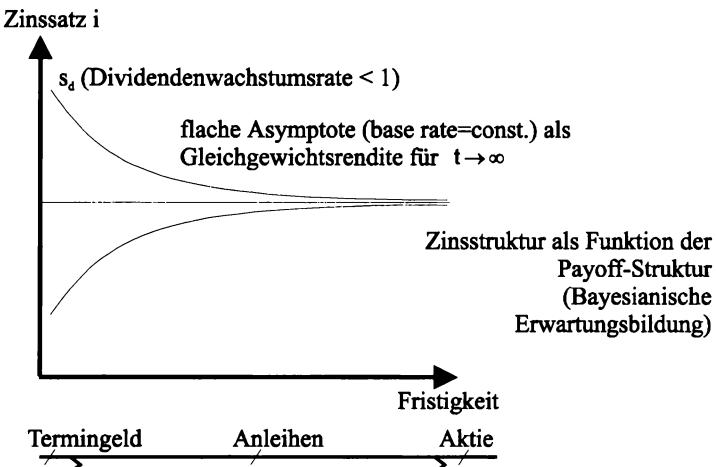
Unter Bezugnahme auf die Modelle von Cox/Ingersoll/Ross (1985b) und Brown/Schaefer (1994) gelingt es Shefrin/Statman (1996, 336ff.), in ihrem Binomialmodell einen Zusammenhang zwischen der EMH und der Zinsstrukturkurve aufzustellen, wobei sie von einer im zeitlichen Durchschnitt flachen Zinsstrukturkurve ausgehen. Sie bestimmen eine effiziente Zinsstrukturkurve unter rationaler Erwartungsbildung, in der sich typisch für die MR in der Zinsstruktur die Zinsen über die Fristigkeit asymptotisch in Abhängigkeit von den Umweltzuständen einer *Base Rate* nähern.

Bei ineffizienten Preisen unter Noise Tradern, wird die Volatilität in der Zinsstruktur erhöht und die kurzfristigen bis mittelfristigen stochastischen Diskontierungssätze schwanken überproportional als Reaktion auf eine Überreaktion auf aktuelle Informationen (*Underweighting of Base Rate Information*). Hierzu komplementär ist eine Unterreaktion zu beobachten, die dazu führt, daß die Anpassungsgeschwindigkeit, mit der die kurzfristigen Zinsen zu ihrem langfristigen Mittel zurückkehren, unterschätzt wird, was nur mit einem abgeschwächten C-CAPM kompatibel ist.

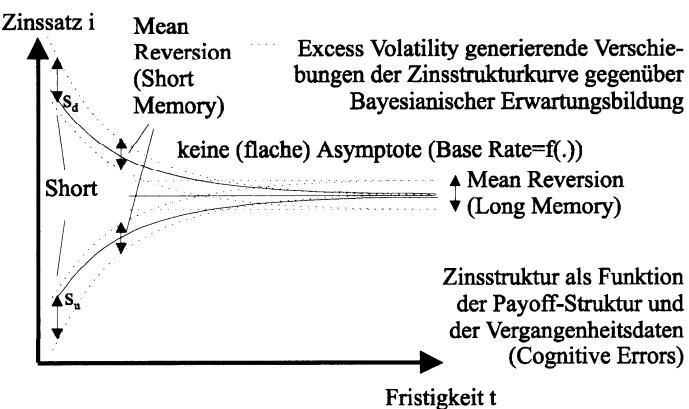
In Abb. 4.3-3 erfolgt eine graphische Veranschaulichung des *Zinsstrukturreffektes* im IE- und IIE-Fall.

⁶ Einen Ansatz liefern z.B. Dress/Eckwert (1993). Es wird der Tradeoff zwischen den psychologischen Kosten, eine ungünstige Information zu verarbeiten und den Kosten des verminderten Erwartungsnutzens unter einem Ignorieren des Signals modelliert. Ein Investor kann die psychologischen Kosten vermeiden, indem er das Informationssignal ignoriert. Im Gegenzug wird er aber von informierten Investoren, die das Informationssignal berücksichtigen, ausgebettet.

Informationseffizienter Markt im Binomialfall



Informationsineffizienter Markt im Binomialfall



- Fehleinschätzung der Eintrittswahrscheinlichkeiten (probability mismatching): Verzerrung in der Wahrscheinlichkeitsgewichtefunktion
- Untergewichtung des langfristigen stabilen, asymptotischen Zinssatzes (Underweighting of Base Rate Information, Short Termism)
- Markt unterschätzt die Geschwindigkeit, mit der die kurzfristigen Zinsen zum langfristigen Mittelwert zurückkehren
- Timing-Fähigkeit zeitvariabler stochastischer Diskontierungsfaktoren bzw. zeitvariabler Überrenditen

Quelle: eigene Darstellung in Anlehnung an Shefrin/Statman (1994, S. 337)

Abb. 4.3-3: Zinsstruktureffekt und Mean Reversion

Eine fundamental nicht begründbare Schwankung in der CML ist das formale, äußere Merkmal zeitvariabler Überrenditen als Reflex der Excess Volatility in der Zinsstrukturkurve. In einem Binomialmodell können weitere Aussagen über stilisierte Fakten einer spekulativen Blase (Noise Trader Bubble: Noise Trader generieren als „Second Driver“⁷ eine Blase) gewonnen werden, wie am Beispiel einer Unterreaktion auf negative Meldungen (s_u -Run) demonstriert wird: Neben insgesamt steigenden Zinsen flacht sich die Zinsstruktur ab bis hin zu einer inversen Zinsstruktur unter sehr hohen kurzfristigen Zinsen. Gleichzeitig fällt die implizite Volatilität. In dieser Konstellation ist es möglich, daß die „tatsächliche“ erwartete Überrendite $E(r_{m,IE}) - r_f$ im Gegensatz zur gestiegenen Überrendite der gestörten Erwartungsbildung $E(r_{m,IE(MV)}) - r_f$ so weit abfällt, daß erstere bei ausreichend langer Fristigkeit über der nunmehr inversen Zinsstruktur negativ wird.⁸

Eckwert (1996) modelliert die Zinsstruktur unter der Annahme einer nicht zeitseparierbaren Nutzenfunktion und unter Rückgriff auf das Konzept der *Risikosubstitutionalität* bzw. *Risikokomplementarität* (vgl. Abschnitt 4.4.2). Ihm gelingt es, die im Kontrast zur Erwartungstheorie der Zinsstruktur stehenden stilisierten Fakten einer komplexen⁹ *zeitvariablen* Zinsstruktur und scheinbar zu volatile langfristige Zinsen zu generieren. Er stellt den stark von der Risikoaversion abhängenden Zusammenhang auf zwischen einer einperiodigen Überrendite, der Preisvolatilität und der Fristigkeit der riskanten Anlage. Der Planungshorizont (ggf. ausgeprägtes Short-Termism) bestimmt die relativen Preise kurzfristiger zu langfristigen Risiken und somit auch die Zinsstruktur. Unter Short-Termism werden langfristige Risiken gegenüber kurzfristigen Risiken überbewertet (Eckwert 1996, S. 339f.). In einem derartigen Modellsetting sind TVER der Reflex einer zeitvariablen Zinsstruktur.

⁷ Der Begriff steht in Abgrenzung zur „Single Driver Property“ des S-L-M-CAPM unter dem Kovarianzrisiko zum Marktportfolio als einzigm Faktor.

⁸ Vgl. hierzu auch Abschnitt 3.1.5.

⁹ Eine wesentliche Eigenschaft des Modells liegt in der Aufhebung der Monotonie der Zinsstrukturkurve (Segmentierungseffekt der Präferenzstruktur).

4.4 Alternativen für die Erwartungsnutzentheorie (EUT)

4.4.1 Rekursive Nutzenfunktion als Generalisierungsansatz

Im Kontrast zur Erwartungsnutzentheorie entwickeln Epstein/Zin (1989, 1991) ein C-CAPM, das auf einer *rekursiven Präferenzstruktur* basiert und die Erwartungsnutzentheorie als Spezialfall integriert. Der Nutzen des zukünftigen Konsums hängt in deterministischer Weise von dem Konsum der Gegenwart bzw. (bei erweiterter Retrospektive) von dem der Vergangenheit ab.¹ Dieser Generalisierungsansatz hat den konzeptionellen Vorteil, daß er auf eine vor dem Hintergrund der REH/EMH-Diskussion und dem Test verbundener Hypothesen problematischen „changing taste“-Spezifikation² verzichtet, indem nur Stationarität bzw. *intertemporale Konsistenz der Präferenzen* vorausgesetzt und gleichzeitig Skalenunabhängigkeit (wie bei der „Power Utility“-Nutzenfunktion) gewährleistet wird.

In einem solchen Fall korrespondiert der gegenwärtige Nutzen u mit *dem prospektiven Nutzen* U über eine Aggregationsfunktion des Nutzens $A_U(u, U) = U$ in einem eineindeutig-umkehrbaren Zusammenhang (Koopmans (1960, S. 297, S. 301)). Das *psychologische Phänomen der Ungeduld* (Gegenwartspräferenz als spezielle Zeitpräferenz) generalisiert die konventionelle Annahme der Timing-Neutralität. Ein konstanter Diskontierungsfaktor, mit dem alle zukünftigen, einperiodigen Nutzen diskontiert und durch Summation aggregiert werden, liegt nur dann vor, wenn die Aggregationsfunktion den restriktiven Zusammenhang

$$(4.4-1) \quad \left(\frac{\partial A_U(u, U)}{\partial U} \right)_{U=u} = \text{const.}$$

erfüllt (Koopmans (1960, S. 306, S. 308)).

Die Existenz einer intertemporalen Präferenzstruktur (dynamische Präferenzen) mit der Eigenschaft einer konditioniert schwachen Unabhängigkeit der heutigen Präferenzordnung von dem zukünftigen Konsumplan ist die Voraussetzung für zeitkonsistentes Planen. Im Rahmen einer dynamischen Präferenz-

¹ Es eröffnet sich hier eine Analogie zur Bedeutung des Referenzpunktes der Prospect Theory und zu psychologischen Nutzenbegriffen.

² Die Annahme einer bestimmten Strukturstabilität von Präferenzen gilt als Rationalitätsaxiom. Eine vom vergangenen Konsum abhängige rekursive Präferenzstruktur ist mit der Erwartungsnutzentheorie im intertemporalen Fall mit einer abnehmenden Risikoaversion erzwingbar. Dieses wirft aus der vorstehenden Überlegung ein Konsistenzproblem auf.

struktur lässt sich über diese dynamische Restriktion das Allais-Paradoxon³ rationalisieren, wenn keine „Regret Aversion“ vorliegt (Johnson/Donaldson (1985, S. 1453) und Epstein/Zin (1989, S. 948)). Eine Verschärfung der dynamischen Restriktion dahingehend, daß die gegenwärtige Präferenzordnung unkonditioniert (und konditioniert) streng von dem heutigen und zukünftigen Konsumplan unabhängig ist, führt zum Spezialfall der Erwartungsnutzentheorie. Johnson/Donaldson (1985, S. 1455) weisen darauf hin, daß an dieser Stelle der Modellrahmen die axiomatische Basis der Erwartungsnutzentheorie infrage stellt, da simultan der gegenwärtige Konsum ein exogenes Fixum und eine frei varierbare Entscheidungsvariable darstellt.

Eine Präferenzstruktur, die im obigen Sinne intertemporal konsistent⁴ ist und Raum für eine Separation zwischen Risiko- und Zeitpräferenz bietet, lässt sich *rekursiv* definieren zu

$$(4.4-2) \quad \begin{aligned} U(C_0, C_1, \dots) &= A(C_0, U(C_1, C_2, \dots)) \\ \text{mit } A \text{ als Aggregationsfunktion} \\ \text{für die intertemporale Substitution.} \end{aligned}$$

Die Aggregationsfunktion A kann z.B. die Eigenschaft einer *konstanten Elastizität* der Substitution $(1-\rho)^{-1}$ der Form

$$(4.4-3) \quad A(C, Z) = (C^\rho + kZ^\rho)^{1/\rho} \text{ mit } 0 \neq \rho < 1 \text{ und } 0 < k < 1$$

erfüllen. Der Parameter ρ ist interpretierbar als Parameter für die intertemporale Substitution mit $\psi=1/(1-\rho)$. Als neue C-CAPM Restriktion ergibt sich aus Glg. (4.4-2) und Glg. (4.4-3) ein *rekursiv deterministisches Konsumprogramm*.

³ Verstoß gegen das Substitutions-/Unabhängigkeitsaxiom der Erwartungsnutzentheorie als strenges Rationalitätspostulat.

⁴ Vgl. zur Axiomatik der (Inter-)Temporalen Konsistenz Kreps/Porteus (1978, S. 190ff.). Die ökonomische Anschauung des Axioms stellt einen Bezug zur Regret Aversion auf. In Verbindung mit der Axiomatik der kardinalen Nutzentheorie wird hieraus das Theorem einer *rekursiv definierten Nutzenfunktion* hergeleitet (Kreps/Porteus 1978, S. 192). Im Rahmen einer temporalen Lotterie als dynamisches Entscheidungsproblem wird so eine Präferenzstruktur festgelegt, in der die Unsicherheit über der Zeit aufgelöst wird. Eine übliche Annahme ist dabei diejenige, daß eine frühe Auflösung der Unsicherheit präferiert wird. Gegenwärtige Präferenzen sind abhängig von zukünftigen Präferenzen. Grant/Kajii/Polak (2000) zeigen, daß sich das Konzept der *rekursiven* konsistenten Präferenzen weiter zu einem Konzept *sequentiell* konsistenter Präferenzen generalisieren lässt und in einem engen Zusammenhang mit der Präferenz einer frühen Auflösung von Unsicherheit steht.

Wird Glg. (4.4-2) über die Definition von Sicherheitsäquivalenten μ^5 stochastisch transformiert, erhält man als Definition einer rekursiven Nutzenfunktion⁶

(4.4-4)
$$U(C_0, s) = A(C_0, \mu(U(s)))$$

mit s als ein Wahrscheinlichkeitsmaß der Knoten einer
temporalen Lotterie mit deterministischem Konsumstrom.

Es bieten sich verschiedene Klassen von Nutzenfunktionen an, die der rekursiven Definition entsprechen. Fraglich bleibt, in welchen Fällen tatsächlich eine konstante IMRS erzielt werden kann. Nachfolgend werden die Nutzenfunktionen über das stochastische Funktional des Sicherheitsäquivalents festgelegt und in ihren Eigenschaften diskutiert.

(a) Erwartungsnutzen

(4.4-5)
$$\mu(p) \equiv \left(\int x^p dp(x) \right)^{1/p} = \left(E(x^p) \right)^{1/p}$$

mit der gewöhnlichen intertemporalen Nutzenfunktion

$$U(C_0, m) = \left(C_0^p + E_m \sum_1^{\infty} k^t E(C_t^p) \right)^{1/p}$$

Ein Vergleich der Nutzenfunktion aus Glg. (4.4-5) mit der von (4.4-4) zeigt, daß zwar eine rekursive Definition vorliegt. Die Nutzenfunktion entspricht bei $\lim(p) \rightarrow 1$ dabei dem klassischen Discounted Cash Flow (DCF)-Ansatz mit einem konstanten Diskontierungssatz, so daß der Erwartungsnutzen als Spezialfall des generalisierten rekursiven Nutzens interpretiert werden kann. Es läßt sich allerdings zeigen, daß für den relevanten Fall $0 < k < 1$ eine *mit der Zeit abnehmende Risikoaversion* (bzw. *steigende IMRS*) und damit eine spezifische *Präferenzinstationarität* vorliegt.

⁵ Die Bestimmung von Sicherheitsäquivalenten entspricht dem Rationalitätspostulat nach Gültigkeit des ersten und zweiten Dominanzkriteriums bei Entscheidung unter unvollständiger Information über die Präferenzen des Entscheiders.

⁶ Zur näheren stochastischen Beschreibung des die Stationarität der Nutzenfunktion sicherstellenden homeomorphen Konsumraumes vgl. Epstein/Zin (1989, S. 939-944).

(b) Kreps/Porteus-Nutzenfunktion

$$(4.4-6) \quad \mu(p) \equiv \left(\int x^\alpha dp(x) \right)^{1/\alpha} = \left(E(x^\alpha) \right)^{1/\alpha}$$

mit $0 < \alpha < 1$ und einer rekursiven Nutzenfunktion $U(\cdot)$

$$U(C_0, m) = \left(C_0^\alpha + k \left(E(U^\alpha(\cdot)) \right)^{p/\alpha} \right)^{1/p}$$

Fall (a) lässt sich aus Fall (b) herleiten, indem $\alpha = p$ gesetzt wird. Unter einer solchen Bedingung lässt sich bei einer rekursiven Definition der Nutzenfunktion auch eine konstante IMRS, wie sie im erwartungsnutzenkonformen C-CAPM vorliegt, herbeiführen. Es wird zwar formal in der rekursiven Präferenzfunktion eine Separation zwischen dem Risikoparameter α und dem Substitutionsparameter p erzielt, allerdings wirkt sich eine Veränderung im Risikoparameter auf die IMRS und damit auf p/α aus. Kritisch ist daher anzumerken, daß die Separationseigenschaft als immer noch unvollkommen zu bezeichnen ist. Zwischen der relativen Risikoaversion und intertemporalen Elastizität der Substitution besteht über den Parameter $\gamma \equiv \alpha/p$ eine Verbindung. Über diesen „dritten“ Präferenzparameter wird zum Ausdruck gebracht, daß die Agenten eine Präferenz für eine späte Auflösung der Unsicherheit haben (Epstein/Zin 1991, S. 282, S. 284, Kreps/Porteus 1978).

Trotz der immer noch unvollkommenen Separation bei Kreps/Porteus-Präferenzen führt die Aufweichung der Prämissenlage zu einem erheblichen Erkenntnisgewinn in der Modellierung des Risk-Return-Tradeoffs in einem C-CAPM (Epstein/Zin 1989, 1991; Campbell/Lo/MacKinlay 1997, S. 319f.). Wird die Nutzenfunktion rekursiv definiert zu

$$(4.4-7) \quad U_t = \left((1-\delta)C_t^{\frac{1-\gamma}{\theta}} + \delta \left(E_t \left[U_{t+1}^{1-\gamma} \right] \right)^{1/\theta} \right)^{\theta}$$

mit $\theta \equiv \frac{1-\gamma}{1-\frac{1}{\Psi}}$ als "dritter Präferenzparameter" neben

$$\gamma \approx \frac{1}{CRRA}; \Psi \approx IMRS$$

erhält man nun unter der *intertemporalen Budgetrestriktion* für alle Asset-Klassen einschließlich Human Capital

$$(4.4-8) \quad W_{t+1} = (1 + r_{m,t+1})(W_t - C_t)$$

als *Euler'sche Gleichung* für die Nutzenmaximierungsbedingung den Zusammenhang

$$(4.4-9) \quad 1 = E_t \left[\left(\delta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{\frac{1}{\Psi}} \right) \left(\frac{1}{(1 + r_{m,t+1})} \right)^{1-\theta} (1 + r_{i,t+1}) \right].$$

Unter der Annahme homoskedastischen und lognormalen Konsums und Renditen ermittelt sich der *risikolose (reale) Zins* zu

$$(4.4-10) \quad r_{f,t+1} = -\log \delta + \frac{\theta - 1}{2} \sigma_m^2 - \frac{\theta}{2\Psi^2} \sigma_C^2 + \frac{1}{\Psi} E_t[\Delta c_{t+1}]$$

und die *Überrendite eines riskanten Wertpapiers bzw. des Marktpffolios* zu

$$(4.4-11) \quad E_t[r_{i,t+1}] - r_{f,t+1} = \theta \frac{\sigma_{i,C}}{\Psi} + (1 - \theta) \sigma_{i,m} - \frac{\sigma_i^2}{2}.$$

Es wird ersichtlich, daß der Generalisierungsansatz für $\theta=1$ das C-CAPM unter zeitseparierbarer „Power Utility“-Nutzenfunktion und für $\theta=0$ das statische S-L-M-CAPM beinhaltet.

Die entscheidende Erkenntnis, die aus dem Modell gewonnen werden kann, liegt darin, daß falls ein Präferenzdrift in θ mit $0 < \theta < 1$ auftreten sollte, dies *simultan* beim *sicheren Zins* als auch bei der *Überrendite* seinen Niederschlag findet. Während bei der Überrendite das Kovarianzrisiko der Marktrendite zum Konsum maßgeblich ist, bestimmt sich der sichere Zins über den erwarteten Konsumpfad und der Varianz des Konsums. Auch hier wird der *Kontrast zur Erwartungsnutzentheorie* ersichtlich, die sowohl eine Indifferenz gegenüber dem Timing als auch eine intertemporale Konsistenz der Präferenzen voraussetzt. Im vorliegenden Fall liegt jedoch keine Timing-Indifferenz vor, das heißt, daß es sehr wohl rational ist, in das Entscheidungskalkül die Frage zu integrieren, wie sich die Konsumunsicherheit über die Zeit auflöst (Zin/Epstein 1989, S. 939).

In einer empirischen Untersuchung auf der Basis des monatlichen NYSE(VW)-Indexes widerlegen Epstein/Zin (1991, S. 282ff.) die Hypothese der Erwartungsnutzentheorie bei insgesamt plausiblen Präferenzparametern, wohingegen eine präzise Spezifizierung der rekursiven Nutzenfunktion noch nicht gelingt: Die Ergebnisse sind stark vom gewählten Konsum-Maß bzw. den Instrumentalvariablen, Lag-Struktur-Effekten und dem

Sample (Strukturbruch von 1979) abhängig. Dieses wird als Indikator für nicht berücksichtigte institutionelle Restriktionen, Zeitaggregationsprobleme und die fehlende Berücksichtigung des stochastischen Arbeitseinkommens (menschliche Arbeitskraft als Asset) interpretiert. Der Strukturbruch von 1979 wird mit dem Strukturbruch in der US-Zentralbankpolitik und entsprechenden realwirtschaftlichen Auswirkungen (höhere Renditen bei riskanter und sicherer Anlage; abnehmende Konsumwachstumsrate) begründet (Epstein/Zin 1991, S. 276).

In anderen Untersuchungen wird bemängelt, daß die theoretisch geforderte Konsumvarianz im Vergleich zur Renditevarianz wesentlich höher als die empirisch gemessene ist. Eine Erhöhung der erwarteten Rendite lässt den Konsum in Abhängigkeit von ψ steigen ($\psi > 1$) oder fallen ($\psi < 1$). Weil der Zusammenhang von Glg. (4.4-11) jedoch elementar von der Voraussetzung der Homoskedastizität und serieller Unkorreliertheit abhängt, bietet sich hier eine Erklärungsmöglichkeit für die festgestellte Modellfehlspezifikation an. Unter MR in der Marktrendite besteht per definitionem eine negative Korrelation zwischen der laufenden Rendite und der Erwartungsrevision zukünftiger Renditen. Das heißt anschaulich, daß das langfristige Risiko der riskanten Anlage niedriger ist als das kurzfristige. Hierdurch reduziert sich zum einen im Fall $\psi < 1$ die (antizipierte) Varianz des Konsumpfades, zum anderen steigt im Modell die erwartete Überrendite aufgrund der Zunahme des RRA-Koeffizienten γ , als Kompensation der verbleibenden Konsumvarianz (Campbell/Lo/MacKinlay 1997, S. 321f., S. 324). Die errechnete unplausibel hohe RRA lässt sich folglich auf der Basis der vorliegenden Modellspezifikation als Hinweis für den MR-Effekt interpretieren.

(c) Chew/Dekel-Nutzenfunktion

$$(4.4-12) \quad \int \Phi\left(\frac{x}{\mu(p)}\right) dp(x) = 0$$

als implizite Definition des Sicherheitsäquivalents
und Φ als wachsende, konkave Funktion

Es kann gezeigt werden, daß auch in einem solchen Fall die rekursive Eigenschaft vorliegt. Gilt $\Phi(x) = (x^\alpha - 1)/\alpha$, $0 < \alpha < 1$, bestimmt sich der Erwartungsnutzen gemäß der Definition im Fall (b). Somit generalisiert die Nutzenfunktion (c) die Nutzenfunktion (b).

Es kann gezeigt werden, daß im Fall (b), also unter Kreps/Porteus-Präferenzen, sich eine Marktgleichgewichtsbedingung der Form

$$(4.4-13) \quad kE^{\rho/\alpha} \left[\left(\frac{E(C_1)}{C_0} \right)^{\frac{\alpha(\rho-1)}{\rho}} E(r_{m,0})^{\alpha/\rho} \right] = 1$$

oder

$$kE^{\rho/\alpha} \left[\left(\frac{E(C_1)}{C_0} \right)^{\frac{\alpha(\rho-1)}{\rho}} E(r_{m,0})^{(\alpha-\rho)/\rho} r_{i,0} \right] = 1$$

herausbildet. Für den SML-Bewertungszusammenhang erhält man

$$(4.4-14) \quad E[r_{m,0} - r_{f,0}] = \frac{\text{COV} \left[\left(\frac{E(C_1)}{C_0} \right)^{\frac{\alpha(\rho-1)}{\rho}} E(r_{m,0})^{(\alpha-\rho)/\rho}; E(r_{i,0} - r_{f,0}) \right]}{E \left[\left(\frac{E(C_1)}{C_0} \right)^{\frac{\alpha(\rho-1)}{\rho}} E(r_{m,0})^{(\alpha-\rho)/\rho} \right]}$$

Eine Generalisierung über Chew/Dekel-Präferenzen ergibt demgegenüber die Bewertungsgleichung

$$(4.4-15) \quad E \left[\Phi \left(\left(\frac{E(C_1)}{C_0} \right)^{\frac{\rho-1}{\rho}} E(r_{m,0})^{1/\rho} k^{1/\rho} \right) \left(\frac{E(C_1)}{E(r_{m,0})} \right)^{\frac{\rho-1}{\rho}} E(r_{i,0} - r_{f,0}) \right] = 0$$

Aus dem formalen Zusammenhang von Glgn. (4.4-13), (4.4-14) lassen sich folgende Aussagen ableiten:

- Glg. (4.4-14) liefert eine generalisierende Verknüpfung des C-CAPM mit dem S-L-M-CAPM in der Weise, daß beide Quellen eines systematischen Kovarianzrisikos (Marktrendite und Konsum) in einer Bewertungsgleichung zusammengefaßt werden.
- Die Überrendite ist eine Funktion aus der Relation eines zukünftigen Konsums mit dem gegenwärtigen Konsum. Die Einschätzung über die Höhe des zukünftigen Konsums $E(C_1)$ bestimmt die gegenwärtig erwartete, periodenbezogene Überrendite bzw. Marktrendite. Zwischen den beiden Variablen besteht ein inverser Zusammenhang.
- Fraglich bleibt, wie weit C_0 und $E(C_1)$ exogen bestimmt sind. Glgn. (4.4-13) verdeutlichen die ökonomische Bedeutung von Mean Reversion in den Überrenditen in einem gleichgewichtstheoretischen Zusammenhang. Schwankungen in der Überrendite reflektieren - ceteris paribus - eine

durch das gegenwärtige und zukünftige Konsumverhalten bestimmte zeitliche Segmentierung des Renditeprozesses. Ein Börsencrash (oder eine kurzfristige spekulative Blase) läßt sich vor diesem Hintergrund als transitorische Erscheinung interpretieren, da der Kursverlust (Kursgewinn) durch ein stochastisches kurzfristiges Konsum-/Sparverhalten getriggert wird, *ohne* daß grundlegende Präferenzparameter unter einem Verstoß gegen Rationalitätspostulate zeitvariabel sind. Glg. (4.4-14) verdeutlicht, daß vor diesem Hintergrund dem kurzfristig sicheren Zins über das Kovarianzrisiko sowohl zum Markt als auch zum Konsum eine wesentliche Bedeutung bei der Erklärung der Überrenditen beigemessen werden muß.

- Die RRA und die IMRS lassen sich über separierbare Präferenzparameter abbilden. Dieses gelingt im vorliegenden Fall nur unter einer Aufgabe der Restriktion der Erwartungsnutzenmaximierung. Unter Kreps/Porteus-Präferenzen gelingt die Zusammenführung vom C-CAPM und S-L-M-CAPM, ohne daß die Separation vollkommen erfolgt. Eine vollkommene Separation ist im vorgestellten Modell nur über die eine weitere Generalisierung darstellenden Chew-Dekel-Präferenzen aufgrund der weniger restriktiven intertemporalen Glättungseigenschaft zu erzielen. Glg. (4.4-15) verdeutlicht allerdings, daß dann kein Risikoaversionsparameter α im konventionellen Sinne angegeben werden kann, sondern die „Risikoaversion“ über die das Sicherheitsäquivalent-Funktional definierende Funktion Φ bestimmt wird. Dies kann als weiterer Hinweis darauf ausgelegt werden, daß zwischen Risikoverhalten gemäß EUT und Risikoeinstellung im engeren Sinne unterschieden werden sollte.
- Das C-CAPM mit der Maximierung des Erwartungsnutzens ist ein Spezialfall des dargelegten generalisierten Bewertungszusammenhangs. Aus Glg. (4.4-13) läßt sich unter der Restriktion $\alpha=\rho$ der C-CAPM-Zusammenhang

$$(4.4-16) \quad kE \left[\left(\frac{E(C_1)}{C_0} \right)^{\rho-1} E(r_{i,0}) \right] = 1$$

herleiten.

- Das statische S-L-M-CAPM läßt sich ebenfalls als Spezialfall des generalisierten Bewertungszusammenhangs interpretieren, indem $\alpha(\rho-1)/\rho=0$ erzwungen wird. Dieses ist bei der angenommenen rekursiven Nutzenfunktion unter Chew/Dekel-Präferenzen in zwei Grenzfällen möglich:
 - Bei einer unendlich hohen Risikoaversion ($\alpha=0$) wird die Überrendite nur noch durch das systematische Kovarianzrisiko zur Marktrendite

bestimmt. Anschaulich gesprochen überlagert die Risikoaversion den intertemporalen Bewertungseffekt bis zur Unkenntlichkeit.

- Bei einer unendlich hohen Elastizität der Substitution ($\rho=1$), also einer perfekten Substitutionalität über der Zeit, wird die Überrendite ebenfalls nur noch durch das systematische Kovarianzrisiko zur Marktrendite bestimmt. Die perfekte Substitutionalität ermöglicht den Übergang zu einem statischen, atemporalen Bewertungszusammenhang wie im S-L-M-CAPM.

Eine empirische Untersuchung dieses Modells mit einer Chew/Dekel-Nutzenfunktion ist bislang unterblieben.

Campbell (1993) verwendet Epstein/Zin (1989, 1991)-Präferenzen, um ein intertemporales Asset Pricing-Modell zu entwickeln, das *nicht* auf bestimmten Zeitreiheneigenschaften des Konsumprozesses basiert. Das Modell erlaubt die Abbildung intertemporaler Effekte selbst dann, wenn die Relation Konsum/Wohlstand konstant bleibt, was unter zeitseparierbarer „Power Utility“-Nutzenfunktion nicht möglich ist. In seinem Modell ergibt sich die Risikoprämie als Funktion der Varianz des Wertpapiers, der Kovarianz eines Wertpapiers mit dem Konsum und der Kovarianz mit dem Marktportfolio in Abhängigkeit der über den Präferenzparameter θ separierten RRA und IMRS in der Form

$$(4.4-17) \quad E(r_i) - r_f = -\frac{\sigma_i^2}{2} + \theta \frac{\sigma_{i,C}}{\psi} + (1 - \theta)\sigma_{i,m}$$

$$(4.4-18) \quad = -\frac{\sigma_i^2}{2} + \gamma\sigma_{i,m} + (1 - \gamma)\sigma_{i,b}$$

$$\text{mit } \theta = \frac{1 - \gamma}{1 - \frac{1}{\psi}},$$

unter der Annahme von Homoskedastizität, wobei mit $\sigma_{i,b}$ die Kovarianz der Rendite des Wertpapiers i mit einem realen „Consol Bond“⁷ b bezeichnet wird. $\sigma_{i,b}$ repräsentiert gleichzeitig die Kovarianz der Wertpapierrendite mit den News über zukünftige Renditen des Marktes (Hedge-Eigenschaft). Eine Äquivalenz zum statischen S-L-M-CAPM erhält man dann, wenn der Koeffizient der RRA $\gamma=1$, d.h. $\theta=0$ ist, das Universum der Investitionsmöglichkeiten konstant ist oder die Marktrendite einem univariaten Prozeß folgt, so daß die News

⁷ Ein Consol Bond ist definiert als eine spezielle Kupon-Anleihe, bei der die laufende Zinszahlung gleich der Rendite bis zur Fälligkeit (Yield to Maturity; interner Zinsfuß) ist bzw. eine Kupon-Anleihe, bei der ohne Existenz eines Fälligkeitsdatums der Kupon immer gleich ist.

über die zukünftigen Renditen perfekt mit den gegenwärtigen Renditen korreliert sind (Campbell 1993, S. 496).

Der Vorteil von Glg. (4.4-18) ist der, daß ein Wertpapier i gepreist werden kann, ohne daß eine Information über die intertemporale Konsumpräferenz, ausgedrückt durch die IMRS, vorliegt. Die zentrale Implikation ist die, daß sich die IMRS folglich gänzlich *unter Berücksichtigung der RRA in der Zinsstrukturkurve* auflöst. Eine wesentliche zusätzliche Eigenschaft des Modells liegt darin, daß die Realzinsstruktur das gegenwärtige *und* zukünftige Universum der Investitionsmöglichkeiten reflektiert und daher die kurzfristigen Zinsen nicht mit den langfristigen Zinsen wie in Merton (1973) perfekt korreliert sein müssen (Campbell 1993, S. 498). Eine weitere Implikation ist darin zu sehen, daß die Rendite eines Wertpapiers i nicht nur von der Kovarianz zum Marktporfolio abhängt, sondern über $\sigma_{i,b}$ von allen Faktoren, die den Markt langfristig beeinflussen.

Unter Heteroskedastizität ist die Glg. (4.4-18) dahingehend zu modifizieren, daß es notwendig ist, doch explizit die IMRS über die folgende Glg. (4.4-19) zu berücksichtigen:

$$(4.4-19) \quad E(r_i) - r_f = -\frac{\sigma_{i,t}^2}{2} + \gamma \sigma_{i,m,t} + \left((1 - \gamma) + \frac{k\theta}{\psi} \right) \sigma_{i,b,t}$$

Für das Marktporfolio $i=m$ kann damit die erwartete Überrendite als *lineare Funktion* der konditionierten Varianz der Marktrendite *und* von der IMRS abgebildet werden, ähnlich wie es Merton (1980) und Fama/French/Stambaugh (1987) schon vorgeschlagen haben.

MR in der Überrendite eines Wertpapiers i wird durch den durch Heteroskedastizität bestimmten Preis des Risikos des Marktfaktors beeinflußt. Campbell (1993, S. 500) kommt zu dem Schluß, daß „...variables that have been shown to forecast stock market returns should be used in cross-sectional asset pricing studies. Recent empirical work suggests that... interest rates and other financial variables are likely to be important...“.

4.4.2 Nutzenfunktion unter Risikokomplementarität als Generalisierungsansatz

Neben der fehlenden Separationsmöglichkeit zwischen der RRA und IMRS erweist sich bei konventionellen Asset Pricing Modellen die Annahme der zeitseparierbaren Nutzenfunktion als ein weiteres Problem. Hieraus leiten sich erhebliche Implikationen ab für

- die Frage nach der Excess Volatility von Aktienrenditen (im Vergleich zum unterlegten Dividendengenerierungsprozeß vermeintlich zu hoch),

- den Zusammenhang zwischen der Volatilität des Konsumprozesses und der der Aktienrenditen (Volatilität im Konsumprozeß generiert Volatilität der Aktienrenditen),
- den Zusammenhang zwischen der Volatilität von Subindizes zum Marktindex (die zugrunde liegende Aggregationsproblematik besagt, daß entgegen der Aussage eines konventionellen Dividendendiskontierungsmodells der Zusammenhang zwischen dem Dividendenprozeß und der Volatilität einer Aktie auch von der spezifischen Payoff-Struktur aller anderen Aktien abhängt).

Unter Auflockerung der Restriktion zeitseparierbarer Präferenzen gelingt es Drees/Eckwert (1990a, 1990b, 1990c, 1995), einen Zusammenhang zwischen der Volatilität von Aktien und dem Risiko der intertemporalen Substitutionseffekte des Grenznutzens herzustellen. Der zugrundeliegende Mechanismus liegt darin begründet, daß die konditionierte Risikoprämie riskanter Wertpapiere von Umweltzuständen abhängt, d.h. von Wertpapier zu Wertpapier und von Umweltzustand zu Umweltzustand differieren kann und gegenüber einer zeitvariablen Risikoaversion bewertet werden muß.

Wie das Fundamentalrisiko der Payoff-Struktur eines riskanten Wertpapiers (hohe konditionierte Risikoprämie) in die Preisvolatilität transformiert wird, hängt nun entscheidend davon ab, wie die Präferenzeinstellung des Agenten sich in der Zukunft im Vergleich zu seiner heutigen verhält. Dieses läßt sich in einem auf den 2-Periodenfall beschränkten Ansatz modellieren über einen bestimmten Typus einer Verhaltensannahme zur *gegenwärtigen* relativen Risikoaversion (RRA) und *erwarteten* relativen Risikoaversion (E(RRA)) in der gängigen Arrow/Pratt-Form

$$(4.4.20) \quad \begin{aligned} RRA_0(C, E(C)) &= -\frac{U_0''(C, E(C))C}{U_0'(C, E(C))} \text{ bzw.} \\ E(RRA_1(C, E(C))) &= -\frac{U_1''(C, E(C))E(C)}{U_1'(C, E(C))}. \end{aligned}$$

Ist die Funktion $E(RRA_1(C, E(C)))$ streng monoton wachsend (fallend) im gegenwärtigen Konsum C , so liegt *Risikokomplementarität* (*Risikosubstitutionalität*) vor.

Die ökonomische Interpretation dieses Sachverhalts ist darin zu sehen, daß z.B. im Fall der Risikokomplementarität ein hohes Konsumniveau das Bedürfnis verstärkt, sich gegen niedrigere Niveaus des zukünftigen Konsums abzusichern. Es kann gezeigt werden, daß eine zukünftig höhere relative Risikoaversion eine negative (!) Korrelation zwischen dem Fundamentalrisiko der Payoff-Struktur und der Preisvolatilität impliziert (Drees/Eckwert 1990b, S. 8). Ob ein

riskantes Wertpapier hochvolatil ist, hängt somit von der zukünftigen Risikoaversion in Abhängigkeit von dem gegenwärtigen Konsum des Agenten ab. Dies kann dazu führen, daß ein im EMH-Sinne fundamental überbewertetes und riskanteres „Bubbly Asset“ eine geringere Preisvolatilität aufweisen kann als ein korrekt bewertetes riskantes Wertpapier (Drees/Eckwert 1990c, S. 9f.).

Ein im originären Sinne riskanteres Wertpapier muß daher nicht preisvolatil sein. Nur bei zeitseparierbaren Präferenzen liegt ein unmittelbarer „1:1-Link“ zwischen der Risikostruktur des Payoff-Prozesses und der Volatilität der Preise vor.

Wird in der empirischen Forschung bei den EMH-Tests das *Marktproxy* zu eng gewählt⁸, was eher die Regel als die Ausnahme ist, läßt sich ferner das Problem ableiten, daß bei einer konventionellen Modellierung ohne die Präferenzannahme der Risikokomplementarität die Volatilität von Subindizes ebenso regelmäßig nach oben verzerrt erscheint. Folglich läßt sich über die Modellerweiterung der Risikokomplementarität die beobachtete Volatilität der Aktienpreise auch bei plausibler niedrigerer relativer Risikoaversion modellieren (Drees/Eckwert 1995).

Schließlich verdeutlicht die Diskussion um die Risikokomplementarität-/substitutionalität ein weiteres Mal im Dualismus der Überreaktions-/Unterreaktionshypothese die *Problematik des Tests verbundener Hypothesen*. Ohne Kenntnis des erwarteten Verlaufes der RRA im Falle von Risikokomplementarität versus -substitutionalität ist unklar, ob sich etwa hinter einer beobachteten „historisch hohen“ Volatilität Momentumeffekte (Delayed Overreaction) als Folge nichtrationaler Erwartungsbildung verbergen (simultane Über-/Unterreaktionshypothese unter diversen kognitiven Verzerrungen; Barberis/Shleifer/Vishny 1998) oder unter rationalen Erwartungen ein transitorischer Präferenzdrift im Sinne der hier diskutierten Risikosubstitutionalität vorliegt.

⁸ Insbesondere hochriskante Wertpapiere wie solche von kleineren Unternehmen auf den *Neuen Märkten*, aber auch Human Capital als Asset und Immobilien werden nur unvollständig erfaßt. Die Dominanz von Untersuchungen der CRSP-Datensätze bzw. den NYSE- und S&P500-Index verweist zudem auf einen „forschungsmäßigen“ Home Bias zumindest in den USA, der dem Grad der internationalen Integration der Kapitalmärkte nicht gerecht wird.

4.4.3 Prospect Theory und Cumulative Prospect Theory

Gemeinsames Merkmal aller Alternativen zur EUT⁹ ist die Aufweichung oder Eliminierung der axiomatischen Prämissen (Ordnungsaxiom, Stetigkeitsaxiom, Unabhängigkeitsaxiom). Je nach verbleibender „Restaxiomatik“ werden in der Behavioral Finance verschiedene Ansätze verfolgt, von denen die *Prospect Theory* (Kahneman/Tversky 1979) und *Cumulative Prospect Theory* (Kahneman/Tversky 1992) aufgrund der prämissenbedingten relativen Nähe zur EUT und empirischen Evidenz die größte Aufmerksamkeit zuteil geworden ist. Tab. 4.4-1 stellt die Definitionen der EUT und Prospect Theory gegenüber.

Tab. 4.4-1
Erwartungsnutzen und Prospektiver Nutzen im Vergleich

<p>Erwartungsnutzen U_e:</p> $U_e(x_1, p_1; x_2, p_2) = p_1 u(x_1) + p_2 u(x_2) \text{ unter Risikoaversion } u''(x) < 0$
<p>Prospektiver Nutzen U_p:</p> $(p_1 + p_2 < 1) \vee (x_1 \geq 0 \geq x_2) \vee (x_1 \leq 0 \leq x_2) :$ $U_p(x_1, p_1; x_2, p_2) = w(p_1)v(x_1) + w(p_2)v(x_2)$ $(p_1 + p_2 = 1) \wedge [(x_1 > x_2 > 0) \vee (x_1 < x_2 < 0)] :$ $U_p(x_1, p_1; x_2, p_2) = v(x_2) + w(p_1)[v(x_1) - v(x_2)]$
<p>Quelle: eigene Darstellung in Anlehnung an Kahneman/Tversky (1979, S. 276) Hinweis: Aus Gründen der Übersichtlichkeit erfolgt hier exemplarisch eine Beschränkung auf zwei Umweltzustände.</p>

Die Prospect Theorie lässt sich somit über die Spezifikation der Wertfunktion (Höhenpräferenzfunktion) und Risikogewichtefunktion (Risikopräferenzfunktion) als Generalisierung der EUT auffassen. Das Ausmaß der Abweichungen zur EUT kann wiederum interpretiert werden als „psychologische Kosten“, die durch das Bedürfnis nach Befriedigung psychologischer Basismotive (kognitive Dissonanzfreiheit, Kontrollbedürfnis) entstehen und nur durch Inkaufnahme „ökonomischer Kosten“ reduziert werden können.¹⁰

⁹ Man spricht auch von „verallgemeinerten Nutzentheorien“ (Generalized Utility Theories).

¹⁰ Der Trade-Off zwischen „psychologischen Kosten“ und „ökonomischen Kosten“ etabliert ein gleichgewichtstheoretisches Minimierungsproblem und kann als Quasirationalität aufgefaßt werden Drees/Eckwert (1997, S. 3ff.).

Es existiert offenbar ein fundamentaler Zusammenhang zwischen ökonomischen Maßen der Risikoaversion und bestimmter biologischer-neurochemisch und psychometrischer Charakteristiken (Psychoprofile) von Investoren (Harlow/Brown 1990, S. 51). Eine große Bedeutung solcher spezifischer Psycho-profile finden sich bei Agenten mit aus ökonomischer Sicht völlig unplausiblen Verhaltensmustern z.B. unter Ambiguität¹¹ und dem „Sensation-Seeking“¹².

Abb. 4.4-1 skizziert mit der Wertfunktion und den Risikogewichtefunktionen für den Verlust- und Gewinnbereich die charakteristischen Ausprägungen der (Cumulative) Prospect Theory.

Während bei der Prospect Theory im wesentlichen nur das Unabhängigkeitsaxiom abgeschwächt wird und die Wahrscheinlichkeiten und Ergebnisse weiterhin unabhängig von einander sind, scheinen mit den anderen Konstellationen von axiomatischen Verstößen (*Disappointment Theory* und *Regret Theory* bei kontextabhängiger Ergebnisbewertung und *Rangplatzabhängigen Nutzentheorien*¹³ mit einer ergebnisabhängigen Transformation der Wahrscheinlichkeiten) noch eher krassere Abweichungen von der EUT vorzuliegen (Unser 1999, S. 34ff.).

Als das gemeinsame Merkmal dieser Theorien lassen sich die verschiedenen Ausprägungen in der Setzung von psychologisch-retrospektiv gesteuerten Bezugspunkten identifizieren. Die für die vorliegende Arbeit bedeutende empirische Implikation ist darin zu sehen, daß

- durch derartige Verhaltensannahmen *Nichtlinearitäten* und *Asymmetrien* in der Höhen- und Risikopräferenzstruktur generiert werden und

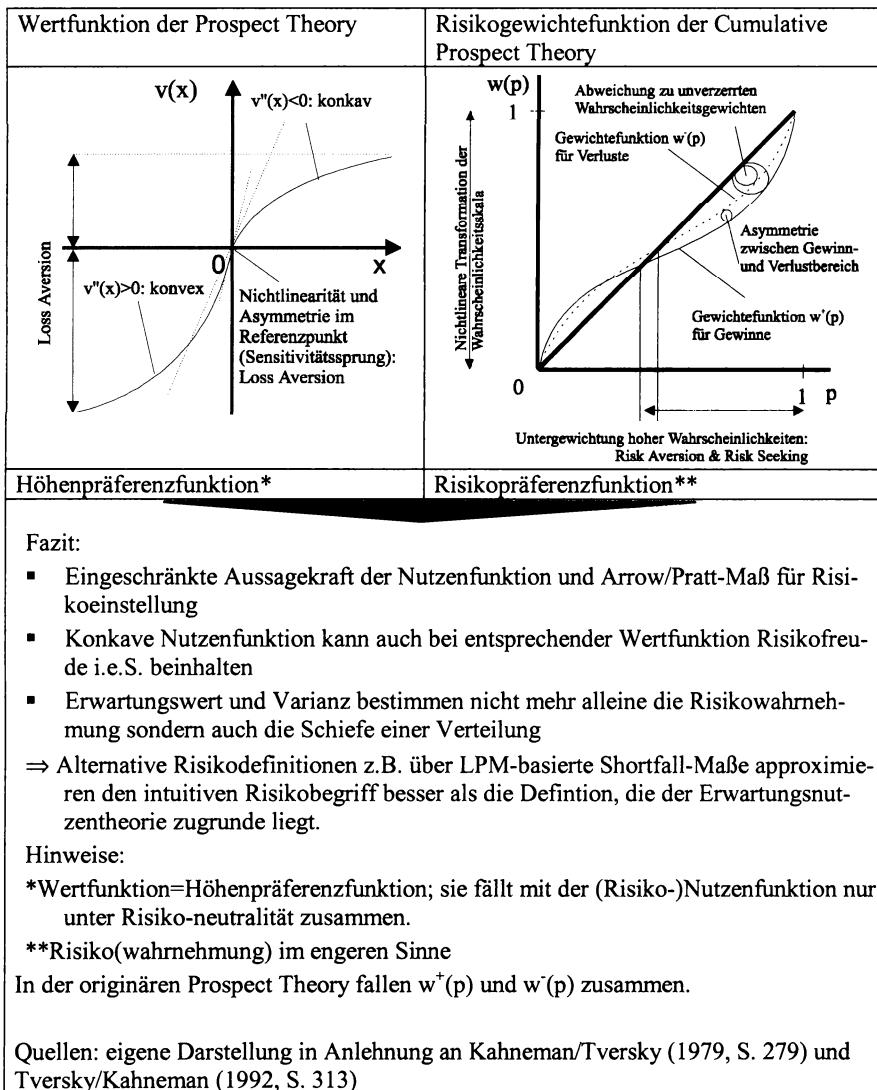
¹¹ Unter *Ambiguität* (Ungewißheit) einer Entscheidungssituation liegt die Bildung subjektiver Wahrscheinlichkeiten unter einer *unbekannten* Verteilungsfunktion vor. Sie ist das Pendant zur Entscheidung unter *Risiko* (bekannte Verteilungsfunktion). Bei beiden Formen der Entscheidung unter *Unsicherheit* liegt somit ein unterschiedlich hoher Informationsmangel vor, der zu einer unterschiedlichen Qualität von Wahrscheinlichkeitsangaben führt (Unser 1999, S. 48). Bei sehr hohem Informationsmangel wie unter Ambiguität, sind die Entscheider besonders anfällig gegenüber verzerrter Erwartungsbildung (z.B. Streßsituation am Aktienmarkt bei Börsencrashs). Es bestehen Verbindungen zum Kompetenzempfinden und zur Kontrollillusion, die als Quellen für den Home Bias- und Size-Effekt angeführt werden.

¹² Der Entscheidung liegt im Sinne der verallgemeinerten Nutzentheorien eine Nutzenfunktion zugrunde, die nicht alleine in monetäre Größen gefaßt werden kann. So sind risikoaverse Investoren risikofreudig, wenn sie in einem Casino wetten. Ebenso kann das *Entertainment* durch die mediale Präsentation des Geschehens auf Kapitalmärkten für einige Investoren mit einem Nutzen behaftet sein (Odean 2000, S. 798f.).

¹³ Hierunter fällt die Cumulative Prospect Theory (Tversky/Kahneman 1992).

- sich die relative Bewertung erst im *Zeitkontext* auflöst, wobei eine *endogene Dynamik* generiert wird, die MR-Potential impliziert.

Eine typische Nichtlinearität repräsentiert der Sensitivitätssprung im Referenzpunkt der Wertfunktion der Prospect Theory (Abb. 4.4-1, linke Graphik).



Quellen: eigene Darstellung in Anlehnung an Kahneman/Tversky (1979, S. 279) und Tversky/Kahneman (1992, S. 313)

Abb. 4.4-1: Wertfunktion und Risikogewichtefunktion der Prospect Theory bzw. Cumulative Prospect Theory

Typische Asymmetrien liegen mit dem (absoluten) Niveauunterschied der Wertfunktion zwischen Verlust- und Gewinnbereich als Folge der unterschiedlichen Sensitivitätsverläufe (Konvexität) vor (Verlustaversion).

Die Hauptquelle von Mean Reversion lässt sich unter der Prospect Theory identifizieren in einer spezifischen Form nicht-zeitkonsistenter, nicht-linearer Präferenzen, was in concreto seine Ausprägung in dem „simultanen“ Auftreten von Verlustaversion und risikosuchendem Verhalten¹⁴ (Prospect Theory) und/oder eine konzeptionelle Trennung zwischen Höhen- und Risikopräferenz (Cumulative Prospect Theory) findet. Hinter dem Sachverhalt, daß sich der Referenzpunkt der Höhenpräferenzfunktion über die Zeit ständig verschieben kann und daß in der „gespaltenen“ Risikopräferenzfunktion eine weitere Asymmetrie und zeitliche Instabilität verborgen ist, lassen sich psychologische Präferenzumkehrphänomene vermuten, die ebenfalls eine theoretische Begründung von MR auf Kapitalmärkten darstellen.

Da mit der Cumulative Prospect Theory eine Möglichkeit gegeben ist, nicht nur kontinuierliche Verteilungen zu erfassen, sondern auch (implizit) eine Differenzierung nach der Entscheidung unter Risiko und unter Unsicherheit sowie nach Risikoeinstellung (Verlauf der Nutzenfunktion) und der Risikowahrnehmung vorzunehmen, erfolgt somit seitens der Behavioral Finance eine theoretische Begründung für die Verwendung alternativer Risikomaße (z.B. der LPM-Ansatz aus Abschnitt 4.2.3) in der empirischen Kapitalmarktforschung.

Mit einer eigenständigen Zielsetzung wenden Benartzi/Thaler (1995) die Prospect Theory auf die Kapitalmarkttheorie an. Unter der bekannten bilinearen Wertfunktion bestimmen sie anhand eines empirischen Renditeprozesses unter einem plausiblen Loss Aversion Koeffizienten von 2,25 (Steigungsfaktor des Verlustbereiches gegenüber dem Gewinnbereich) die Gleichgewichtsbewertungsperiode für Aktien, Bonds und T-Bills zur Erzielung eines Prospektiven Nutzens (Prospect Theory führt dann zum gleichen Ergebnis wie die Erwartungsnutzentheorie). Sie bestimmen die Bewertungsperiode zu 9 (reale Renditen) bis 12 Monaten (nominale Renditen) und leiten für einen 12-monatigen Bewertungszeitraum eine wesentlich höhere Überrendite (6,5%) von Aktien über Bonds (T-Bills ähnlich) ab, als wenn der Bewertungszeitraum 20 Jahre betragen würde (1,4%). Die psychologischen Kosten gegenüber dem Referenzmodell der Erwartungsnutzentheorie bestimmen sich daher zu 5,1%, so daß hier ein wesentlicher Erklärungsbeitrag für das Equity Premium Puzzle und

¹⁴ Es sei hier auf die Analogie zur sogenannten Über-/Unterreaktionshypothese verwiesen.

auch für einen MR-Effekt gesehen werden kann. Der Ursprung der psychologischen Kosten kann unter Myopic Loss Aversion auf ein Agency Problem besonders institutioneller Investoren zurückgeführt werden, das heißt, daß sie *als spezielle Agency Costs* interpretierbar sind. Pensionsfonds haben einen theoretisch unbegrenzten Anlagehorizont. Benartzi/Thaler (1995, S. 87f.) verweisen in diesem Zusammenhang auf die latente Untergewichtung von Aktien in Pensionsfonds gegenüber Anleihen/Geldmarktpapieren gemessen am theoretischen Optimum von etwa 2:1. Dieses Faktum ist zu beobachten, obwohl unter der Annahme von MR und der empirisch hohen TVER auf Horizonten von über 20 Jahren die Aktienrendite nahezu sicher die Rendite der anderen Anlageformen übertrifft. Das Short-Termism¹⁵ führt zu einem Interessenkonflikt der Pensionsfondsmanager und denjenigen, die die Ansprüche an die Fonds halten.

Private Investoren unterliegen vergleichbaren Konflikten typischerweise nicht, obwohl auch in diesem Falle eine hohe Monitoring-Frequenz zu psychologischen Kosten führt und entsprechend die Equity Premium ansteigen lässt. So wie unter Myopic Loss Aversion die Risikogewichtefunktion der Prospect Theory eine riskante Anlage bei einem kurzfristigen Bewertungs-/Anlagehorizont noch riskanter erscheinen lässt, dämpft MR das Risiko einer langfristigen risikanten Anlage. Führt Loss Aversion über eine schwankende Risikoaversion um die Bezugspunkte zu zeitvariablen Überrenditen, bedeutet das, daß - ceteris paribus - z.B. fallende Aktienpreise die Folge steigender Diskontierungssätze (z.B. aufgrund steigender Risikoaversion) sind und die zurückliegende Rendite die erwartete Rendite reduziert. Dieser „endogene Stabilisierungsmechanismus“ führt dazu, daß auch Aktien einen Hedge gegen zukünftige Änderungen *erwarteter* Renditen darstellen. Diese in einem intertemporalen Modellierungsrahmen erwünschte Eigenschaft würde in einem Gleichgewichtsmodell aber zu einer im Schnitt tendentiell niedrigeren Überrendite führen. Auf das *ex ante-ex post* -Logikproblem der Prospect Theory (Risikofreude im Verlustbereich: konvexe Wertfunktion) wird im Abschnitt 4.4.5 noch einzugehen sein.¹⁶

¹⁵ Es wird auch vom „Short Horizon“ gesprochen. Als Gründe für das Short-Termism kann die relativ kurze Beschäftigungszeit der Fondsmanager und die Performance-Evaluation in relativ kurzen, z.B. halbjährlichen oder jährlichen Abständen genannt werden.

¹⁶ Es wird beobachtet, daß auf Firmenniveau Renditen unter Ziel im Sinne der Prospect Theory negativ mit Risiken korreliert sind (Bowman's Risk Return Paradoxon, Fiegenbaum/Thomas 1988). Dieses drängt die Frage nach der Gültigkeit des Zusammenhangs in Abhängigkeit des Aggregationsniveaus und des Risikomaßes (Totales Risiko versus systematisches β -Risiko) auf.

Zu klären bleibt die Frage, ob es neben der (Cumulative) Prospect Theory noch weitere Formen der Referenzpunktsetzung gibt, bei denen ein Bezug zur Kapitalmarkttheorie hergestellt werden kann. Nachfolgend sollen in den Abschnitten 4.4.4 und 4.4.5 zwei verschiedene Ansätze (einmal konsumbezogen, einmal renditebezogen) erörtert werden, in denen über eine Referenzpunktsetzung Asymmetrien und Nichtlinearitäten implementiert werden können, die potentielle Quellen für MR-Effekte und TVER darstellen.

4.4.4 Habit Persistence-Modell

Es wurde in den Abschnitten 4.1, 4.2.1 und 4.4.1 mehrfach darauf verwiesen, daß die zeitadditive Präferenzstruktur und die intertemporale Konsistenz der Präferenz die axiomatischen Säulen der Erwartungsnutzentheorie darstellen. Hierdurch wird ein reziproker Zusammenhang zwischen der relativen Risikoaversion und der intertemporalen Elastizität der Substitution des Konsums festgelegt. Diese Verknüpfung ist jedoch gemäß folgender Argumentation intuitiv wenig überzeugend:

Während die Elastizität der intertemporalen Substitution des Investors den Widerwillen ausdrückt, seinen Konsum zwischen verschiedenen Zeitpunkten zu substituieren (was auch in einem risikolosen Rahmen Gültigkeit besitzen sollte), drückt die Risikoaversion den Widerwillen des Investors aus, seinen Konsum zwischen verschiedenen Umweltzuständen zu substituieren (was auch in einem atemporalen Rahmen Gültigkeit haben sollte).

Die zentrale Implikation ist die fehlende Separationsmöglichkeit zwischen den beiden Präferenzkategorien in der Erwartungsnutzentheorie. Eine Konsequenz ist die, daß in einem konventionellen Modellierungsrahmen etwa zur Erklärung des Equity Premium Puzzle der aggregierte Risikoaversionsparameter unplausibel hoch ist. Anders ausgedrückt: Eine zweite (zum reziproken Zusammenhang tautologische) Konsequenz ist die, daß in der Erwartungsnutzentheorie eine niedrige Risikoaversion nicht mit einer niedrigen intertemporalen Elastizität der Substitution vereinbar ist.

In diesem und dem nachfolgenden Abschnitt sollen daher Möglichkeiten aufgezeigt werden, entgegen der klassischen Erwartungsnutzentheorie eine Entkoppelung zwischen den beiden Präferenzkategorien zu modellieren, indem bezugspunktbezogene Präferenzdrifts modelliert werden.

Die Auflockerung der Restriktion einer zeitseparierbaren Nutzenfunktion führt in der ersten hier vorgestellten Variante zu sogenannten *Habit Formation-Modellen* als spezifische Ausprägungen dynamischer Nachfragefunktionen (Constantinides 1990, S. 521f.; Campbell/Cochrane 1999, S. 207ff.). Durch die Einführung einer Zustandsvariablen (Consumption Habit) lockert sich der

funktionale Zusammenhang der intertemporalen Nutzenmaximierung zwischen dem gegenwärtigen Konsum und dem zukünftigen Konsum (und ggf. der zukünftigen Gegenwartspräferenz), da mit der Zustandsvariablen ein ausschließlich gegenwartsbezogenes *Subsistenz-Niveau X_t* (Habit Level) als Referenzpunkt formuliert wird. Es folgt dabei einem genuinen, *fundamentalpsychologischen Grundsatz*, daß die Wiederholung eines Stimulus seine zukünftige Perzeption reduziert. Auf der Marktmikroebene heißt das, daß das subjektive Nutzenniveau stärker von prozentualen Änderungen bzw. einer *relativen* Positionierung abhängig ist als von dem absoluten Konsumniveau (*Catching up with the Joneses-Effekt*). Auf der Marktmakroebene heißt das, daß Rezessionen sehr gefürchtet sind, obwohl die tatsächlichen Auswirkungen auf die aggregierte Nachfrage über die Jahre hinweg eher gering sind. Bei einer *externen* Definition hängt das Subsistenz-Niveau vom aggregierten Konsum ab, bei einer *internen* Definition hängt das Subsistenz-Niveau vom vergangenen, eigenen Konsum des Agenten ab.

Folglich spricht wenig dagegen, das Habit Persistence-Modell in einen Rahmen rationaler Erwartungen zu integrieren. Deshalb muß es von üblichen Formen der Investor's Myopia und sonstiger Irrationalitäten, also Verzerrungen der Erwartungsbildung im BF-Sinne, differenziert werden.

Ein derartiges Habit-Formation-Modell lässt sich an dieser Stelle leicht implementieren, indem die Nutzenfunktion von Glg. 4.1-22 über das exogene Consumption Habit X_t wie folgt modifiziert wird:

$$(4.4-21) \quad U(C_t, X_t) = \frac{(C_t - X_t)^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma}$$

Im Ergebnis erhält man in Abhängigkeit des Consumption Habit-Prozesses einen *zeitvariablen stochastischen Diskontierungsfaktor* (Lettau/Uhlig 1997, Campbell/Cochrane 1999, Lettau/Ludvigson 1999), so daß über das Habit Persistence-Modell im rationalen Kontext ein Funktional für eine zeitvariable relative Risikoaversion gefunden werden kann, was z.B. im Modell von Constantinides (1990, S. 527)¹⁷ die Form annimmt zu

$$(4.4-22) \quad RRA(t) = \frac{1-\gamma}{1 - \left(\frac{X(t)}{kW(t)} \right)}.$$

¹⁷ Das Ergebnis ist konsistent mit einer Modellierung unter Kreps-Porteus-Präferenzen.

Die relative Risikoaversion ist in dem Beispiel von Glg. (4.4-22) nur eine Funktion des Consumption Habit $X(t)$ als Zustandsvariable¹⁸ und dem Wohlstand $W(t)$ und unterliegt somit einem *Vermögenseffekt*. Ein plötzlicher Vermögensverlust etwa durch einen "mittleren" Kurssturz an der Börse lässt $X(t)$ unverändert und führt zu einem Anstieg der RRA (was einen weiteren Kurssturz impliziert). Nur im Steady State-Gleichgewicht gilt für den Mittelwert von $Y(t) \equiv X(t)/[C(t)-X(t)] \equiv Z(t)/[1-Z(t)] = \text{const.}$, so daß in allen anderen Fällen $Y(t)$ einen stationären Prozeß darstellt und *MR-Eigenschaft* besitzt.

In Analogie¹⁹ zur Definition der RRA bestimmt sich im Modell von Campbell/Cochrane (1999, S. 209) die Krümmung der Nutzenfunktion zu

$$(4.4-23) \quad \eta(t) = -\frac{C_t U_{CC}(C_t, X_t)}{U_C(C_t, X_t)} = \gamma \frac{C_t}{C_t - X_t} \equiv \frac{\gamma}{S_t}$$

mit $\text{RRA}(t) = \eta(t) \frac{\partial \ln(C_t)}{\partial \ln(W_t)}$.

Ein hohes „Surplus Consumption Ratio“ S_t entspricht einem „Boom“, ein niedriges S_t entspricht einer Rezession. In diesem Modell schlagen sie vor, den Prozeß und damit das Impulsverhalten eines externen, individuellen Habits X_t als heteroskedastischen AR(1)-Prozeß nichtlinear und unter MR über den durchschnittlichen aggregierten Konsum C^a in Logs zu

$$(4.4-24) \quad s_{t+1}^a = (1 - k_1) \bar{s} + k_2 s_t^a + \lambda(s_t^a)(c_{t+1}^a - c_t^a - g)$$

mit k_1, k_2, \bar{s}, g als Konstanten und
 $\lambda(s_t^a)$ als Sensitivitätsfunktion

abzubilden, wobei das stationäre S_t negative Schiefe und einen „Fat Tail“ bei kleinen S_t besitzt. Die Sensitivitätsfunktion $\lambda(s_t)$ kann unter den Restriktionen eines nichtnegativen Habits, eines konstanten risikolosen Zinssatzes und über den Mittelwert von s_t als Steady State spezifiziert werden. Es gelingt, sowohl MR-indizierende negative Autokorrelation in den konditionierten Überrenditen bei niedrigem Niveau und niedriger Volatilität des sicheren Zinses als auch einen transitorischen Volatilitätsanstieg nach hohen negativen Renditen im Sinne des Leverage-Effektes (Black 1976, Christie 1982, Schwert 1989, Nelson 1991) zu simulieren (Campbell/Cochrane 1999, S. 226-228). Chapman (1998, S. 1226) zeigt, wie sich Habit Formation und die damit vorliegende *momentane*

¹⁸ Etwa modellierbar als exponentiell gewichtete Summe des vergangenen Konsums.

¹⁹ In Glg. 4.4-23 ist nach Arrow/Pratt die RRA definiert worden zu $\text{RRA}(W) = -WU''(W)/U'(W)$.

Nutzenfunktion sich auf den Sharpe Ratio-Prozeß auswirkt. Er betont, daß, wenn das laufende Konsumniveau sehr hoch ist und nicht weiter aufrechterhalten werden kann, Umweltzustände denkbar sind, so daß der Grenznutzen des Konsums negativ werden kann (Chapman 1998, S. 1223).

Somit wird neben den nicht-zustandsseparierbaren Präferenzen einer rekursiven Nutzenfunktion unter konstanter RRA wie etwa bei Epstein/Zin (1991) eine weitere Möglichkeit aufgezeigt, dieses Mal unter Rückgriff auf nicht-zeitseparierbare Präferenzen und variabler RRA eine Entkopplung zur IMRS zu modellieren. Der Ansatz liegt hier zum einen in einer weitgehenden Entkopplung zwischen dem (relativ glatten) Konsumprozeß und dem (relativ niedrigen) Zinssatz der risikolosen Anlage, da r_f im wesentlichen von s_t und weniger von der Volatilität des Konsumprozesses bestimmt wird. Zum anderen spielt die mikrobasierte Definition der Risikoaversion auf der Makromodellierungs-ebene des gewählten Ansatzes externer Habits keine *direkte* Rolle. Daher kann die hohe Überrendite in diesem Fall nur modelliert werden unter einer weiterhin hohen Risikoaversion, was der Intention der Diskussion um das Equity Premium Puzzle zuwider läuft. Ferner spielt die *zeitliche Aggregation* eine erhebliche Rolle, so daß die Modellierungsgüte stark von der Beobachtungsfrequenz abhängt: Kurzfristig sind S_t und C_t höher, langfristig sind beide Prozesse immer weniger korreliert.

Der Spezifizierung der Sensitivitätsfunktion $\lambda(s_t)$ wird eine erhebliche Bedeutung für die Modellierung der Zinsstruktur im Sinne von Cox/Ingersoll/Ross (1985b) beigemessen (Campbell/Cochrane 1999, S. 215f.). Dies stützt einerseits die Hypothese, daß ein enger Zusammenhang zwischen der Höhe bzw. Volatilität der kurzfristigen Zinsen und der Zinsstrukturkurve besteht: Eine konstante risikolose Verzinsung hätte eine flache Zinsstrukturkurve (Term Premium wäre Null) zur Folge. Andererseits begründet der Zusammenhang die „Bewertungsnähe“ von langfristigen Bonds und Aktien. Vor dem Hintergrund unseres zentralen Diskriminierungsproblems zwischen Höhenpräferenz, Risikopräferenz und Zeitpräferenz kommen Abel (1999) über die Integration eines Benchmark Levels des Konsums (in Analogie zu einem Habit Level) in die Nutzenmaximierungsbedingung zu dem Schluß, daß *etwa 1/4 (Empirie) bis 1/3 (Modell) der Überrendite aus einer Term Premium besteht*. Für US-Assets unbegrenzter Laufzeit (Aktien) wird für 1926-1993 eine Term Premium von 226 Basispunkten errechnet, die 56 Basispunkte über der der langfristigen Staatsanleihen liegen. Dieser Sachverhalt reduziert implizit die vorauszusetzende Risikoaversion und damit die Risk Premium²⁰ und stellt die Interpretation der Überrendite als Risikoprämie als verkürzte Sichtweise in Frage. Besonders

²⁰ Gemeint ist somit an dieser Stelle eine Risikoprämie im engeren Sinne.

bemerkenswert an dem Modell ist der unmittelbare Zusammenhang zwischen der Risikoprämie und dem Leverage als wesentliche Eigenschaft der Payoff-Struktur, wenn die Ausfallwahrscheinlichkeit gegen Null geht. Die Term Premium hängt wesentlich von den die IMRS bestimmenden Präferenzparametern ab und nicht von der Payoff-Struktur. Die Risk Premium hängt wesentlich von einem präferenzunabhängigen Parameter für den Leverage der Payoffstruktur und damit für die Volatilität des Payoffs ab.

Im Hinblick auf das Equity Premium Puzzle kommen schließlich auch Campbell/Cochrane 1999 (S. 240) zu dem C-CAPM-Urteil, daß die Überrendite von Aktien nicht etwa deswegen so hoch ist, weil die Agenten ein Risiko für ihren Wohlstand oder ihren Konsum per se sehen, sondern weil Aktien insbesondere in Rezessionen, also in Zeiten eines niedrigen S_t eine schlechte Performance aufweisen.

Constantinides (1990, S. 532) gibt als Ergebnis für seine empirische Untersuchung zu dem (realen) S&P500-Index in verschiedenen Modellvarianten für $X(t)$ einen das Habit Persistence-Modell deutlich bestätigenden, wenig variierenden Wert $Z(t) \approx 0.8$ an. Ferner sieht er darin das Equity Premium Puzzle aufgelöst, da die Berechnung mit den historisch beobachteten $r_f = 0.01$ und $r_m - r_f = 0.06$ zu plausiblen Werten für die RRA und IMRS führt.²¹ Erstere ist mit 2.81 bis 8.67, letztere unter dem beobachteten relativ schwach volatilen aggregierten Konsumpfad mit 0.6 bis 0.9 ebenfalls verhältnismäßig niedrig. Wie bezweckt steht dieses Ergebnis im Kontrast zu den Modell-Schätzungen von Mehra/Prescott (1985), die eine viel zu hohe RRA²² und korrespondierend hierzu eine zu niedrige IMRS ausweisen.

Der stochastische Diskontierungsfaktor (Pricing Kernel) aus der Euler'schen Glg. (vgl. hierzu auch die Glgn. 4.2-23 und 4.4-9) lässt sich unter Habit Forma-

²¹ Die Überrendite kann als das Ergebnis der Aufteilung der Zahlungsüberschüsse auf die Fremdkapital- und Eigenkapitaltitel aufgefaßt werden. Entsprechend müßte sich die genannte Relation auch näherungsweise in Kennzahlen der betrieblichen Finanzwirtschaft/Unternehmensrechnung wiederfinden. Abb. 4.4-2A skizziert die Zusammenhänge. Aufgrund der im Beispiel des S&P500-Indexes sehr hohen empirischen Wachstumsrate in den Erträgen (und Umsatzerlösen) und des Zinsrückgangs fällt die ex post Überrendite ungewöhnlich hoch aus.

²² Für die RRA, gemessen am Parameter γ in Glg. (4.1-22), gelten Werte im Intervall $[1, 2]$ als empirisch nachgewiesen und somit „ökonomisch plausibel“. Mehra/Prescott (1985, S. 156) müßten Werte von *deutlich über 10* ansetzen, um die historische Überrendite von 6% des US-Aktienmarktes zu erklären.

tion mit dem Habit Level²³ X_t in einem C-CAPM als *konditioniertes Linearfaktorenmodell* der Form $M_{t+1} = a_t + b_t E[R_{t+1}]$ formalisieren zu

$$(4.2-25) \quad M_{t+1} = \delta \frac{u_c(C_{t+1}, X_{t+1})}{u_c(C_t, X_t)}$$

und damit als zeitvariable IMRS interpretieren (Lettau/Ludvigson 1999, S. 8, S. 12).

Lettau/Uhlig (1997) gelingt es einerseits, über Habit Formation und Power Utility die hohen empirisch gemessenen Risikoprämien (hohe Sharpe-Ratio bzw. Steigung der CML) des Equity Premium Puzzles zu modellieren unter einer realistisch niedrigen RRA, aber immer noch unrealistisch niedrigen IMRS. Andererseits stellen sie fest, daß sich über rekursive Epstein/Zin-Präferenzen die hohen Risikoprämien unter einer realistischen IMRS modellieren lassen, allerdings bei gleichzeitig überhöhter RRA. Es wird als Synthese der Untersuchungen und Ausweg aus dem Dilemma vorgeschlagen, daß erst eine Kombination von Habit Formation und rekursiven Epstein/Zin-Präferenzen sowohl die RRA als auch die IMRS in realistische Größenordnungen bringen können.

Bemerkenswert ist, daß sich über ihren Ansatz zwei Übertragungskanäle für (hohe) zeitvariable Überrenditen ergeben: Der eine geht von der Annahme präferenzbasierter stochastischer Diskontierungsfaktoren, der andere von der Annahme heteroskedastischen Konsums aus. Beides impliziert, daß die *CML unter konditionierten Renditen steiler*, somit die Überrendite bzw. Sharpe Ratio höher ist, als die für unkonditionierte Renditen.

Lettau/Ludvigson (1999) leiten unter Habit Formation einen gemeinsamen stochastischen Trend (Kointegration) zwischen den Logs vom Konsum, dem (nicht direkt beobachtbaren) Human Capital und den aggregierten Vermögensgegenständen ab (stochastische MR). Es gelingt ihnen, 70% der kreuzsektionalen Variation der Renditen in den 25 Portfolios des 3-Faktorenmodells²⁴ von Fama/French (1993) und 18% (9%) der Variation der jährlichen (3-monatigen) Überrendite nur alleine über die konditionierten C-CAPM-Faktoren zu erklären. Sie finden ähnlich wie Jagannathan/Wang (1996) Bestätigung dafür, daß die konditionierte Korrelation der Faktoren mit den Renditen für ein

²³ Mit X_t können prinzipiell auch andere Faktoren als der Habit Level erfaßt werden.

²⁴ Es können 83% der kreuzsektionalen Renditen erklärt werden.

CAPM wesentlich ist und erklären den Value-Effekt²⁵ damit, daß eine Prämie in einem effizienten Markt als Folge eines nichtdiversifizierbaren Risikos bezahlt wird: Das erhöhte Risiko der Value-Aktien resultiert somit weniger aus der unkonditioniert hohen (positiven) Korrelation der Rendite mit dem Konsumwachstum (unkonditioniertes C-CAPM), sondern eher aus der konditioniert hohen (positiven) Korrelation der Rendite mit dem Konsum in einer Rezession, wenn die Risikoaversion wesentlich höher als im Boom ist (konditioniertes C-CAPM; Lettau/Ludvigson 1999, S. 30).

4.4.5 Modellierung unter dem Prior Outcome-/House Money-Effekt

Während über den Habit Formation-Ansatz eine C-CAPM-Modellierung gelingt, in denen die Nutzenfunktion beeinflußt wird durch eine Referenzpunktsetzung im *aggregierten* Konsum, zeigt die empirische Evidenzlage um die Prospect Theory, daß neben dem absoluten Wohlstand oder dem (zukünftigen) Konsum erwartete Änderungen im *individuellen* Wohlstand das subjektive Nutzenniveau referenzpunktbezogen bestimmen. Fraglich bleibt jedoch, wie einzelne beobachtete Effekte, die auf die Prospect Theory im Risk-Return-Tradeoff verweisen (Fiegenbaum 1990, Sinha 1994, Benartzi/Thaler 1995), in das (quasi-)rationale²⁶ Setting eines CAPM übertragen und aggregiert werden können.

Eine Möglichkeit besteht darin, den Loss Aversion-Effekt (Konzept des Prospektiven Nutzens) mit dem Prior Outcome-Effekt (Konzept des historischen Benchmark Levels im Sinne einer Habit Formation) zu kombinieren und hierüber zeitvariable Risikoaversion zu generieren. Die Kombination ist erforderlich, um den (scheinbaren) Widerspruch zwischen den beiden Ansätzen zu überbrücken (Barberis/Huang/Santos 1999, S. 19): Während in der originären Wertfunktion der Prospect Theory der prospektive Nutzen²⁷ *ex ante* (also vor der Realisation des Prospekts) im Verlustbereich einen konvexen Verlauf (interpretierbar als Risikofreude) und im Gewinnbereich einen konkaven Verlauf (interpretierbar als Risikoscheu) aufweist, liegt bei einer Referenzpunktsetzung über die Überrendite offensichtlich *ex post* (also *nach* der Realisation eines

²⁵ In zahlreichen empirischen Studien wird festgestellt, daß „gestreßte“ Aktien mit einem relativ hohen Buchwert/Marktwert-Verhältnis eine überdurchschnittlich hohe *ex ante*-Rendite aufweisen.

²⁶ Von (Quasi-)Rationalität kann hier gesprochen werden, sofern die Prämisse der dynamischen Präferenzkonsistenz gegeben ist.

²⁷ Bei einer Anwendung der Prospect Theory auf Kapitalmärkte bietet sich eine Modifizierung der originären Wertfunktion $v(x_{t+1})$ (Abb. 4.4-2, links) vom Ebenenniveau auf das Niveau erster Differenzen, also $v(r_{t+1})$ an.

Ergebnisses) mit einer erhöhten Risikoaversion im Verlustbereich und einer verminderten Risikoaversion im Gewinnbereich (Prior Outcome) ein gegen- teiliger bzw. komplementärer Sachverhalt vor, der von der *statischen* Prospect Theory in der Urfassung nicht erfaßt wird (Barberis/Huang/Santos 1999, S. 19).²⁸

Deshalb schlagen sie vor, das Funktional des prospektiven Nutzens *dynamisch* um einen ebenfalls renditebasierten historischen Benchmark Level zu erweitern und hierüber ein Long Memory, also in unserer mathematischen Notation einen (präferenzbasierten) transitorischen Effekt mit MR-Eigenschaft in den Renditen, in die Nutzenmaximierungsfunktion zu implementieren. Ausgehend von einer einfachen Lucas (1978)-Ökonomie, in der die Dividende mit dem Wachstum g dem aggregierten Konsum als lognormalen Prozeß (IID) der Form $\log(C_{t+1}/C_t) = g + \sigma \varepsilon_{t+1}$ entspricht und die Nutzenmaximierung unter Power Utility erfolgt, wird daher folgendes Gleichgewichtsmodell vorgeschlagen:

$$(4.4-26) \quad U(C_t, S_t) = E \left[\sum_{t=0}^{\infty} \left(\rho^t \frac{C_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} + b_t \rho^{t+1} S_t \hat{v}(R_{t+1}, z_t) \right) \right] \text{ mit}$$

$$b_t = b_0 \bar{C}_t^{-\gamma};$$

$$z_t = \frac{Z_t}{S_t} \text{ als relative Bewertung des gegenwärtigen Preisniveaus } S_t$$

zu einem historischen Benchmark Level Z_t (Prior Outcome - Komponente); einer modifizierten, abschnittsweise definierten Wertfunktion :

$$z_t \leq 1: \quad \hat{v}(R_{t+1}, z_t) = \begin{cases} R_{t+1} - R_{f,t} & \text{für } R_{t+1} \geq z_t R_{f,t} \\ R_{f,t}(z_t - 1) + \lambda(R_{t+1} - z_t R_{f,t}) & \text{für } R_{t+1} < z_t R_{f,t} \end{cases}$$

mit $\lambda = 2,25$ aus Kahneman/Tversky(1992, S. 311);

²⁸ Sie zeigen in einem Modell, was nur auf der statischen ex ante-Prospect Theory und damit auf dem Effekt der Verlustaversion beruht, daß im Kapitalmarktgleichgewicht die Renditen über die konstante Dividendenrendite und einen konstanten Diskontierungssatz weiterhin normalverteilt sind. Unter plausiblen Präferenzparametern kann keine signifikante Überrendite generiert werden (Barberis/Huang/Santos 1999, S. 12-16).

$$z_t > 1: \hat{v}(R_{t+1}, z_t) = \begin{cases} R_{t+1} - R_{f,t} & \text{für } R_{t+1} \geq z_t R_{f,t} \\ \lambda(z_t)(R_{t+1} - R_{f,t}) & \text{für } R_{t+1} < z_t R_{f,t} \end{cases}$$

mit $\lambda(z_t) = \lambda + k(z_t - 1)$

$$\text{und } z_{t+1} = 1 + \eta \left(z_t \frac{\bar{R}}{R_{t+1}} - 1 \right)$$

mit $0 < \eta < 1$ als Long Memory - Parameter ($\eta \approx 1$)
bzw. Short Memory - Parameter ($\eta \approx 0$)

Der MR-Effekt beruht unter dieser Modellierung im wesentlichen auf *einem antizyklischen Drift der Risikoaversion* zu den vergangenen Renditen und drückt sich in einem *prozyklischen Preismomentum* und damit einer *erhöhten Preisvolatilität* aus. Auf der Basis der zurückliegenden Renditen werden hierdurch über die zeitvariable Überrendite die Aktienkurse beschränkt prognostizierbar: Die konditionierte Überrendite ist eine wachsende Funktion der die Verlustaversion abbildenden Zustandsvariablen z_t . Charakteristisch für den Modellierungsansatz ist dabei der aufgedeckte Übertragungskanal, wie die durch z_t zusätzlich generierte Volatilität direkt in Überrendite umgesetzt wird.

Erfolgt hingegen in einem C-CAPM eine Entkoppelung der Dividende vom Konsum, so konterkariert gerade die schwache Korrelation zwischen Dividenden und Konsum die modellierte, erhöhte Volatilität der Aktien und verhindert ein Ansteigen der Überrendite. Die sichere Verzinsung bleibt von den Präferenzparametern der Prospect Theory bzw. des Prior Outcome-Effektes unberührt, was es ermöglicht, bei niedriger bis mittlerer Risikoaversion eine hohe Überrendite zu generieren, ohne daß gleichzeitig der sichere Zins und seine Volatilität ansteigen bzw. eine hohe Präferenz für intertemporale Konsumglättung vorausgesetzt werden muß, wie es im Equity Premium Puzzle verlangt wird. Ferner kann eine deutliche negative Autokorrelation für einen langfristigen MR-Effekt generiert werden.

Nachteilig an dem Modellansatz ist hingegen die Tatsache, daß die konditionierte Volatilität aufgrund der Sensitivität der Risikoaversion von z_t im Bereich $z_t=1$ ihr Maximum findet und damit nicht dem stilisierten Faktum eines Leverage-Effektes folgt, unter dem ein monotoner Verlauf in Abhängigkeit von der Zustandsvariablen z_t angesetzt werden müßte. Ferner impliziert das Gleichgewichtsmodell im vorliegenden Falle eine Normalverteilung der Renditen.

Resümierend verweisen Barberis/Huang/Santos (1999) auf das Diskriminierungsproblem zu einem nicht-rationalen Erklärungsrahmen der endogenen Renditedynamik etwa von Barberis/Shleifer/Vishny (1998), mit dem die hier im Mittelpunkt stehenden stilisierten Fakten (MR-Effekte bzw. negative Auto-

korrelation, beschränkte Prognostizierbarkeit infolge zeitvariabler Überrenditen, Excess Volatility) ebenso modelliert werden können: „While we believe that the effects we describe are very relevant for aggregate stock market behavior, we do not insist that they are the only mechanism at work.“ (Barberis/Huang/Santos 1999, S. 32).

4.5 Zwischenfazit

Die Ergebnisse aus der Diskussion um die zentralen Fragestellungen der Kapitalmarkttheorie, die einen Bezug zur MR-Debatte erkennen lassen, können wie folgt zusammengefaßt werden:

- Das aus der EMH bekannte zentrale Problem des Tests verbundener Hypothesen konkretisiert sich bei der Entwicklung von Asset Pricing-Modellen in vielfältiger Weise: Die Erwartungsnutzentheorie ist an zwei Annahmen mit axiomatischem Charakter geknüpft. Zum einen wird die intertemporale Konsistenz der Präferenzen gefordert, zum anderen eine Indifferenz des „Timings“ in dem Sinne, wie sich die Unsicherheit über den Konsum über die Zeit entwickelt (nicht zeitadditive bzw. zeitseparierbare Präferenzstruktur). Daß der letztere Aspekt für einen Investor entscheidungsrelevant ist, steht in keinem Widerspruch zur Rationalität. Die empirischen Forschungsergebnisse zur EMH und BF lassen jedoch den Schluß zu, daß eines der beiden Axiome gelockert werden muß - was im Widerspruch zum kapitalmarkttheoretischen Standardansatz des S-L-M-CAPM steht - oder die Erwartungsnutzentheorie nicht adäquat die Realität abbildet.
- Die gleichgewichtstheoretische Bestimmung zeitvariabler Risikoprämien (und eines zeitvariablen sicheren Zinses über die Zinsstruktur hinweg) führt in den C-CAPM-Modellen zu einer Integration zwischen Realwirtschaft (Produktion, Konsum) und Finanzwirtschaft (Wertpapierrenditen). Die Ergebnisse der Modellierung hängen neben spezifischen Verhaltensannahmen (Präferenzstruktur) wesentlich davon ab, welche Variablen endogener bzw. exogener Natur sind.
- Für die MR-Debatte erweist sich insbesondere als zentrale Hürde die mangelnde Separation zwischen intertemporaler Grenzrate der Substitution des Konsums (IMRS) und der mit ihr im Rahmen der Erwartungsnutzentheorie reziprok verknüpften relativen Risikoaversion (RRA). In einem solchen Rahmen ist eine niedrige Risikoaversion unvereinbar mit einer niedrigen intertemporalen Elastizität der Substitution. Dieses restriktive Konzept führt z.B. im Equity Premium Puzzle zu unplausiblen Parameterkonfigurationen. Ein erfolgversprechender Ansatz liegt in der Generalisierung des

Erwartungsnutzens zum rekursiven Nutzen. Die rekursive Struktur lässt bei einer intertemporalen Konsistenz eine Stationarität der Präferenz zu. Dies bedeutet eine modelltheoretisch abgesicherte Rationalisierung des MR-Effektes.

- Eine in diesem Modellrahmen sich verändernde marginale Grenzrate der Substitution zwischen gegenwärtigem und zukünftigem Konsum führt zwangsläufig zu einer Inkompatibilität mit der Martingalhypothese der Aktienrenditen. Wenn jedoch die Martingalhypothese keine Voraussetzung für die EMH(schwach) darstellt, wird das konventionelle Testdesign auf die Existenz der Erzielung risikoadjustierter Überrenditen (nach Transaktionskosten) anfechtbar. In einem solchen Falle müßte ein Portfolio- α (bzw. eine Sharpe Ratio über dem Steigungsmaß der CML) durch Timing-Fähigkeit zu erzielen sein. Dieses Resultat kann aber immer das Ergebnis einer Fehlspezifikation des Risikos darstellen oder vor dem Hintergrund des Problems der intertemporalen Konsumglättung auf eine konträre Präferenzstruktur des Portfoliomanagers sein. Die EMH und implizite Rationalitätsannahme wäre damit in einem erweiterten Sinne nicht verletzt.
- Unter Rückgriff auf die sich aus der Kritik am S-L-M-CAPM ergebenden offenen Fragestellungen des Abschnitts 4.1.4 und den anschließend diskutierten theoretischen Erklärungsansätzen lässt sich anhand der verschiedenen vorgestellten Generalisierungsansätze des S-L-M-CAPM ein 4-dimensionaler *Inferenzraum für Mean Reversion* (Abb. 4.5-1) aufstellen, der von nun an den roten Faden der Arbeit markiert und das Testdesign in Kapitel 6 vorgibt. Zur konditionierten Erweiterung des S-L-M-CAPM ist der symmetrische *Volatility Feedback-Effekt* zu berücksichtigen. Hiermit eng verwandt ist der *Leverageeffekt*, der die asymmetrischen Wirkungen der Volatilität auf die MR verursacht. Die *intertemporalen Präferenzdrifts in der IMRS* spiegeln sich in der Zinsstruktur wider. Hiervon zu separieren sind die *Präferenzdrifts in der RRA*, wie sie z.B. die Prospect Theory beschreibt.

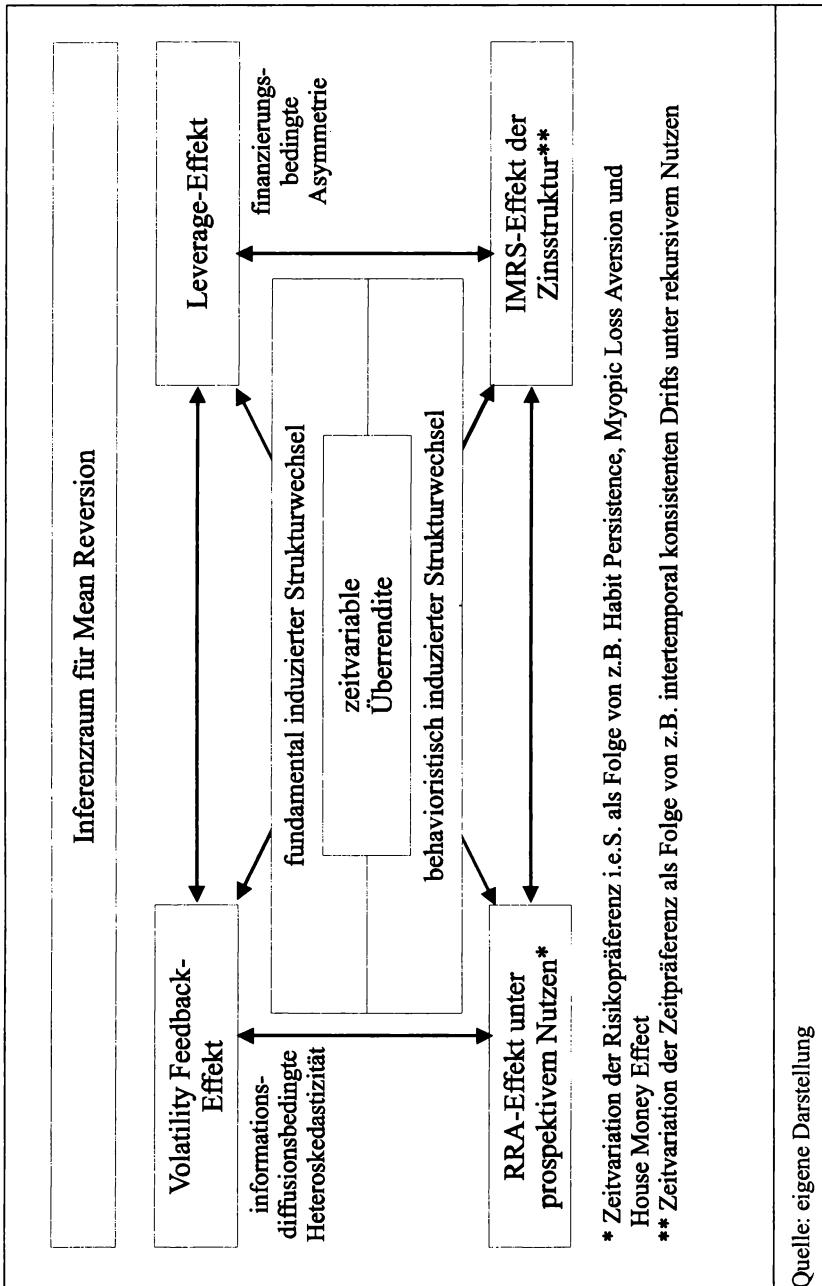


Abb. 4.5-1: Inferenzraum für Mean Reversion

5. Instrumentarium zur Identifikation von Mean Reversion

5.1 Mean Reversion als Gegenentwurf zum Random Walk

Eine Implikation des S-L-M-CAPM, die unmittelbar aus der Glg. (3.1-2) ersichtlich wird, besteht darin, daß sich prozentuale Preisänderungen dP/P von Aktienpreisen wie eine *arithmetische Brown'sche Bewegung* oder *Random Walk* verhalten.

Einstein (1905, S. 559; 1906, S. 378) quantifizierte im Rahmen der Theorie der Brown'schen Bewegung die Größenordnung der von in homogenen Flüssigkeiten suspendierten, kugelförmigen Teilchen zurückgelegten Wege als Folge der ungeordneten Wärmebewegung der Flüssigkeitsmoleküle (Diffusion). Im thermischen und mechanischen Gleichgewicht ergibt sich nach der Molekulartheorie für eine Bewegung in einer bis auf die molekularen Stoßkräfte kräftefreien x-Achse eines Koordinatensystems für den Mittelwert der Quadrate der Wegänderungen solcher Teilchen im Zeitraum t der Zusammenhang

$$(5.1-1) \quad \sqrt{\Delta \bar{x}^2} = k\sqrt{t}.$$

Interessanterweise wird darauf verwiesen (Einstein 1905, S. 380), daß

- sich diese Formel noch auf andere Fälle anwenden läßt und
- ferner eine Gültigkeitsgrenze besteht, daß die Formel *nicht für beliebig kleine Zeiten* gültig sein kann.

Die aus gleichgewichtstheoretischen Überlegungen bestehende Analogie zu Zeitreiheneigenschaften von Renditen risikanter Wertpapiere findet auch im zweiten Punkt eine verblüffende Fortschreibung, da sich die Zeitreiheneigenschaften *hochfrequenter* Daten in der Realität tatsächlich erheblich von *niedrigfrequenten* Daten unterscheiden.

Definiert man den Preisprozeß als lognormale Diffusion $P(t)=e^{P(t)}$ (geometrische Brown'sche Bewegung) zur Gewährleistung der *Nichtnegativitätsbedingung von Aktienpreisen*, so läßt sich der Preisprozeß implizit als Lösung einer stochastischen Differentialgleichung ausdrücken, die die obige Standard-

Brown'sche Bewegung¹ $B(t)$ als Zufallskomponente enthält (Campbell/Lo/MacKinlay 1997, S. 349):

$$(5.1-2) \quad dP(t) = \left(\mu + \frac{1}{2} \sigma^2 \right) P(t) dt + \sigma P(t) dB(t)$$

Eine Äquivalenzumformung der Glg. (5.1-2) mittels Division durch $P(t)$ zeigt auf, daß *kleine unmittelbare Prozentänderungen* in den Aktienpreisen dP/P sich wie ein Random Walk oder eine Brown'sche Bewegung verhalten.

Analog zur vorstehenden Gleichung lassen sich - hier nur der Vollständigkeit halber aufgeführt - *Zerobondpreise* $D(t)$ mit einer Rendite r formal beschreiben zu

$$(5.1-3) \quad dD(t) = rD(t)dt.$$

Der Erwartungswert aus der Glg. (5.1-2) für den Aktienpreisprozeß $dP(t)$ ist jdt. abgesehen von diesem Erwartungswert (*stochastischer Drift; stochastischer Trend; Differenzenstationarität*; Vorliegen von „*permanenteren*“ *Schocks*; kein Gedächtnis (Memory)) entspricht der erwartete zukünftige Preis dem heutigen Preis als unverzerrter Schätzer. Anders ausgedrückt entspricht der un konditionierte Erwartungswert von P dem Steady-State-Mittelwert μ . Diese sogenannte *Martingalhypothese* bedeutet, daß jegliche nichtüberlappende Preisänderungen in dem Sinne stochastisch unabhängig sind, daß aufgrund der seriellen Unkorreliertheit der Preisänderung keine Lead-Lag-Struktur identifiziert werden kann, mit der auf der Basis historischer Preise wirksame lineare Prognosemodelle entwickelt werden können.

Bis zu den Arbeiten von LeRoy (1973) und Lucas (1978), in denen ein Nachweis erbracht wird, daß die Martingaleigenschaft weder eine notwendige noch eine hinreichende Bedingung für die Preisbildung unter rationalen Erwartungen darstellt, sondern infolge restriktiver Bedingungen der Nutzenfunktion bzw. Risikoadjustierung eher einen Spezialfall markiert, herrschte die Auffassung vor, über Tests auf die Martingaleigenschaft der Aktienrenditen einen Test auf schwache Informationseffizienz durchzuführen und über die Nähe zu einem idealtypischen Martingalprozeß einen Maßstab für die IE(schwach) gefunden zu haben.

¹ Entspricht einer Standard-Normalverteilung $N(0,1)$, wobei die Varianz proportional zum Differenzierungsintervall dt ist.

Ein solches Testdesign greift jedoch im Sinne von LeRoy (1973) und Lucas (1978) ins Leere, falls der Renditeerwartungswert konditioniert ist. Aus der Perspektive der aktuellen Forschungsbestrebungen und MR-Frage ist weniger fraglich, ob der Renditeerwartungswert konditioniert ist, sondern nur noch, in welcher Weise und wie weit die Konditionierung mit einer rationalen Erwartungsbildung kompatibel ist und auf theoriehaltige, ökonomische Modelle zurückgeführt werden kann.

Offen ist, wie der Prozeß aus Glg. (5.1.2) modifiziert werden kann, um MR zu erzeugen. Ein Gegenentwurf eröffnet sich z.B. in der stochastischen Differentialgleichung eines trendbehafteten *Ornstein-Uhlenbeck-Prozesses*² der Form (Hodges/Carverhill 1993, S. 395ff.; Chiang/Liu/Okunev 1995, S. 1329ff.; Campbell/Lo/MacKinlay 1997, S. 371ff.)

$$(5.1-4) \quad dp(t) = (-\gamma(p(t) - \mu) + \mu)dt + \sigma dB(t); \gamma \geq 0.$$

In einem solchen Fall spricht man von einem durch μ festgelegten *deterministischen Drift* bzw. *deterministischen Trend* (*Trendstationarität*; Vorliegen von (persistent³)-*transitorischen Schocks* und einem kurz-/langfristigen Gedächtnis (*Short/Long Memory*)). Abweichungen der Zeitreihe $P(t)$ vom deterministischen Trend μ werden mit der Anpassungsgeschwindigkeit γ abgebaut („schwache“ Mean Reversion auf dem Niveau erster Differenzen) und folgen einem stationären Prozeß (vgl. Abschnitt 5.2.4). Bei einer Schätzung der Glg. (5.1-4; mit serieller Korrelation in den Renditen) und der Glg. (5.1-2; ohne serielle Korrelation in den Renditen) durch Applikation auf den gleichen Renditegenerierungsprozeß werden unterschiedliche Werte für σ (als Maß der lokalen Volatilität) in Abhängigkeit von γ (als Maß für die Autokorrelation) ausgewiesen (Campbell/Lo/MacKinlay 1997, S. 373f.).

Das Wesen einer Zeitreihe als stochastischer Trend oder deterministischer Trend, in der sich permanente oder transitorische Schocks widerspiegeln, ist von elementarer Bedeutung für die MRH. Fraglich ist vor dem Hintergrund des S-L-M-CAPM, ob sich permanente Schocks tatsächlich gedächtnisfrei „auslösen“, wenn sie zu Überrenditen aggregieren. Die zweite Möglichkeit besteht darin, daß in einer friktionsbehafteten Transformation der Informationen in die

² Eine Alternative liefern Metcalf/Hassett (1995, S. 1473ff.) mit einem Geometrischen Ornstein-Uhlenbeck-Prozeß als Spezialfall eines geometrischen MR-Prozesses.

³ Mit dem Begriff der *Persistenz* wird in der Ökonometrie üblicherweise das Teilphänomen von MR bezeichnet, daß ergänzend zur langfristigen negativen Autokorrelation (MR im engeren Sinne) ein vollständiges MR-Muster in aller Regel auch kurzfristige positive Autokorrelation in den Renditen als stilisiertes Faktum aufzuweisen hat (Poon 1996, S. 170).

Überrenditen letztere trendbehaftet sind. Bei den gegebenen Testverfahren besteht hier offensichtlich ein Diskriminierungsproblem (Knife Edge), das es in der Praxis oftmals unmöglich macht, *permanente Schocks* von *sehr langsamem* MR-Komponenten zu unterscheiden (Evans/Lewis 1993, S. 1006).

Folglich liegt eine wesentliche Aufgabe eines korrekt zu spezifizierenden CAPM darin, den Zusammenhang zwischen den möglichen Formen unkonditionierter oder konditionierter Varianz bzw. Volatilität in einen ökonomisch plausiblen Erklärungszusammenhang zur auftretenden Autokorrelation der Renditen - und damit ggf. Mean Reversion - zu setzen.

5.2 Tests auf der Basis linearer univariater und multivariater Modellierung

5.2.1 Tests auf serielle Korrelation

Die RWH tritt in verschiedenen restriktiven Varianten auf, sei es als klassische Martingal-Hypothese, in der die Inkremente eines Prozesses (hier also die Renditen des Performanceprozesses der Aktienindizes) unabhängig und identisch verteilt sind (IID), sei es in der realistischeren Variante unter der Lockerung der Annahme identischer Verteilung (INID, z.B. bei unkonditionierter Heteroskedastizität) oder sei es in der noch realistischeren Variante unter der Lockerung der Annahme unabhängiger Verteilung (NIID, z.B. bei konditionierter Heteroskedastizität, das heißt abhängigen aber dennoch unkorrelierten Inkrementen). Gemeinsam ist allen vorstehend genannten Varianten, daß die Inkremente eines Prozesses unkorreliert sind.

Serielle Korrelation kann in Abgrenzung dazu als autoregressiver Prozeß AR(p) auftreten und/oder als Moving Average Prozeß MA(q), wobei es beschränkte Möglichkeiten gibt, die Prozesse ineinander zu überführen. Die universelle lineare Modellierung der seriellen Korrelation erfolgt als *ARMA(p,q)-Mischprozeß* der Notation

$$(5.2-1) \quad x_t = k + \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + \dots + \phi_p x_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}.$$

Die AR(p) und MA(q)-Autokorrelationseffekte lassen sich durch Schätzung der *partiellen Autokorrelationsfunktion eines Lags k (PAC(k))* mittels des Koeffizienten ϕ_k

$$(5.2-2) \quad x_t = \phi_0 + \phi_1 x_{t-1} + \dots + \phi_{k-1} x_{t-(k-1)} + \phi_k x_{t-k} + \varepsilon_t$$

und der Berechnung der *Autokorrelationsfunktion bis zum Lag k (AC(k))*

(5.2-3)

$$AC(k) = \frac{\sum_{t=k+1}^T (x_t - \bar{x})(x_{t-k} - \bar{x})}{\sum_{t=1}^T (x_t - \bar{x})^2}$$

erfassen (Box/Jenkins 1969). Die $PAC(k)$ eines reinen $AR(p)$ -Prozesses endet am Lag p (Cut-Off, beschränkt transitorischer Effekt). Hingegen nähert sich die PAC eines reinen $MA(q)$ -Prozesses asymptotisch gegen Null (hoch persistenter Effekt).

Die Information aus der Autokorrelationsfunktion $AC(k)$ läßt sich weiter verdichten zur sogenannten Ljung-Box Q-Statistik zum Lag k :

(5.2-4)

$$Q_{Ljung-Box}(k) = T(T+2) \sum_{j=1}^k \frac{AC(j)^2}{T-j}.$$

Es handelt sich um eine Teststatistik für die Nullhypothese, daß es bis zum Lag k keine Autokorrelation gibt.

In der Modellierung und Schätzung von ARMA-Prozessen treten eine Reihe von Problemen auf. Hervorzuheben unter MR-Aspekten sind folgende:

- Erstens gelten $MA(q)$ -Komponenten der Ordnung von drei (oder höher) als ökonomisch schwer (oder gar nicht mehr) interpretierbar, so daß in der Regel eine Beschränkung auf den $MA(1)$ und $MA(2)$ -Fall vorgenommen werden kann und ein MA -basiertes Long Memory zunächst im wesentlichen mittels dieser Parameter abgebildet werden kann.
- Zweitens besteht ein deutliches Problem der "redundanten Parametrisierung". Hamilton (1994, S. 60) und Box/Jenkins (1969, S. 70, S. 72, S. 79) sprechen in diesem Zusammenhang auch von einer „Dualität“. Dabei ist es oftmals unklar, wie eine aufgedeckte $AC(k)$ oder $PAC(k)$ in einen ARMA-Prozeß überführt werden kann. Dieses kann sich z.B. darin ausdrücken, daß ein großer Teil der bei aggregierten Indizes unvermeidlich auftretenden $AR(1)$ -Komponente oft auch durch eine $MA(1)$ -Komponente absorbiert wird, so daß schon an dieser Stelle ein Modellspezifikationsproblem auftritt. So ist die Frage, ob eine $MA(1)$ -Spezifikation adäquater als eine $AR(1)$ -Spezifikation ist (sofern in der Tat nicht von einem ARMA-Prozeß ausgegangen werden kann und jenseits des elementaren Unterschieds eines transitorischen gegenüber einem permanenten Effekt (Cut-Off-Punkt)), deswegen schon sehr bedeutsam, weil die Stationarität, etwa in den Residuen eines deterministischen Trends, gänzlich von der Konstellation (Einheitswurzeln der charakteristischen Gleichung) der autoregressiven Parameter ($\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$)

und nicht von den MA-Parametern ($\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$) abhängt. Ein weiterer Hinweis für die potentielle redundante Parametrisierung eines ARMA-Prozesses mag darin gesehen werden, daß sich ein endlicher, invertierbarer MA-Prozeß¹ auch in autoregressiver Form darstellen läßt (Box/Jenkins 1969, S. 67f., Harvey 1995, S. 28).

- Drittens liegt als unmittelbare Folge der Möglichkeit einer redundanten - und damit nicht parsimonischen - Parametrisierung ein generelles Identifikationsproblem von serieller Korrelation vor. Bei der Ljung-Box Q-Statistik ist nämlich unklar, zu welchem Lag der Test durchgeführt werden soll. Wird der Lag zu klein gewählt, droht serielle Korrelation höherer Ordnung unentdeckt zu bleiben. Wird der Lag zu groß gewählt, besteht die Gefahr der geringen Mächtigkeit des Tests, weil signifikante serielle Korrelation eines Lags durch insignifikante serielle Korrelation anderer Lags „ausgelöscht“ werden könnte. Der Freiheitsgrad k sollte gegenüber $p+q$ hinreichend groß gewählt werden und in der Praxis etwa $k \approx T^{0.5}$ betragen (Harvey 1995, S. 94). Relative Abschätzungen der AR-MA-Spezifikationsgüte lassen sich über die gängigen Informationskriterien² vornehmen, um Überparametrisierungen zu unterbinden.
- Schließlich könnte der Fall auftreten, daß die Schätzung ein ARMA(1,1)-Modell spezifiziert, für das $\phi_1 \approx -\theta_1$ ermittelt wird. In einem solchen Fall ist im Zweifel eher von einem weißen Rauschen auszugehen.

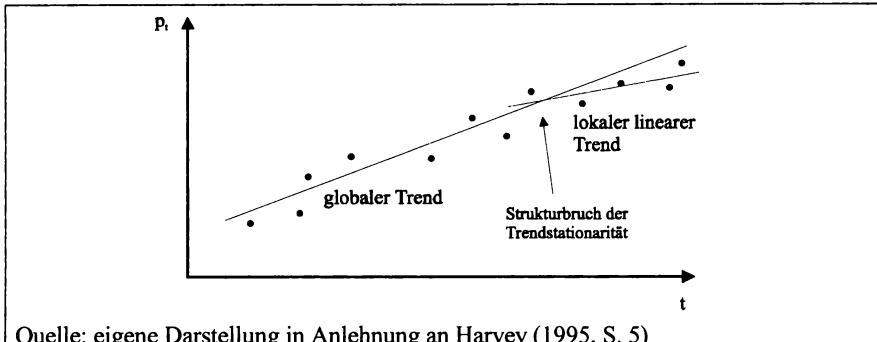
Näher eingegangen werden muß im vorliegenden Kontext der MRH auf die Bedeutung der MA(2)-Komponenten. Liegt unter *konstanten* Parametern der Glg. (5.1-4) ein deterministischer Trend vor, so handelt es sich um den eher unwahrscheinlichen Fall eines *globalen*, (linear-)deterministischen Trends, in dem nur der Störterm als zufällig angesehen wird oder eben mindestens einem ARMA(X,1)-Prozeß folgt. Der Verstoß gegen die EMH wäre zu offensichtlich, da das risikoadjustierte Überrenditepotential auf nahezu triviale Art zu realisieren wäre.

Gemäß den theoretischen Überlegungen zur Modellierung zeitvariabler Überrenditen ist es jedoch ökonomisch plausibler, daß die Parameter nicht

¹ In Analogie zur Stationaritätsbedingung eines reinen autoregressiven Prozesses (AR(p)) ist ein MA(q)-Prozeß invertierbar, wenn die Lösungen der charakteristischen Gleichung $\theta(L)=0$ außerhalb des Einheitskreises liegen.

² Z.B. Akaike Informationskriterium (AIC), Bayes Informationskriterium (BIC), Schwarz Informationskriterium (SC). Es kann hier nur auf die einschlägige Literatur wie z.B. Grasa (1989) verwiesen werden.

konstant sind und/oder sich ein lokaler, (linear-)deterministischer Trend herausbildet (Abb. 5.2-1).



Quelle: eigene Darstellung in Anlehnung an Harvey (1995, S. 5)

Abb. 5.2-1: Globaler und lokaler linearer Trend im Vergleich

In einem solchen Modell wären nur noch die ersten (=Renditen) oder ggf. zweiten Differenzen des Preisprozesses stationär. Dies entspricht dem Wesen von ARIMA-Modellen. Lokale Trends lassen sich in Modellen zweiter Differenzen, die einem MA(2)-Prozeß folgen, abbilden.

Die alternative Interpretation der lokalen Trends liegt in der Formulierung *struktureller Zeitreihenmodelle*³ (multivariate Versionen des Random Walks) mittels stochastisch zeitvariabler Parameter. Hierbei lassen sich jegliche deterministische Trendvarianten, also auch Saisonalitäten oder sonstige Zyklen abbilden (Harvey 1995, S. 4ff.).

Festzuhalten bleibt unter Rückgriff auf die Zusammenhänge von Kapitel 4, daß bei der empirischen Überprüfung in einem ökonomischen Gleichgewichtsmodell sowohl unter nicht-rationaler Erwartungsbildung (Verzerrungen in der Risikogewichtefunktion) als auch unter rationaler Erwartungsbildung bei zeitkonsistenten Präferenzdrifts der Modellierung der MA(q)-Komponenten und den Formen der Konditionierung eine zentrale Bedeutung zukommt. Die Diskussion um die MRH fokussiert sich aus mathematischer Sicht auf die Grenzlage zwischen stochastischen und global-deterministischen Trends. Die sich anschließende Frage lautet, ob sich *variierende lokale Trends* identifizieren lassen, die eher stochastischen Charakter (permanente Effekte) oder deterministischen Charakter (transitorische Effekte) haben und vor welchem theoretischen Hintergrund sie erklärt werden können.

³ Hiermit ist eine theoretisch fundierte Modellierung der Strukturparameter gemeint. Ein Strukturbruch lässt sich als stochastisch irreversibler Parametershift interpretieren.

5.2.2 Variance Ratio-Teststatistik

Für die Varianz n -periodiger Renditen gilt in der Glg. (5.1-4) die Grenze σ^2/γ . Hingegen steigt die Varianz in Glg. (5.1-2) linear mit n an. Diese Eigenschaft zeichnet *alle* Varianten der RWH aus, so daß sich darauf eine weit greifende Testmöglichkeit für einen RW entwickeln läßt.

Die benannte zentrale Eigenschaft eines jeglichen RW läßt sich mathematisch verdichten zur Kennzahl der Variance Ratio-Statistik (Cochrane 1988; Campbell/Lo/MacKinlay 1997, S. 49):

$$(5.2-5) \quad \text{VR}(q) = \frac{\text{Var}[r_t(q)]}{q \cdot \text{Var}[r_t]} = 1 + 2 \sum_{k=1}^{q-1} \left(1 - \frac{k}{q} \right) \cdot \text{AC}(k).$$

Anschaulich gesprochen heißt das, daß die im Zeitablauf steigende Varianz des tatsächlichen Prozesses (Zähler) mit der aus einem RW zu postulierenden Varianz (Nenner) übereinstimmt und daher der zu bildende Quotient eins ergeben sollte. Dieses ist immer dann der Fall, solange die Varianz der Renditen r_t begrenzt ist und die durchschnittliche Varianz $\sum_{t=1 \dots T} \text{Var}[r_t]/T$ in einer positiven Zahl konvergiert. Unter MR ist das langfristige Risiko gegenüber dem kurzfristigen Risiko *relativ* niedrig (Engel/Morris 1991, S. 27; Barberis 2000, S. 227; Abb. 5.2-2).

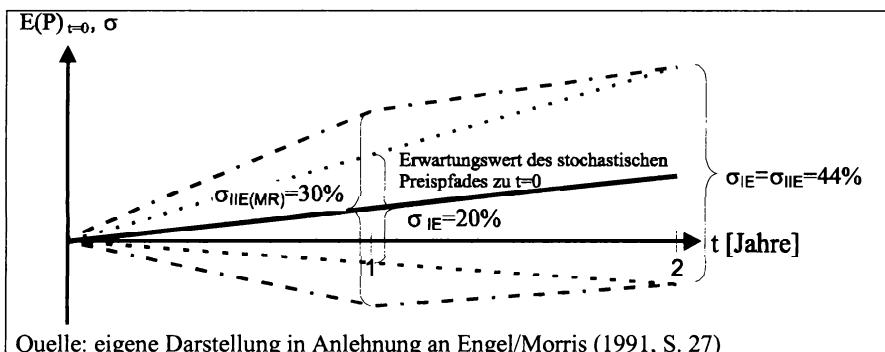


Abb. 5.2-2: Risiko unter Mean Reversion

Der Glg. (5.3-1) ist zu entnehmen, daß die Variance Ratio-Statistik nichts anderes als eine Transformation der Autokorrelationsfunktion repräsentiert. Entsprechend ist zu erwarten, daß sich typische MR-Muster, also positive kurzfristige Autokorrelation und negative langfristige Autokorrelation, in der Kennzahl widerspiegeln. Gilt auf kurze Sicht $VR(q) > 1$, so läßt sich der Sachverhalt auch als Excess Volatility - wahlgemerkt nur gegenüber dem Referenzmodell

eines RW gemessen⁴ - interpretieren, da offenbar eine „intertemporale Inkonsistenz der Rendite-Varianz“ vorliegt. Dem gegenüber wird auf längere Sicht $VR(q) < 1$ zu vermuten sein. Der kurzfristigen Mean Aversion steht eine längerristige Mean Reversion gegenüber. Ohne an dieser Stelle auf die letzten Ursachen eingehen zu wollen, kann auch auf der Basis dieses rein mathematisch abgeleiteten stilisierten Fakts Evidenz für die sogenannte „simultane“ Über-/Unterreaktionshypothese⁵ (Barberis/Shleifer/Vishny 1998) oder einer speziellen Variante des Short Termism als Folge von Myopic Loss Aversion im Equity Premium Puzzle (Benartzi/Thaler 1995) aufgebaut werden.

5.2.3 Tests auf stochastische und deterministische Trends

Eine weitere sich aus der Gegenüberstellung eines Martingal-Prozesses von Glg. (5.1.2) mit einem MR-Prozeß von Glg. (5.1-4) ergebende Fragestellung besteht darin, daß auf der Basis der in der Realität der empirischen Forschung vorliegenden finiten Datensätze Differenzenstationarität und Trendstationarität theoretisch nicht sicher zu unterscheiden sind (Hamilton 1994, S. 446f.) und auch bei weicher pragmatischer Auslegung des Sachverhaltes oftmals die Evidenzlage auf gängigen Signifikanzniveaus in der Tat uneindeutig ist.

Als erstes Problem erweist sich die Tatsache, daß in den beiden Fällen auch auf Differenzenniveau die spektralanalytische Dekomposition unterschiedlich ist. Trendstationarität wird also von Differenzenstationarität regelmäßig dann nicht zu unterscheiden sein, wenn keinerlei Information über niedrigfrequente (Periodenlänge etwa im Bereich des Sample-Zeitraums oder größer) Bestandteile verfügbar ist. In Anbetracht der in Kapitel 4 vorliegenden Modellspezifikationsproblematik dürfte auch dieser Sachverhalt eher die Regel als die Ausnahme sein.

Als zweites wesentliches Problem erweist sich das stilisierte Faktum von unantizipierten, permanenten Effekten wie „offensichtlichen“ Strukturbrüchen, zu denen z.B. seltene Ereignisse wie „Regimewechsel“ infolge politisch induzierter Krisen mit erheblichen ökonomischen Auswirkungen (Kriege) oder schwer antizipierbarer, diskretionärer Zentralbankpolitik (massive Änderungen in der

⁴ Eine solche Betrachtungsweise setzt keine spezielleren Annahmen über das ökonomische Preisbewertungsmodell voraus. Evidenz auf „Excess Volatility“ läßt sich jedoch auch originärer gegenüber einem fundamentalen Referenzmodell wie ein DCF aufbauen (Shiller 1981).

⁵ Liegt MR vor, macht es von der ökonomischen Logik her keinen Sinn, *entweder* von einer Überreaktion *oder* von einer Unterreaktion zu sprechen. Liegt *ex post* eine Überreaktion vor (Overshooting auf News als Verzerrung der Risikogewichtefunktion), so ist *ex ante* damit *gleichzeitig* eine Unterreaktion verbunden.

Liquiditätsversorgung) gehören. Die transitorischen Effekte eines bis zu einem solchen Zeitpunkt vermuteten trendstationären Prozesses gehen aus stochastischer Sicht unter, so daß bei langen Zeitreihen das Vorliegen eines reinen stochastischen Trends wieder plausibler wird.^{6,7}

Glg. (5.1-2) läßt sich als univariate Zeitreihe unter Verwendung des Lag-Operators der Form

$$(5.2-6) \quad \psi(L)\varepsilon_t = \varepsilon_t + \psi_1\varepsilon_{t-1} + \psi_2\varepsilon_{t-2} + \dots,$$

mit dem eine MA-Präsentation erfolgt, darstellen zu

$$(5.2-7) \quad (1 - L)y_t = \delta + \psi(L)\varepsilon_t$$

(*Einheitswurzelprozeß*). Stationarität des Prozesses liegt dann vor, wenn die Eigenwerte bzw. Wurzeln des charakteristischen Polynoms

$$(5.2-8) \quad \psi^*(z) = 0 \text{ mit } \sum_{j=0}^{\infty} |\psi_j| < \infty$$

innerhalb des Einheitskreises liegen, also $|\lambda_j| < 1$ gilt.

Hingegen entspricht der Glg. (5.1-4) folgende Präsentation

$$(5.2-9) \quad y_t = \alpha + \delta t + \psi(L)\varepsilon_t$$

(*deterministischer Trend*). Das Residuum eines trendstationären Prozesses folgt einem MA-Prozeß (Hamilton 1994, S. 435ff.).

Der für uns im Hinblick auf eine ökonomische Interpretation bzgl. der MR-Eigenschaft wesentliche Unterschied zwischen den beiden Prozessen des stochastischen und des deterministischen Trends wird deutlich, wenn man sich den Verlauf des Konfidenzintervalls bei einer *Prognose* graphisch veranschaulicht (Abb. 5.2-3). Während bei einem deterministischen Trend der mittlere quadratische Fehler (MSE) begrenzt ist und der Kursverlauf zum Trend zurückgezogen wird (Long Term Memory), sind Preisänderungen im stochastischen Trend

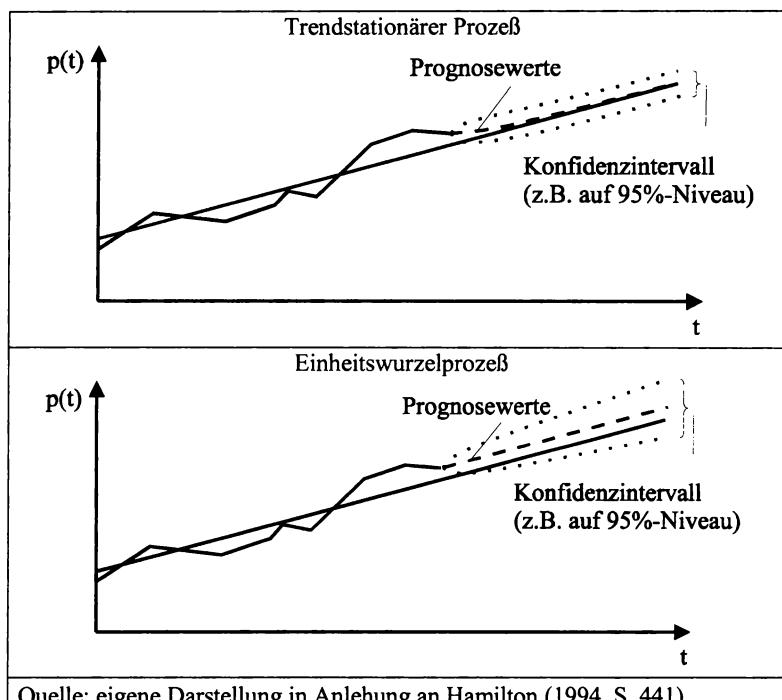
⁶ In diesem stilisierten Faktum der unzureichenden Systemstabilität liegt eine Hauptursache für das Scheitern der Mehrheit einfacher heuristischer oder schlichtweg auf Data-Mining beruhender Prognosemodelle mit unbefriedigender Out-of-Sample-Qualität.

⁷ Eine Möglichkeit das Problem in den Griff zu bekommen, ist z.B. das gezielte Testen auf Strukturbrüche oder die Shifts in der Steigung des Trends über Markov-Ketten zu diskretisieren.

des Einheitswurzelprozesses permanent (kein Long Term Memory), das heißt, daß der mittlere quadratische Fehler nicht konvergiert, sondern mit dem Vorhersagehorizont unbeschränkt anwächst. Eine Überführung in einen stationären Prozeß ($I(0)$ -Prozeß) kann in Glg. (5.2-9) durch Subtraktion des deterministischen Trendes erfolgen, wohingegen Glg. (5.2-7) differenziert werden muß.

Die sich hieraus ergebenden zentralen Fragen für die empirischen Untersuchungen zu den Renditeprozessen aggregierter Wertpapierpreise, insbesondere verbreiteter Aktienindizes, lauten entsprechend den theoretischen Vorgaben eines intertemporalen CAPM wie folgt:

- Inwiefern lassen sich die beobachteten Renditeprozesse durch die Glgn. (5.2-7) oder (5.2-9) abbilden und wie ist der Lag-Operator, also die adäquate ARMA-Spezifikation beschaffen?
- Wie läßt sich der Renditeerwartungswert konditionieren und wie findet dieses möglicherweise seinen Niederschlag in dem Lag-Operator?



Quelle: eigene Darstellung in Anlehnung an Hamilton (1994, S. 441)

Abb. 5.2-3: Trendstationärer Prozeß und Einheitswurzelprozeß im Vergleich

5.2.4 Grangerkausalität, Kointegration und das Fehlerkorrekturmodell

Ausgehend von einer *Vektorautoregression (VAR)* der Ordnung p , in der y_t ein k -dimensionaler Vektor von nichtstationären $I(1)$ -Variablen⁸ ist, x_t der Vektor einer deterministischen Variable (z.B. saisonale Dummies) und ε_t der Vektor einer Störung,

$$(5.2-10) \quad y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + B x_t + \varepsilon_t$$

kann zum einen die Frage gestellt werden, ob ein Vektor „kausal“⁹ in dem Sinne auf einen anderen Vektor einwirkt, daß eine laufende Realisation dieses Vektors durch vergangene Realisationen des ersten Vektors erklärt werden kann (*Granger-Kausalität*; Granger 1969) und ob etwa das Hinzufügen weiterer verzögter Elemente bis zu einem Lag p eine signifikante Erhöhung der Erklärung bietet. Formalisieren läßt sich diese VAR als bivariate Regression in der Form

$$(5.2-11) \quad \begin{aligned} y_{1,t} &= \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \phi_{11,i} y_{1,t-i} + \sum_{i=1}^p \phi_{12,i} y_{2,t-i} + \varepsilon_{1,t}, \\ y_{2,t} &= \alpha_2 + \sum_{i=1}^p \phi_{21,i} y_{1,t-i} + \sum_{i=1}^p \phi_{22,i} y_{2,t-i} + \varepsilon_{2,t} \end{aligned}$$

für alle möglichen Paare $(y_{1,t}, y_{2,t})$ (Watson 1994, S. 2861).

Gleichgewichtstheoretisch von besonderem Interesse ist die Situation, in der Hinweise auf eine *bidirektionale Granger-Kausalität* vorliegen. Sie stellt eine *hinreichende Bedingung für einen Kointegrationszusammenhang* dar. Dies führt auf eine zweite Konstellation, die im Rahmen einer VAR abgebildet werden kann:

⁸ Ein Prozeß y_t ist integriert vom Grade 1 - in der Notation eben $I(1)$ - , wenn der Prozeß der ersten Differenzen Δy_t (schwach) stationär ist.

⁹ Es sei nur am Rande erwähnt, daß die mathematische Granger-„Kausalität“ von der in einem philosophischen Sinne (Hayo 1997, S. 279) ökonomischen, theoretisch stringenen Kausalität oder etwa auch einer materiell-juristischen Kausalität (z.B. Prüfung auf deliktische Haftung) zu unterscheiden ist. Letztlich kann in der Ökonometrie eine Scheinkorrelation (im Sinne einer Spurious Regression) nie ausgeschlossen werden (Cooley/LeRoy 1985, S. 297ff.). Im vorliegenden Fall gilt das ökonomische Begründungspotential des gewählten Inferenzraumes jedoch als ausreichend gefestigt, so daß hier dem Leser eine weitergehende Diskussion erspart werden soll. Campbell/Shiller (1988, S. 6) weisen darauf hin, daß neben einer Interpretation einer „Kausalität“ ($y_1 \rightarrow y_2$) auch schlichtweg ein Antizipations- bzw. Prognosezusammenhang gegeben sein kann.

Läßt sich gemäß des Granger-Repräsentationstheorems¹⁰ das VAR-Gleichungssystem (5.2.10) umformulieren zu

$$(5.2-12) \quad \Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + B x_t + \mu + \varepsilon_t \text{ mit}$$

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I \text{ und } \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j,$$

wobei der Rang von Π reduziert ist mit $r < k$, $k \times r$ Matrizen α und β mit Rang r derart existieren, daß $\Pi = \alpha \beta'$ und $\beta' y_t$ stationär ist, dann existiert mindestens eine Linearkombination zweier instationärer $I(1)$ -Prozesse (*Kointegrationsgleichung (CE)*), die einen stationären $I(0)$ -Prozeß ergibt (Johansen 1988, S. 232; Johansen 1991, S. 1552, Johansen 1992, S. 383, Banerjee/Hendry 1992, S. 243). Dieser Zusammenhang wird als *Kointegration* instationärer Prozesse bezeichnet. Die Elemente von α bilden die Anpassungsparameter des *Fehlerkorrekturmodells (ECM)* aus dem Gleichungssystem (5.2-12), die Spalten von β ergeben die *Kointegrationsvektoren*.

Bei einem ECM-Gleichungssystem handelt es sich also um eine *restringierte VAR*, in deren Spezifikation Kointegrationsrestriktionen berücksichtigt werden. Wendet man auf der Basis des Granger-Repräsentationstheorems ein ECM auf nichtstationäre Zeitreihen an, von denen man ausgeht, daß sie kointegriert sind, ermöglicht die Restriktion der Kointegrationsbeziehung (Long Run Dynamic), die die endogenen Variablen zur Konvergenz zwingt, recht transparent eine (ggf. umfangreiche) kurzfristige Impulsdynamik (Short Run Dynamic) abzubilden. Abweichungen vom langfristigen Gleichgewichtszustand werden graduell durch eine wie auch immer geartete Abfolge kurzfristiger Korrekturen abgebaut. Anders ausgedrückt ermöglicht die ECM-Repräsentation die Dekomposition von $I(1)$ -Prozessen in *permanente Komponenten* (stochastischer Trend) und *transitorische Komponenten* (zyklische Komponenten), wie sie gerade in makroökonomischen Zeitreihen vermutet werden und insbesondere ein für MR bedeutsames *Long Memory* verursachen können (Gonzalo/Granger 1995).

¹⁰ Der Sachverhalt resultiert aus dem Granger-Repräsentationstheorem (Engle/Granger 1987, S. 255; Johansen 1991, S. 1558ff.). Es besagt, daß wenn eine Anzahl von Variablen kointegriert ist, in einem multivariaten System eine gültige Fehler-Korrektur-Darstellung der Daten besteht, wobei die Komponenten des Zeitreihenvektors $I(1)$ sind. Hierdurch werden die Informationen auf Ebenenniveau beibehalten und die Gefahr von Spurious Regression (Scheinkorrelationen) reduziert. Alternative Repräsentationen kointegrierter Systeme werden beispielweise in Watson (1994, S. 2870ff.) vorgestellt.

In der einfachsten Variante mit zwei endogenen Variablen y_1, y_2 ohne Lag-Differenzterme und nur einer Kointegrationsgleichung als Restriktion läßt sich eine VAR-Darstellung konvertieren¹¹ zu einem ECM der Form (Kremers/Ericsson/Dolado 1992, S. 326)

$$(5.2-13) \quad \begin{aligned} \Delta y_{1,t} &= \gamma_1(y_{2,t-1} - \beta y_{1,t-1}) + \varepsilon_{1,t} \\ \Delta y_{2,t} &= \gamma_2(y_{1,t-1} - \beta y_{2,t-1}) + \varepsilon_{2,t} \\ \text{unter der Kointegrationsgleichung (CE)} \\ y_{2,t} &= \beta y_{1,t} \end{aligned}$$

Im langfristigen Gleichgewicht ist die rechtsseitige Variable - der in Klammer stehende Fehlerkorrekturterm - gemäß der Kointegrationsrestriktion Null. Weichen die Variablen von ihrem langfristigen Gleichgewicht ab, bestimmen die Koeffizienten γ_1, γ_2 die Geschwindigkeit der Anpassung an die Gleichgewichtsrelation (Johansen 1995, S. 39ff.), so daß über die Anpassungskoeffizienten anschauliche Aussagen getroffen werden können.

Obwohl die ökonomische Standardinterpretation ein ECM bekanntlich als einen *Anpassungsprozeß infolge eines Ungleichgewichtszustandes* interpretiert und aufgrund des *inhärenten Feedback-Mechanismus* somit ein stilisiertes Faktum für IIE vorfindet, existieren auch Ansätze, in denen ein ECM konsistent ist mit einer quasirationalen Erwartungsbildung ohne Feedback-Schleife. Die Tatsache, daß mit einer Kointegrationsbeziehung ein *langfristiger* Gleichgewichtszustand besteht, enthält noch keine Aussage, wie dieser Gleichgewichtszustand erreicht wird.¹² Laut Granger-Repräsentationstheorem kann statt einer Feedback-Schleife auch eine in die Zukunft gerichtete *dynamische Optimierung*¹³ die Attraktion zum Gleichgewicht steuern (Muscatelli/Hurn 1992, S. 14f.).¹⁴

¹¹ Laut Granger-Repräsentationstheorem ist eine Umkehrbarkeit der Transformation gegeben. Dieses gilt nicht für *Granger-Kausalität*: Kointegration impliziert *mindestens eine einfache Granger-kausale Beziehung* zwischen y_1 und y_2 . Der umkehrende Rückschluß ist nicht zulässig. Hierzu muß zweiseitige Granger-Kausalität vorliegen (Kremers/Ericsson/Dolado 1992, S. 326).

¹² Dieser Sachverhalt kann in Verbindung gebracht werden mit den unterschiedlichen Entscheidungssituationen unter Unsicherheit und unter Ungewißheit oder mit der Existenz von nichtlinearen Attraktoren bzw. nichtlinearen Anpassungsmechanismen.

¹³ In Analogie zum rekursiven Nutzen statt des statischen Erwartungsnutzens mit unbegrenztem Zeithorizont unter Zeitadditivität.

¹⁴ Für eine Diskriminierung ist das Konzept der Superexogenität (neben der schwachen und strengen Exogenität) hilfreich. Mit Exogenitätsgraden werden Randbedingun-

Die Kointegrationsbeziehung von Glg. (5.2-12) läßt sich derart variieren, daß über Konstanten und Trendkomponenten innerhalb oder außerhalb des Kointegrationsterms das stochastische oder deterministische Verhalten der endogenen Variablen bzw. der Kointegrationsgleichung spezifiziert wird, worauf in Kapitel 6 Rückgriff genommen wird.

In der Diskussion um die EMH ist lange Zeit argumentiert worden, daß die *Attraktorwirkung* eines gemeinsamen stochastischen Trends zwischen einem Preisprozeß und ggf. Mikro-/Makrovariablen inkompatibel ist mit der EMH(schwach), was indirekte Evidenz für TVER aufbaut (Crowder 1994, Crowder 1996).

Analog wird argumentiert bei der Granger-Kausalität: Kein Preisprozeß oder Mikro-/Makrozeitreihe (Zinsen, Dividenden, vergangene Preise...) sollte Granger-kausal auf eine (andere) Preiszeitreihe wirken (Hamilton 1994, S. 305ff.). Engel (1996) kann jedoch für Kassa-Devisenmärkte den formalen Nachweis führen, daß Vorhersagbarkeit in einem informationseffizienten Markt völlig unabhängig von der Existenz von Risikoprämien bestehen kann. Ebenso finden Dwyer/Wallace (1992) einen Modellrahmen für Kassa-Devisenmärkte, der keinen Rückschluß von Kointegration bzw. Nicht-Kointegration auf IE (oder umgekehrt) zuläßt. Es wird konkludiert, daß ein *Definitionsproblem der IE* vorliegt. Ähnlich kommen Banerjee/Hendry (1992, S. 251) zu dem Schluß: „...ECMs do not necessarily violate rationality in an I(1) world.“

Daß als Ausfluß der ECM-Repräsentation die stationäre Linearkombination zweier Variablen auf Ebenenniveau auf die Änderung mindestens einer kointegrierten Variablen Granger-kausal wirken muß, kann zwei Gründe haben: Eine Variable y_1 mag entweder im anschaulichen Sinne Granger-kausal auf eine Variable y_2 wirken oder die Variable y_1 antizipiert bzw. prognostiziert die Variable y_2 (Forward-Looking Cointegrated Model; Campbell/Shiller 1988, S. 508). Wenn y_1 einen Preisprozeß und y_2 einen Dividendenprozeß darstellen, so zeigen Campbell/Shiller 1988, daß unter $I_{y_2}(1)$ das DCF-Modell die Kointegration zwischen y_1 und y_2 impliziert. Der stationäre Fehlerprozeß wird ihrer Auffassung nach z.B. von einer *zeitvariablen Term Premium*, dem Einfluß von Noise Tradern oder einer transitorischen Konsum-Komponente bestimmt, so daß weiterhin von einem quasirationalen Erwartungsmodell auf IE-Märkten ausgegangen werden kann, das nicht ohne Weiteres von einer nicht-rationalen Modellvariante unterschieden werden kann.

gen angenommen, unter denen der Informationsgehalt eines Inferenzraumes durch die Berücksichtigung oder Nichtberücksichtigung einer Variablen beeinflußt wird (Ericsson 1991, S. 2, S. 8ff.).

Caporale/Pittis (1996) liefern folgenden Ausweg aus dem Dilemma der Interpretation von Kointegration durch eine Generalisierung des IE-Begriffes: Ein n -dimensionales Kointegrationssystem ist nur inkonsistent mit *verbundener* IE zwischen Marktsegmenten. Dies heißt nicht, daß einzelne Märkte ineffizient sind. Zum zweiten differenzieren sie zwischen (verbundener) kurzfristiger und langfristiger IE. Entsprechend ist zu diskriminieren zwischen verbundener und nicht verbundener Nichtprognostizierbarkeit von Renditen. Im Rahmen dieses Konzeptes zeigen Caporale/Pittis (1998) auf, daß, wenn Wertpapierpreise von nicht vorhersagbaren Makrofaktoren getrieben werden, in einem n -dimensionalen Kointegrationssystem nicht notwendigerweise Vorhersagbarkeit bestehen muß.

Diese Erkenntnis der Notwendigkeit einer Diskriminierung zwischen kurzfristiger und langfristiger IE relativiert die oftmals vertretene Auffassung, daß eine Kointegrationsbeziehung zwischen nationalen Märkten einen Indikator für ein hohes Ausmaß an Integration der Märkte bedeutet (Richards 1995, S. 637). Integration von Kapitalmärkten impliziert jedoch nichts anderes, als daß das gleiche Kapitalmarktmodell international und über alle Asset-Klassen Gültigkeit hat. Während die internationale Synchronisation der Konjunkturzyklen als Folge der Integration zu höherer kurzfristiger Korrelation der Renditen auf den Kapitalmärkten führt, so braucht dies bei den langfristigen Renditen nicht der Fall zu sein, was gegen Kointegration spricht. Ein aufgedeckter Kointegrationszusammenhang spricht, ohne daß unter der Prognostizierbarkeit generell IIE vorliegen muß, im Zweifel eher für eine Prognostizierbarkeit von Renditen als für eine Integration verschiedener Kapitalmärkte. Richards (1995, S. 652f.) findet für 16 nationale MSCI-Indizes für den Zeitraum von 12:1969 bis 12:1994 keinen Hinweis auf eine langfristige Kointegrationsbeziehung, so daß *permanente* Komponenten in den Renditen das Ergebnis nationaler Schocks sind. Dennoch können kurzfristige transitorische Komponenten, insbesondere MR auf nationaler Ebene, festgestellt werden.

Für die vorliegende Arbeit stützt dies aus theoretischer Sicht die Hypothese, daß selbst unter prognostizierbaren TVER auf Aktienmärkten nicht zwingend ein Verstoß gegen die EMH unterstellt werden darf. Kointegrationsmodelle bieten einen überzeugenden Ansatz für die Analyse von Abhängigkeiten zwischen Wertpapierpreisen und Risikofaktoren unabhängig davon, ob eine (langfristige) Prognosefähigkeit oder Ausbeutbarkeit damit verbunden ist oder nicht.

Für unseren Inferenzraum und eine mögliche EMH-Interpretation entscheidend ist jedoch, daß dabei oftmals unklar ist, ob das Trendverhalten nur stochastischer oder eher deterministischer Natur ist. Daß hier oftmals ein Knife Edge-Problem vorliegt, wird daran ersichtlich, daß darüber insbesondere in den 80er Jahren ein regelrechter Disput stattgefunden hat. Es scheint sich die Er-

kenntnis durchgesetzt zu haben, daß einer Vielzahl makroökonomischer Prozesse eher die Eigenschaft eines integrierten Prozesses vom ARIMA-Typ beigemessen werden kann, als die eines stationären Prozesses um einen deterministischen Trend (Nelson/Plosser 1982, Phillips/Durlauf 1986, S. 473, S. 485; Phillips 1988, S. 1021).¹⁵

5.2.5 Zustandsraum-Modelle und Schätzung über einen Kalman-Filter

ARMA-Zeitreihenmodelle lassen sich in die sogenannte Zustandsraumform (State Space Form; SSF) transformieren (linearkombinatorische Matrizendarstellung; Harvey 1990, S. 100-167; Hamilton 1994, S. 372-408; Harvey 1995, S. 101-128)¹⁶. Ein Vektor *beobachtbarer* Variablen ist zu einem bestimmten Zeitpunkt über einen *Zustandsvektor* in einer mehrdimensionalen Systemgleichung verknüpft. Im einfachsten Fall sind die verknüpfenden Systemmatrizen zeitinvariant, können aber von einer Menge *unbekannter* Parameter abhängig sein. Diese lassen sich in einem Vektor erfassen und werden als *Hyperparameter* bezeichnet.

Die aufgrund dieses Gedankenganges gegebene komplexe Schätzaufgabe bestimmt sich zu

$$(5.2-14) \quad y_t = A' x_t + H' z_t ' \xi_t + \omega_t$$

$$\xi_{t+1} = F \xi_t + v_t$$

unter der IID-Annahme (weißes Rauschen) für die Störvektoren

$$E(w_t, w_\tau') = \begin{cases} R[n \times n] \text{ für } t = \tau \\ 0 \text{ sonst} \end{cases}$$

¹⁵ Als neueres Diskussionsfeld eines Knife-Edge Problems kann die für diese Arbeit relevante Fragestellung gelten, ob im Zuge der Widerlegung der Erwartungstheorie der Zinsstruktur Zinssätze eher einem RW folgen (eher anzunehmen bei niedrigen Zinsen) oder (nichtlineare) MR aufweisen (eher anzunehmen bei hohen Zinsen) (Ang/Bekaert 1998).

¹⁶ Der Einsatz einer Kalman Filter Maximum Likelihood-Schätzung im Kontext von MR auf Aktienmärkten ist selten in der Literatur durchgeführt worden. Ein Beispiel für eine - allerdings univariate - Analyse liefern Gallagher/Sarno/Taylor (1997) mit dem Ergebnis, daß sogar auf niedrigfrequenten Quartalsdaten in 17 untersuchten nationalen Aktienmärkten eine Varianz von 1.8% (Japan) bis 19.2% (Canada) über transitorische Komponenten erklärt werden kann.

$$E(v_t v_{\tau}') = \begin{cases} Q[r \times r] \text{ für } t = \tau \\ 0 \text{ sonst} \end{cases},$$

wobei die Störungen bei allen Lags unkorreliert sind, also :

$$E(v_t w_{\tau}') = 0 \text{ für alle } t \text{ und } \tau.$$

x_t ist ein $k \times 1$ Vektor exogener Variablen, ξ_t ist ein $r \times 1$ Vektor möglicherweise unbeobachtbarer Zustandsvariablen, A' , H' und F sind die zu schätzenden Systemmatrizen der Dimension $n \times k$, $n \times r$ bzw. $r \times r$.

Die Verwendung von Zustandsraummodellen drängt sich für die Modellierung von TVER auf, da die mathematische Konzeption der ökonomischen Fragestellung weitestgehend entspricht:

- Zeitvariable Risikoprämien folgen gemäß der Evidenzlage relativ deutlich einem ARMA-Prozeß.
- Zeitvariable Risikoprämien werden durch Zustände gesteuert (stationäre und nichtstationäre Zustandsvektoren gemäß der Theorie um die Präferenzvariablen eines C-CAPM), deren Parameter unklar¹⁷ sind und im Zweifel auf diffusen a priori-Wissen beruhen. Es liegt damit ein strukturelles Zeitreihenmodell vor, in das nicht direkt beobachtbare Komponenten wie Trends und Zyklen integriert werden können.
- Der Zustandsvektor muß nicht immer direkt ökonomisch interpretierbar sein. Das Modellierungskonzept kann daher eine Brücke schlagen zwischen atheoretischem Data-Mining und anerkanntem ökonomischen Basiswissen.
- Mit der Backward-Rekursion eines Kalman-Filters steht ein mächtiges Instrument zur Verfügung, um die Likelihood-Funktion über die Zerlegung durch Prognosefehler und eine exakte ML-Schätzung speziell von ARMA-Modellen bzw. Regressionsmodellen mit zeitvariablen Parametern zu bestimmen.

¹⁷ Die Diskussion um die Entkoppelung der RRA von der IMRS wirft die Frage nach der Existenz mindestens eines weiteren Präferenzparameters auf (vgl. hierzu Glg. 4.4-19). Die Erkenntnisse der BF legen die Vermutung nahe, daß über wie auch immer abzubildende Sentimentfaktoren weitere Präferenzparameter für eine realitätsnähere Modellierung erforderlich sind. Alternativ kann eben ein Parameterdrift zugelassen werden.

- Der Kalman-Filter ist in Situationen einsetzbar, in denen die Realisationen im Zeitablauf aggregiert sind, wie dies bei überlappenden Renditen der Fall ist.

Der Kalman-Filter ermöglicht es, Zustandsvektoren auf der Basis der Vergangenheitsinformation unter einem permanenten Strom von neuen Finanzmarktdaten kontinuierlich rekursiv zu aktualisieren, was für Vorhersage und Glättung unter einer ungünstigen Signal-to-Noise-Ratio eine zentrale Rolle spielt.

5.3 Tests auf der Basis nichtlinearer Modellierung

5.3.1 Volatilitätscluster als Reflex einer Nichtlinearitätseigenschaft

Das MR-Phänomen in Renditezeitreihen lässt sich nicht nur - wie in den vorstehenden Kapiteln aufgezeigt - per definitionem unmittelbar auf der Ebene des ersten stochastischen Moments identifizieren und im konventionellen Sinne als direkter Verstoß gegen die EMH(schwach) interpretieren, sondern auch mittelbar auf der Ebene des zweiten stochastischen Moments. Mit dem von Engle (1982) vorgestellten Modell autoregressiv konditionierter Heteroskedastizität (ARCH(q)) und der unter Bollerslev (1986) vorgeschlagenen Erweiterung zum Modell generalisierter autoregressiv konditionierter Heteroskedastizität (GARCH(p,q)) gilt es mittlerweile als bestätigtes stilisiertes Faktum (Bollerslev/Engle/Nelson 1994) für eine Vielzahl von Finanzmarktzeitreihen, daß die Volatilität insbesondere von Renditezeitreihen nicht nur zeitvariabel, sondern regelrecht geclustert ist: Phasen erhöhter Volatilität wechseln sich ab mit Phasen niedriger Volatilität, wobei die Volatitätsniveaus eine gewisse Persistenz aufweisen.

In einem S-L-M-CAPM lässt sich das Residuum des Prozesses der Marktrendite r_m gemäß Glg. (5.1-2) (Random Walk mit Drift) als Reflex eines frictionslos umgesetzten Informationssets Φ mit einem homoskedastischen σ -Feld auffassen. Eine Formalisierungsmöglichkeit liegt deshalb in dem weißen Rauschen (identisch unabhängige Normalverteilung mit Erwartungswert Null)

$$(5.3-1) \quad \epsilon_t | \Phi_{t-1} \sim N(0, \sigma), \text{ IID}$$

vor. Es ist leicht ersichtlich, daß sich dieser Fall als eine Spezialisierung eines GARCH(p,q)-Prozesses mit einem heteroskedastischen σ -Feld in der Definition

(5.3-2)

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

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i}$$

mit den Parametern $p=0$, $q=0$ und somit $h_t = \omega$ auffassen lässt (Bollerslev 1986, S. 309).

In der *ARCH*-Gleichung ist h_t die Funktion einer Konstanten (Ausdruck für ein permanentes Fundamentalrisiko als Ergebnis der Volatilität von Preisbewertungsfaktoren des Kapitalmarktes) *und* den quadrierten vorlaufenden Residuen. Durch die *GARCH*-Erweiterung ist die aktuelle Varianz h_t *zusätzlich* eine Funktion der vorlaufenden Varianz. Deshalb wird von einer *konditionierten Varianz* gesprochen.

Für die MR-Debatte ist das stilisierte Faktum der Heteroskedastizität eines Renditeprozesses aus verschiedenen nachstehenden Gründen¹ von entscheidender Bedeutung.

- Die in einem einfachen theoretischen Modell wie dem S-L-M-CAPM geforderte Normalverteilung des Renditeprozesses hält regelmäßig einer empirischen Überprüfung nicht stand. Bei den vorliegenden Regressionsmodellen eröffnet sich dabei ein erhebliches Fehlspezifikationspotential, sofern parametrische Tests zum Einsatz kommen. Hingegen liefern schon ein Standard-GARCH(1,1)-Prozeß, insbesondere jedoch die weiter unten vorgestellten Modelle, die eine asymmetrische Schockwirkung abbilden, einen erheblichen Erklärungsbeitrag für das beobachtete leptokurtische Verhalten (Fat Tails) und die Schiefe der meisten Renditeprozesse (Bollerslev 1986, S. 313; Glosten/Jagannathan/Runkle 1993, S. 1789).
- Über die ARCH(q)-Komponente eröffnet sich ein EMH-kompatibler *symmetrischer* Übertragungskanal für zeitvariable Überrenditen (*Volatility Feedback-Effekt*). Ein solcher Übertragungskanal lässt sich im Sinne der in den Abschnitten 4.1 und 4.2 aufgedeckten Bewertungszusammenhänge durch eine Rückkopplung der konditionierten Varianzgleichung auf die konditionierte Mittelwertgleichung erzielen (Merton 1980). Während Engle/Lilien/Robins (1987) in ihrem ARCH-M-Modell vorschlagen, im Sinne von Glg. (4.1-14) und Merton (1980, S. 328f.) oder Glg. (4.2-8) die Varianz in die Mittelwertgleichung zu übernehmen, erscheint es dem Verfasser aus den Überlegungen des Kapitels 4

¹ Vgl. hierzu ergänzend auch die Abschnitte 3.1.3, 4.1 und 4.2.

und den intertemporalen Zusammenhängen heraus eher angemessen, die Standardabweichung im Sinne von Glg. (4.1-25) und Fama/French/Stambaugh (1987, S. 4) zu verwenden. Empirische Untersuchungen weisen nur auf geringfügige Unterschiede in der Abbildungsgüte und zugunsten des zweiten Modellierungsansatzes hin.² Entsprechend wird in Kapitel F nachstehender APT-Ansatz weiter verfolgt:

(5.3-3)

$$E(r_{m,t}) - r_f = \gamma' \vec{x}_t + \gamma \sigma_t + \epsilon_t$$

Selbst bei konstanter Risikoaversion wird unter rationaler Erwartungsbildung über ein gestiegenes systematisches Risiko eine höhere Überrendite zu erwarten sein. Eine Clusterung im erwarteten Fundamentalrisiko hätte somit in einer symmetrischen, effizienten Reaktion eine Clusterung der erwarteten Überrendite zur Folge.

- c) Eine schon im Abschnitt 4.1.4 skizzierte, sich auf die erwartete Überrendite in einer EMH-kompatiblen Reaktion auswirkende Einflußkomponente ist der *Leverage-Effekt*. Er äußert sich in dem stilisierten Faktum einer *asymmetrischen* bzw. *nichtlinearen* Reaktion von Aktienrenditen auf Schocks (auch *News*³ genannt), nämlich daß negative Renditen von höherer Volatilität begleitet werden als positive Renditen gleicher Größenordnung (Engle/Ng 1993). Während die Kausalitätsrichtung im Volatility Feedback-Effekt so angelegt ist, daß positive Volatilitäts schocks die *ex ante*-Rendite nach unten drücken, liegt beim Leverage-Effekt die umgekehrte Wirkungsrichtung vor: In einer asymmetrischen Reaktion führen hierbei negative Schocks in den Renditen aufgrund der Residualstruktur des Renditegenerierungsprozesses (erhöhte Fremdkapitalquote, erhöhter Fixkostenanteil in der Produktionstechnologie) zu einer *ex ante*-Zunahme der Volatilität. In der Literatur sind verschiedene Möglichkeiten einer Modellierung unter konditionierter Heteroskedasti-

² Entsprechende Untersuchungen über beide Modellierungsalternativen liegt mit Merton (1980), French/Schwert/ Stambaugh (1987) und Pagan/Hong (1991) vor und unterstützen die getroffene Entscheidung. Die Unterschiede in den Ergebnissen sind allerdings marginal. Merton (1980, S. 330) begründet die Verwendung der Standardabweichung unter der Annahme einer relativ stabilen CML. Wenn Evidenz für die gegenteilige Hypothese aufgebaut werden soll, so erscheint gerade der zweite Ansatz einen methodischen Vorteil abzugeben. Pagan/Hong (1991, S. 61-64) gibt als einen von vier Gründen für einen vermeintlichen, im Widerspruch zur Theorie stehenden, negativen Volatility-Feedback-Effekt eine Fehlspezifizierung des asymmetrischen Leverage-Effektes im Sinne von Black (1976) und Christie (1982) an.

³ Neue, bislang unantizipierte Informationen.

zität aufzufinden. So bietet sich zum einen die Implementierung einer Dummy-Variablen d in die Varianzgleichung an (Threshold ARCH oder kurz *TARCH-Modell* von Glosten/Jaganathan/Runkle (1993)). In einem GARCH(1,1)-analogen Ansatz bestimmt sich hierbei die Varianzgleichung zu

$$(5.3-4) \quad h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \beta h_{t-1}$$

mit $d_t = 1$ falls $\varepsilon_t < 0$
und ansonsten $d_t = 0$.

Positive Schocks ($\varepsilon_t < 0$) und negative Schocks ($\varepsilon_t > 0$) haben unterschiedliche Effekte auf die konditionierte Varianz. Erstere fließen über α ein, zweitere „verstärkt“ über $\alpha + \gamma$. Falls der Leverage-Effekt-Faktor im ARCH-Term signifikant $\gamma \neq 0$ ist, besteht ein asymmetrischer Effekt der Schocks, falls er $\gamma > 0$ ist, so entspricht der Effekt der ökonomisch plausiblen Wirkungsrichtung des Leverages.

Dem gegenüber schlägt Nelson (1991) vor, den asymmetrischen Effekt über einen Betragsoperator zu modellieren. Ferner bietet es sich an zu testen, ob der Leverage-Effekt eher exponentieller als quadratischer Natur ist (exponentielles GARCH-Modell; kurz *EGARCH-Modell*):

$$(5.3-5) \quad \log(h_t) = \omega + \alpha \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \beta \log(h_{t-1})$$

In diesem Modell indiziert ein signifikant negativer Leverage-Effekt-Faktor ($\gamma < 0$) im ARCH-Term die ökonomisch plausible Wirkungsrichtung.

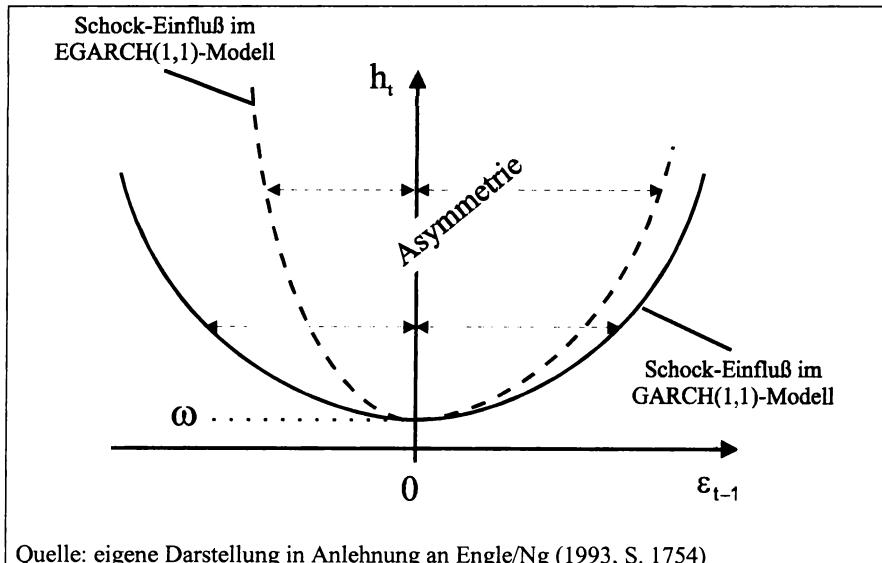
Abb. 5.3-1 veranschaulicht anhand einer Gegenüberstellung von dem GARCH(1,1)-Modell und dem EGARCH(1,1)-Modell die Auswirkungen des asymmetrischen Einflusses von Schocks ε_{t-1} auf die konditionierte Varianz h_t .

- d) Eine wesentliche Implikation eines GARCH(1,1)-Prozesses wird deutlich, wenn man sich Klarheit über den Begriff der „konditionierten“ Varianz verschafft. In der Varianzgleichung ist h_t eine einperiodige Vorhersage. Sie beruht auf den mit ε_{t-1}^2 gemessenen News über die Volatilität der Vorperiode und damit auf einer Vergangenheitsinformation. Die Varianzvorhersage für h_t ermittelt sich aus der Vorperiodenvarianz h_{t-1} und ist in diesem Sinne *konditioniert*. Führt man eine rekursive Substitution der verzögerten Varianzen in der Glg. (5.3-2) durch, kann die Notation gewechselt werden zu

$$(5.3-6) \quad \varepsilon_t^2 = \omega + (\alpha + \beta)\varepsilon_{t-1}^2 + v_t - \beta v_{t-1}$$

mit $v_t = \varepsilon_t^2 - h_t$.

Mit dem quadratischen Fehler liegt damit aber nichts anderes als ein „heteroskedastischer“ ARMA(1,1) vor, wobei die Persistenz eines Volatilitätsschocks über den Parameter $(\alpha + \beta)$ bestimmt wird. Auch hier gilt, daß, wenn die Wurzel der charakteristischen Gleichung sich relativ nahe am Einheitskreis befindet, der Schock recht langsam abklingt. Ökonomisch interpretieren läßt sich dieser Effekt als eine spezielle Variante eines adaptiven Lernprozesses (adaptive Erwartungsbildung).



Quelle: eigene Darstellung in Anlehnung an Engle/Ng (1993, S. 1754)

Abb. 5.3-1: Modellierung des asymmetrischen Einflusses von Schocks auf die Volatilität

Eine solche Lag-Struktur läßt sich nur in einem GARCH(p,q)-Modell und nicht in einem ARCH(q)-Modell abbilden, das eher einer extrapolativen Erwartungsbildung entspricht (Filc 1997, S. 25). Dennoch erscheint der Schluß, von Heteroskedastizität auf IE zu schließen, nicht

berechtigt, da mit der Prognostizierbarkeit der Volatilität nicht unmittelbar die Richtung einer Preisbewegung vorhergesagt werden kann.⁴

- e) Aus einer optimistischen Sichtweise bietet die als ARMA-Prozeß beschreibbare Heteroskedastizität und das hiermit verknüpfte „Long Memory“ die Quelle eines Transmissionskanals für ein „Long Memory“ auf der Ebene der Mittelwertgleichung von (5.3-2). Aus einer pessimistischen Sichtweise hingegen treten eine ganze Reihe neuer Fragestellungen auf, die in einem Zusammenhang mit dem unvermeidbaren Test verbundener Hypothesen stehen. Insbesondere ist bis heute aufgrund uneinheitlicher empirischer Forschungsergebnisse ungeklärt geblieben,
- warum die Wirkungsrichtung⁵ der konditionierten Volatilität sich auch umkehren kann. Eine Erhöhung der konditionierten Volatilität führt in einigen empirischen Untersuchungen nicht zu einer Erhöhung, sondern zu einer Herabsetzung der TVER. Ferner hängen die Meßergebnisse in der Wirkungsrichtung und MA-Persistenz erheblich davon ab, ob Monatsrenditen („anomaler Zusammenhang“⁶; z.B. Glosten/Jagannathan/Runkle (1993)) oder Tagesrenditen („normaler Zusammenhang“; z.B. Nelson (1991)) analysiert werden,
 - warum die Effekte stark von dem gewählten Aggregationsniveau abhängen („normaler Zusammenhang“ auf der Ebene eines Weltmarktpportfolios und breitgefaßter Regionalportfolios und ein

⁴ Ähnliche Vorsicht ist geboten bei der Berechnung der Optionspreise und hiermit verbundener Prognoseaussagen. Zwar fließt in die Black-Scholes-Formel die implizite Volatilität als erwartete (*nicht* historische) Volatilität ein, und einige Autoren messen der impliziten Volatilität eine höhere Prognosekraft zu als der historischen Volatilität. Die Black-Scholes-Formel beruht jedoch auf der Voraussetzung der geometrischen Brown'schen Bewegung im Renditeprozeß des Underlyings und damit einer *konstanten* Volatilität. Bei der *stochastischen* Volatilität unter Heteroskedastizität entfällt diese Voraussetzung. Die Black-Scholes-Optionspreisformel verliert dann ihre Gültigkeit und die implizite Volatilität enthält keine *neue* Information. Die Kennzahl der impliziten Volatilität wird „abstrakt“ und sehr sensitiv vom Laufzeitende der Option. Unter Autokorrelation in den Renditen etwa infolge eines Ornstein-Uhlenbeck-Prozesses verändert sich die implizite Volatilität. Negative Autokorrelation (MR) erhöht die Optionspreise (Campbell/Lo/MacKinlay 1997, S. 371ff.).

⁵ Dies drückt sich in einer Vorzeichenumkehr des GARCH-M-Parameters in der Mittelwertgleichung aus. Vergleiche hierzu Abschnitt 6.4.1.

⁶ Hierunter ist zum einen eine negative Korrelation der Wirkungsrichtung (eine niedrigere konditionierte Volatilität führt zu höheren konditionierten Renditen) als auch eine niedrige Persistenz zu sehen (et vica versa).

„anomaler oder nichtsignifikanter Zusammenhang“ auf disaggregierter Ebene wie Länderportfolios (z.B. Chan/Karolyi/Stulz 1992)) und

- worin die letzten Ursachen der Heteroskedastizität im Detail zu sehen sind (vgl. Abschnitt 3.1.3).

Aus dem Zwischenfazit von Kapitel 4 läßt sich ableiten, daß der sogenannte „anomale Zusammenhang“ vor dem Hintergrund eines korrekt spezifizierten C-CAPM zu relativieren ist. Es können hierbei, wie bereits ausführlich theoretisch dargelegt wurde, erhebliche Maskierungseffekte zwischen der Risikoaversion im engeren Sinne und der Grenzrate intertemporaler Substitution auftreten. Ein korrekt antizipiertes höheres Fundamentalrisiko in der zukünftigen Payoff-Struktur muß nicht zwangsläufig zu einer höheren *ex ante*-Überrendite (konventionell: Risikoprämie) führen, falls eine Zeitperiode vorliegt, in der z.B. aufgrund von Vermögens- bzw. Wohlstandseffekten Risiken besser getragen werden können und im Vorfeld der mit höheren Risiken behafteten Zukunft verstärkt gespart wird. Der Transfer des Einkommens auf die Zukunft über den verstärkten Erwerb riskanter Wertpapiere (hohes Wertpapierpreisniveau in der Gegenwart=niedrige *ex ante*-Überrendite) wird genau dann zu beobachten sein, wenn der sichere langfristige Zins aus dem gleichen intertemporalen Mechanismus und einer niedrigeren erwarteten realwirtschaftlichen Aktivität ebenfalls sehr niedrig ist (Glosten/Jagannathan/Runkle (1993, S. 1780))

- f) Die GARCH-Modelle, die eine Rückwirkung auf die Mittelwertgleichung ermöglichen, maskieren zwangsläufig lineare ARMA-Komponenten. Daher verwundert es nicht, daß gerade auf MA-Regeln basierte technische Handelssysteme profitabel erscheinen, wobei selten klar sein dürfte, ob IIE-indizierende MA-Elemente unter wenig schwankenden TVER oder stärker schwankende TVER, die zu einem ökonomischen Modell konsistent sind, die Prognosefähigkeit begründen. Gençay/Stengos (1996, S. 3ff.) finden Evidenz dafür, daß unter den Spezifikationen der Heteroskedastizität EGARCH-Modelle gegenüber GARCH-M-Modellen Vorteile liefern und deshalb nichtparametrische (z.B. Kernel Regression) und lokale (z.B. Nearest Neighbors Regression) Schätztechniken für TVER die deutlichsten Vorteile gegenüber dem Benchmark der RWH bieten.

Dem stilisierten Faktum der Heteroskedastizität als eine Hauptquelle zur Begründung von transitorischen Elementen in den Renditen muß aus zwei Gründen eine zentrale Bedeutung beigemessen werden, wenn TVER geschätzt und erklärt werden sollen. Aus modelltheoretischer Perspektive und der Theo-

rie um das C-CAPM liegt es zum einen nahe, daß die Varianz selber als stochastischer Prozeß abgebildet werden muß, was sich auf die TVER auswirkt. Zum anderen resultiert aus der fälschlichen Annahme der Homoskedastizität z.B. bei der ARMA-Modellierung ein erhebliches Fehlspezifikationspotential, so daß grundsätzlich in der Ökonometrie dem stilisierten Faktum der Heteroskedastizität eine hohe Aufmerksamkeit gewidmet werden sollte.

5.3.2 Hurst-Exponent als aggregierte Maßzahl von nichtlinearen Abhängigkeiten

Der einer Brown'schen Bewegung unterliegende RW-Prozeß (vgl. Abschnitt 5.1) kann durch eine einzelne Statistik, nämlich den Hurst Exponenten H (Hurst 1951) beschrieben werden. Die Generalisierung der Glg. (5-1.1) erfolgt über die Hurst-Mandelbrot-Rescaled Range-Statistik (R/S-Statistik; Mandelbrot 1971, Lo 1991, S. 1287, MacKinlay/Lo 1999, S. 155ff.), in der die Partialsummen der Abweichungen vom Mittelwert auf die Standardabweichung einer Zeitreihe der Länge N normiert werden:

$$(5.7-1) \quad \left(\frac{R}{S} \right)_N = \frac{\max_{1 \leq k \leq N} \sum_{j=1}^k (r_j - \bar{r}_N) - \min_{1 \leq k \leq N} \sum_{j=1}^k (r_j - \bar{r}_N)}{\sqrt{\frac{1}{N} \sum_{j=1}^N (r_j - \bar{r}_N)^2}} \equiv (k_1 N)^H$$

Der Hurst Exponent H fasst die Persistenz (oder Anti-Persistenz = Mean Reversion)⁷ einer Zeitreihe in der Hinsicht zusammen, wie ein gegenwärtiger Wert einer nicht-periodischen Zeitreihe von vorhergehenden Werten abhängt. Auch ohne meßbare Autokorrelationen (ACF, PACF), „anomale“ Variance Ratios oder spektrale Dekomposition über eine Fourier-Transformation lassen sich Abhängigkeiten wie nichtperiodische Zyklen oder solche Zyklen, deren Periode länger als die Sample-Periode ist, feststellen. Als weiterer entscheidender Vorteil gilt, daß keine Restriktionen bzgl. der Varianz des Renditegenerierungsprozesses unterlegt sind.

Über eine lineare Regression zwischen $\log((R/S)_N)$ und $\log(N)$ läßt sich der Hurst-Exponent aus der Steigung H der Regressionsgeraden ermitteln.

Der entscheidende Vorteil dieser nichtlinearen Statistik liegt darin, daß in Kurszeitreihen innere Korrelationsstrukturen aus einem komplexen Renditegenerierungsprozeß meßbar werden, ohne daß (lineare) Trends bzw. deterministi-

⁷ Es wird auch von permanenten bzw. transitorischen Effekten als Synonyme gesprochen.

sche Strukturen vorhanden sein müssen. Ein solcher Renditegenerierungsprozeß kann im chaostheoretischen Sinne Eigenschaften der Selbstähnlichkeit aufweisen, ohne im strengen linearen Sinne prognostizierbar zu sein. Es erfolgt keine zeitliche Gewichtung der Realisationen, d.h. Werte zu Beginn der Zeitreihe sind genauso „wichtig“ wie Werte am Ende der Zeitreihe, was ein wesentlicher Aspekt aus Gründen des Nachweises von Long Memory ist.

- Ein Exponent $0 < H < 0,5$ beschreibt den Sachverhalt der Anti-Persistenz (Mean Reversion). Je stärker sich H Null annähert, desto eher wechselt die Renditebewegung ihre Richtung mit jeder Realisation. Die Varianz wächst schneller mit n .
- Ein Exponent $H=0,5$ repräsentiert den Sachverhalt eines unverzerrten Random Walks bzw. Martingalprozesses (Normalverteilung der Renditen; Brown'sche Bewegung).
- Ein Exponent $0,5 < H \leq 1$ ist gleichbedeutend für eine persistente Dynamik oder trendverstärkend-ex/implodierende Zeitreihe (Mean Aversion). Je stärker sich H eins annähert, desto sicherer werden die zuletzt beobachteten Renditerichtungswechsel. Eine gerade steigende Linie im halblogarithmischen Diagramm (logarithmische Preisfunktion über der Zeit) als perfekter deterministischer Trend besitzt einen Hurst-Exponenten von 1. Mit H steigt die Persistenz der Zeitreihe. Die Varianz wächst langsamer mit n .

Die zugrunde liegende fraktale Dimension der Zeitreihe berechnet sich zu $2-H$. Folglich hätte eine gerade Preislinie mit $H=1$ die fraktale Dimension 1. Ein Preisprozeß, der so volatil wäre, daß er anschaulich gesprochen den zweidimensionalen Raum weit ausfüllen würde (Mean Reversion unter hoher Excess Volatility), hätte mit $H=0$ die fraktale Dimension 2.

Eine weitergehende Verwendung des Hurst-Exponenten in der Kapitalmarkttheorie ist bislang ausgeblieben⁸, da bis heute noch keine ökonomisch-verhaltenstheoretische Fundierung stattgefunden hat, auf der die Kennzahl in der Asset Allocation bzw. Bewertung von Portfolios eingesetzt werden könnte. Ferner besteht die Überlegung, den Nennerterm von Glg. (7.4-1) im Falle von hoch frequenter Autokorrelation (AR niedrigen Grades) geringfügig zu modifi-

⁸ Eine Verbesserung (Robustheitserhöhung) der Rescaled Range-Statistik erfolgt von Lo (1991, S. 1289ff.). Tests auf Long Memory werden üblicherweise durch Short Memory-Effekte (hochfrequente Autokorrelation) verzerrt. Diesen Effekt vermeidet die modifizierte Rescaled Range-Statistik, indem sie eine Anpassung des Nennerterms um die hochfrequente Autokovarianz durchführt und somit zwischen Short Memory und Long Memory differenziert.

zieren, um potentielle Verzerrungen in der gewöhnlichen Maximum-Likelihood-Schätzung der Standardabweichung (Überschätzung) zu unterbinden. Eine nur für den amerikanischen Aktienmarkt (CRSP-Daten von 7:1962 bis 12:1987) mit der robusteren, modifizierten R/S-Statistik durchgeführte empirische Untersuchung (Lo/MacKinlay 1999, S 165ff.), gibt jedoch auf konventionellem Niveau keine Signifikanz für einen Long Memory-Effekt. Offenbar können auf diesem einzelnen speziellen Aktienmarkt keine autoregressiven stochastischen Abhängigkeiten unter klarer Diskriminierung zwischen Short Memory- und Long Memory-Effekten nachgewiesen werden. Dieses auf einem nationalen Kapitalmarkt⁹, dem in einer Vielzahl von Untersuchungen auf dem gewählten Aggregationsniveau des S&P500-Index oder des NYSE-Index eine recht hohe IE testiert wird, ermittelte Ergebnis darf jedoch nicht darüber hinwegtäuschen, daß mit der R/S-Statistik grundsätzlich ein mächtiges Instrument zur Verfügung steht, Nichtlinearitäten in Zeitreihen zu erfassen und das Ergebnis in einer Kennzahl zu verdichten.

Es besteht jedoch Anlaß zu der Vermutung, daß dieses Forschungsfeld aufgrund der Einsicht in die Notwendigkeit nichtlinearer Modellierung unter mehreren miteinander verknüpften Aspekten an Bedeutung gewinnen wird. Zu nennen sind nichtlineare Verhaltensweisen als Gegenstand der Behavioral Finance, die Bedeutung der Lower Partial Moments in der Risikoperzeption, das Mißspezifikationspotential konventioneller linearer Modelle infolge Heteroskedastizität und die Evidenzlage auf nichtlineare Kointegration (Escribano/Aparicio 1998).

Die Diskussion um den Hurst-Exponenten gibt jedoch einen weiteren Anhaltspunkt dafür, daß eine Varianz-bezogene Risikomessung im S-L-M-CAPM nicht unkritisch ist. Wenn eine niedrige Varianz von einer relativ hohen fraktalen Dimension begleitet wird, so kann ein derartiger Prozeß intuitiv durchaus als riskanter empfunden werden, als solcher mit höherer Varianz aber niedrigerer fraktaler Dimension, also etwa verstärkter MR-Eigenschaft.

⁹ Eine Analyse für den internationalen Kapitalmarkt steht noch aus. Diese Lücke wird hier im Abschnitt 6.3.3 geschlossen.

5.4 Implikationen für das Modellierungsdesign als Synthese bisheriger Forschungsergebnisse

Die Sammlung stilisierter Fakten (Kapitel 2) baut mäßige, nicht widerspruchsfreie Evidenz für MR auf. Die *Theorie-Analyse* (Kapitel 3 und 4) liefert ein breites Feld konkurrierender aber sich nicht zwingend ausschließender Erklärungsansätze für MR in Aktienrenditen. Die vorstehend aufgeführten und in wesentlichen Aspekten diskutierten konkurrierenden *ökonometrischen Verfahren* (Kapitel 5) sind jedoch in ihrer Mächtigkeit situativ eingeschränkt und drohen konzeptionell bedingt oftmals *Knife-Edge*-Aussagen zu liefern, wie die Sammlung der stilisierten Fakten bestätigt.

Nach Auffassung des Autors kann eine Entschärfung dieser ungünstigen Ausgangssituation dann geleistet werden, wenn es gelingt, einen Zusammenhang zwischen TVER *möglichst hoher* Aggregationsstufe und *Makrovariablen* herzustellen und *gleichzeitig* der Einfluß einzelner Faktoren *in wechselseitiger Abgrenzung transparent* wird. Eine solche Strategie könnte dann genügend Ansatzpunkte für eine Rückführung des deskriptiven, stilisierten Fakturns der MR auf einen präskriptiven ökonomischen Modellrahmen liefern.

Die im theoretischen Teil (Kapitel 3 bis 5) dieser Arbeit herauskristallisierte zentrale Kritik an den konventionellen Untersuchungen zu TVER bzw. der MRH liegt in einer partialanalytischen Betrachtung von sich überlagernden stochastischen Abhängigkeiten in der Renditezeitreihe. Aus dem Bewußtsein eines immer vorhandenen Fehlspezifikationspotentials soll der in Kapitel 4 extrahierte vierdimensionale Inferenzraum der Testproblematik verbundener Hypothesen (Abb. 4.5-1) in einem „*Ansatz konkurrierender Modelle*“ erfaßt werden, um so die einzelnen Erklärungsbeiträge für die Varianz der Excess Return zu isolieren und sukzessive zu entwickeln. Dieses Konzept hat den entscheidenden Vorteil, daß die Evolutionshistorie der Modelle transparent gemacht wird und somit einen eigenständigen analytischen Gehalt bietet.

Im Mittelpunkt soll also *zunächst nicht ein ultimatives ökonomisches Modell* stehen, sondern die verschiedenen fundamentalen und nicht-fundamentalen Quellen von MR transparent und gewissermaßen modular im Rückgriff auf die in Kapitel 5 vorgestellten Instrumente dargelegt werden.

Wie im Abschnitt 4.1 dargelegt wird, liegt eine Grundannahme des statischen CAPM in der quadratischen Nutzenfunktion bzw. Normalverteilung der Renditen. Als ein gesichertes stilisiertes Faktum gilt der Sachverhalt, daß wesentliche Verteilungseigenschaften (höhere stochastische Momente) der Renditen erheblich von der gemessenen Frequenz und dem Aggregationsniveau abhängen. Im Zuge der Diskussion um die RWH auf Aktienmärkten besteht weitestgehend Einigkeit, daß die Abweichungen zur Normalverteilung bei

zunehmend höherer Frequenz (Monats-, Wochen- und Tagesrenditen) und niedrigerem Aggregationsniveau zunehmen, hingegen bei niedriger Frequenz (Jahres- und Mehrjahresrenditen) und höherem Aggregationsniveau sich einem Random Walk annähern und aufgrund der geringen Mächtigkeit der konventionellen Testverfahren in Verbindung mit der unzureichenden Grundgesamtheit MR-Effekte bzw. zeitvariable Überrenditen kaum auf befriedigendem Signifikanzniveau nachweisbar sind. Entweder entsprechen die Märkte nicht der EMH(schwach) oder sie weisen selbst bei hohen Frequenzen, also sogar auf Tagesrenditebasis oder noch höherfrequenter, eine beträchtliche Variation in den TVER auf (Sullivan/Timmermann/White 1999, S. 1647).

Hingegen sind die Gründe für dieses stilisierte Faktum und die Konsequenzen für die MRH immer noch in weiten Teilen ungeklärt. Um einen Beitrag zu leisten, worin die Ursachen für dieses stilisierte Faktum liegen, soll insbesondere den Fragen nachgegangen werden

- ob die Zinsstrukturkurve als wesentlicher Reflex stochastischer Diskontierungsfaktoren als Transmissionskanal für MR-Effekte dient und somit informativen Gehalt besitzt und
- in welcher Form hochfrequente Effekte auf den niedrigfrequenteren Bereich ausstrahlen und sich dort akkumulieren.

Diese beiden Hypothesenkomplexe repräsentieren hochverdichtet *die mathematische Interpretation* der in den Abschnitten 4.2 bis 4.4 erörterten Diskussion um das intertemporale bzw. speziell konsumbasierte Asset Pricing in einem möglicherweise BF-unterlegten Kontext.

Ausgehend von dieser Sachlage soll ein Spektrum von ökonometrischen Verfahren in ihren Standardspezifikationen¹ zum Einsatz kommen. Der Inferenzraum soll mit ihnen a) möglichst einfach und b) „vom Speziellen zum Allgemeinen“ in seinen Interdependenzen sukzessive erfaßt werden. Im Sinne des philosophischen Konzeptes von Occams Schneide (Occam's Razor) wird postuliert, daß „einfachere Darstellungen komplizierteren vorzuziehen sind, wenn die höhere Komplexität keinen Erkenntnisvorteil offenbar werden läßt.“ (Hayo 1997, S. 282). Ähnlich läßt sich mit dem „Jeffreys-Wrinch Simplicity Postulate“ argumentieren, daß einfache Erklärungen eine höhere Prior-Wahrscheinlichkeit aufweisen als komplizierte. Mit zunehmender Komplexität der Modelle (Überparametrisierung) steigt die Wahrscheinlichkeit, daß einzelne Parameter

¹ Zur Verbesserung der Übersichtlichkeit kann deswegen im *nachfolgenden* Kapitel eine *verkürzte* Notation zur Beschreibung der Modellierung und Präsentation der Ergebnisse verwendet werden. Für eine detaillierte Spezifizierung der Modelle in mathematischer Notation wird auf die Ausarbeitungen *dieses* Kapitels 5 verwiesen.

nicht signifikant geschätzt werden können, was z.B. auf Kollinearitäten zwischen Variablen zurückzuführen ist und sich in Parameterinstabilitäten niederschlägt. Es wird daher die Strategie für sinnvoll erachtet, den Inferenzraum in der „Breite“ der verschiedenen Effekte abzubilden, jedoch innerhalb der Effekte parsimonisch zu modellieren und die „Tiefe“ zu beschränken. Dieses erleichtert die ökonomische Interpretierbarkeit.

Für die vorliegende Arbeit heißt das folgendes: Der vermutete Zinsstruktur- effekt als C-CAPM-Reflex soll mit nur zwei Zinsdifferentialen abgebildet werden. Die Modellierung der Heteroskedastizität und Abbildung des Leverage- Effektes erfolgt durch eine Beschränkung auf den EGARCH-Ansatz. Aus dem Spektrum der BF-Effekte wird dem House Money Effect/Prior Outcome Effect als zentraler Ausfluß der Prospect Theory die höchste theoretische Argumentationskraft und Integrationsfähigkeit in ein CAPM beigemessen, um auf aggregiertem Niveau eines globalen Marktpportfolios noch Bestand zu haben.

In einem *ersten Schritt* werden grundlegende Zeitreiheneigenschaften verschiedener aggregierter Aktienindizes und Zinssätze analysiert. Neben einer standardmäßigen Analyse der wichtigsten stochastischen Momente wird in sowohl theorie-losen als auch theoriehaltigen Modellierungen Evidenz auf Mean Reversion aufgezeigt. Hierzu zählen die Variance Ratio-Statistik, die Modellierung des Renditeprozesses als ARMA-(X)ARCH-Prozesse und eine weitere Analyse auf Nichtlinearitäten über die Berechnung des Hurst-Exponenten.

Die verschiedenen partialanalytisch optimierten Ansätze sind in einem *zweiten Schritt* zusammenzuführen, so daß als Synthese der Analysen ein Integrationsversuch zur Modellierung des gesamten Inferenzraumes der TVER unternommen werden kann. Hierbei wird bewußt die Restriktion der Nichtnegativitätsbedingung für die TVER aufgehoben.

In einem *dritten Schritt* werden unter weitgehender Annäherung an die theoretischen Implikationen pragmatische Ansätze vorgestellt, mit denen der Mean Reversion-Effekt über eine Modellierung der TVER abgebildet werden kann.

6. Tests auf Prognostizierbarkeit der Renditen auf dem Weltaktienmarkt

6.1 Datensätze

Im Gegensatz zur Mehrzahl wissenschaftlicher Veröffentlichungen, die versucht, auf der Basis von Monats- oder Jahresrenditen einen MR-Effekt nachzuweisen, wird es als wesentliches Novum und Herausforderung angesehen, eine Analyse auf höherfrequenten Daten aufzubauen. Das hat zwei Konsequenzen:

Zum einen bestehen Vorteile darin, daß der Informationsgehalt solcher Datensätze aufgrund der zeitlichen Disaggregation wesentlich höher ist, was besonders bei den vermuteten Nichtlinearitäten von entscheidender Bedeutung ist, und daß aufgrund der größeren Grundgesamtheit (Reduzierung eines Small Sample Bias) Ergebnisse auf höherem Signifikanzniveau erzielt werden können.

Zum anderen sieht man sich jedoch mit dem Nachteil konfrontiert, daß sowohl die per „Infrequent Trading“ und „Non-Synchronous Trading“ generierte, unvermeidbare und keine Negativaussage über die EMH zulassende Autokorrelation als auch die Autokorrelation zwangsweise generierende Verwendung überlappender Renditen (ggf. auf rollierender Datenbasis) zum einen das Mißspezifikationspotential erhöhen¹ und zum anderen die Isolierung der eigentlichen MR-Effekte erschweren. Entsprechend muß das Modellierungsdesign auf diese Problematik abgestimmt sein.

Die Datenaufbereitung und Standardtools basieren auf Programmierungen unter Excel 97TM (Microsoft, Redmond, WA). Bei den Zeitreihenanalysen als auch den erforderlichen Makro-/Skriptprogrammierungen bestimmter Routinen wird auf die Softwarepakete EVIEWS 3.1TM (Quantitative Micro Software, Irvine, CA) und RATS 4.20TM (Estima, Evanston, IL) zurückgegriffen.

¹ Bei der Modellierung überlappender und voneinander a priori abhängiger und somit a priori autokorrelierter Renditen werden die t-Statistik (p-Werte) erheblich nach oben (unten) verzerrt.

6.1.1 Zinssätze

Zur genäherten Erfassung des Kontinuums der Zinsstrukturkurve anhand eines gegebenen Spektrums einer nicht ausfallbedrohten Anlage (Tab. 6.1-1A) wird auf das H.15 Release der Federal Reserve Bank of St. Louis (Federal Reserve Board of Governors) zurückgegriffen (Abb. 6.1-1). Um eine Separation zwischen im engeren Sinne riskanten (hier im Sinne von: ausfallbedrohten) Preisbewertungskomponenten und intertemporalen Preisbewertungskomponenten zu gewährleisten, erfolgt in der vorliegenden Analyse eine Beschränkung auf Renten höchster Bonität, namentlich Treasury Bills (3 Monate: TB3M, 1 Jahr: TB1Y) und Treasury Notes/Bonds verschiedener Laufzeit (3 Jahre: TN3Y, 5 Jahre: TN5Y, 10 Jahre: TN10Y, 30 Jahre: TB30Y).

Voranalysen zeigen auf, daß die Zinsstrukturkurve auch mit einer Auswahl dieser Zeitreihen für die zu treffenden Aussagen unseres Inferenzraumes ausreichend approximiert werden kann (TB3M, TN5Y, TB30Y), was im Sinne des Parsimonitätsprinzips und den zu vermeidenden Kollinearitätseffekten zu stabilen Ergebnissen führt und dem Data Mining entgegenwirkt.

Um eine marktnahe und zeitnahe Modellierung vornehmen zu können, wird bei den Treasury Bills auf den Datenbestand des Sekundärmarktes (Secondary Market Rates; SMR) zurückgegriffen. In statischen, einperiodigen Modellen wie dem S-L-M-CAPM führt die Berücksichtigung eines kurzfristigen sicheren Zinssatzes (bis etwa 3 Monate) zur impliziten Berücksichtigung von antizipierten Inflationseffekten. Bei einem Erwartungshorizont von 3 Monaten ist davon auszugehen, daß Inflationsschätzungen im Vergleich zu den Realisationen relativ unverzerrt sind. Entsprechend erübrigt sich eine explizite Deflationierung der Kurszeitreihen, zumal in der vorliegenden Analyse nur die Überrenditen² und nicht die absoluten Renditen interessieren.

Die Einflüsse zeitkontinuierlicher Strukturverschiebungen bei den Treasury Bonds durch die permanente Reduzierung der Duration werden durch die Formulierung der Renditen über konstante Restlaufzeiten gewährleistet (Constant Maturity Rates; CMR).

² Die beiden Komponenten der periodenbezogenen Überrendite r_f und r_m sind dem Inflationsrisiko trivialerweise symmetrisch ausgesetzt.

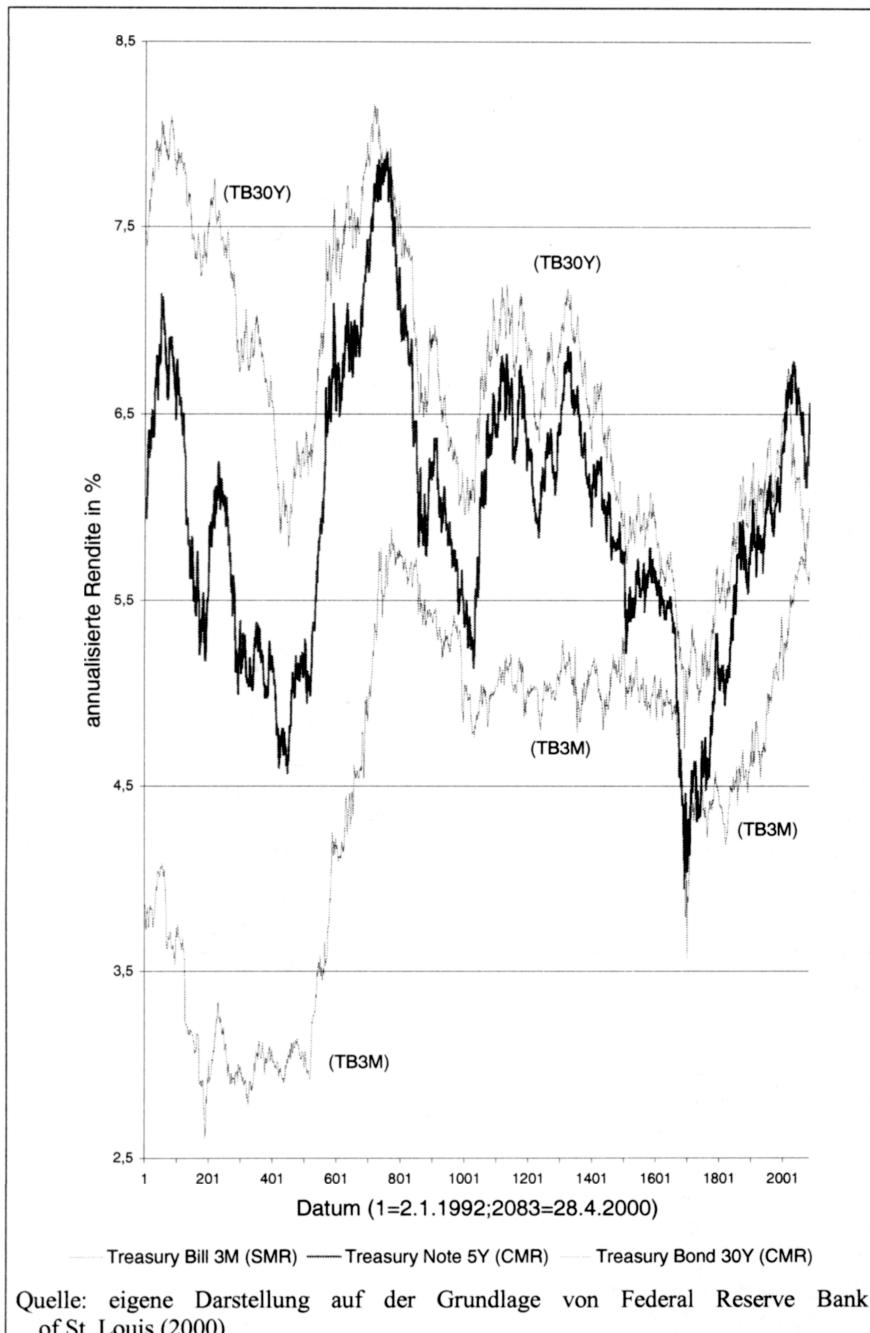


Abb. 6.1-1: Historie ausgewählter US-Kapitalmarktrenditen (AAA-Rating)

6.1.2 Aktienindizes

Zur Abbildung des globalen Aktienmarktes wird die in US-\$³ berechnete Dow Jones Global Indexes-Familie gewählt (Abbn. 6.1-2 und 6.1-3). Die regionalen Indizes DJGI Americas, DJGI Europe/Africa und DJGI Asia/Pacific sind in dem Index DJGI World⁴ entsprechend ihrer Marktkapitalisierung gewichtet (Dow Jones Global Indexes 2000a, S. 31ff.).

Mit der Real-Time Erfassung der Preise und täglichen Ermittlung der Total Return Indizes aus einem Universum von über 2800 Aktien aus über 120 Industrien und 34 Ländern⁵ wird eine länderbezogene Marktkapitalisierung von über 80% erfaßt (Dow Jones Global Indexes 2000a, S. 7, S. 13ff.). Somit ist eine - vor dem Hintergrund der von Roll (1977) geäußerten Kritik der Marktproxyproblematik - verbesserte Möglichkeit⁶ gegeben, eine CAPM-konsistente Preisbildung im internationalen Portfoliozusammenhang zu modellieren.

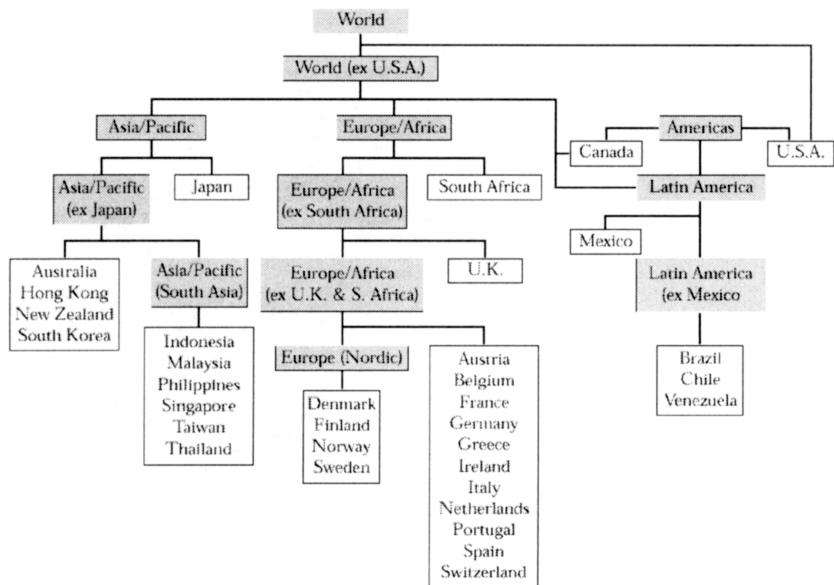
³ Abgesehen von der Vielzahl der dargelegten Argumente einen Weltaktienindex als Marktproxy und Ausgangspunkt für eine Analyse über TVER zu wählen, gibt es empirische Hinweise, daß gerade für US-\$-basierte Investoren es einen Effizienzgewinn bringt, *währungsungeheded* international zu diversifizieren (Cumby/Figlewski/Hasbrouck 1997, S. 22). Ang/Bekaert (1999, S. 22) hält hingegen einen Währungshedge eines US-Investors für deutlich effizienzsteigernd, was auf MR verweist. Da in der vorliegenden Arbeit MR bzw. TVER aus der Perspektive eines national konsumierenden, global diversifizierten US-Investors zu analysieren ist, sollen mögliche schwankende Prämien auf Währungsrisiken *implizit* mit erfaßt werden. MR bzw. TVER kann somit auch das Resultat einer Informationsineffizienz auf Devisenmärkten sein. Auf integrierten Kapitalmärkten brauchen derartige Währungseinflüsse nicht berücksichtigt zu werden. Letztlich ist diese Diskussion ein Ausfluß des Tests verbundener Hypothesen und das Diskriminierungsproblem inhärent unlösbar.

⁴ Zur Vereinfachung wird nachfolgend auf den Zusatz „Index“ verzichtet.

⁵ Die Beschränkung auf 34 führende Industrie- und Schwellenländer wird mit Kriterien wie Kapitalverkehrsfreiheit sowie der Verfügbarkeit historischer Kurse und Real Time-Daten begründet (Dow Jones Global Indexes 2000a, S. 32).

⁶ Gegenüber der MSCI Index-Reihe wird eine um etwa 10% höhere Marktkapitalisierung erfaßt. Tests eines internationalen CAPM etwa auf der Basis des S&P500-Index in Verbindung mit dem Nikkei225-Index sind aufgrund der unterschiedlichen Index-Methodik zu vermeiden.

Regionale Hierarchie der Dow Jones Global Indexes-Familie zum 30.6.1998*



Daten über den Dow Jones Global Index zum 28.4.2000*****

	Marktkapitalisierung [USD]	Price Index [%]	Price Index [USD]	Total Return Index [USD]
DJGI Americas	$13,986038211*10^{12}$	53,247	338,568	404,674
DJGI Europe/ Africa	$7,483315701*10^{12}$	28,490	266,261	339,032
DJGI Asia/ Pacific	$4,686215591*10^{12}$	17,841	116,894	131,007
DJGI World***	$26,266143757*10^{12}$	100,000	242,397	288,483

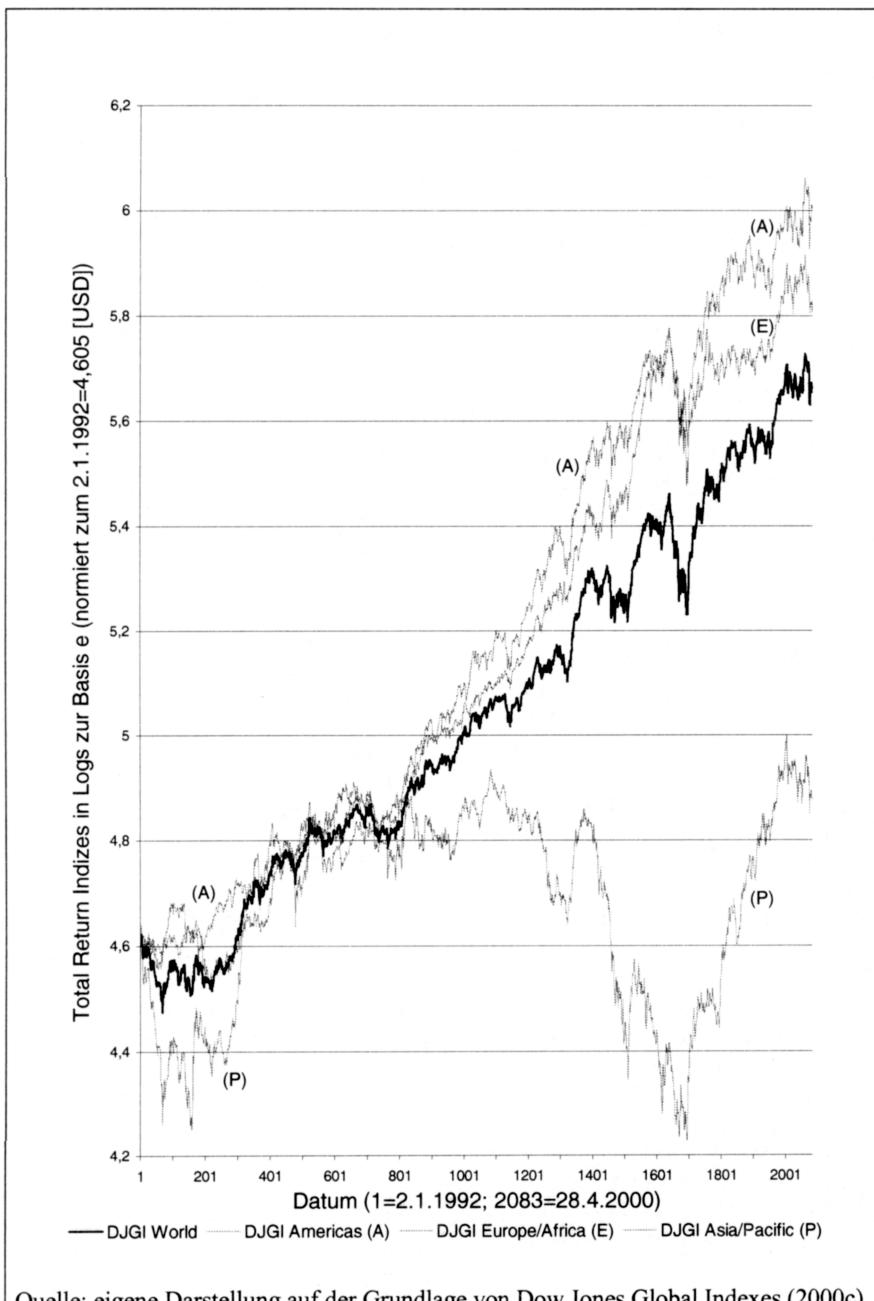
***Hinweis: Alle Indizes sind auf den 1.1.1992 zur Basis 100 normiert.

****Hinweis: Die summarische Diskrepanz zu 100% erklärt sich nur z.T. aus dem Non-Synchronous Trading Effekt und den damit verbundenen unterschiedlichen Erfassungszeiten der börsentäglichen Index-Schlußstände. Schlußstand vom DJGI World: 5.30 PM EST. Eine nähere Analyse der Daten ergibt in der Tat einen geringfügigen, systematischen Aggregationsbias, der von 1992 (ca. 1,5%) bis zum April 2000 (ca. 0,5%) abgenommen hat (zur Aggregation zum World Index siehe die Berechnungsformeln von Dow Jones Global Indexes (2000a, S. 46ff.)).

Quellen: * Dow Jones Global Indexes (2000a), S. 10.

** Dow Jones Global Indexes (2000c)

Abb. 6.1-2: Dow Jones Global Indexes-Familie



Quelle: eigene Darstellung auf der Grundlage von Dow Jones Global Indexes (2000c)

Abb. 6.1-3: Historie aggregierter DJGI Total Return-Indizes

Als entscheidender Vorteil dieser Zeitreihen gegenüber konkurrierenden Produkten ist zu benennen, daß a) auf Tagesbasis, b) bei weitüberdurchschnittlicher Marktkapitalisierung, c) unter einer unverzerrten Kapitalgewichtung⁷, und d) ohne Differenzierung zwischen „Developed Countries“ und „Emerging Markets“ *Total Return Indizes* (Reinvestition der Bardividende nach Abzug von im Ausland anfallenden Quellensteuern (Dow Jones Global Indexes 2000a, S. 43ff.) in dieser Geschlossenheit der Merkmale berechnet werden.

Es steht eine Grundgesamtheit von 2083 Zeitpunkten zur Verfügung. Aus Gründen des Datenhandlings und der Übersichtlichkeit in den Graphiken erfolgt als Datumsersatz eine fortlaufende Numerierung von 1 (=2.1.1992) bis 2082 (=28.4.2000)⁸. Die Index-Familie wird erst seit dem 2.1.1992 errechnet, so daß der bis dato maximal zur Verfügung stehende Datenbestand genutzt wird. Der Betrachtungszeitraum ist so groß, daß mögliche singuläre Ereignisse (z.B. größere Schocks wie die EM-Asienkrise 1997/98 mit möglichen Strukturbruchelementen oder Wandlungsprozesse wie nicht-monetär verursachte Übergänge von Phasen der Inflationsakzeleration zur Inflationsdezeleration⁹) in den drei Wirtschaftsräumen die Modellierungsergebnisse auf den ersten Blick nur wenig beeinträchtigen dürften. Nachfolgend soll eine erste intuitiv-qualitative Beurteilung der Performanceentwicklung anhand eines Vergleiches der drei globalen Total Return Indizes DJGI World, MSCI AC World¹⁰ und MSCI World gegeben werden:

⁷ Dieser Aspekt wird für wichtig gehalten, da in jüngerer Zeit nach Auffassung des Autors aus kapitalmarkttheoretischer Perspektive umstrittene Bestrebungen bei der Konstruktion von Indexprodukten zu beobachten sind, nämlich in eng gefaßte Blue Chip-Indizes wie etwa den EURO STOXX 50 kapitalisierungsbezogene Gewichtungsbegrenzungen (Freefloat-Kriterium) einzuführen, um gesetzliche Restriktionen von Investmentfonds zu entschärfen (Vorschriften über Anlagegrenzen) und Preisdruckeffekte (Scholes (1972, S. 180); langfristig horizontal verlaufende und kurzfristig negativ geneigte Nachfragekurve) bei Indexrevisionen zu reduzieren.

⁸ Der Zeitraum umfaßt zufälligerweise genau 100 Monate.

⁹ Am Beispiel der Bundesrepublik Deutschland liefert Menkhoff (1986, S. 148-159) eine detaillierte Deskription der Inflationsentwicklung von 1970-1983, der eine Vielzahl systematischer Risikofaktoren zu entnehmen sind.

¹⁰ Morgan Stanley Capital International veröffentlicht eine zum DJGI World konkurrierende Indexreihe. Der Index MSCI AC World (AC=All Country) umfaßt neben den entwickelten Industrieländern, die im MSCI World enthalten sind, auch noch eine Auswahl von Schwellenländern (Emerging Markets). Der MSCI AC World besitzt deshalb eine etwas höhere Marktkapitalisierung als der MSCI World, jedoch eine niedrigere Marktkapitalisierung als der DJGI World.

Bei einem Indexendstand des DJGI World (MSCI AC World; MSCI World) von USD 288,483 (USD 425,443; USD 3613,441) liegt eine durchschnittliche (annualisierte) Überrendite vom 1.1.1992 bis zum 28.4.2000 von 8,54% (7,81%; 9,14%) oder durchschnittliche Monatsüberrendite von 0,656% (0,602%; 0,702%) vor (Tab. 6.1-2).

Tab. 6.1-2
Performancevergleich von Total Return-Indizes

	DJGI World		MSCI AC World*		MSCI World**	
	Ø Monatsrendite [%]	Ø Jahresrendite [%]	Ø Monatsrendite [%]	Ø Jahresrendite [%]	Ø Monatsrendite [%]	Ø Jahresrendite [%]
31.12.1969- 28.4.2000	k.A.	k.A.	k.A.	k.A.	0,990	12,55
Sichere Anlage***	entfällt	entfällt	entfällt	entfällt	0,590	7,31
Überrendite	entfällt	entfällt	entfällt	entfällt	0,400	5,24
1.1.1992- 28.4.2000	1,065	13,56	1,011	12,83	1,111	14,16
Sichere Anlage***	0,409	5,02	0,409	5,02	0,409	5,02
Überrendite	0,656	8,54	0,602	7,81	0,702	9,14

Hinweise: * All Country Index: Developed Markets und Emerging Markets
** nur Developed Markets
*** CD1M (1 Monats-Certificate of Deposit)

Die Berechnung der Renditen und Überrenditen erfolgt auf Monatsdatenbasis. Die durchschnittlichen Renditen und Überrenditen sind *geometrisch* gemittelt.

Die gemittelte Jahresrendite wird durch eine (exponentielle) Annualisierung der Monatsdaten abgeleitet.

Quellen: eigene Berechnungen auf der Grundlage von Dow Jones Global Indexes (2000c), MSCI (2000) und Federal Reserve Bank of St. Louis (2000)

Die um 0,73%-Punkte höhere durchschnittliche annualisierte Überrendite des MSCI AC World gegenüber dem DJGI World im kürzeren Betrachtungszeitraum (1.1.1992-28.4.2000) spiegelt auf den ersten Blick in relativ undramatischer Weise die im letzten Drittel der 90er Jahre auf einigen Marktsegmenten (Large Caps, Growth, TMT-Sektor) beobachtbaren historisch hohen Renditen als kreuzsektionalen Effekt wider. Die um 1,33%-Punkte höhere durchschnittliche

che annualisierte Überrendite des MSCI World gegenüber dem MSCI AC World im kürzeren Betrachtungszeitraum reflektiert hingegen die ungünstige Entwicklung auf den Emerging Markets.

Eine gewisse Evidenz für die Relevanz dieses Aspektes liefert auch der Vergleich aller drei Indizes im Zeitraum vom 1.1.1992 bis 28.4.2000: Die relativ niedrige DJGI World-Performance ergibt sich offenbar aus der größeren Marktkapitalisierung im Vergleich zum MSCI World¹¹ zu Gunsten der Small Cap-Aktien und unter Einbindung der Emerging Markets (MSCI World-Rendite übertrifft die des MSCI AC World).

Deutlicher werden Unterschiede in der Performanceentwicklung über die Zeiträume erkennbar, insbesondere wenn man die Überrenditen vergleicht. Geht man davon aus, daß die kurzfristige, sichere Verzinsung im wesentlichen einen Reflex der aktuellen Inflationsentwicklung darstellt, so läßt sich die Überrendite als eine *reale* Größe interpretieren. Bei dieser Sichtweise vergrößert sich der Renditeabstand gegenüber dem Gesamtzeitraum von 364 Monaten von 5,25% um 3,89%-Punkte auf 9,14% in den jüngsten 100 Monaten im MSCI World. Es bieten sich auf der Basis der Erkenntnisse der CAPM-Modellierung folgende nicht konkurrirende Erklärungsansätze für das vorstehend beschriebene stilisierte Faktum an (vgl. hierzu später Abb. 7.2-1):

- Technologiebedingt liegt eine strukturelle Verbesserung des Renditegenerierungsprozesses vor (z.B. eine Verbesserung der (Eigen-) Kapitalrentabilität als Folge von dauerhaften Produktivitätsfortschritten und einer erhöhten Ertragswachstumsrate)
- Technologiebedingt liegt eine Reduzierung des systematischen Risikos vor.
- Präferenzbedingt liegt ein struktureller Drift (Abnahme) in der Risikoaversion vor.
- Präferenzbedingt liegt ein struktureller Drift (Zunahme) in der intertemporalen Elastizität der Substitution vor.

Gerade wegen der Bandbreite der zur Verfügung stehenden superponierbaren Einflußfaktoren erscheint der gewählte Betrachtungszeitraum trotz der auf

¹¹ Die MSCI-Indizes decken eine Marktkapitalisierung von etwa 60% ab (MSCI 1998, S. 6ff.). Die Begründung für die Beschränkung lautet wie folgt und ist institutio-nell bedingt: „A 60% target has been found sufficient to maintain a high lever of tracking while still providing for an investable universe across all countries (the ‚highest common denominator‘ which can be captured, while still having an investable index in each country“ (MSCI 1998, S. 8).

den ersten Blick extraordinären globalen Performanceentwicklung in den 90er Jahren unter Repräsentativitätsaspekten heraus adäquat in dem Sinne zu sein, daß die EMH nicht schon intuitiv verworfen zu werden braucht.

Die Mehrzahl der Voranalysen und in der vorliegenden Arbeit veröffentlichten Berechnungen erfolgten Mitte bis Ende 1999 (nur bis dahin öffentlicher Informationszugang bei DJGI). Auf der Basis einer Lizenzvereinbarung¹² mit Dow Jones Global Indexes konnten im 2. Quartal 2000 ein Datenupdate und Konsistenz-/Stabilitätschecks durchgeführt werden. Trotz der hohen Volatilität im Updatezeitraum sind die quantitativen und damit erst recht qualitativen Ergebnisse nahezu mit den Vorupdateberechnungen identisch.

Die Datenreihen von Dow Jones Global Indexes (DJ World, DJ Americas, DJ Europe/Africa, DJ Asia/Pacific) werden nach Werktagen gefiltert¹³ und mit denen von der Federal Reserve Bank of St. Louis (TB3M, TN5Y, TB30Y) schließlich gemischt (Bildung einer Schnittmenge). Feiertage, an denen die US-Börsen geschlossen sind, werden im Datenbestand nicht erfaßt. Solche unvermeidbaren Unregelmäßigkeiten im Datenbestand werden aufgrund der Größe des Datenbestandes und des geringen Prozentsatzes als unkritisch angesehen. Da der Analyseschwerpunkt auf die zeitliche Aggregation, also die kumulativen Effekte gelegt wird, können diese speziellen unvermeidbaren Verzerrungen im Hinblick auf die Analyse autoregressiver Abhängigkeiten aus genau diesem Grunde vernachlässigt werden.

¹² Für die spontane Kooperationsbereitschaft bzw. unkomplizierte technische Abwicklung gilt mein besonderer Dank Frau Jennifer M. Endrzejewski (Distribution and Compliance Coordinator, Dow Jones Indexes, Dow Jones & Company, Inc.) bzw. Herrn Mike Jassmann.

¹³ Dow Jones Global Index hat im Datenbestand zwei Umstellungen vorgenommen, erst von einer 5-Tagewoche auf eine 6-Tage-Woche und schließlich auf eine 7-Tage-Woche.

6.2 Deskriptive Statistiken

Wie in Abschnitt 4.1 erörtert wird, kommt der Normalverteilungsannahme der Renditen im S-L-M-CAPM eine wesentliche Bedeutung zu. Deshalb sollen nachfolgend gewissermaßen als Einstieg in die quantitative Analyse zunächst die Verteilungseigenschaften der Indexfamilie analysiert werden. Die deskriptiven Statistiken werden in den Tabn. (6.2-1) und (6.2-2) für die deskriptiven Statistiken im Vergleich sowie Abbn. (6.2-1) bis (6.2-4) für die graphische Darstellung der Verteilungen für die Indexfamilie auf der Basis von Tagesrenditen, nicht überlappenden Wochenrenditen und rollierenden Wochenrenditen wiedergegeben.

Als wesentlichstes Ergebnis kann auch für das hier gewählte hohe Aggregationsniveau eine Bestätigung der zwei bekannten stilisierten Fakten angeführt werden, daß aufgrund der Schiefe und Kurtosis die Renditeverteilung sich deutlich von einer Normalverteilung unterscheidet und dieser Effekt mit niedrigerer Frequenz (Wochenrenditen gegenüber Tagesrenditen) abnimmt. Die Jarque-Bera-Werte (J-B-Werte) unterscheiden sich zwischen den Frequenzen sehr deutlich, wobei im Schnitt sowohl die Schiefe als auch die Kurtosis bei den Wochenrenditen im Vergleich zu den Tagesrenditen abnehmen. Das hat auf das Signifikanzniveau, das heißt auf die Ablehnung der Nullhypothese (Normalverteilung), keinen Einfluß. Bemerkenswert sind allerdings folgende Sachverhalte:

- Abgesehen von dem Fall der die Teststatistiken aufgrund der seriellen Korrelation üblicherweise verzerrenden rollierenden Wochenrenditen lässt sich *keine* Bestätigung für die intuitive Vermutung herleiten, daß etwa aufgrund von Diversifikationseffekten das Ausmaß der Nichtnormalität auf dem DJGI World-Niveau *generell* niedriger ist. Selbst bei nicht überlappenden Wochenrenditen, bei denen die Störeinflüsse hochfrequenter Autokorrelation relativ niedrig sein sollten, wird der Jarque-Bera-Testwert des DJGI World mit 144,3 nur vom Testwert des DJGI Europe/Africa mit 248,2 übertroffen. Der Grund für das Ausmaß der Nichtnormalität liegt - wie auch bei den Tagesrenditen - in erster Linie bei der sehr ausgeprägten leptokurtischen Renditeverteilung. Hingegen ist keine eindeutige Aussage bei der Schiefe zu treffen. Tagesrenditen besitzen tendentiell *negative Schiefe*, nicht überlappende Wochenrenditen *positive Schiefe* und rollierende Wochenrenditen weisen wiederum tendentiell *negative Schiefe* auf.

Tab. 6.2-1
Deskriptive Statistik der DJGI Indizes im numerischen Vergleich I

Tagesrenditen (n=2082)				
	DJGI World	DJGI Americas	DJGI Europe/ Africa	DJGI Asia/ Pacific
Mittelwert	0,000535	0,000712	0,000632	0,000210
Median	0,000749	0,000683	0,000990	0,000062
Maximum	0,044553	0,049824	0,058851	0,106587
Minimum	-0,046908	-0,070391	-0,045344	-0,061251
Standardabw.	0,007229	0,009031	0,009357	0,012763
Schiefe	-0,274038	-0,481686	-0,091337	0,455335
Kurtosis*	6,873046	9,716200	5,847495	7,508500
Jarque-Bera**	1327,351	3993,574	706,2835	1835,274
p(J-B)	0,000000***	0,000000***	0,000000***	0,000000***
Nicht überlappende Wochenrenditen (N=416)				
Mittelwert	0,002713	0,003561	0,003159	0,001066
Median	0,003718	0,004262	0,003924	0,000898
Maximum	0,104819	0,103456	0,127876	0,134769
Minimum	-0,057028	-0,086096	-0,063547	-0,080534
Standardabw.	0,017519	0,019823	0,020358	0,027644
Schiefe	0,130876	-0,046510	0,277154	0,359133
Kurtosis*	5,873518	5,471549	6,743012	4,728127
Jarque-Bera**	144,3107	106,0316	248,1682	60,70706
p(J-B)	0,000000***	0,000000***	0,000000***	0,000000***

* Die Kurtosis der Standardnormalverteilung ist hier mit 3 normiert. In allen Fällen liegt die Kurtosis deutlich über 3, so daß die Renditeverteilungen deutlich leptokurtische Eigenschaft aufweisen.

** Die Jarque-Bera Teststatistik als Funktion der Schiefe und Kurtosis bezieht sich auf die Nullhypothese einer Normalverteilung.

*** Auf jedem gängigen Signifikanzniveau kann die Nullhypothese einer Normalverteilung verworfen werden.

Hinweis: Tagesrendite=(p_t/p_{t-1})-1; Wochenrendite=(p_t/p_{t-5})-1

Quelle: eigene Berechnungen

Tab. 6.2-2

Deskriptive Statistik der DJGI Indizes im numerischen Vergleich II

Rollierende Wochenrenditen (n=2078)				
	DJGI World	DJGI Americas	DJGI Europe/ Africa	DJGI Asia/ Pacific
Mittelwert	0,002697	0,003552	0,003119	0,001082
Median	0,003789	0,004250	0,003669	0,000603
Maximum	0,104819	0,103456	0,127876	0,140739
Minimum	-0,086332	-0,121608	-0,101910	-0,108092
Standardabw.	0,017914	0,019832	0,019993	0,029408
Schiefe	-0,231761	-0,324029	-0,184285	0,366952
Kurtosis	4,969511	5,843975	5,112362	4,847834
Jarque-Bera	354,4573	736,6661	398,1032	342,2732
p(J-B)	0,000000***	0,000000***	0,000000***	0,000000***

*** Auf jedem gängigen Signifikanzniveau kann die Nullhypothese einer Normalverteilung verworfen werden.

Hinweis: Wochenrendite=(p_t/p_{t-5})-1

Quelle: eigene Berechnungen

- Trotz der durchgehend hohen Kurtosis ist zu beobachten, daß die festgestellten Beträge der Maximal-/Minimalrendite des DJGI World deutlich niedriger sind als bei den Subindizes und der Index damit einen ausgeprägten Schutz gegen exzessive Kursbewegungen, nicht nur gegen Downside-Risks bietet. Interessanterweise liegen bis auf den DJGI Americas die Beträge der Maximalrendite oberhalb der Beträge der Minimalrendite. Obwohl es sich hier um singuläre Ereignisse ohne besondere Aussagekraft handeln kann, fällt aus der Gegenüberstellung von rollierenden Wochenrenditen mit nicht überlappenden Wochenrenditen auf, daß sich nicht nur die Max-Min-Spanne, sondern auch die Schiefecharakteristik deutlich ändert. Dies gibt einen potentiellen Hinweis auf zeitliche Aggregationseffekte (serielle Abhängigkeiten) beim Übergang von Tages- auf Wochenrenditen bzw. auf den hohen Informationsgehalt der Tagesrenditen vor dem Hintergrund der MRH bzw. TVER. Den Abbns. (6.2.-3) bis (6.2.-6) ist über den Plot der Quantile zu entnehmen, daß es plausibler ist, eine logistische Verteilung anzunehmen als eine Normalverteilung. Dieses trifft vor allem auf Tagesrenditebasis für den DJGI World zu.

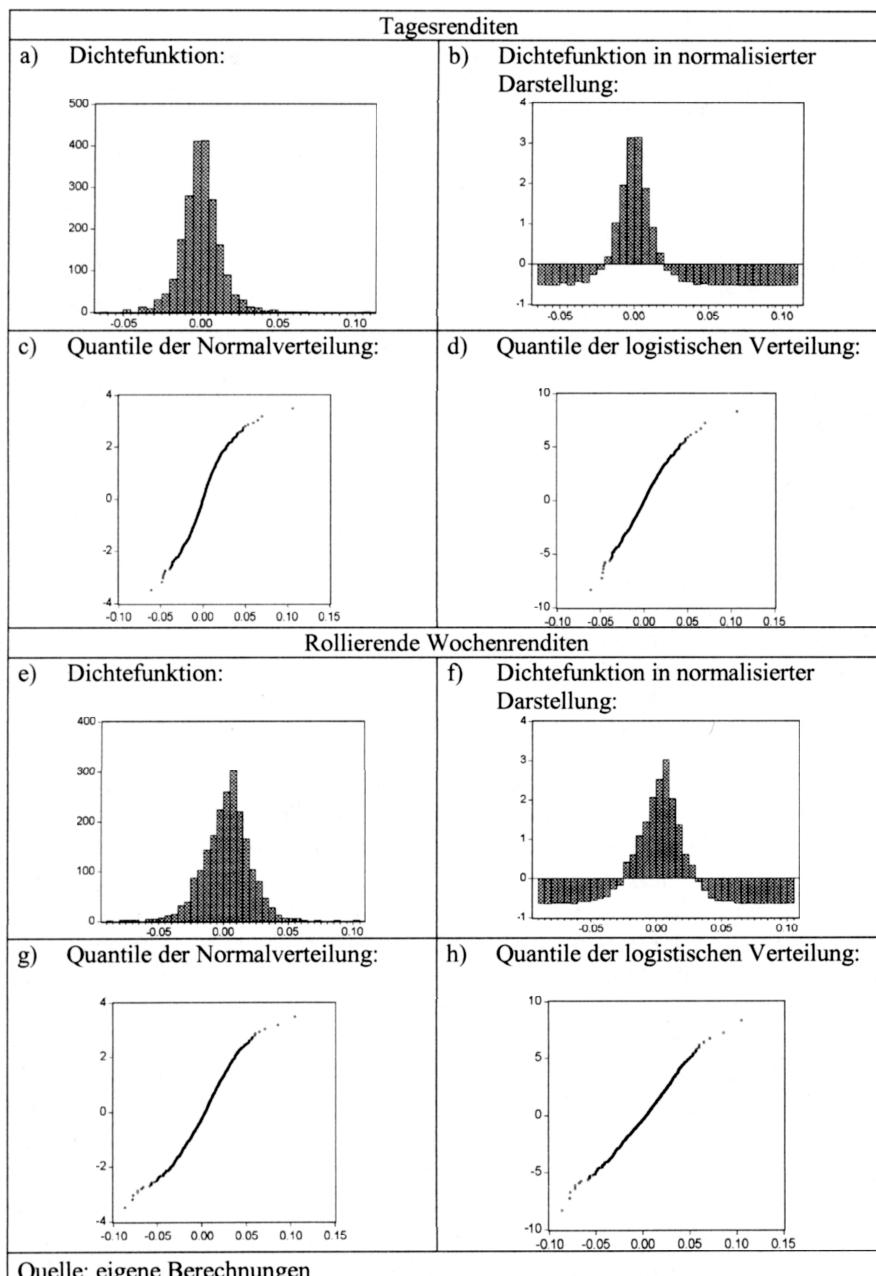
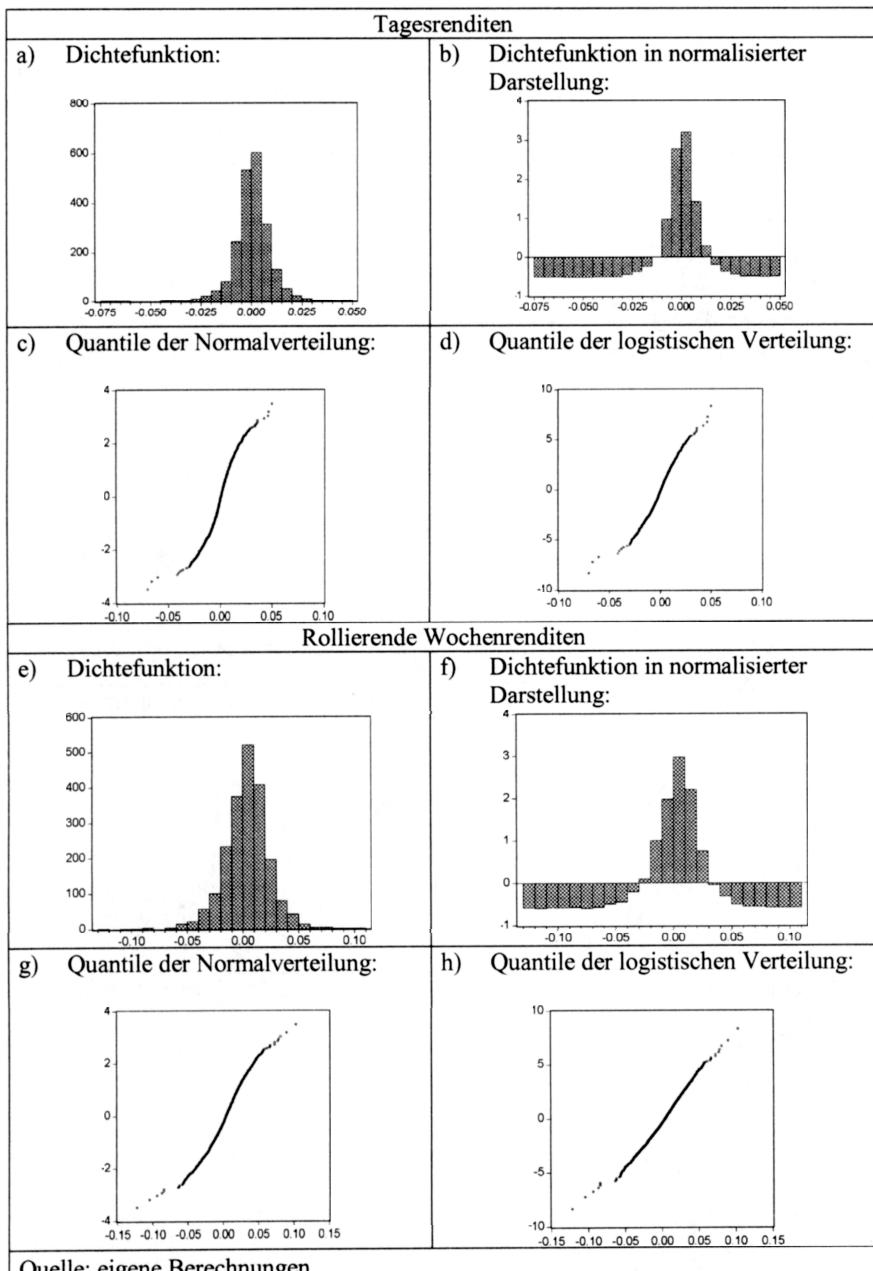


Abb. 6.2-1: Deskriptive Statistik des DJGI World



Quelle: eigene Berechnungen

Abb. 6.2-2: Deskriptive Statistik des DJGI Americas

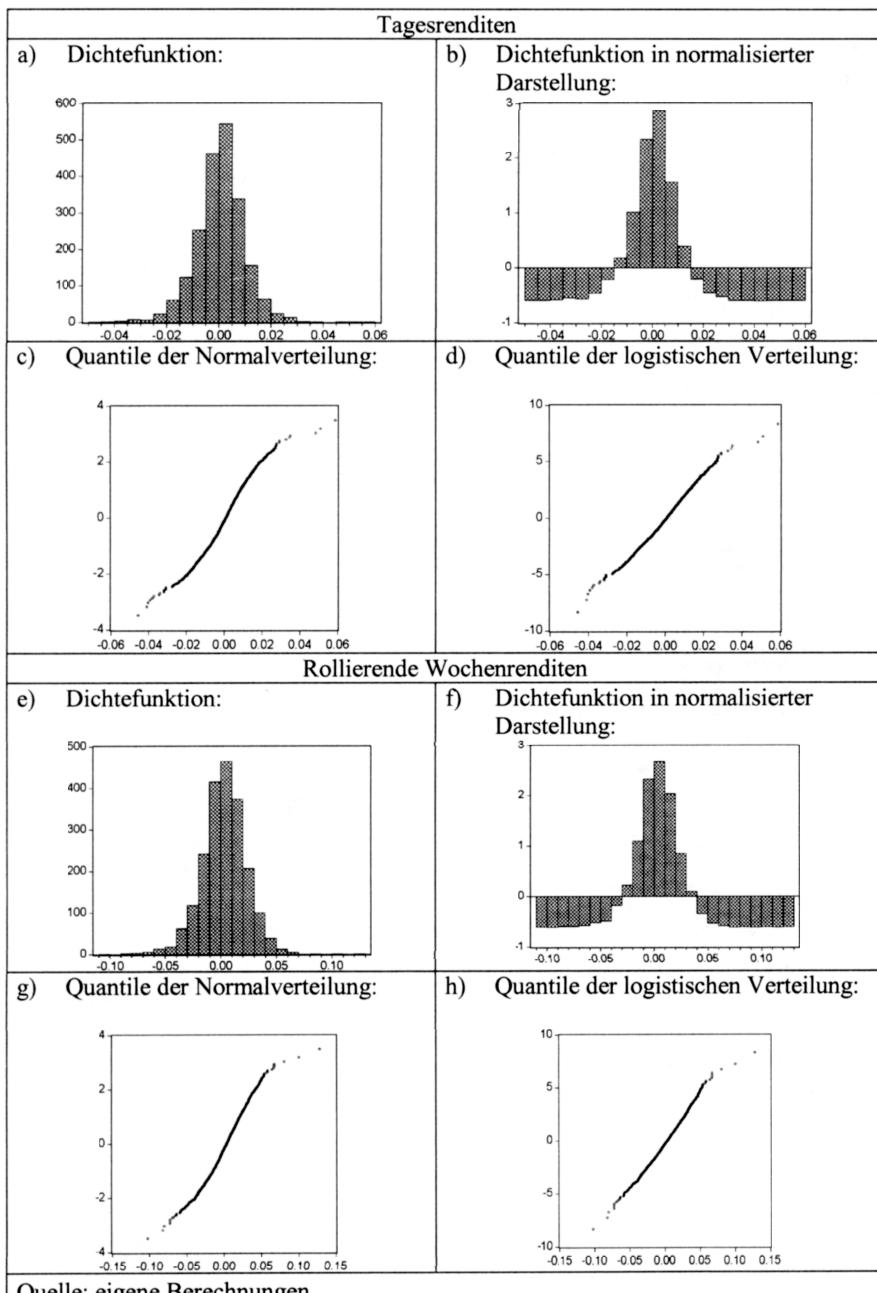


Abb. 6.2-3: Deskriptive Statistik des DJGI Europe/Africa

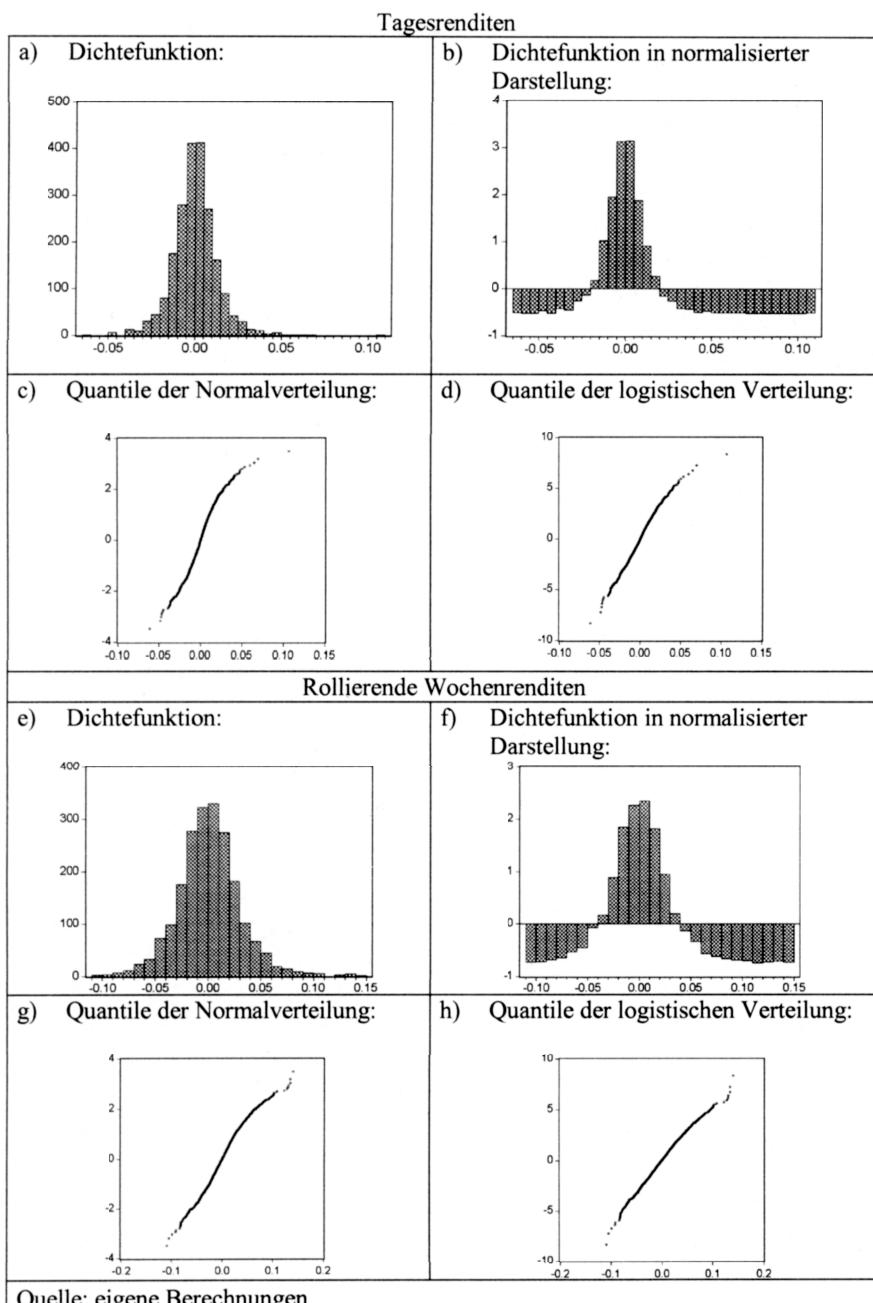


Abb. 6.2-4: Deskriptive Statistik des DJGI Asia/Pacific

- Bei der Analyse der deskriptiven Statistik der US-Zinssätze für nicht ausfallbedrohte Anlage (Tab. 6.2-3) ist erkennbar, daß mit einer Verkürzung der Fristigkeit die Abweichung von einer Normalverteilung des Prozesses der Zinsänderungen immer weiter in erster Linie als Folge der stark ansteigenden Kurtosis zunimmt. Auffallend ist die vorliegende *Asymmetrie* zwischen sehr langen und sehr kurzen Fristigkeiten in der Schiefe und den Beträgen der Maximal/Minimalrendite: Die Zinsen der längeren Fristigkeiten (TN3Y bis TB30Y) neigen zu tendentiell größeren *positiven* Extremzinsänderungen und einer positiven Schiefe, die Zinsen der kurzen Fristigkeiten (TB3M, TB1Y) neigen tendentiell zu größeren *negativen* Extremzinsänderungen und einer korrespondierenden negativen Schiefe. Die Unterschiede in der Standardabweichung der Zinsänderungen fallen recht gering aus. Die Standardabweichung der mittleren Fristigkeiten (TN3Y, TN5Y, TN10Y) ist am höchsten, gefolgt von der kürzeren (TB1Y) und ganz langen Fristigkeit (TB30Y). Am niedrigsten ist die Standardabweichung der TB3M-Zinsänderungen.

Tab. 6.2-3

Deskriptive Statistik der US-Zinssätze für nicht ausfallbedrohte Anlage (AAA)

erste Differenzen (n=2082)						
	TB3M	TB1Y	TN3Y	TN5Y	TN10Y	TB30Y
Mittelwert	0,000865	0,001013	0,000725	0,000279	-0,000264	-0,000716
Median	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
Maximum	0,230000	0,330000	0,400000	0,410000	0,390000	0,320000
Minimum	-0,490000	-0,390000	-0,310000	-0,280000	-0,230000	-0,190000
Standard-abw.	0,042850	0,051100	0,062165	0,063196	0,059028	0,050260
Schiefe	-0,910232	-0,253197	0,286221	0,242742	0,402920	0,297160
Kurtosis	15,99383	8,860863	5,865991	5,543640	5,467041	4,842701
Jarque-Bera	14934,34	3002,084	740,9835	581,7279	584,3194	325,2054
p(J-B)	0,0000***	0,0000***	0,0000***	0,0000***	0,0000***	0,0000***
*** Auf jedem gängigen Signifikanzniveau kann die Nullhypothese einer Normalverteilung verworfen werden.						
Hinweis: erste Differenz= $r_t - r_{t-1}$						
Quelle: eigene Berechnungen						

- Eine Analyse der aus dem S-L-M-CAPM ableitbaren ex post Sharpe-Ratio (SR; Sharpe 1964; 1994, S. 50) als Effizienzmaßstab für Differentialrenditen zwischen einem Fund F und einer Benchmark B¹

(6.2.1)

$$SR \equiv \sqrt{\frac{d}{\sigma_d}} \text{ mit}$$

$$d_t \equiv r_{F,t} - r_{B,t}$$

ist nur dann sinnvoll, wenn die Differentialrenditen *nicht seriell korreliert* sind.² Dabei sollte eine relativ hohe Renditefrequenz gewählt werden, um den Informationsgehalt zu maximieren (Sharpe 1994, S. 51). Die Berechnung erfolgt hier unabdingbar auf der Grundlage *nichtüberlappender* Renditen. Zur Eliminierung von Sondereffekten des erratischen Zinsverlaufes im 1-Monatsbereich durch kurzfristige Einflüsse des Geldmarktes wird die 1-Monatsrendite durch die 3-Monatsrendite gemäß multiplikativer Verkettung und der Erwartungstheorie der Zinsstruktur approximiert. Wenn die 3-Monatsrenditen für die SR-Berechnung genommen werden sollen, aber Tagesrenditen zur Verfügung stehen, stellt sich die Frage nach der Wahl des Initialisierungszeitpunktes³ der Renditemessung und wie stark davon die SR-Berechnungen abhängen. Auffällig sind bei den hier vorliegenden Daten drei Punkte (Abb. 6.2-5):

Erstens wirkt sich die Renditefrequenz auf die SR deutlich aus. Die berechnete SR (3M) liegt durchweg höher als ihr 1M-Pendant, was symptomatisch für MR ist.

¹ In dieser Fassung wird die durchschnittliche historische Differentialrendite mit der historischen Variabilität der Differentialrendite in Relation gesetzt. Alternativ kann die ex ante-Definition der Sharpe Ratio angesetzt werden ($SR(ex\ ante) = \text{Mittelwert}(d) / \text{Standardabweichung}(d) = SR^2(ex\ post)$). Da im S-L-M-CAPM die ex ante-Rendite des risikanten Portfolios positiv ist (Definition der Überrendite gegenüber sicherer Anlage), entfällt die Notwendigkeit des mathematischen Erzwingens positiver Differentialrenditen durch Rangordnung der Funds.

² Nur in einem solchen Fall kann auch eine Annualisierung der auf höherer Frequenz gemessenen Überrenditen erfolgen, um anschauliche, praxisnahe Aussagen zu erhalten wie, daß im ex post-ex ante-Transfer eine Erwartung besteht, daß auf das Jahr bezogen z.B. „6% Überrendite auf Gesamtmarktniveau eine Standardabweichung von 18% beinhaltet“.

³ Eine oft nicht kritisch hinterfragte Konvention liegt darin, Monatsenddaten zu verwenden.

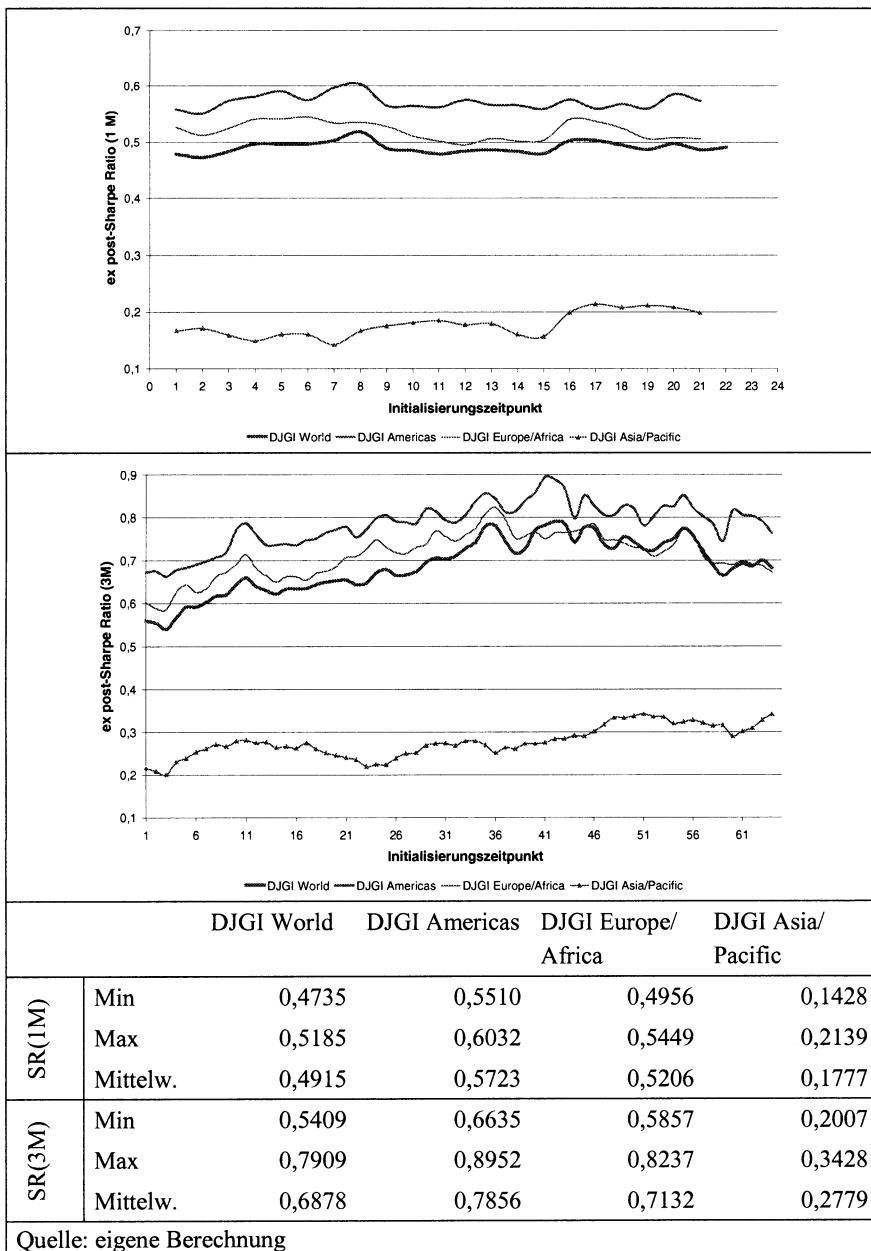


Abb. 6.2-5: Sharpe Ratio im Spannungsfeld zwischen serieller Korrelation und Data Mining sowie ihre Abhängigkeit vom Initialisierungswert

Zweitens ist das Meßergebnis stark abhängig vom Initialisierungszeitpunkt des Renditeabgriffs. Drittens wird bei groberer Auflösung der Kennzahl der Verlauf erratischer trotz der hier vorliegenden relativ großen Datenbasis. Insbesondere der etwas überraschende zweite Punkt scheint die unkritische Verwendung der SR unter serieller Korrelation zu im Ansatz arbiträren sowie verzerrten Ergebnissen führen zu lassen.

An dieser Stelle läßt sich zusammenfassend festhalten, daß die Unterschiede in den Renditeverteilungen zwischen Tages- und Wochenrenditen als auch zwischen praxisnahen Kennzahlen wie Sharpe Ratios auf 1-Monats- und 3-Monatsrenditen erste Hinweise auf MR-Effekte und nichtlineare Effekte geben. Es kann konstatiert werden, daß übliche Berechnungen auf niedrigeren Renditefrequenzen wie 1-Monats-, 3-Monats- oder gar 1-Jahresbasis zu einem deutlichen Informationsverlust führen und wesentliche Aspekte im CAPM-Kontext nicht nur außer acht lassen, sondern auch zu irreführenden Schlußfolgerungen und Bewertungspraktiken verleiten können. Dies ist schlachtweg eine Folge des Sachverhaltes, daß unter serieller Korrelation, speziell MR, die Methode der risikoadjustierten Bewertung von Überrenditen mittels der SR nicht mehr adäquat ist. Jedenfalls scheint eine zentrale Voraussetzung für die Gültigkeit des S-L-M-CAPM und die Applizierbarkeit der SR bei der DJGI-Familie nicht erfüllt zu sein, so daß man selbst auf dem hier untersuchten höchsten Aggregationsniveau auch nicht approximativ von einer Gültigkeit der RWH ausgehen sollte.

Schließlich ist folgender Aspekt bemerkenswert: Üblicherweise werden nominale Renditen dahingehend untersucht, wie stark sie von der Normalverteilung abweichen. Unter einer Benchmarksetzung und damit gewissermaßen unter einer „Referenzpunktsetzung“ durch die Bildung einer Differentialrendite zur SR-Berechnung wird über eine Komponente der Zinsstruktur eine zusätzliche Information berücksichtigt, mit der der Verdacht auf MR sich weiter erhärtet.

6.3 „Theorielose“ stochastische Modellierung: Nachweis der Mean Reversion

Der Rahmen der Analyse von Renditeverteilungseigenschaften soll nun erweitert werden und unmittelbare Evidenz auf MR offenbart und quantitativ präzisiert werden. Auf die vorhandenen Datensätze werden neben klassischen Tests auf serielle Korrelation auch selteneren Tests durchgeführt, die Hinweise auf nichtlineare Abhängigkeiten liefern (Hurst-Mandelbrot Rescaled Range-Analyse).

6.3.1 Tests auf serielle Korrelation

In der Tab. 6.3-1 und Tab. 6.3-2 werden die AC(k), PAC(k) und die Ljung Box-Q-Statistik für einen 3-Monatszeitraum ($1 \leq k \leq 65$) aufgeführt, wobei größtensordnungsmäßig der Heuristik $\text{Max}(k) \approx \sqrt{T} (T=2082)$ Folge geleistet wird.

Die gepunkteten Linien in den Plots markieren die 2-Standard-Fehler-Grenzen ($\pm 2/\sqrt{T}$), innerhalb derer auf 5%-Niveau die PAC nicht signifikant ist. Sowohl bei den ersten als auch bei den zweiten Differenzen kann die Nullhypothese, daß keine Autokorrelation vorliegt, auf jedem gängigen Signifikanzniveau¹ verworfen werden.

Der größte Teil der Autokorrelation ist bei den *ersten Differenzen* (Renditen) allerdings auf den ersten Lag zurückzuführen, was im Einklang mit der Non-Synchronous Trading/Infrequent Trading-Hypothese² steht und weder IIE noch MR indizieren muß, da nicht-ausbeutbare Marktunvollkommenheiten vorliegen. Die hier interessierenden Effekte sind folglich $k \geq 2$ zuzuordnen, so daß fraglich bleibt, inwieweit hier MR-Potential vermutet werden kann. Der $k=1$ -Effekt wird in der späteren Modellierung durch eine AR(1)-Komponente abzubilden sein. Bemerkenswert bei den ersten Differenzen ist der Sachverhalt, daß zum einen die Autokorrelation selbst bei höheren Lags sich auf 5%-Niveau bewegen kann und zum anderen die Autokorrelation geclustert auftritt ($k=26,27$; $k=34,45$; $k=41,42$; $k=44,45$; $k=57,58,59$). Am stärksten tritt dieser Clusterungseffekt unter Vorzeichenumkehr zu $k=1$ bei den Lags $k=2, \dots, 7$ auf. Solche Muster können auf Saisonalitäten wie etwa den Turn-of-the-Month-Effekt verweisen (Ziemba/Hensel 1994, S. 497ff.).³

¹ Gängig sind Irrtumswahrscheinlichkeiten für die fälschliche Ablehnung einer Nullhypothese H_0 von 10%, 5% oder 1%.

² Bei dem DJGI World ist die Erklärung des Effekts darin zu suchen, daß der Börsenhandel über die drei großen Handelszonen nur teilüberlappt stattfindet. Von den drei Zonen hat eine Zone immer geschlossen und bei den verbleibenden zweien liegt eben teilweise eine Überlappung vor. Die Reaktion der Börsen auf die Informationsdiffusion kann daher nur verzögert stattfinden, so daß idealtypisch kein Arbitragepotential zu vermuten ist. Der Effekt wird erst dann verschwinden, wenn sich der Trend zu einer Verlängerung der Börsenzeiten fortsetzt und die Indexstandermittlung synchronisiert wird.

³ Für eine detailliertere Analyse wäre eine gesonderte Aufbereitung der Datensätze notwendig, was nicht Gegenstand der vorliegenden Arbeit sein soll. Entsprechende Untersuchungen bestätigen auch auf der Grundlage der DJGI-Familie die seitens der Literatur aufgezeigte Evidenz nachdrücklich (Tolksdorf 1999).

Tab. 6.3-1

Autokorrelationsanalyse des DJGI World auf dem Niveau der ersten Differenzen

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.184	0.184	70.324	0.000
		2 -0.026	-0.062	71.756	0.000
		3 -0.032	-0.016	73.879	0.000
		4 -0.029	-0.022	75.613	0.000
		5 -0.053	-0.047	81.444	0.000
		6 -0.033	-0.017	83.683	0.000
		7 -0.067	-0.065	93.036	0.000
		8 -0.010	0.010	93.263	0.000
		9 0.023	0.015	94.391	0.000
		10 0.053	0.041	100.38	0.000
		11 0.018	-0.003	101.06	0.000
		12 0.016	0.012	101.57	0.000
		13 0.034	0.031	103.97	0.000
		14 0.002	-0.010	103.98	0.000
		15 0.028	0.040	105.65	0.000
		16 -0.047	-0.056	110.30	0.000
		17 -0.028	0.003	111.89	0.000
		18 0.033	0.040	114.11	0.000
		19 0.002	-0.015	114.13	0.000
		20 -0.004	0.004	114.17	0.000
		21 -0.014	-0.020	114.60	0.000
		22 -0.045	-0.040	118.81	0.000
		23 -0.003	0.006	118.82	0.000
		24 -0.015	-0.024	119.27	0.000
		25 -0.020	-0.014	120.09	0.000
		26 0.035	0.042	122.66	0.000
		27 0.045	0.026	126.91	0.000
		28 -0.038	-0.061	130.02	0.000
		29 -0.009	0.012	130.21	0.000
		30 0.012	-0.018	130.51	0.000
		31 -0.003	0.006	130.52	0.000
		32 -0.013	-0.010	130.87	0.000
		33 -0.024	-0.025	132.09	0.000
		34 -0.027	-0.008	133.61	0.000
		35 -0.050	-0.051	138.81	0.000
		36 -0.004	0.006	138.84	0.000
		37 0.034	0.028	141.27	0.000
		38 0.012	-0.005	141.60	0.000
		39 0.022	0.018	142.63	0.000
		40 0.010	0.000	142.85	0.000
		41 0.043	0.042	146.76	0.000
		42 0.047	0.034	151.54	0.000
		43 -0.004	-0.001	151.58	0.000
		44 -0.034	-0.029	154.02	0.000
		45 -0.061	-0.046	162.02	0.000
		46 -0.016	0.012	162.58	0.000
		47 0.028	0.027	164.31	0.000
		48 -0.015	-0.017	164.80	0.000
		49 0.002	0.007	164.81	0.000
		50 0.012	-0.002	165.12	0.000
		51 0.047	0.037	169.77	0.000
		52 0.015	-0.017	170.24	0.000
		53 -0.021	-0.018	171.17	0.000
		54 -0.008	0.006	171.31	0.000
		55 -0.023	-0.022	172.40	0.000
		56 -0.011	-0.004	172.67	0.000
		57 -0.025	-0.031	174.04	0.000
		58 -0.051	-0.033	179.56	0.000
		59 -0.038	-0.027	182.72	0.000
		60 0.011	0.009	182.96	0.000
		61 0.020	0.007	183.80	0.000
		62 -0.016	-0.030	184.36	0.000
		63 0.011	0.024	184.60	0.000
		64 -0.036	-0.057	187.43	0.000
		65 -0.046	-0.034	192.01	0.000

Quelle: eigene Berechnungen

Tab 6.3-2

**Autokorrelationsanalyse des DJGI World auf dem Niveau der zweiten
Differenzen**

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.372	-0.372	287.67	0.000
		2 -0.125	-0.305	320.20	0.000
		3 -0.005	-0.229	320.26	0.000
		4 0.017	-0.167	320.84	0.000
		5 -0.027	-0.169	322.36	0.000
		6 0.033	-0.105	324.66	0.000
		7 -0.056	-0.162	331.16	0.000
		8 0.014	-0.144	331.58	0.000
		9 0.002	-0.149	331.60	0.000
		10 0.040	-0.091	334.96	0.000
		11 -0.020	-0.097	335.82	0.000
		12 -0.013	-0.106	336.17	0.000
		13 0.031	-0.059	338.12	0.000
		14 -0.035	-0.102	340.73	0.000
		15 0.062	-0.003	348.81	0.000
		16 -0.058	-0.062	355.91	0.000
		17 -0.025	-0.093	357.20	0.000
		18 0.055	-0.035	363.61	0.000
		19 -0.014	-0.051	364.05	0.000
		20 0.002	-0.026	364.06	0.000
		21 0.012	-0.007	364.38	0.000
		22 -0.044	-0.052	368.50	0.000
		23 0.033	-0.021	370.79	0.000
		24 -0.004	-0.031	370.83	0.000
		25 -0.036	-0.083	373.63	0.000
		26 0.027	-0.063	375.20	0.000
		27 0.057	0.024	382.09	0.000
		28 -0.069	-0.049	392.05	0.000
		29 0.019	-0.019	392.82	0.000
		30 -0.007	-0.042	392.93	0.000
		31 0.012	-0.024	393.23	0.000
		32 0.001	-0.009	393.23	0.000
		33 -0.005	-0.026	393.29	0.000
		34 0.012	0.016	393.61	0.000
		35 -0.042	-0.042	397.28	0.000
		36 0.004	-0.061	397.32	0.000
		37 0.036	-0.026	400.12	0.000
		38 -0.019	-0.048	400.89	0.000
		39 0.013	-0.029	401.25	0.000
		40 -0.027	-0.068	402.81	0.000
		41 0.017	-0.058	403.45	0.000
		42 0.034	-0.021	405.96	0.000
		43 -0.013	0.006	406.35	0.000
		44 -0.002	0.023	406.35	0.000
		45 -0.044	-0.036	410.53	0.000
		46 0.000	-0.050	410.53	0.000
		47 0.064	-0.004	416.73	0.000
		48 -0.037	-0.029	419.70	0.000
		49 0.004	-0.019	419.74	0.000
		50 -0.015	-0.057	420.21	0.000
		51 0.041	-0.002	423.75	0.000
		52 0.002	-0.001	423.76	0.000
		53 -0.030	-0.025	425.63	0.000
		54 0.016	0.003	426.20	0.000
		55 -0.016	-0.014	426.72	0.000
		56 0.015	0.012	427.22	0.000
		57 0.007	0.013	427.33	0.000
		58 -0.023	0.005	428.47	0.000
		59 -0.022	-0.030	429.55	0.000
		60 0.024	-0.028	430.81	0.000
		61 0.028	0.010	432.49	0.000
		62 -0.039	-0.043	436.68	0.000
		63 0.045	0.037	440.04	0.000
		64 -0.023	0.012	441.14	0.000
		65 -0.015	0.003	441.60	0.000

Quelle: eigene Berechnungen

Allerdings ist das Grundmuster der hier festgestellten Autokorrelation, nämlich die abnehmend oszillierende Korrelation, eine der Charakteristiken vieler chaotischer Attraktoren des zeitkontinuierlichen Chaos. Solche nichtlinearen Muster eines chaotischen Prozesses implizieren kurzfristige Vorhersagbarkeiten (Satchell/Timmermann 1996), wobei ein log-lineares-Detrending von Aktienzeitreihen deterministische Strukturen aufdecken kann, die dazu führen, daß die Korrelationseigenschaften täglicher und wöchentlicher Preisdynamik eine starke Ähnlichkeit aufweisen und auch ein adäquat spezifizierter MA(q) die Autokorrelationsstruktur nicht wesentlich verändert (Wen 1996, S. 144f.)

Daß offensichtlich verzögerte Anpassungsmechanismen stattfinden, verdeutlicht die Autokorrelationsanalyse der *zweiten Differenzen* (Tab. 6.3-2), wobei die Q-Statistik insgesamt höhere Signifikanz als bei den ersten Differenzen indiziert. Durchgehend bis zum Lag 14 klingt die PAC auf sehr hohem Niveau unter negativem Vorzeichen ab, was sich etwas schwächer ausgeprägt bis etwa zum Lag 41 unter Beibehaltung des Vorzeichens weiter verfolgen läßt. Ein solches Muster gibt einen Hinweis darauf, daß der Renditeprozeß neben der angesprochenen AR(1)-Komponente als „Mindestautoregression“ doch Moving-Average-Komponenten (MA(1) und ggf. MA(2)-Komponenten) als transitorische Long Memory-Effekte enthält. In den Abschnitten 6.4 bis 6.6 wird auf eine genauere Spezifikation einzugehen sein.

Unter der Kenntnis der PAC der zweiten Differenzen in Verbindung mit den theoretischen Erklärungsansätzen liegt es nahe, die Analyse dahingehend fortzusetzen, zu untersuchen, ob Heteroskedastizität vorliegt. Die einfachste Möglichkeit, hierzu Evidenz zu finden, liegt darin, die *Beträge der ersten Differenzen* auf serielle Korrelation zu testen. In Tab. 6.3-3 und in Tab. 6.3-4 erfolgt die Präsentation der erneuten Anwendung des bekannten Instrumentariums. Auffällig ist das hier bei den Beträgen der ersten Differenzen vorliegende Abklingmuster der PAC und die offensichtlich bis weit jenseits des Lag 65 hohe AC. Eine *weitere Differenzierung* liefert erneut eine abklingende PAC bis Lag 25 und eine auffallend hohe AC(1)-Komponente.

Insgesamt kann somit von einer ausgeprägten und zeitlich sehr gestreckten Volatilitätsclusterung ausgegangen werden, was - nicht zwingend, aber im Rahmen eines entsprechenden ökonomischen Modells - erhebliches MR-Potential verbergen kann. Eine modellbasierte Quantifizierung des Effektes, anschaulich zu interpretieren etwa über die Volatility Feedback- und Leverage-Hypothese, erfolgt in den Abschnitten 6.4.1 und 6.4.2. Die Frage, ob MR auf dem Niveau der ersten Differenzen und damit im deutlichen Widerspruch zur EMH nachgewiesen werden kann, ist auf der Basis der AC bzw PAC grenzgängig, da die Signifikanzen nahezu alle größeren AC(k)-Werte und die PAC(k) der höheren Ordnung sich auf Höhe der 5%-Niveau-Grenze bewegen. Die Fra-

ge hängt von der effektiven ARMA-Spezifikation des Renditeprozesses ab und wie sich einzelne Effekte hierunter zeitlich aggregieren.

Tab. 6.3-3

Autokorrelationsanalyse der Beträge der ersten Differenzen des DJGI World

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.173	0.173	62.543	0.000
		2 0.186	0.161	134.93	0.000
		3 0.159	0.110	187.41	0.000
		4 0.174	0.116	250.86	0.000
		5 0.185	0.116	322.20	0.000
		6 0.155	0.071	372.63	0.000
		7 0.174	0.087	436.04	0.000
		8 0.113	0.014	462.82	0.000
		9 0.154	0.062	512.49	0.000
		10 0.123	0.026	543.94	0.000
		11 0.117	0.020	572.68	0.000
		12 0.125	0.033	605.34	0.000
		13 0.123	0.034	637.07	0.000
		14 0.161	0.073	691.27	0.000
		15 0.137	0.045	730.50	0.000
		16 0.108	0.004	754.88	0.000
		17 0.116	0.022	783.16	0.000
		18 0.107	0.010	807.37	0.000
		19 0.129	0.034	842.56	0.000
		20 0.147	0.057	888.29	0.000
		21 0.135	0.036	926.84	0.000
		22 0.117	0.017	955.59	0.000
		23 0.093	-0.009	973.98	0.000
		24 0.138	0.043	1013.9	0.000
		25 0.136	0.041	1052.8	0.000
		26 0.141	0.038	1094.4	0.000
		27 0.086	-0.023	1110.1	0.000
		28 0.131	0.034	1146.4	0.000
		29 0.126	0.025	1179.7	0.000
		30 0.097	-0.007	1199.8	0.000
		31 0.135	0.038	1238.3	0.000
		32 0.065	-0.037	1247.4	0.000
		33 0.132	0.038	1284.3	0.000
		34 0.076	-0.025	1296.4	0.000
		35 0.090	-0.010	1313.7	0.000
		36 0.114	0.034	1341.4	0.000
		37 0.085	-0.002	1356.6	0.000
		38 0.093	-0.001	1374.8	0.000
		39 0.088	0.006	1391.3	0.000
		40 0.114	0.022	1418.8	0.000
		41 0.089	0.008	1435.6	0.000
		42 0.087	-0.002	1451.6	0.000
		43 0.125	0.043	1484.7	0.000
		44 0.074	-0.015	1496.3	0.000
		45 0.120	0.028	1526.8	0.000
		46 0.071	-0.019	1537.7	0.000
		47 0.093	0.008	1556.0	0.000
		48 0.097	0.015	1576.0	0.000
		49 0.090	0.005	1593.1	0.000
		50 0.107	0.015	1617.5	0.000
		51 0.112	0.037	1644.4	0.000
		52 0.111	0.024	1670.7	0.000
		53 0.079	-0.011	1683.9	0.000
		54 0.118	0.031	1713.6	0.000
		55 0.050	-0.048	1719.0	0.000
		56 0.109	0.031	1744.3	0.000
		57 0.083	-0.011	1759.1	0.000
		58 0.080	-0.001	1772.8	0.000
		59 0.081	-0.001	1786.8	0.000
		60 0.069	-0.006	1797.0	0.000
		61 0.092	0.015	1815.1	0.000
		62 0.049	-0.032	1820.3	0.000
		63 0.065	-0.007	1829.3	0.000
		64 0.108	0.041	1854.2	0.000
		65 0.100	0.026	1875.6	0.000

Quelle: eigene Berechnungen

Tab. 6.3-4
**Autokorrelationsanalyse der Differenzen der Beträge
 der ersten Differenzen des DJGI World**

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.507	-0.507	536.47
		2	0.024	-0.314	537.69
		3	-0.026	-0.252	539.05
		4	0.002	-0.212	539.06
		5	0.025	-0.144	540.32
		6	-0.030	-0.146	542.14
		7	0.049	-0.063	547.20
		8	-0.063	-0.106	555.40
		9	0.045	-0.063	559.66
		10	-0.016	-0.052	560.19
		11	-0.009	-0.063	560.35
		12	0.006	-0.061	560.41
		13	-0.024	-0.098	561.60
		14	0.037	-0.065	564.50
		15	0.003	-0.023	564.52
		16	-0.023	-0.041	565.62
		17	0.010	-0.028	565.84
		18	-0.019	-0.051	566.57
		19	0.003	-0.071	566.59
		20	0.018	-0.049	567.23
		21	0.004	-0.029	567.27
		22	0.003	-0.003	567.29
		23	-0.041	-0.055	570.78
		24	0.028	-0.051	572.43
		25	-0.004	-0.048	572.46
		26	0.036	0.015	575.22
		27	-0.061	-0.043	582.99
		28	0.031	-0.033	585.04
		29	0.015	0.001	586.50
		30	-0.041	-0.044	589.01
		31	0.065	0.030	597.81
		32	-0.082	-0.043	611.88
		33	0.074	0.019	623.50
		34	-0.044	0.003	627.57
		35	-0.005	-0.041	627.61
		36	0.032	-0.005	629.83
		37	-0.023	-0.005	630.97
		38	0.008	-0.013	631.09
		39	-0.018	-0.028	631.78
		40	0.031	-0.014	633.77
		41	-0.014	-0.004	634.19
		42	-0.024	-0.049	635.44
		43	0.054	0.009	641.60
		44	-0.059	-0.033	648.89
		45	0.057	0.014	655.80
		46	-0.042	-0.013	659.48
		47	0.010	-0.019	659.70
		48	0.006	-0.010	659.79
		49	-0.014	-0.020	660.23
		50	0.007	-0.041	660.35
		51	0.004	-0.027	660.38
		52	0.019	0.007	661.12
		53	-0.043	-0.035	665.14
		54	0.065	0.044	674.15
		55	-0.077	-0.036	686.72
		56	0.051	0.006	692.25
		57	-0.013	-0.004	692.61
		58	-0.003	-0.003	692.63
		59	0.008	0.002	692.75
		60	-0.021	-0.020	693.70
		61	0.041	0.028	697.33
		62	-0.037	0.003	700.22
		63	-0.016	-0.045	700.80
		64	0.031	-0.029	702.84
		65	0.008	0.000	702.99

Quelle: eigene Berechnungen

6.3.2 Variance Ratio-Statistik

Als Verdichtung der Information aus der AC und PAC steht die Variance Ratio-Statistik (VR(q)-Statistik) zur Verfügung. Als *Novum* erfolgt hier die Programmierung derart, daß eine vergleichende graphische Darstellung „kontinuierlich“ über ein größeres Periodenspektrum und über verschiedene Renditen eine genauere, systematisiertere Beurteilung ermöglicht (Abb. 6.3-1). Standardmäßig finden sich in der Literatur VR(q)-Berechnungen nur für einzelne, „ausgewählte“ Perioden (z.B. Campbell/Lo/MacKinlay (1997, S. 69ff.). Mit der Berechnung über „alle“ Perioden q wird der Einsatz der VR(q)-Statistik hier systematisiert.

Das stilisierte Faktum der MR drückt sich in der gewählten Darstellung darin aus, daß über ein bestimmtes Periodenintervall der Graph der VR(q)-Funktion monoton fällt und von dem positiven Bereich in den negativen Bereich überwechselt. Das klassische MR-Muster ist *nur* im DJGI World auf *Tagesrenditebasis* klar erkennbar. In dem Sonderfall des DJGI Asia/Pacific führen die Turbulenzen Anfang und Mitte der 90er Jahre in Japan und die EM-Asienkrise von 1997/98 zu einer permanenten $VR(q) > 1$ und können als idiosynkratisch aufgefaßt werden. In allen übrigen Fällen ist die negative VR(q) für ausreichend hohe q beobachtbar. Das besondere Verhalten des speziellen Fünftels der Weltmarktkapitalisierung (DJGI Asia/Pacific) kann vom DJGI World assimiliert werden. Etwa bis $q=55$ verläuft die VR(q)-Funktion im positiven Bereich und indiziert eine Form von Excess Volatility. Sie fällt dann bis auf knapp $VR=0,5$ ab, um sich bei $q>180$ zu stabilisieren. Bei einer Periodenlänge von einem 3/4-Jahr scheint MR am ausgeprägtesten zu sein. Im Anschluß daran deutet sich das in der Literatur vorzufindende U-förmige Muster an, in dessen Verlauf die VR sich wieder der Nullage nähert.

Interessant ist ferner eine besondere Eigenschaft der Aggregationswirkung. Der VR(q)-Verlauf des DJGI World hebt sich deutlich vom VR(q)-Verlauf der dominierenden vier Fünftel Marktkapitalisierung (DJGI Americas und DJGI Europe/Africa) ab. Die in der Investmentpraxis oftmals unterstellten trendbehafteten Rotationsprozesse⁴ scheinen sich - sofern sie denn existieren sollten - auf aggregiertem Niveau nicht zu eliminieren, sondern in einem *eigenständigen MR-Muster* aufzugehen. Hervorzuheben ist die ausgesprochen hohe VR(q) des DJGI World für $q < 20$, die die VR der anderen Indizes deutlich übertrifft.

⁴ Entsprechend dem „modischen“ Emissionsverhalten der Fondsindustrie wurde möglicherweise als Reflex der zunehmenden Globalisierung früher regionenbezogen, seit knapp fünf Jahren eher branchenbezogen argumentiert.

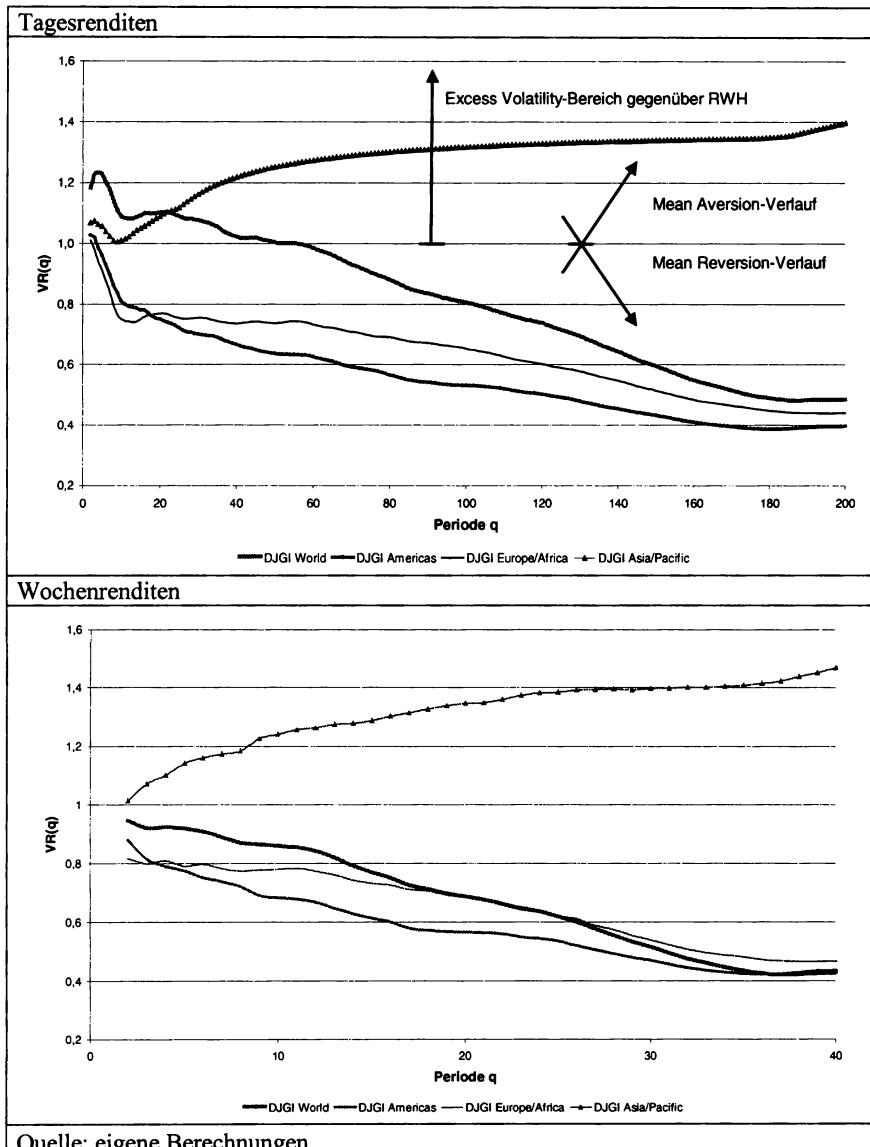


Abb. 6.3-1: Variance Ratio-Statistik der Tages- und Wochenrenditen aggregierter DJGI Total Return-Indizes

Auch auf dem hier gewählten insgesamt höheren Aggregationsniveau des DJGI World und seiner regionalen Subindizes findet sich Evidenz für ein in anderen Untersuchungen nur auf niedrigerem Aggregationsniveau festgestelltes stilisiertes Faktum: Die sonst bei einzelnen Wertpapieren im kürzerfristigen Bereich tendentiell negative Autokorrelation steht in einem Kontrast zur tendentiell positiven Autokorrelation auf Portfolioniveau (Campbell/Lo/MacKinlay 1997, S. 74).

Auf *Wochenrenditebasis* bleibt das Grundmuster im VR(q)-Verlauf nur grob erhalten. Der entscheidende Unterschied liegt darin, daß im langfristigen Bereich das MR-Potential des DJGI World noch wesentlich ansteigt und das der anderen Indizes übertrifft, im kurzfristigen Bereich jedoch keine positive VR(q) mehr erkennbar ist und somit durch zeitliche Aggregation auch unter diesem Aspekt eine Stabilisierung im Renditeprozeß eintritt. Allerdings liegt im kurzfristigen Bereich die VR des DJGI World immer noch deutlich höher als bei seinen Subindizes.

Zusammenfassend lässt sich die Einschätzung abgeben, daß auf dem aggregiertesten Niveau des DJGI World das identifizierte MR-Potential frequenzabhängig bleibt und nicht „zeitlich herausdiversifiziert“ wird. Aus einer EMH-feindlichen Perspektive eröffnet sich hier ein Ansatzpunkt z.B. für Mechanismen der Cross Infection. Aus einer EMH-freundlichen Perspektive liegt dem ein stabiler, konsistenter Mechanismus zugrunde, über den in einem Gleichgewichtsmodell unter (quasi-)rationaler Erwartungsbildung zeitvariable Überrenditen, also Schwankungen im Marktpreis des Risikos und lokale stochastische Trends, zulässig sind.

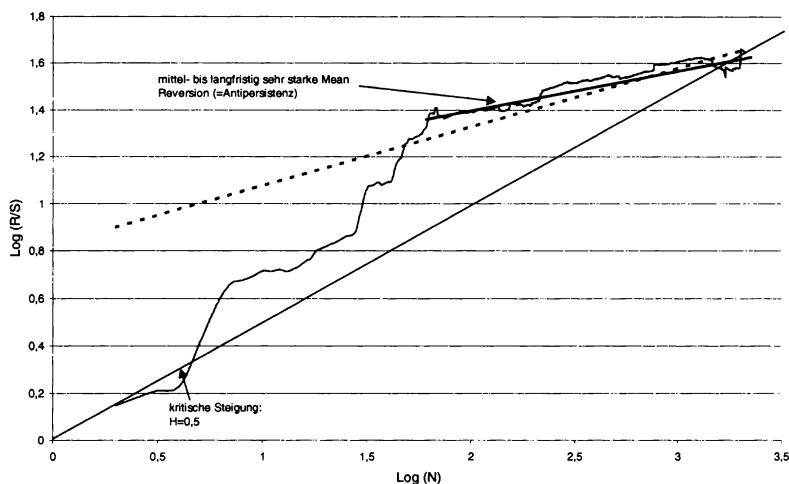
6.3.3 Hurst-Mandelbrot Rescaled Range-Analyse

Eine weitere in Abschnitt 5.3.2 erörterte, differenzierte Methode um Mean Reversion aufzudecken, ist die Hurst-Mandelbrot Rescaled Range-Analyse (R/S-Analyse). Folgende stilisierte Fakten lassen sich in einer Gegenüberstellung der vorliegenden vier DJGI Zeitreihen auf Tagesrenditebasis und nicht überlappender Wochenrenditebasis⁵ ermitteln. In den Abbn. 6.3-2 und 6.3-3 (Rescaled Range-Analyse für Tagesrenditen) sowie Abbn. 6.3-4 und 6.3-5 (Rescaled Range-Analyse für nicht überlappende Wochenrenditen) ist die logarithmische Rescaled Range-Statistik über der logarithmischen Anzahl der Ren-

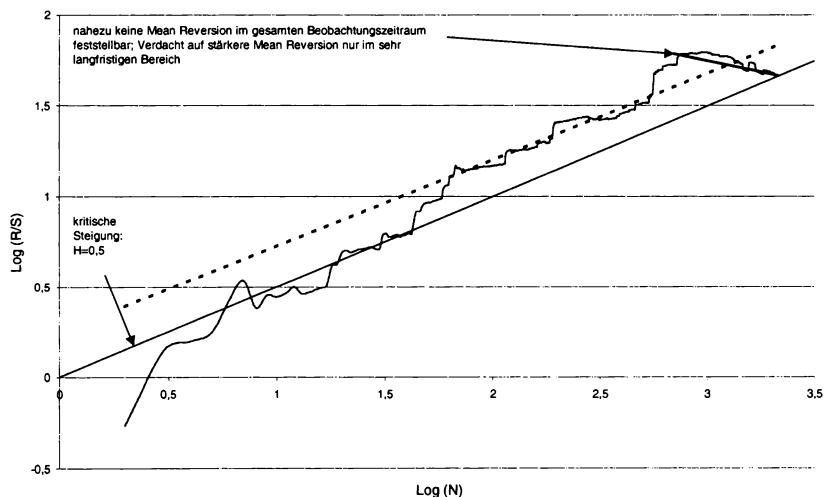
⁵ Die Verwendung rollierender Renditen ist unbedingt zu vermeiden, da die in diesem Falle inhärente Autokorrelation die originären MR-Effekte überlagern und verdecken könnte.

diten aufgetragen. Die unterbrochene Linie ist der Graph der *exakt errechneten* Regressionsgeraden über den gesamten Zeithorizont.

Rescaled Range-Analyse für den DJGI World (Tagesrenditen)

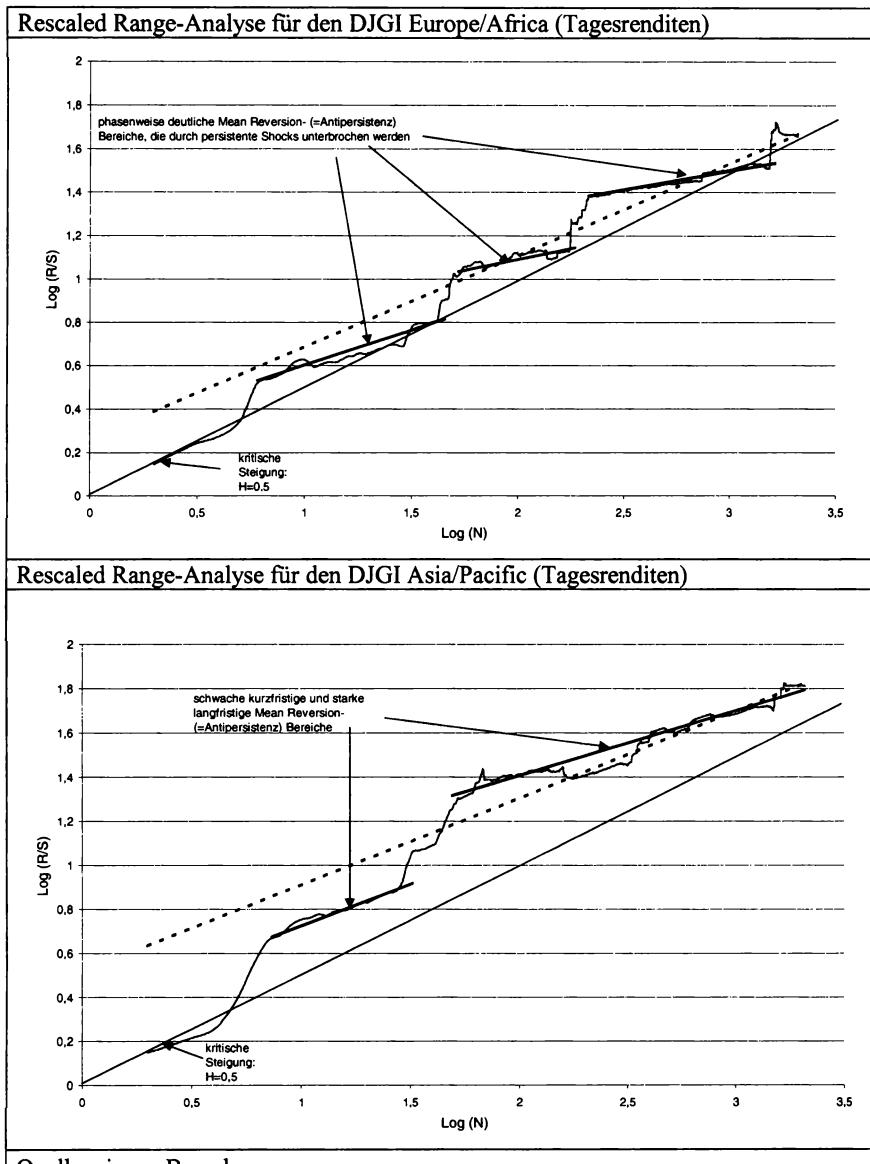


Rescaled Range-Analyse für den DJGI Americas (Tagesrenditen)



Quelle: eigene Berechnungen

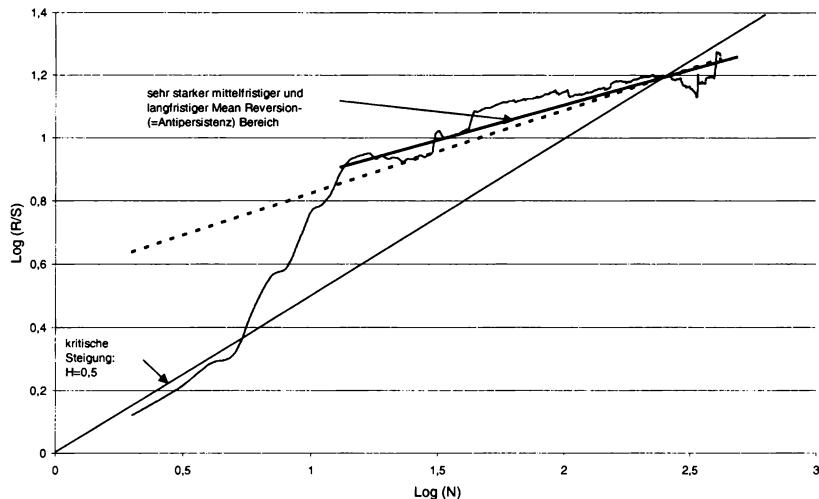
Abb. 6.3-2: Hurst-Mandelbrot-Rescaled Range-Analyse I



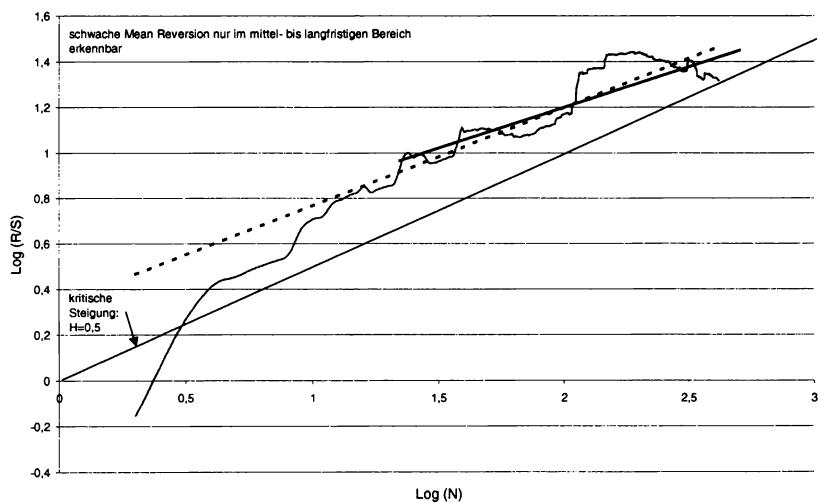
Quelle: eigene Berechnungen

Abb. 6.3-3: Hurst-Mandelbrot-Rescaled Range-Analyse II

Rescaled Range-Analyse für den DJGI World (nicht überlappende Wochenrenditen)



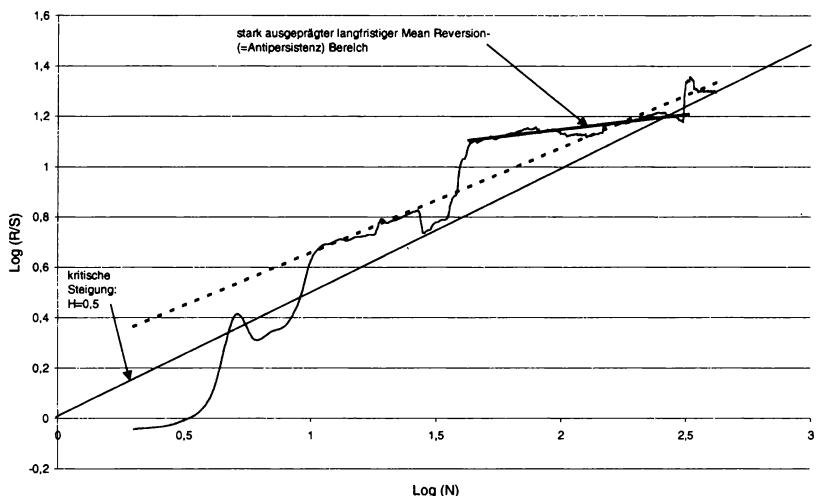
Rescaled Range-Analyse für den DJGI Americas (nicht überlappende Wochenrenditen)



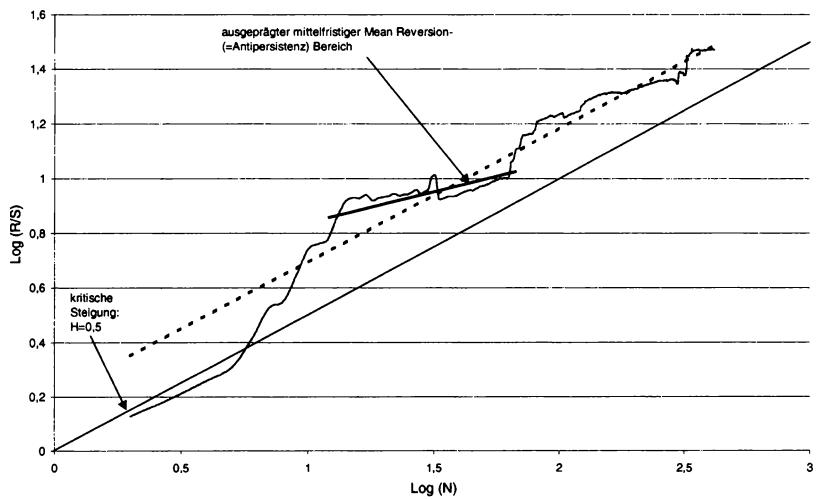
Quelle: eigene Berechnungen

Abb. 6.3-4: Hurst-Mandelbrot-Rescaled Range-Analyse III

Rescaled Range-Analyse für den DJGI Europe/Africa (nicht überlappende Wochenrenditen)



Rescaled Range-Analyse für den DJGI Asia/Pacific (nicht überlappende Wochenrenditen)



Quelle: eigene Berechnungen

Abb. 6.3-5: Hurst-Mandelbrot-Rescaled Range-Analyse IV

Ihre Steigung entspricht dem Hurst-Exponenten und führt zu einer Mean Reversion ($H<0,5$)- bzw. Mean Aversion ($H>0,5$)-Aussage. Zur Veranschaulichung und Setzung einer Bezugsgeraden ist jeweils eine solche mit der kritischen Steigung $H=0,5$ eingetragen, die durch den Ursprung verläuft und einen idealtypischen Random Walk-Verlauf von Log(R/S) markiert.

Zu beachten ist an den errechneten Regressionsgeraden, daß sie in den meisten Fällen vom optisch-intuitiven Verlauf abweichen. Hier liegt jedoch ein Trugschluß vor, da aufgrund der logarithmischen X-Achse die Dichte der Punkte zum Unendlichen zunimmt und daher der „Schwerpunkt“ der Geraden „rechtslastig“ ist.

Neben den totalen Regressionsgeraden sind zur Erleichterung der Diskussion lokale Regressionsgeraden *per Hand* eingezeichnet.

Im Einzelnen können folgende stilisierte Fakten festgehalten werden:

- a) Fast alle R/S-Verläufe (bis auf DJGI Asia/Pacific) konvergieren langfristig mit der $H=0,5$ -Geraden. Dieses entspricht der ökonomisch begründbaren Voraussage, daß *sehr* langfristige Renditeprozesse in der Tat einem Random Walk (mit Drift) folgen. Dieser Sachverhalt stützt in gewisser Weise die Universalempfehlung der klassischen Kapitalmarkttheorie auf eine B&H-Strategie und die Hypothese der Sinnlosigkeit *langfristiger* Timing-Prognosen.
- b) Mittel- bis langfristig lassen sich jedoch unterschiedlich ausgeprägte MR-Muster identifizieren. Ebenfalls eine Ausnahme stellt der DJGI Americas dar (Abbn. 6.3-2 und 6.3-4). Bis auf ein schmales Band im langfristigen Bereich (ab 2,5 Jahre) ist auf Tagesrenditebasis keine MR feststellbar. Nur ganz leichte Mean Reversion ist ab dem mittelfristigen Bereich (ab 6 Monate) erkennbar. Nach der R/S-Analyse zu urteilen entspricht der Renditeprozeß des DJGI Americas von allen hier vorliegenden am ehesten einem idealtypischen Random Walk. Diese Beobachtung entspricht zahlreichen empirischen Langfristuntersuchungen, die auf dem US-amerikanischen Aktienmarkt (z.B. bezüglich des S&P500-Index oder des NYSE-Index auf der Basis von CRSP-Daten) keine bedeutenden MR-Effekte im Sinne eines Long Memory über die R/S-Analyse nachweisen können (Lo/MacKinlay 1999, S. 179f.). Offenbar ist hier aber eine differenziertere Analyse notwendig, da auch immer wieder gegenteilige Hypothesen vertreten werden und die Frage bis heute kontrovers diskutiert wird.⁶

⁶ Über *loglineares Detrending* (LLD) findet Wen (1996, S. 140ff.) auf *Tagesdatenbasis* für 1:1953 bis 12:1982 im S&P500 Index erhebliche Evidenz für eine nichtlineare

- c) Die Graphen der Tages- und Wochenrenditen unterscheiden sich nicht grundlegend. Offensichtlich wirken sich mögliche hochfrequente Autokorrelationseffekte, die bei Wochenrenditen absorbiert werden bzw. zu starken Inferenzerscheinungen führen könnten, nicht übermäßig stark auf das R/S-Muster aus. Dennoch sind Unterschiede feststellbar. Dieses stützt die Hypothese, daß gerade *nichtlineare Effekte des höherfrequenten Bereiches eine Quelle für MR-Effekte darstellen* (Abbn. 6.3-2 und 6.3-3 im Vergleich mit Abbn. 6.3-4 und 6.3-5).
- d) Auffallend sind die recht deutlichen MR-Effekte im DJGI Asia/Pacific über den gesamten Horizont auf Tagesrenditebasis (Abb. 6.3-3) und die phasenzentrierten Mean Reversion-Effekte im DJGI Europe/Africa auf Tages- und Wochenrenditebasis (Abbn. 6.3-3 und 6.3-5). Beim DJGI Europe/Africa scheinen mehrere Strukturbrüche mit Mean Aversion vorzuliegen.
- e) Interessanterweise treten die mit Abstand *deutlichsten stabilen MR-Effekte auf dem höchstaggregierten Niveau des DJGI World* auf (Abbn. 6.3-2 und 6.3-4). Dieses ist vor allem unter folgendem Aspekt etwas überraschend: Intuitiv liegt die Vermutung nahe, daß sich verschiedene MR-Effekte des disaggregierteren Niveaus, die mit schwacher EMH in Verbindung gebracht werden könnten, sich über den Diversifikationseffekt gegenseitig eliminieren. Der bis zum mittelfristigen Bereich (bis 50 Tage) gleichmäßige R/S-Verlauf mit Mean Aversion-Eigenschaft spricht jedoch eher für einen zunächst „überpersistenten“ Ansteckungseffekt (Contagion), der zum langfristigen Bereich hin (ab 50 Tage auf Tagesrenditebasis, ab 200 Tage auf Wochenrenditebasis) von einem gleichmäßigen R/S-Verlauf mit MR-Eigenschaft abgelöst wird.
- f) Schließlich ist bemerkenswert, daß sich die *lokalen* R/S-Muster des disaggregierteren Niveaus auf dem höchstaggregierteren Niveau größtenteils verlieren. Offenbar besitzt der Renditeprozeß des DJGI World auch hier einen eigenen stochastischen Charakter. Dieses stilisierte Faktum ist etwas überraschend, da zumindest seitens des DJGI Americas mit seinem 53%igen Anteil an Marktkapitalisierung ein größerer Einfluß hätte zugesprochen werden können. Das stilisierte Faktum eines eigenständigen R/S-

Dynamik in den Renditen. Er kommt zu dem Ergebnis, daß der Renditeprozeß eher einem zeitkontinuierlichen, *deterministischen* Chaos folgt als einem linear stochastischen Prozeß und hält die gefundene Prozeßeigenschaft für konsistent mit der MR-Evidenz von Poterba/Summers (1988). Eine vorgelagerte MA-Technik verändert nicht die deterministische Autokorrelationsstruktur der LLD-Daten.

Profils bietet Anlaß zur Hypothese, daß im Risk-Return-Tradeoff eine Begründung für diese bemerkenswerte MR-Eigenschaft liegt.

Unter intuitivem Rückgriff auf die Abb. 6.1-3 könnte argumentiert werden, daß der wohldiversifizierte DJGI World US-Investor sich gegenüber weniger diversifizierten und evtl. einem Home Bias unterliegenden Investoren benachteiligt sieht, die dauerhaft über viele Jahre (scheinbar) risikoadjustierte Überrenditen - möglicherweise durch momentumgetriebene Umlenkung der Kapitalströme zu Lasten des DJGI Asia - erwirtschaften (DJGI Americas oder DJGI Europe/Africa). Ein solcher Gedanke würde aber einen niedrigen Integrationsgrad der Kapitalmärkte implizieren. Dem gegenüber befindet sich der US-Investor aber gerade wegen des MR-Effektes in einer günstigeren Position, da ihm - neben dem geringeren Downside-Risiko - der MR-Effekt eine wesentlich höhere strukturelle Stabilität bietet, wie die R/S-Analyse aufzeigt. Bei dieser in der Literatur wenig beachteten Interpretationsmöglichkeit⁷ findet sich an dieser Stelle ein empirischer Hinweis darauf, daß die Wahl adäquater Risikomaßzahlen jenseits des σ -Status Quos für das Asset Pricing von entscheidender Bedeutung ist. Ferner erscheint die durch MR induzierte, den Nutzen mindernde Excess Volatilität in einem gedämpfteren Licht. In einer Welt potentieller nichtlinearer Erscheinungen gewinnt die Frage nach struktureller Stabilität an Gewicht. Schließlich ist der „Melt Down“ des DJGI Asia/Pacific im Zuge der Asienkrise von 1997 im internationalen Portfoliozusammenhang zu bewerten: Hohe Kapitalzuflüsse in zu wenig liquide Märkte vor der Asienkrise und der abrupte Abzug des Kapitals mit anschließenden unvermeidbaren realwirtschaftlichen Friktionen lassen den Verdacht aufkommen, daß die Asienkrise in der Rezeption aus portfoliotheoretischer Sicht im wesentlichen eine *Krise der schlecht diversifizierten Investoren* war. Jahrzehnteweise scheinen sich ex post „Megatrends“ herauszubilden, die bestimmte Regionen⁸ gemessen an der Aktienperformance chronisch bevorzugen oder benachteiligen zu scheinen, ohne daß ex ante entsprechende Prognosen möglich sind. Erinnert werden kann an dieser Stelle, daß etwa in den 60er und 70er Jahren und den späten 80er Jahren

⁷ Eine entsprechende Argumentation findet sich z.B. in Peters (1991, S. 87-89).

⁸ Statt Regionen wäre an dieser Stelle auch völlig analog eine Disaggregation nach sogenannten Investmentstyles (Value vs. Growth; Small Cap vs. Large Cap etc.) anzuführen. Aus portfoliotheoretischer Sicht ist der *Sachverhalt* einer spekulativen Unterdiversifikation entscheidend, *weniger Art und Weise* der Unterdiversifikation.

ein dem DJGI Asia/Pacific vergleichbarer Performanceindex das DJGI Americas- oder DJGI Europe/Africa-Äquivalent ebenso deutlich "outperforms" hätte.⁹

Es bleibt somit der kritische Hinweis, daß trotz der beträchtlichen Datenbasis von 2083 Realisationen auf Tagesbasis die Grundgesamtheit in Anbetracht der langen Fristigkeiten der MR-Effekte für eine robustere Abschätzung der oben dargelegten stilisierten Fakten durchaus noch am unteren Rand anzusetzen ist. Mit einer nicht zu kleinen Restwahrscheinlichkeit muß auch hier ein Data Mining ins Kalkül gezogen werden. Leider stehen auf Tagesbasis - wohl auf Monatsbasis¹⁰, was nicht Gegenstand der vorliegenden Arbeit sein soll - keine umfassenderen globalen Aktienmarktdaten zur Verfügung, so daß die Ausgangslage für die empirische Kapitalmarktforschung weiterhin etwas unbefriedigend ist.

6.3.4 Modellierung der Renditen als ARMA-Mischprozeß

Nach der Aufdeckung und Bewertung der seriellen Korrelation der Renditen im DJGI World (und in der gesamten regionalen DJGI Indexfamilie) stellt sich vor dem Hintergrund der TVER-Hypothese aus mathematischer Sicht die Frage, wie die permanenten und transitorischen Effekte in einem ARMA-Mischmodell erfaßt werden können. Nachfolgend sollen im Rahmen einer parsimonischen Modellierung die Prozesse ARMA(1,0), ARMA(0,1), ARMA(1,1) und ARMA(1,2) auf Tagesrenditebasis diskutiert werden. Es erfolgt eine Beschränkung auf Tagesrenditebasis und zunächst ohne Benchmark-Korrektur¹¹, um die Informationsverluste, die bei niedrigeren Frequenzen auftreten, zu vermeiden und idiosynkratische Effekte der Zinsstruktur zu eliminieren.

Ausgangspunkt der Modellierung ist das im Abschnitt 6.3.1 über die AC und PAC aufgedeckte Faktum, daß als Folge eines Non-Synchronous/Infrequent Trading-Effektes ein großer Teil der sehr kurzfristigen Autokorrelation erklärt werden kann. Da in diesem Zusammenhang unter EMH-Überlegungen von einem gedächtnislosen Effekt auszugehen ist, soll diese Autokorrelation über eine Autoregression 1. Ordnung, also über ein ARMA(1,0)-Modell, erfaßt werden (Tab. 6.3-5).

⁹ Die hier bewußt gewählten populärwissenschaftlichen Termini sind in Anführungszeichen gesetzt. Es soll gezielt auf Scheinzusammenhänge zur gängigen Charttechnik hingewiesen werden.

¹⁰ Z.B. die Index-Familie von Morgan Stanley Capital International (MSCI).

¹¹ Die Berücksichtigung der Zinsstruktur bzw. eine Risikoadjustierung erfolgt in den späteren Modellen.

Tab. 6.3-5

ARMA(1,0)- und ARMA(0,1)-Modellierung der DJGI World-Tagesrenditen

ARMA(1,0)				
Variable	Koeffizient	Standardfehler	t-Statistik	p-Wert
C	0,000508	0,000191	2,659764	0,0079***
AR(1)	0,183655	0,029934	6,135404	0,0000***
R ²	adjustiertes R ²	D-W-Statistik	AIC	SC
0,033729	0,033265	1,975472	-7,052519	-7,047098
P[F-Statistik]	p[Chow]	Konvergenz	p[ARCH-LM(65)]	Jarque-Bera
0,000000***	0,212; 0,808	2 Iterationen	0,000000***	1245,084
ARMA(0,1)				
Variable	Koeffizient	Standardfehler	t-Statistik	p-Wert
C	0,000509	0,000186	2,729767	0,0064***
MA(1)	0,198090	0,030222	6,554540	0,0000***
R ²	adjustiertes R ²	D-W-Statistik	AIC	SC
0,036579	0,036116	2,006338	-7,055933	-7,050515
P[F-Statistik]	p[Chow]	Konvergenz	p[ARCH-LM(65)]	Jarque-Bera
0,000000***	0,176; 0,757	4 Iterationen	0,000000***	1302,168

* Tagesrendite = $\log(P_t) - \log(P_{t-1})$
*** Signifikanz auf 1%-Niveau

Hinweise:

Die Irrtumswahrscheinlichkeiten des Chow-Tests auf Strukturbruch werden für eine Dritteling des Samples errechnet, also für n=694 und n=1389. (Nullhypothese: Es liegt kein Strukturbruch vor)

Die Nullhypothese vom ARCH LM-Test lautet hier, daß bis zur Ordnung 65 in den Residuen kein ARCH festgestellt werden kann.

Quelle: eigene Berechnungen

Die Berechnung erfolgt aufgrund des Anfangsverdachtes grundsätzlich unter White-Heteroskedastizität-konsistenten Standardfehlern und Kovarianzen. Sowohl die Konstante (stochastischer Drift eines Random Walks) als auch der AR(1)-Koeffizient sind auf 1%-Niveau signifikant. Das R² (adjustierte R²)¹²

¹² Das adjustierte R² bestraft das Hinzufügen von Regressoren, die keine Erklärungskraft besitzen, durch Berücksichtigung des Freiheitsgrades. Es trägt der Problematik der Spurious Regression und Überparametrisierung Rechnung. Das adjustierte R² ist immer

liegt mit 0,0337 (0,0333) im Rahmen der Erwartung, so daß hiermit eine Modellierungsbenchmark gegeben ist.¹³

In diesem Modell wie auch in den folgenden Erweiterungen kann auf dem kritischen unteren und oberen Sample-Drittel über den Chow-Test kein Strukturbruch festgestellt werden, so daß die Ergebnisse als robust gelten können.

Aufgrund der in Abschnitt 5.2.1 angesprochenen Dualitätsfrage soll dem ARMA(1,0)-Prozeß der ARMA(0,1)-Prozeß gegenübergestellt werden (Tab. 6.3-10). Mit Koeffizienten auf gleichem Signifikanzniveau und einem $R^2=0,036579$ (0,036116) ist in der Tat nunmehr kaum eine Unterscheidung möglich, ob ein ARMA(1,0)- oder ein ARMA(0,1)-Prozeß vorliegt, obwohl der Unterschied bekanntmaßen von erheblicher ökonomischer Tragweite ist. Offensichtlich absorbiert der ARMA(0,1)-Prozeß einen großen Teil des ARMA(1,0)-Effektes. Die D-W-Statistik bleibt mit $2,006 \approx 2$ völlig unkritisch. Insgesamt scheint jedoch der ARMA(0,1)-Prozeß gemessen am R^2 sowie dem AIC und SC eine höhere Modellierungsgüte zu besitzen. Im Hinblick auf MR ist schon an dieser Stelle zu vermuten, daß über die MA-Komponente eine hier relevante serielle Korrelation erfaßt wird, die über eine AR-Komponente nicht abgedeckt wird.

In einem weiteren Schritt wird analysiert, von welcher Qualität ein ARMA(1,1)-Mischprozeß ist (Tab. 6.3-6). Wie zu erwarten verbessert sich das R^2 . Hingegen verschlechtern sich das AIC und SC wieder. Der Grund liegt in dem schlechten p-Wert für die AR(1)-Komponente, die offenbar von der MA(1)-Komponente in dieser Form des Mischmodells kannibalisiert wird. Das ARMA(1,1) muß daher verworfen werden.

Interessanterweise liefert dagegen mit einem $R^2=0,0395$ (0,0382) das ARMA(1,2)-Modell eine erhebliche Verbesserung bei ebenso deutlich günstigeren AIC und SC. Alle p-Werte verweisen auf ein hohes Signifikanzniveau. Der Kannibalisierungseffekt tritt hier nicht auf, obwohl aus Stabilitätsüberlegungen heraus bezeichnend und nicht unkritisch ist, daß die Summe der ARMA-Koeffizienten ungefähr Null ergibt (Einheitswurzelproblematik). Günstig zu

kleiner als das (nicht adjustierte) R^2 . Aus Gründen der Übersichtlichkeit wird das adjustierte R^2 nachfolgend in Klammern angegeben.

¹³ Da im S-L-M-CAPM von einem strengen Random Walk mit Drift auszugehen ist und gerade Tagesrenditen sehr starken idiosynchratischen Einflüssen unterliegen, die unter der EMH nicht ausbeutbar sind, ist ein $R^2 \geq 0,03 = 3\%$ als prozentuale Varianzerklärung, sofern es auf persistenten Effekten serieller Korrelation beruht, schon als bedeutsam anzusehen. Es darf hierbei nicht übersehen werden, daß insbesondere gleichgerichtete transitorische Effekte serieller Korrelation sich bei niedrigeren Frequenzen erheblich kumulieren können.

werten ist der Sachverhalt, daß auch in diesem Fall keine Konvergenzprobleme im Schätzalgorithmus auftreten.

Tab. 6.3-6

ARMA(1,1) und ARMA(1,2)-Modellierung der DJGI World-Tagesrenditen

ARMA(1,1)				
Variable	Koeffizient	Standardfehler	t-Statistik	p-Wert
C	0,000510	0,000184	2,774742	0,0056***
AR(1)	-0,083116	0,150128	-0,553630	0,5799
MA(1)	0,277833	0,145000	1,916093	0,0555
R ²	adjustiertes R ²	D-W-Statistik	AIC	SC
0,036994	0,036067	1,998941	-7,054942	-7,046810
P[F-Statistik]	p[Chow]	Konvergenz	p[ARCH-LM(65)]	Jarque-Bera
0,000000***	0,278; 0,919	6 Iterationen	0,000000***	1330,359
ARMA(1,2)				
Variable	Koeffizient	Standardfehler	t-Statistik	p-Wert
C	0,000518	0,000156	3,321085	0,0009***
AR(1)	0,812089	0,164676	4,931448	0,0000***
MA(1)	-0,622609	0,163766	-3,801826	0,0001***
MA(2)	-0,189821	0,036272	-5,233334	0,0000***
R ²	adjustiertes R ²	D-W-Statistik	AIC	SC
0,039547	0,038159	1,993586	-7,056635	-7,045793
P[F-Statistik]	p[Chow]	Konvergenz	p[ARCH-LM(65)]	Jarque-Bera
0,000000***	0,399; 0,279	8 Iterationen	0,000000***	1372,949
*** Signifikanz auf 1%-Niveau				
Quelle: eigene Berechnungen				

Vor dem Hintergrund der MRH kommt die deutliche Favorisierung für ein ARMA(1,2)-Modell¹⁴ nicht überraschend, da die erforderlichen signifikanten

¹⁴ Auf die Diskussion der ARMA(2,1)-, ARMA(2,2)- und ARMA(1,3)-Modelle wird verzichtet, da die Signifikanzniveaus für die ARMA-Koeffizienten zum Teil drastisch einbrechen und deutliche Modellfehlspezifikationen als Folge von Überparametrisierung vorliegen.

transitorischen Komponenten in der seriellen Korrelation zur Verfügung gestellt werden. Ferner wird die MRH gestützt durch die MA(2)-Komponente, mit *der lokale stochastiche Trends* etabliert werden. Offen bleibt bis hierhin, ob eine Modellierung der Heteroskedastizität wiederum zu einem Kollabieren des ARMA-Mischmodells führt. Auf die Diskussion der ARMA(2,1)-, ARMA(2,2)- und ARMA(1,3)-Modelle wird verzichtet, da die Signifikanzniveaus für die ARMA-Koeffizienten zum Teil drastisch als Folge von Überparametrisierung einbrechen und deshalb deutliche Modellfehlspezifikationen bei höheren ARMA(p,q)-Modellen vorliegen.

Im nachfolgenden Abschnitt wird analysiert, wie weit die serielle Korrelation über ökonomische fundierte Modelle erfaßt werden kann bzw. ob nach gängiger Auffassung „unspezifizierte“ transitorische Komponenten immer noch als Anomalien übrigbleiben, auf denen die MRH als stilisiertes Faktum mit der EMH in Konfrontation gesetzt werden kann.

6.4 Evidenz fundamentaler Partialmodelle zur Erklärung der Mean Reversion

Insgesamt bleibt aus dem Abschnitten 5.2.1 und 6.3.2 die Feststellung, daß die graphische Analyse der AC und PAC zwar ein wichtiger Schritt zu einer vermuteten ARMA-GARCH-Mischmodellierung darstellt, zur „genauen“ Spezifizierung der Koeffizienten aber letztlich nur iterative Heuristiken zur Verfügung stehen (Harvey 1995, S. 89ff.). Der ökonomische Begründungshintergrund bei einer derartigen reinen technischen Analyse bleibt unklar. Nachfolgend wird zunächst partialanalytisch untersucht, mit welchen ökonomischen Modellen die aufgedeckte serielle Korrelation im DJGI World abgebildet werden kann.

6.4.1 Volatility Feedback-Effekt

Aus der Forschung um die Theorie der Zinsstruktur und dem C-CAPM bietet sich im Rahmen der GARCH-Modellierung eine Möglichkeit an, die Auswirkungen der Heteroskedastizität auf den Renditeprozeß in einer Form abzubilden, die dem prognostizierten Risk-Return-Tradeoff des S-L-M-CAPM ($r_m=f(\sigma_m)$ bzw. $r_m=f(\sigma_m^2)$) folgt.

In diesem Zusammenhang kann der sogenannte *symmetrische* Volatility Feedback-Effekt (Campbell/Lo/MacKinlay 1997, S. 497) auch als CAPM-GARCH-M-Effekt bezeichnet werden, da eine Rückkoppelungsschleife¹ von

der Varianzgleichung auf die Mittelwertgleichung des Renditeprozesses besteht. Ist die Standardabweichung der Renditen konditioniert und geclustert, so wird in einer fundamentalen, *informationseffizienten Reaktion* der Renditeprozeß ein analoges zeitvariables Muster aufweisen.

In Erweiterung eines GARCH-Modells schlagen Engle/Lilien/Robins (1987)² am Beispiel der Modellierung zeitvariabler Risikoprämien in der Zinsstruktur vor, einen ARCH-in-Mean Term (ARCH-M) einzuführen über eine Rückkopplungsschleife der Varianzgleichung auf die Mittelwertgleichung als Funktion der exogenen Variablen X_t . TVER lassen sich dann auffassen als das Ergebnis einer systematischen Variation in der Perzeption über die unterlegte Unsicherheit über den Renditegenerierungsprozeß.

Gemäß Flannery/Hameed/Harjes (1997, S. 318) kann es heute als gesichert gelten, daß die Zinsvolatilität hochgradig zeitvariabel ist und maßgeblich die Überrendite von Treasury Bonds *und* Aktien beeinflußt. Ist die Risikoprämie eines Faktors *linear* zur konditionierten Volatilität, liegt *konstante RRA* vor (Flannery/Hameed/Harjes 1997, S. 320).

Strittig ist in der Diskussion jedoch,

- wie der genaue funktionale Zusammenhang zwischen der Volatilität und den Überrenditen ist (Linearität; zeitvariable Parameter im GARCH-M-Modell (Chou/Engle/Kane 1991); andere Modelle von Heteroskedastizität; Renditefrequenzen³),
- sich die Zinsvolatilität auf die Überrendite der Aktien auswirkt und
- die zeitlichen Aggregationseffekte in Abhängigkeit von dem stochastischen Verhalten zeitvariabler Überrenditen (Stationarität bzw. Instati-

¹ Es wird bei diesem Rückkopplungsmechanismus auch von der „No News is Good News-Hypothese“ als speziellem Mechanismus der Preiswirkung einer Informationsdiffusion gesprochen (Campbell/Lo/MacKinlay 1997, S. 498; Hafner/Herwartz 1999, S. 5). Jones/Lamont/Lumsdaine (1998, S. 335) finden Evidenz für einen hiervon zu unterscheidenden Vorkoppelungsmechanismus, den sie als „calm before the storm“-Effekt bezeichnen. Wenn ein großer Schock in Aussicht gestellt ist, nimmt im Vorfeld die Volatilität ab.

² Das Ergebnis ist eine Ablehnung der Erwartungshypothese der Zinsstruktur auf hohem Signifikanzniveau unter hoher Robustheit gegen Regime-Wechsel.

³ Z.B. stellt Ammer (1996) auf Monatsdatenbasis in einem GARCH-Modell keinen wesentlichen Zusammenhang zwischen Makrovariablen und Kovarianzen von Aktiendarrenditen fest.

onarität; transitorische bzw. permanente Schocks) beschaffen sind (Issac 1998).

In diesem und in den nachfolgenden Abschnitten soll daher der allgemeine Modellansatz für die Ursprungsregressionsgleichung⁴

$$(6.4-1) \quad r_{m,t} - r_{f,t} = \alpha + \bar{\gamma}_1 \bar{x}_t + \gamma_2 \sigma_t + \varepsilon_t \quad (\text{ARCH - M: Standardabweichung})$$

bzw.

$$r_{m,t} - r_{f,t} = \alpha + \bar{\gamma}_1 \bar{x}_t + \gamma_2 \sigma_t^2 + \varepsilon_t \quad (\text{ARCH - M: Varianz})$$

in verschiedenen konkurrierenden Variationen (serielle Korrelation und exogene Variablen) verfolgt werden. Im S-L-M-CAPM mit unkonditioniert normalverteilten Residuen müßte $\gamma_2=0$ und die Überrendite durch das α fixiert sein. Nur bei strukturellen Änderungen im Renditegenerierungsprozeß (Technologie) existieren Risikofaktoren X'_t mit Koeffizienten ungleich Null. Im ARCH-M-Fall ist zu prüfen, ob $\gamma_2>0$ signifikant ist und damit ein ökonomisch plausibles Vorzeichen besteht.

Zunächst soll anhand einer vergleichenden Analyse der Modelle ARMA(1,0)-GARCH(1,1)-M(σ) und ARMA(1,0)-GARCH(1,1)-M(σ^2) (Tab. 6.4-1) sowie ARMA(1,1)-GARCH(1,1)-M(σ) (Tab. 6.4-2) beurteilt werden, ob der aus dem S-L-M-CAPM durch intertemporalen Transfer hergeleitete symmetrische Volatility Feedback-Effekt empirisch erkennbar ist.

Folgende Ergebnisse lassen sich festhalten:

- Der $p[\text{ARCH-LM}(65)]$ -Wert zeigt die zuverlässige Eliminierung von ARCH in den Residuen auf. Der iterative Optimierungsalgorithmus konvergiert stabil.
- Gegenüber der konventionellen ARMA-Modellierung nähert sich die Verteilung der Residuen deutlich einer Normalverteilung an. Der Jarque-Bera-Wert kann etwa gedrittelt werden. Offensichtlich erklärt die GARCH-Eigenschaft einen großen Anteil der Nichtnormalität der Renditeverteilung.

⁴ Statt der konditionierten Standardabweichung findet man in der Literatur Hinweise, daß eher die konditionierte Varianz, also der Zusammenhang $r_m=f(\sigma_m^2)$ die Realität besser abbildet, ohne daß sich in den Ergebnissen große Unterschiede zeigen. Auf die genaue Spezifikation des Risikos wird an dieser Stelle daher nicht mehr weiter eingegangen. Vergleiche hierzu die detaillierten Ausführungen in Abschnitt 5.3.1.

- Gegenüber dem ARMA(1,0)-Prozeß liegt eine Verbesserung des R^2 vor, ohne daß die AR(1)-Komponente kannibalisiert wird. Dieses drückt sich auch in den günstigeren AIC und SC-Werten aus. Somit scheint mit der ARCH-M-Komponente ein eigenständiger Erklärungsbeitrag für die Renditevarianz ohne Überparametrisierungsgefahr vorzuliegen.
- Bis auf die Konstante der Mittelwertgleichung sind alle Koeffizienten der Mittelwertgleichung und Varianzgleichung hochsignifikant und von ökonomisch plausiblem Vorzeichen. Insbesondere ist der Koeffizient der M-Komponente positiv, so daß die konditionierte Varianz im S-L-M-CAPM-Sinne in der Tat positiv gepreist wird. Die Tatsache, daß die Nullhypothese der Mittelwertgleichung $H_0: C=0$ auf keinem gängigen Signifikanzniveau verworfen werden kann, bestätigt eindrucksvoll die Erklärungskraft der GARCH(1,1)-Komponente. Eine „Sockelung“ der Rendite wie im S-L-M-CAPM erfolgt offensichtlich implizit nur über die Varianzgleichung.
- Die Lösung der charakteristischen Gleichung der Varianzgleichung (Konstellation der ARCH(1) und GARCH(1)-Parameter) liegt relativ nahe am Einheitskreis, so daß - wie im Abschnitt 5.3.1 d) diskutiert wurde - ein Volatilitätsschock ARMA-analog nur relativ langsam abklingt.
- Dieser Sachverhalt findet seinen Reflex im ARMA(1,1)-GARCH(1,1)-M(σ)-Modell. Die p-Werte für AR(1) und MA(1) der Mittelwertgleichung kollabieren bei gleichzeitiger Erhöhung des SQR(GARCH)-Koeffizienten, so daß die Hypothese gestützt wird, daß über die GARCH(1,1)-M-Komponente ein wesentlicher Teil der seriellen Korrelation in MA(1)-Form generiert wird.
- Ein Vergleich der M(σ)- mit der M(σ^2)-Variante liefert einen empirischen Beitrag zur Diskussion, ob das bewertungsrelevante Risiko eher über die Standardabweichung oder die Varianz abgebildet werden sollte (Pagan/Hong 1991; French/Schwert/Stambaugh 1989). Auf der Grundlage der vorliegenden Daten kann kein Hinweis dafür gefunden werden, daß eine varianzbezogene Modellierung die Abbildungsgüte verbessert. Da gemessen am R^2 und AIC bzw. SC sogar eine deutliche Verschlechterung der Modellierungsgüte angezeigt wird, beschränkt sich die weitere Modellierung in dieser Arbeit auf die M(σ)-Variante im Einklang mit der theoretischen Vorgabe etwa von Glg. (4.1-25).

Tab. 6.4-1

ARMA(1,0)-GARCH(1,1)-M(σ)-Modellierung der DJGI World-Tagesrenditen

ARMA(1,0)-GARCH(1,1)-M(σ)					
	Variable	Koeffizient	Standardfehler	z-Statistik	p-Wert
Mittelwertig.	SQR (GARCH)	0,199878	0,099047	2,018003	0,0436**
	C	-0,000608	0,000597	-1,018650	0,3084
	AR(1)	0,195533	0,023989	8,150894	0,0000***
Varianzglg.	C	$9,31 \cdot 10^{-7}$	$3,47 \cdot 10^{-7}$	2,680649	0,0073***
	ARCH(1)	0,075287	0,019260	3,908903	0,0001***
	GARCH(1)	0,907020	0,021837	41,53545	0,0000***
R^2		adjustiertes R^2	D-W-Statistik	AIC	SC
0,034587		0,032261	1,995855	-7,246900	-7,230637
p[F-Statistik]		Konvergenz	p[ARCH-LM(65)]	Jarque-Bera	
0,000000***		23 Iterationen	0,967200	401,6940	
ARMA(1,0)-GARCH(1,1)-M(σ^2)					
	Variable	Koeffizient	Standardfehler	z-Statistik	p-Wert
Mittelwertig.	SQR (GARCH)	11,89610	6,325265	1,880727	0,0600*
	C	0,000110	0,000283	0,389458	0,6969
	AR(1)	0,194896	0,024004	8,119261	0,0000***
Varianzglg.	C	$7,97 \cdot 10^{-7}$	$3,08 \cdot 10^{-7}$	2,588079	0,0097***
	ARCH(1)	0,069031	0,017944	3,846981	0,0001***
	GARCH(1)	0,915890	0,020293	45,13255	0,0000***
R^2		adjustiertes R^2	D-W-Statistik	AIC	SC
0,34183		0,031856	1,993492	-7,246720	-7,230457
p[F-Statistik]		Konvergenz	p[ARCH-LM(65)]	Jarque-Bera	
0,000000***		31 Iterationen	0,968108	399,8156	

* Signifikanz auf 10%-Niveau; ** Signifikanz auf 5%-Niveau; *** Signifikanz auf 1%-Niveau

Hinweise: Die Berechnung erfolgt unter Bollerslev-Wooldridge robusten Standardfehlern und heteroskedastizitätskonsistenten Kovarianzen mittels des Marquardt-Optimierungsalgorithmus. Die Konvergenzgrenze des iterativen Prozesses wird gewählt zu 0,1% in den zu schätzenden Parametern. Der Berndt-Hall-Hausman-Algorithmus führt zu einem niedrigeren R^2 bei ungünstigeren AIC und SC und wird deshalb nicht verwendet.

Quelle: eigene Berechnungen

Tab. 6.4-2

ARMA(1,1)-GARCH(1,1)-M(σ)-Modellierung der DJGI World-Tagesrenditen

ARMA(1,1)-GARCH(1,1)-M(σ)					
	Variable	Koeffizient	Standard-fehler	z-Statistik	p-Wert
Mittelwertgleichung	SQR (GARCH)	0,210760	0,098796	2,133274	0,0329**
	C	-0,000667	0,000598	-1,115743	0,2645
	AR(1)	0,105497	0,130005	0,0811484	0,4171
	MA(1)	0,095791	0,129976	0,736992	0,4611
Varianzgleichung	C	$1,01 \cdot 10^{-6}$	$3,67 \cdot 10^{-7}$	2,752528	0,0059***
	ARCH(1)	0,078968	0,020027	3,943160	0,0001***
	GARCH(1)	0,901839	0,022772	39,60351	0,0000***
		R ²	adjustiertes R ²	D-W-Statistik	AIC
		0,036391	0,033603	2,007284	-7,246422
		p[F-Statistik]	Konvergenz	p[ARCH-LM(65)]	Jarque-Bera
		0,000000***	20 Iterationen	0,968803	412,5267
** Signifikanz auf 5%-Niveau; *** Signifikanz auf 1%-Niveau					
Quelle: eigene Berechnungen					

6.4.2 Leverage-Effekt

Nachfolgend ist der Frage nachzugehen, ob eine *asymmetrische* Modellierung von Volatilitätsschocks einen Beitrag zur Erklärung der Varianz der Renditen liefert und als Erweiterung der obigen symmetrischen Modellierung zu einer Verbesserung der Abbildungsleistung eines CAPM herangezogen werden kann.

Gegenstand der Analyse sind unter einer Berücksichtigung vorstehender Modellierungsergebnisse (Weglassung der Konstanten in der Mittelwertgleichung, Anpassung der ARMA(p,q)-Komponenten im Rahmen der Restriktion $p \leq 1$, $q \leq 2$) TGARCH- und EGARCH-Spezifikationen (Tabn. 6.4-3 und 6.4-4). Die Spezifizierung des EGARCH(1,1)-Modells folgt den Vorschlägen von Anderson/Bollerslev (1997, S. 137ff.) und führt zu einer höheren Abbildungsleistung als ein EGARCH(2,1)-Modell, wie es laut Bollerslev/Mikkelsen (1999, S. 82) üblicherweise für den S&P500 Index favorisiert wird.

Tab. 6.4-3
**ARMA(0,2)-TGARCH(1,1)-M(σ)- und ARMA(1,2)-EGARCH(1,1)-M-
Modellierung der DJGI World-Tagesrenditen**

ARMA(0,2)-TGARCH(1,1)-M(σ)					
	Variable	Koeffizient	Standardfehler	z-Statistik	p-Wert
Mittelwertglg.	SQR (GARCH)	0,069526	0,029765	2,335820	0,0195**
	MA(1)	0,214659	0,023994	8,946455	0,0000***
	MA(2)	0,039256	0,023238	1,689323	0,0912*
Varianzglg.	C	$1,72 \cdot 10^{-6}$	$5,17 \cdot 10^{-7}$	3,810562	0,0001***
	ARCH(1)	0,018068	0,015973	1,131165	0,2580
	($\varepsilon < 0$)ARCH(1)	0,126980	0,036830	3,447783	0,0006***
	GARCH(1)	0,881487	0,021479	41,03932	0,0000***
		R ²	adjustiertes R ²	D-W-Statistik	AIC
		0,035843	0,033055	2,032726	-7,262086
		Konvergenz	p[ARCH-LM(65)]	Jarque-Bera	Min(p[Q-Stat])
		15 Iterationen	0,887742	479,2445	0,146
ARMA(1,2)-EGARCH(1,1)-M(σ)					
	Variable	Koeffizient	Standardfehler	z-Statistik	p-Wert
Mittelwertglg.	SQR (GARCH)	0,077255	0,012156	6,355135	0,0000***
	AR(1)	0,977026	0,014229	68,66665	0,0000***
	MA(1)	-0,779771	0,026633	-29,27862	0,0000***
	MA(2)	-0,208066	0,023724	-8,770112	0,0000***
Varianzglg.	C	-0,702232	0,168358	-4,171070	0,0000***
	$ \varepsilon /\text{SQR}[\text{GARCH}(1)]$	0,206810	0,040384	5,121041	0,0000***
	$\varepsilon/\text{SQR}[\text{GARCH}(1)]$	-0,084047	0,033354	-2,519868	0,0117**
	EGARCH(1)	0,945981	0,014717	64,27777	0,0000***
		R ²	adjustiertes R ²	D-W-Statistik	AIC
		0,043857	0,040629	2,009434	-7,257755
		Konvergenz	p[ARCH-LM(65)]	Jarque-Bera	Min(p[Q-Stat])
		147 Iterationen	0,689728	383,0302	0,073
** Signifikanz auf 5%-Niveau; *** Signifikanz auf 1%-Niveau					
Hinweis: Die Ljung-Box Q-Statistik wird für $1 \leq k \leq 200$ berechnet.					
Quelle: eigene Berechnungen					

Tab. 6.4-4

ARMA(0,1)-EGARCH(1,1)-M(σ)-Modellierung der DJGI World-Tagesrenditen

ARMA(0,1)-EGARCH(1,1)-M(σ)					
	Variable	Koeffizient	Standardfehler	z-Statistik	p-Wert
Mittelwerte/g.	SQR (GARCH)	0,062424	0,028126	2,219430	0,0265**
	MA(1)	0,198356	0,023743	8,354339	0,0000***
Varianzgleichung	C	-0,222088	0,059010	-3,763574	0,0002***
	$ \epsilon /\text{SQR} [\text{GARCH}(1)]$	0,103906	0,021194	4,902540	0,0000***
	$\epsilon/\text{SQR} [\text{GARCH}(1)]$	-0,059327	0,024514	-2,420119	0,0155**
	EGARCH(1)	0,985731	0,004873	202,3048	0,0000***
		R^2	adjustiertes R^2	D-W-Statistik	AIC
		0,037783	0,035465	2,005111	-7,258959
Konvergenz		p[ARCH-LM(65)]	Jarque-Bera	Min(p[Q-Stat])	-7,242702
117 Iterationen		0,988021	578,0055	0,228	
** Signifikanz auf 5%-Niveau; *** Signifikanz auf 1%-Niveau					
Hinweis: Die Ljung-Box Q-Statistik wird für $1 \leq k \leq 200$ berechnet.					
Quelle: eigene Berechnungen					

Folgende Ergebnisse lassen sich festhalten:

- Sowohl das TGARCH- als auch das EGARCH-Modell lassen in der Varianzgleichung ökonomisch plausible Parameter erkennen ($\gamma(\text{TGARCH}) > 0$; $\gamma(\text{EGARCH}) < 0$; vgl. zur Notation Abschnitt 5.3.1), so daß der Leverage-Effekt deutlich bestätigt wird. Bis auf den ARCH(1)-Parameter in der TGARCH-Varianzgleichung sind alle Koeffizienten mindestens auf 10%-Niveau signifikant von Null verschieden. Insbesondere sticht das durchgehend hohe Signifikanzniveau der EGARCH-Spezifizierung hervor, die auch den deutlichsten Zuwachs im R^2 (0,0439 bzw. 0,0406) offeriert und mit einem Jarque-Bera-Testwert von 383,0302 die bislang niedrigste Nichtnormalität aufweist. Die Ljung-Box Q-Statistik wird für 200 Perioden berechnet. Die festgestellten Minima von 0,146 (TGARCH) und 0,073 (EGARCH) zeigen auf, daß die Modelle in ihren Residuen keine nennenswerte Autokorrelation mehr übriglassen, da ansonsten die Nullhypothese „keine Autokorrelation“ auf deutlich höherem Signifikanzniveau zu verwerfen wäre.

Bemerkenswert ist, daß die asymmetrisch-nichtlineare Modellierung der Varianzgleichung nicht in der Lage ist, die MA(1)- und MA(2)-

Parameter zu absorbieren, so daß auch in diesem Falle der Verdacht auf *nichtfundamentale* MR-Komponenten bestehen bleibt. Das ungewöhnlich hohe R^2 in der EGARCH-Spezifikation ist offenbar das Resultat einer mit der Einheitswurzelproblematik bzw. dem Dualitätsproblem verknüpften potentiellen Überparametrisierung der ARMA-Komponenten trotz des extrem hohen Signifikanzniveaus. Zum einen liegt die invertierte AR-Wurzel mit 0,98 nahe am Einheitskreis (was auch für eine invertierte MA-Wurzel mit 0,99 gilt). Zum anderen liegt in den MA-Parametern eine Vorzeichenumkehr vor, über die nun scheinbar der MR-Effekt auch im hier getesteten kurzfristigen Bereich erkennbar wird. Ferner verlangsamt sich die Konvergenzgeschwindigkeit mit nunmehr 147 Iterationen des Optimierungsalgorithmus merklich. Insgesamt läßt sich urteilen, daß man bei dieser Spezifikation durch den Verlust der mathematischen „Anschaulichkeit“ (Vorzeichenumkehr in den MA-Parametern, Reduzierung der Konvergenzgeschwindigkeit im Schätzalgorithmus) auf ein ökonomisches Interpretationsproblem durch die Inferenz der MA(2)-Komponente mit der Modellierung der Heteroskedastizität stößt. Das bedeutet, daß sich zwar die Heteroskedastizität in der MA(2)-Prozeßeigenschaft deutlich niederschlägt. Allerdings ist es nicht möglich, mit dem hier angewendeten Modell eine exakte Spezifizierung vorzunehmen.

- Zur Kontrolle wird daher die Parametrisierung der EGARCH-Spezifikierung in Tab. 6.4-4 zurückgefahren. Wie im TGARCH-Fall kann die AR(1)-Komponente entfallen, ohne daß sich die D-W-Statistik nennenswert verschlechtert. Mit 117 Iterationen erfolgt die Konvergenz des Optimierungsalgorithmus erwartungsgemäß schneller. Größenordnungsmäßig bleiben sowohl alle Koeffizienzen der Varianzgleichung als auch der ARCH-M-Koeffizient bestehen. Der MA(1)-Koeffizient entspricht dem aus dem TGARCH-Fall und deutet diesmal wieder anschaulicher auf *nichtfundamentale* transitorische Renditekomponenten. Eine MA(2)-Komponente (ohne AR(1)-Komponente) ist nicht signifikant. Die Varianzgleichung der EGARCH-Spezifikation scheint daher in einem gewissen Maße die Dynamik von lokalen Trends nachzubilden.
- Ein Vergleich der Standardfehler zeigt, daß es sich bei den *nichtfundamentalen* MR-Effekten etwa um die gleiche Größenordnung handelt wie bei den aus der Modellvoraussetzung und der ökonomischen Theorie vorgegebenen *fundamentalen* MR-Effekten.

6.5 Evidenz behavioristischer Partialmodelle zur Erklärung der Mean Reversion

Die Essenz des Kapitels 4 läßt sich so verdichten, daß zeitvariable Überrenditen neben den angeführten fundamental begründeten Effekten auch ein Reflex von variablen Präferenzparametern wie die RRA oder IMRS sein können. Sofern diese Präferenzdrifts intertemporal konsistent (rekursive Nutzentheorie) sind und/oder stochastischen (nicht-deterministischen) Charakter aufweisen, kann nicht zwingend davon ausgegangen werden, daß Rationalitätspostulate verletzt werden und ein Verstoß gegen die EMH vorliegt.

In den nachfolgenden Abschnitten sollen Proxies für die beiden Präferenzparameter analysiert werden.

6.5.1 C-CAPM-Effekt und der Einfluß der Zinsstruktur

Wenn zeitvariable Überrenditen die intertemporale Komponente der stochastischen Diskontierungsfaktoren widerspiegeln, so ist die Vermutung begründet, daß sich die IMRS in der Zinsstrukturkurve reflektiert. In diesem Falle wäre die Zinsstrukturkurve also *nicht nur* ein Ausdruck schwankender, rationaler Erwartung über die Inflation und der zukünftigen realwirtschaftlichen Aktivität (Grenzleistungsfähigkeit des Kapitals). Abgesehen von den angesprochenen Aspekten der theoretischen Grenzlagen der Generalisierungsansätze um das C-CAPM dürfte jedoch im Sinne der EMH(schwach) in der Zinsstrukturkurve kein Informationsgehalt für Prognosen aus vergangenen Realisationen vorhanden sein. Statt dessen müßte zwischen der Performanceentwicklung etwa des DJGI World und der Zinsstrukturkurve nicht ausfallbedrohter Anlage (AAA) ein - auf welcher theoretischer Grundlage auch immer basierend - fiktionslos synchronisierter Verlauf *ohne* multifaktorielle serielle Korrelation (letztere üblicherweise linear modelliert als Vektorautoregression (VAR)) vorzufinden sein. Im gegenteiligen, nach konventioneller Auffassung IIE-indizierenden Fall läßt sich über eine Kointegrationsbeziehung ein Gleichgewichtsprozeß formalisieren, der aufgrund der inhärenten ARMA-Repräsentation der Differenz der Zeitreihen um einen *gemeinsamen stochastischen Trend* arbitragierbar ist.

Deshalb wird der Zusammenhang zwischen der Zinsstrukturkurve und dem Renditeprozeß des DJGI World näher beleuchtet. Eine hinreichende Bedingung für einen Kointegrationszusammenhang stellt die bidirektionale Granger-Kausalität dar (vgl. Abschnitt 5.2.4). Die Granger-Kausalität wird auf Ebenenniveau für die Lags bis einschließlich 10 und bis einschließlich 65 berechnet, sowohl bei den *Zinszeitreihen* als auch bei den errechneten *Zinsdifferentialzeitreihen* der unterschiedlichen Fristigkeiten.

Aus der Tab. 6.5-1 lassen sich die nachstehenden stilisierten Fakten erkennen:

- Bis auf die kurz- bis mittelfristigen Zinsen (TB3M, TB1Y, TN3Y) bestehen die *Zinszeitreihen* untereinander den Test auf EMH(schwach) über den autoregressiven Zusammenhang der Granger-Kausalität. Die Granger-Kausalität liegt sogar bidirektional vor, so daß von Kointegration ausgegangen werden kann. Folglich scheinen die Prozesse des adaptiven Lernens sich auf den kurzfristigen Zinsbereich zu konzentrieren. Bei isolierter Betrachtung ist am „langen Ende“ keine Kointegration zu vermuten.
- Das Kausalitätsmuster des DJGI World zu den Zinszeitreihen weist einen interessanten Strukturwechsel auf: Während im kurzfristigen Bereich die Granger-Kausalität vom DJGI World auf die TB3M-Zitreihe weist, liegt bei den höheren Fristigkeiten eine zunehmend signifikantere Umkehrung der Kausalitätsrichtung vor. Dieses erweckt irrtümlicherweise¹ den Eindruck, daß die Autonomie der US-Notenbank in der Geldmarktsteuerung des „kurzen Endes“ nicht gegeben ist, sondern eher ein verzögter Reflex der im DJGI World ablesbaren Marktentwicklung ist. Eine andere Begründung für eine ineffiziente, zumindest durch Präferenzdrifts gekennzeichnete Reaktion könnte z.B. darin liegen, daß, wenn ein Teil der Investoren über ihr „Sentiment“ Short-gestimmt ist (steigende RRA, sinkende IMRS), der Kapitalfluß zunächst auf den hier nicht erfaßten Tagesgeldmarkt läuft und mit einer entsprechenden Verzögerung auf den TB3M-Markt umgelenkt wird. Die Ergebnisse der Zinszeitreihen unterscheiden sich qualitativ nicht bei den beiden gewählten Lag-Strukturen. Es ist zu vermuten, daß die Effekte auch auf noch höhere Lag-Strukturen ausstrahlen, weil die Signifikanzen insgesamt nur relativ schwach nachgehen.

¹ Kritisch anzumerken wäre an einer solchen Hypothese, daß sie nur auf *historischen* Marktdaten beruht. Hiervon zu unterscheiden ist der tatsächliche Sachverhalt, daß die Preisbildung des DJGI World auf der *Erwartungsbildung* der Marktteilnehmer fundiert und daher den Vorlauf zur Geldmarktentwicklung besitzt. Taktisches Ankündigungsverhalten zur Steuerung der Erwartungsbildung der Marktteilnehmer seitens der US-Notenbank findet bei einer solchen Interpretation keine Berücksichtigung. Die Zinssätze würden nämlich in dem anderen Fall nur den Ankündigungen der Notenbank folgen, wobei der DJGI World in einer informationseffizienten Reaktion die Zinsänderung am kurzen Ende antizipiert.

Tab. 6.5-1
Granger-Kausalitätstests zwischen den Zinsen und dem DJGI World

Ebenenniveau der Zinsen							
Lags≤10		Lags≤65		Lags≤10		Lags≤65	
H ₀	p-Wert	H ₀	p-Wert	H ₀	p-Wert	H ₀	p-Wert
TB1Y→TB3M	0,00000 ***	TB1Y→TB3M	0,03869 **	TN5Y→TN3Y	0,14015	TN5Y→TN3Y	0,26227
TB3M→TB1Y	0,00033 ***	TB3M→TB1Y	0,03014 **	TN3Y→TN5Y	0,17889	TN3Y→TN5Y	0,30015
TN3Y→TB3M	0,01308 **	TN3Y→TB3M	0,34792	TN10Y→TN3Y	0,24676	TN10Y→TN3Y	0,27175
TB3M→TN3Y	0,00183 ***	TB3M→TN3Y	0,00214 ***	TN3Y→TN10Y	0,45273	TN3Y→TN10Y	0,33033
TN5Y→TB3M	0,05841 *	TN5Y→TB3M	0,52119	TB30Y→TN3Y	0,48974	TB30Y→TN3Y	0,61483
TB3M→TN5Y	0,01179 **	TB3M→TN5Y	0,03145 **	TN3Y→TB30Y	0,71940	TN3Y→TB30Y	0,96035
TN10Y→TB3M	0,09762	TN10Y→TB3M	0,32568	<u>DJW1</u> → <u>TN3Y</u>	0,53483	DJW1→TN3Y	0,15713
TB3M→TN10Y	0,03046 **	TB3M→TN10Y	0,18949	<u>TN3Y</u> → <u>DJW1</u>	0,07729*	TN3Y→DJW1	0,06486
TB30Y→TB3M	0,21773	TB30Y→TB3M	0,52655	TN10Y→TN5Y	0,83484	TN10Y→TN5Y	0,95561
TB3M→TM30Y	0,24366	TB3M→TM30Y	0,68994	TN5Y→TN10Y	0,53232	TN5Y→TN10Y	0,72374
<u>DJW1</u> → <u>TB3M</u>	0,00056 ***	DJW1→TB3M	0,00199 ***	TB30Y→TN5Y	0,97013	TB30Y→TN5Y	0,94388
<u>TB3M</u> → <u>DJW1</u>	0,19982	TB3M→DJW1	0,65015	TN5Y→TB30Y	0,97728	TN5Y→TB30Y	0,96022
TN3Y→TB1Y	0,66490	TN3Y→TB1Y	0,56200	<u>DJW1</u> → <u>TN5Y</u>	0,64964	DJW1→TN5Y	0,13146
TB1Y→TN3Y	0,17061	TB1Y→TN3Y	0,11339	<u>TN5Y</u> → <u>DJW1</u>	0,01502**	TN5Y→DJW1	0,0056 ***
TN5Y→TB1Y	0,64655	TN5Y→TB1Y	0,29558	TB30Y→TN10Y	0,76558	TB30Y→TN10Y	0,78326
TB1Y→TN5Y	0,39094	TB1Y→TN5Y	0,05219 *	TN10Y→TB30Y	0,91026 →TB30Y	TN10Y→TB30Y	0,96637 →TB30Y
TN10Y→TB1Y	0,13154	TN10Y→TB1Y	0,15420	<u>DJW1</u> → <u>TN10Y</u>	0,65102	DJW1→TN10Y	0,11888
TB1Y→TN10Y	0,57025	TB1Y→TN10Y	0,10283	<u>TN10Y</u> → <u>DJW1</u>	0,0043 ***	TN10Y→DJW1	0,0012 ***
TB30Y→TB1Y	0,32564	TB30Y→TB1Y	0,43645	<u>DJW1</u> → <u>TB30Y</u>	0,68461	DJW1→TB30Y	0,10100
TB1Y→TB30Y	0,55422	TB1Y→TB30Y	0,74935	<u>TB30Y</u> → <u>DJW1</u>	0,0028 ***	TB30Y→DJW1	0,0000 ***
<u>DJW1</u> → <u>TB1Y</u>	0,17086	DJW1→TB1Y	0,29747				
<u>TB1Y</u> → <u>DJW1</u>	0,01984 **	TB1Y→DJW1	0,19438				

* Signifikanz auf 10%-Niveau; ** Signifikanz auf 5%-Niveau; *** Signifikanz auf 1%-Niveau

Hinweise: Zur Erhöhung der Übersichtlichkeit sind die Kausalitäten nach einzelnen Zinsreihen geblockt. Die Art der Blockung ist in den Kausalitäten für den **DJGI World** (hier als DJW1 abgekürzt) durch Unterstreichung kenntlich gemacht.

,→“ bedeutet für H₀: ... verursacht *keine* Granger-Kausalität bei...

Quelle: eigene Berechnungen

- Zusammenfassend läßt sich festhalten, daß aufgrund der asymmetrischen Reaktion offensichtlich der *Zinsstruktur* eine wesentliche Bedeutung im Granger-Kausalitätsmuster zwischen Aktienanlage und nicht-ausfallbedrohter Rentenanlage beizumessen ist. Dieses wird nachstehend näher analysiert.

Den Tabn. 6.5-2 und 6.5-3 sind die folgenden stilisierten Fakten für *nicht-überlappende Zinsdifferentiale* feststellbar:

- Der Anfangsverdacht, daß die *Zinsstruktur eine wesentliche Rolle* und vor allem eine bedeutendere Rolle als das Niveau der Zinsen bei der Granger-Kausalität innerhalb und zwischen den beiden Märkten für Aktien und Renten spielt, kann nachdrücklich bestätigt werden. Auf fast durchgehend hohem Signifikanzniveau liegt bei der kurzen Lag-Struktur zwischen fast allen Zinsdifferentialsegmenten bidirektionale Granger-Kausalität vor. Dieser Effekt schwächt sich bei der langen Lag-Struktur merklich ab. Jedoch ist er tendentiell bei Zinsdifferentialsegmenten mit größerer Fristigkeitsspreizung ausgeprägter.²
- Interessanterweise findet sich aber auch hier eine asymmetrische Reaktion: Eine Granger-Kausalität bei der längeren Lag-Struktur ist nur von Zinsdifferentiellen des kurzen Endes auf das lange Ende erkennbar, nicht oder nur schwach im umgekehrten Falle.
- Was das Granger-Kausalitätsmuster des DJGI World anbelangt, so ist bemerkenswert, daß sich allerdings mit deutlichen Unterschieden zum obigen Fall auch bei den Zinsdifferentiellen sehr signifikante vektorautoregressive Abhängigkeiten feststellen lassen: Zum ersten treten die höheren Signifikanzniveaus jetzt bei der umfassenderen Lag-Struktur und nur bei einer größeren Fristigkeitsspreizung auf. Zweitens tritt die Granger-Kausalität etwas symmetrischer auf. Sie ist dennoch tendentiell eher vom DJGI World auf die Zinsdifferentiale beobachtbar als umgekehrt. Drittens ist anzuführen, daß die Granger-Kausalität in den Fällen der größten Fristigkeitsspreizung (TB30Y-TN5Y und TN5Y-TB3M) sogar stark bidirektional wird.
- Das Signifikanzniveau in diesen beiden Fällen ist so hoch, daß erheblicher Verdacht auf (mindestens) einen gut zu spezifizierenden gemeinsamen stochastischen Trend im Kointegrationsfall besteht.

² Erklärt werden kann diese Beobachtung über einen Aggregationseffekt der Zinsstruktur, der die Rauschanteile bei größeren Zinsdifferentialsegmenten kleiner werden läßt.

Tab. 6.5-2

Granger-Kausalitätstests zwischen der Zinsstruktur und dem DJGI World I

Ebenenniveau der Zinsstruktur							
Lags≤10		Lags≤65		Lags≤10		Lags≤65	
H ₀	p-Wert	H ₀	p-Wert	H ₀	p-Wert	H ₀	p-Wert
10y-5y→30y-10y	0,0000 ***	10y-5y→30y-10y	0,0000 ***	3y-1y→30y-5y	0,03097 **	3y-1y→30y-5y	0,01809 **
30y-10y→10y-5y	0,0000 ***	30y-10y→10y-5y	0,0039 ***	30y-5y→3y-1y	0,0003 ***	30y-5y→3y-1y	0,18757
10y-3y→30y-10y	0,0000 ***	10y-3y→30y-10y	0,0000 ***	3y-3m→30y-5y	0,0002 ***	3y-3m→30y-5y	0,01403 **
30y-10y→10y-3y	0,0000 ***	30y-10y→10y-3y	0,05957 **	30y-5y→3y-5y	0,0014 ***	30y-5y→3y-5y	0,34772
10y-1y→30y-10y	0,14600	10y-1y→30y-10y	0,0033 ***	1y-3m→30y-5y	0,0002 ***	1y-3m→30y-5y	0,11207
30y-10y→10y-1y	0,02866 **	30y-10y→10y-1y	0,61740	30y-5y→1y-3m	0,0002 ***	30y-5y→1y-3m	0,26700
10y-3m→30y-10y	0,0000* **	10y-3m→30y-10y	0,0070 ***	DJW1→30y-5y	0,05251 *	DJW1→30y-5y	0,02714 **
30y-10y→10y-3m	0,01210 **	30y-10y→10y-3m	0,64298	30y-5y→DJW1	0,87580	30y-5y→DJW1	0,90374
5y-3y→30y-10y	0,32277	5y-3y→30y-10y	0,0028 ***	3y-1y→30y-3y	0,10244	3y-1y→30y-3y	0,09793 *
30y-10y→5y-3y	0,0007 ***	30y-10y→5y-3y	0,47611	30y-3y→3y-1y	0,04250 **	30y-3y→3y-1y	0,21565
5y-1y→30y-10y	0,0000 ***	5y-1y→30y-10y	0,0000 ***	3y-3m→30y-3y	0,0012 ***	3y-3m→30y-3y	0,07969 *
30y-10y→5y-1y	0,08500 *	30y-10y→5y-1y	0,81072	30y-3y→3y-3m	0,0002 ***	30y-3y→3y-3m	0,11860
5y-3m→30y-10y	0,0000 ***	5y-3m→30y-10y	0,0000 ***	1y-3m→30y-3y	0,0000 ***	1y-3m→30y-3y	0,06336
30y-10y→5y-3m	0,01125 **	30y-10y→5y-3m	0,61001	30y-3y→1y-3m	0,0000 ***	30y-3y→1y-3m	0,22271
3y-1y→30y-10y	0,0000 ***	3y-1y→30y-10y	0,0002 ***	DJW1→30y-3y	0,11727	DJW1→30y-3y	0,09846 *
30y-10y→3y-1y	0,0043 ***	30y-10y→3y-1y	0,24147	30y-3y→DJW1	0,91804	30y-3y→DJW1	0,74821
3y-3m→30y-10y	0,0000 ***	3y-3m→30y-10y	0,0000 ***	1y-3m→30y-1y	0,02637 **	1y-3m→30y-1y	0,43765
30y-10y→3y-3m	0,01917 **	30y-10y→3y-3m	0,38751	30y-1y→1y-3m	0,0001 ***	30y-1y→1y-3m	0,03333 **
1y-3m→30y-10y	0,0000 ***	1y-3m→30y-10y	0,0004 ***	DJW1→30y-1y	0,33190	DJW1→30y-1y	0,10708
30y-10y→1y-3m	0,08998 *	30y-10y→1y-3m	0,39658	30y-1y→DJW1	0,31159	30y-1y→DJW1	0,44097
DJW1→30y-10y	0,02134 **	DJW1→30y-10y	0,0000 ***	DJW1→30y-3m	0,10824	DJW1→30y-3m	0,01487 **
30y-10y→DJW1	0,48056	30y-10y→DJW1	0,29154	30y-3m→DJW1	0,01624 **	30y-3m→DJW1	0,02683 **
5y-3y→30y-5y	0,04778 **	5y-3y→30y-5y	0,11370	5y-3y→10y-5y	0,0000 ***	5y-3y→10y-5y	0,0000 ***
30y-5y→5y-3y	0,0000 ***	30y-5y→5y-3y	0,0007 ***	10y-5y→5y-3y	0,0000 ***	10y-5y→5y-3y	0,0000 ***
5y-1y→30y-5y	0,03846 **	5y-1y→30y-5y	0,0073 ***	5y-1y→10y-5y	0,0002 ***	5y-1y→10y-5y	0,0000 ***
30y-5y→5y-1y	0,13174	30y-5y→5y-1y	0,76628	10y-5y→5y-1y	0,01276 **	10y-5y→5y-1y	0,31023
5y-3m→30y-5y	0,0004 ***	5y-3m→30y-5y	0,01068 **	5y-3m→10y-5y	0,10993	5y-3m→10y-5y	0,01104 **
30y-5y→5y-3m	0,0015 ***	30y-5y→5y-3m	0,31306	10y-5y→5y-3m	0,02092 **	10y-5y→5y-3m	0,34090

Signifikanz auf 10%-Niveau; ** Signifikanz auf 5%-Niveau; *** Signifikanz auf 1%-Niveau

Quelle: eigene Berechnungen

Tab. 6.5-3

Granger-Kausalitätstests zwischen der Zinsstruktur und dem DJGI World II

Ebenenniveau der Zinsstruktur							
Lags≤10		Lags≤65		Lags≤10		Lags≤65	
H ₀	p-Wert	H ₀	p-Wert	H ₀	p-Wert	H ₀	p-Wert
3y-1y→10y-5y	0,04221 **	3y-1y→10y-5y	0,0062 ***	3y-1y→5y-3y	0,0037 ***	3y-1y→5y-3y	0,07003 *
10y-5y→3y-1y	0,0057* **	10y-5y→3y-1y	0,34820	5y-3y→3y-1y	0,0000 ***	5y-3y→3y-1y	0,0000 ***
3y-3m→10y-5y	0,16150	3y-3m→10y-5y	0,02296 **	3y-3m→5y-3y	0,68423	3y-3m→5y-3y	0,97265
10y-5y→3y-3m	0,05651 *	10y-5y→3y-3m	0,56741	5y-3y→3y-3m	0,0053 ***	5y-3y→3y-3m	0,01160 **
1y-3m→10y-5y	0,08828 *	1y-3m→10y-5y	0,10516	1y-3m→5y-3y	0,09613 *	1y-3m→5y-3y	0,84883
10y-5y→1y-3m	0,01031 **	10y-5y→1y-3m	0,27473	5y-3y→1y-3m	0,09386 *	5y-3y→1y-3m	0,24982
DJW1→10y-5y	0,11748	DJW1→10y-5y	0,12665	DJW1→5y-3y	0,36403	DJW1→5y-3y	0,41951
10y-5y→DJW1	0,95777	10y-5y→DJW1	0,97280	5y-3y→DJW1	0,02613 **	5y-3y→DJW1	0,04598 **
3y-1y→10y-3y	0,0014 ***	3y-1y→10y-3y	0,0056 ***	1y-3m→5y-1y	0,01379 **	1y-3m→5y-1y	0,0071 ***
10y-3y→3y-1y	0,05589 **	10y-3y→3y-1y	0,26153	5y-1y→1y-3m	0,03122 **	5y-1y→1y-3m	0,02264 **
3y-3m→10y-3y	0,25553	3y-3m→10y-3y	0,45188	DJW1→5y-1y	0,90846	DJW1→5y-1y	0,0027 ***
10y-3y→3y-3m	0,0047 ***	10y-3y→3y-3m	0,13053	5y-1y→DJW1	0,06810 **	5y-1y→DJW1	0,02709 **
1y-3m→10y-3y	0,0328 **	1y-3m→10y-3y	0,54038	DJW1→5y-3m	0,09797 *	DJW1→5y-3m	0,0018 ***
10y-3y→1y-3m	0,0005 ***	10y-3y→1y-3m	0,18028	5y-3m→DJW1	0,01477 **	5y-3m→DJW1	0,04614 **
DJW1→10y-3y	0,55000	DJW1→10y-3y	0,51110	1y-3m→3y-1y	0,0000 ***	1y-3m→3y-1y	0,0000 ***
10y-3y→DJW1	0,65848	10y-3y→DJW1	0,65247	DJW1→3y-1y	0,88133	DJW1→3y-1y	0,0027 ***
1y-3m→10y-1y	0,03957 **	1y-3m→10y-1y	0,05659 *	3y-1y→DJW1	0,53690	3y-1y→DJW1	0,71596
10y-1y→1y-3m	0,0073 ***	10y-1y→1y-3m	0,2521 **	DJW1→3y-3m	0,05406 *	DJW1→3y-3m	0,0026 ***
DJW1→10y-1y	0,80765	DJW1→10y-1y	0,05453 *	3y-3m→DJW1	0,01706 **	3y-3m→DJW1	0,19482
10y-1y→DJW1	0,13040	10y-1y→DJW1	0,14531	DJW1→1y-3m	0,0018 ***	DJW1→1y-3m	0,05819 *
DJW1→10y-3m	0,10241	DJW1→10y-3m	0,0058 ***	1y-3m→DJW1	0,0006 ***	1y-3m→DJW1	0,24069
10y-3m→DJW1	0,0074 ***	10y-3m→DJW1	0,03491 **				

* Signifikanz auf 10%-Niveau; ** Signifikanz auf 5%-Niveau; *** Signifikanz auf 1%-Niveau

Hinweis: Da die Differenzierung in Bills, Notes und Bonds hier nicht sachdienlich ist, wurde aus Platzgründen die Notation der Zinssätze ausnahmsweise verkürzt.

Quelle: eigene Berechnungen

Insgesamt läßt sich vor dem Hintergrund der EMH(schwach) und zeitvariablen Überrenditen Evidenz dafür aufzeigen, daß weniger in einzelnen Zinssätzen selber als in der Zinsstruktur im Ganzen, also über das gesamte Spektrum, ein Informationsgehalt für lokale Trends verborgen ist. Dieses stützt wiederum die methodische Vermutung, daß zur Erklärung zeitvariabler Überrenditen weniger idiosynkratische Effekte einzelner Assetklassen ausschlaggebend sind als vielmehr systematische Faktoren, die in ihrem Ursprung dem in dieser Arbeit durchdiskutierten 4-dimensionalen Inferenzraum (Abb. 4.5-1) zuzuordnen sind. Zu klären bleibt noch in der späteren Modellierung, ob das gesicherte stilisierte Faktum der Heteroskedastizität von Zinsen bzw. deren ersten Differenzen mit den hier aufgedeckten Niveaueffekten der Granger-Kausalität zum DJGI World inferiert.

6.5.2 Habit Formation- /House Money-Effekt als Phänomen der Prospect Theory

In Kapitel 4 wird erörtert, daß eine Quelle des MR auf nichtrationale Erwartungsbildung beruhen kann (z.B. Wertfunktion der Prospect Theory mit einer Referenzpunktsetzung unter Loss Aversion; gestörte Risikogewichtefunktion; adaptive, regressive, extrapolative Erwartungsbildung). Nach konventioneller Auffassung liegt hier ein Phänomen der IIE vor, durch das eine endogene Dynamik im Renditeprozeß erzeugt wird, da keine korrespondierende (zeit)konsistente Präferenzstruktur als Rationalitätsprämissen vorliegt.

Nachfolgend soll als spezielle „verbundene“ Hypothese untersucht werden, ob eine *quartalsmäßige, halbjahresmäßige und ganzjahresmäßige Referenzpunktsetzung*³ eines repräsentativen DJGI World-Investors z.B. als Folge eines Monitoring von ex post-Performancedaten eine Information beinhaltet, die sich als zeitvariable Risikoaversion interpretieren läßt und somit den stochastischen Trend über die Risikokomponente der stochastischen Diskontierungsfaktoren konditioniert.

Eine solcher Modellierungsansatz folgt der Fragestellung, inwieweit sich die identifizierten MA-Komponenten alternativ auch durch diskrete Autoregressoren abbilden lassen. Es wird somit eine spezifizierte Form der (nichtlinearen) zeitlichen Aggregation der über die angewandten Instrumente aus Abschnitt 6.3 bis zum Lag 65 nachgewiesenen Effekte getestet.

Der Tab. 6.5-4 ist zu entnehmen, daß erwartungsgemäß sowohl die Heteroskedastizitätsparameter als auch der ARCH-M-Koeffizient weiterhin sehr

³ In der Notation nachfolgend als D(-65;-125;-250) bezeichnet. Hierdurch werden als neue Regressoren die ex post-Renditen auf den entsprechenden Horizonten eingeführt.

signifikant sind. Jedoch besitzt die zurückliegende 65-Tage-Rendite eine so hohe Erklärungskraft auf dem 1%-Niveau, daß die MA(1)-Komponente absorbiert⁴ wird. Der Koeffizient entspricht größtenteils dem der nichtsignifikanten MA(1)-Komponente.

Tab. 6.5-4

**ARMA(1,1)-EGARCH(1,1)-M(σ)-D(-65;-125;-250)-Modellierung
der DJGI World-Tagesrenditen**

ARMA(1,2)-EGARCH(1,1)-M(σ)-D(-65;-125;-250)					
	Variable	Koeffizient	Standardfehler	z-Statistik	p-Wert
Mittelwertgl.	SQR (GARCH)	0,195898	0,093171	2,102549	0,0355**
	C	-0,001494	0,000520	-2,874749	0,0040***
	D(-65)	0,016303	0,003313	4,921302	0,0000***
	D(-125)	-0,000822	0,002893	-0,284131	0,7763
	D(-250)	0,001313	0,001400	0,937779	0,3484
	AR(1)	0,192285	0,105098	1,829573	0,0673*
	MA(1)	0,025885	0,107048	0,241811	0,8089
Varianzgl.	C	-0,182718	0,038097	-4,796116	0,0000***
	$ \epsilon /\text{SQR}[\text{GARCH}(1)]$	0,074480	0,010471	7,112882	0,0000***
	$\epsilon/\text{SQR}[\text{GARCH}(1)]$	-0,074309	0,007970	-9,323033	0,0000***
	EGARCH(1)	0,987492	0,003543	278,7244	0,0000***
		R ²	Adjustiertes R ²	D-W-Statistik	AIC
		0,051411	0,046202	2,019120	-7,290526
		Konvergenz	p[ARCH-LM(65)]	Jarque-Bera	Min(p[Q-Stat])
		76 Iterationen	0,986625	491,6517	0,099 ⁺
*Signifikanz auf 10%-Niveau; ** Signifikanz auf 5%-Niveau; *** Signifikanz auf 1%-Niveau					
⁺ für k>5 gilt Min(p[Q-Stat])>0,2179					
Hinweise: Die Ljung-Box Q-Statistik wird für $1 \leq k \leq 200$ berechnet.					
Zur Notation: D(-65) ≈ log(X _t) - log(X _{t-65})					
Quelle: eigene Berechnungen					

⁴ Entsprechend wird das Ergebnis für die MA(2)-Komponente mangels Erklärungskraft hier nicht dokumentiert.

Die Modellierung ist in der Lage, einen Großteil der Autokorrelation zu absorbieren, wie die Minima der Ljung-Box-Q-Statistik von 0,099 (0,2179 für $k>5$) anzeigen. Die zurückliegenden 125- und 250 Tage-Renditen liefern für die folgende 65-Tage-Rendite keinen nennenswerten Erklärungsbeitrag.⁵ Nicht zuletzt deswegen, weil die Erklärungskraft des Modells mit einem $R^2=0,051411$ (0,046202) in Verbindung mit den verbesserten AIC und SC gegenüber der Modellierung aus Abschnitt 6.5 eine wesentliche Verbesserung darstellt, erscheint damit Evidenz gefunden zu sein, daß mit der ex post-Rendite in der Tat ein Bezugspunkt in Analogie zur Wertfunktion der Prospect Theory gesetzt wird. Das positive Vorzeichen der D(-65)-Komponente ist im Sinne der Prospect Theory ökonomisch plausibel, da z.B. eine negative Rendite der Vergangenheit infolge der behavioristisch zu fordernden erhöhten Risikoaversion eine erhöhte Überrendite in der Zukunft generiert.

Zusammenfassend ist bemerkenswert, daß der vermutete House Money-Effekt nur in der kurzfristigen Lag-Struktur signifikant ist und auf D(-125) sogar das Vorzeichen umkehrt, so daß der Effekt nicht durchgehend vertreten ist. Aus einer sophistischen Perspektive kann dies als Anomalie der Anomalie ausgelegt werden. Es deutet sich an, daß der Effekt vorhanden ist, aber unter dem Aspekt der diffizilen zeitlichen Aggregation nicht trivialer Natur ist und in seiner Bedeutung in Relation zu den anderen CAPM-Einflußfaktoren auf die Überrendite nicht überbewertet werden darf. In diesem Sinne verwundert es auch nicht, daß die Koeffizienten der EGARCH-Varianzgleichung weiterhin mit plausiblen Vorzeichen sehr signifikant sind.

⁵ Aus der Sicht der Prospect Theory ist das Ergebnis für die D(-250)-Komponente nicht erstaunlich, da Benartzi/Thaler (1995) bei der Bestimmung der Myopic Loss Aversion den Bewertungshorizont, bei dem der Prospektive Nutzen dem Erwartungsnutzen entspricht, auf knapp 1 Jahr bestimmen.

6.6 Erklärungskraft von Totalmodellen des Inferenzraumes für zeitvariable Überrenditen: pragmatische Integrationsversuche

6.6.1 Modellierung auf Ebenen-Niveau: Kointegration nach Johansen

Geht man davon aus, daß ein bestimmter Anteil des MR-Effektes durch ein präferenzgesteuertes¹ „Long Memory“ verursacht wird, ist es aufgrund der oben aufgedeckten Evidenzlage für Granger-Kausalität erfolgversprechend, eine Modellierung über einen im konventionellen Sinne IIE-indizierenden Kointegrationsprozeß (Engle/Granger 1987, Johansen/Juselius 1990) als Gleichgewichtsprozeß um einen gemeinsamen stochastischen Trend zwischen dem DJGI World in Logs und den Zinsdifferentialen TN5Y-TB3M und TB30Y-TN5Y vorzunehmen.

Zunächst wird die Eingangsvoraussetzung für die Eignung eines standardmäßigen Kointegrationstests geprüft. Mittels eines Augmented Dickey/Fuller-Einheitswurzeltests (Dickey/Fuller 1979, 1981; ADF-Test) und eines Phillips/Perron-Tests (Phillips/Perron 1988; P-P-Test)² wird der Integrationsgrad und das *gemeinsame* stochastische bzw. deterministische Verhalten der Zeitreihen des DJGI World in Logs und der Zinsdiffereniale TB30Y-TN5Y und TN5Y-TB3M bestimmt (Tab. 6.6-1). Es sei darauf verwiesen, daß sich in der Ökonometrie eine große Diskussion über die Mächtigkeit der Einheitswurzel-Tests vorfindet und die Ergebnisse mit großer Vorsicht zu betrachten sind, wenn die Ergebnisse sich nahe an der Einheitswurzel bewegen (Banerjee/Dolado/Galbraith/Hendry 1993, S. 101). Die Diskussion reflektiert das Diskriminierungsproblem zwischen stochastischen und deterministischen Trends in Verbindung mit der Identifikation von Strukturbrüchen. Aufgrund des trivialen Gehaltes braucht den Ergebnissen, daß keinerlei Evidenz auf Stationarität des Log(DJGI World), jedoch sehr starke Evidenz auf Stationarität aller Zeitreihen auf dem Niveau erster Differenzen besteht, keine weitere Aufmerksamkeit gewidmet zu werden.

¹ Eine Diskriminierung zwischen mittelfristigen BF-Effekten und langfristigen Drifts der Präferenzparameter unter MR ist kaum möglich.

² Diesem Test wird gegenüber dem Augmented Dickey/Fuller-Test der Vorzug gegeben und die Ergebnisse ausführlicher dargestellt, da ein hohes Ausmaß an MA(q)-Komponenten *und* Heteroskedastizität vorzufinden ist, die beim ADF-Test zu größeren Schätzfehlern führen würden (Holden/Perman 1995, S. 67). Der Vorteil liegt in einer nichtparametrischen, heteroskedastizitätskonsistenten Korrektur für serielle Korrelation in den Residuen.

Tab. 6.6-1

**Phillips/Perron- und Augmented Dickey/Fuller-Einheitswurzeltest
des Log(DJGI World), TB30Y-TN5Y und TN5Y-TB3M**

Zeitreihe	Modelltyp (o. A.: q=7)	Kritische Werte	Test-Statistik (P-P bzw. A-D-F)
Phillips/Perron			
		Ebenenniveau	
Log(DJGI World)		1%: -2,5667	3,0162
TB30Y-TN5Y	ohne Konstante	5%: -1,9395	-1,5856
TN5Y-TB3M			-1,1848
Log(DJGI World)		1%: -3,4365	0,2427
TB30Y-TN5Y	mit Konstante	5%: -2,8634	-0,6915
TN5Y-TB3M			-1,5476
Log(DJGI World)		1%: -3,9678	-4,2604***
TB30Y-TN5Y	mit Konstante und Trend	5%: -3,4145	-2,0154
TN5Y-TB3M			-2,4874
Log(DJGI World)	mit Konstante und Trend (q=250)	1%: -3,9678 5%: -3,4145	-3,9213**
Niveau der ersten Differenzen			
Log(DJGI World)		1%: -2,5667	37,2721***
TB30Y-TN5Y	ohne Konstante	5%: -1,9395	-41,6191***
TN5Y-TB3M			-43,1906***
Log(DJGI World)		1%: -3,4356	-37,3904***
TB30Y-TN5Y	mit Konstante	5%: -2,8634	-41,6478***
TN5Y-TB3M			-43,1850***
Log(DJGI World)		1%: -3,9678	-37,3913***
TB30Y-TN5Y	mit Konstante und Trend	5%: -3,4145	-41,4365***
TN5Y-TB3M			-43,1739***
Augmented Dickey/Fuller			
		Ebenenniveau	
Log(DJGI World)	mit Konstante und Trend	1%: -3,9722 5%: -3,4167	-3,5305**
Log(DJGI World)	mit Konstante und Trend (q=250)	1%: -3,9722 5%: -3,4167	-2,2939
Hinweise: **Signifikanz auf 5%-Niveau, ***Signifikanz auf 1%-Niveau Geschätzt wird auf der Basis der Gleichungen für einen AR(1)-Prozeß.			
$\Delta y_t = \beta y_{t-1} + \varepsilon_t$; $\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \varepsilon_t$; $\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \gamma t + \varepsilon_t$. Die serielle Korrelation höherer Ordnung wird im ADF-Test durch Hinzufügen von Lag-Termen $\sum \Delta y_{t-q}$ korrigiert. Im P-P-Test erfolgt die Korrektur durch eine Anpassung der t-Statistik des β -Koeffizienten in Abhängigkeit der seriellen Korrelation von ε .			
Auf q=7 wird die Lag-Ordnung auf Vorschlag der Newey/West-Korrektur um Autokorrelation in den Residuen für den P-P-Test standardmäßig begrenzt.			
Die Schätzung erfolgt nach Newey/West im Phillips/Perron-Test autokorrelations- und heteroskedastizitätskonsistent; o.A.: ohne Angabe			
Quelle: eigene Berechnungen			

Entscheidend sind jedoch die Fragen, ob

- der Log(DJGI World)-Prozeß deterministisch trendstationär³ ist und ob
- die Zinsdifferentiale stationär sind.

Zum ersten Punkt ist zu sagen, daß mit einem Phillips/Perron-Testwert von $P-P=-4,2604$ eine knappe Evidenz für eine Trendstationarität auf 1%-Niveau unter einer Residualkorrektur durch die Lag-Struktur $q=7$ besteht. Unter Berücksichtigung der grundlegenden Kritik an praktisch allen zur Verfügung stehenden Einheitswurzeltestverfahren, kann mit einem $P-P=-3,9213$ für eine Erweiterung der Residualkorrektur durch eine Lag-Struktur $q=250$ aufgezeigt werden, daß das Signifikanzniveau auf 5% abfällt. Wie von der Theorie vorausgesagt, führt die Autokorrelation hohen Grades zu einem deutlichen Small Sample Bias. Somit wird das Knife-Edge-Problem bei der Differenzierung zwischen einem stochastischen und einem deterministischen Verhalten des Log(DJGI World)-Prozesses bestätigt. Die für uns zentrale und ökonomisch wertvolle Erkenntnis läßt sich jedoch erst in dem Vergleich zwischen dem Phillips/Perron- und dem Augmented Dickey/Fuller-Test erkennen: Während wie oben vermerkt der P-P-Test robuster gegen parametrische Besonderheiten ist und im Modelltypus mit Konstante und Trend die Nullhypothese einer Einheitswurzel unter $q=250$ auf 5%-Niveau (beinahe 1%-Niveau) verworfen wird, gelingt dieses unter dem ADF-Test auch auf 10%-Niveau nicht. Die Verwendung eines robusteren Test-Verfahrens deutet also eher auf Trendstationarität und MR im Log(DJGI World) hin.

Mit unterschiedlich restriktiven Prämissen sollen vier verschiedene standardmäßige Spezifikationen (nachfolgend bezeichnet als Modelle M1, M2, M3 und M4) von Kointegrationsmodellen nach Johansen (1991, 1992, 1995) zur Schätzung der Π -Matrix und damit zur hier interessierenden Ermittlung des Kointegrationsvektors getestet werden:

Mit M1 und M2 wird kein deterministischer Trend in den Daten angenommen, wobei in der trendlosen Kointegrationsgleichung (CE) einmal keine Konstante und einmal eine Konstante, jedoch ohne Konstante in der Vektorautoregression (VAR) angenommen werden soll. Mit M3 und M4 wird ein linear-deterministischer Trend in den Daten angenommen. Entweder soll eine Konstante *ohne* Trend in der Kointegrationsgleichung und Vektorautoregression vorliegen oder eine Konstante *mit* linearem Trend in der Kointegrationsgleichung, jedoch ohne Trend in der Vektorautoregression. Die Schärfe von MR

³ Die Bejahung der Frage rechtfertigt nicht nur ein logarithmisch lineares Detrending (LLD), sondern wäre gleichzeitig mit einer strengen MR-Aussage verbunden.

nimmt von M1 bis M4 zu. Die Modellgruppe M1 und M2 beschränkt sich auf die Abbildung eines stochastischen Drifts, die Modellgruppe M3 und M4 beruht auf der Annahme eines deterministischen Drifts (vgl. hierzu Abschnitt 5.1). Die Konstanten erfassen einen langfristigen Drift über den gesamten Beobachtungszeitraum.

Es ist der Frage nachzugehen, wie sich unterschiedliche Lag-Strukturen zur Abbildung der Kurzfristdynamik in der VAR (1-250, 1-125, 1-65, 1-20) auf die Abbildungsgüte des Kointegrationsprozesses im allgemeinen und die Koeffizienten der Kointegrationsgleichung im speziellen auswirken.

Die Ergebnisse der Kointegrationstests lassen sich wie folgt beschreiben (Tabn. 6.6-2 und 6.6-3):

- Geurteilt nach den Likelihood Ratios, den zugehörigen kritischen Werten, der Wahrscheinlichkeit⁴, die Nullhypothese auf Existenz keiner Kointegrationsgleichung verwerfen zu können sowie dem AIC und SIC, liegt bis auf M3 relativ deutliche Evidenz auf einen Kointegrationszusammenhang zwischen den drei Prozessen vor. Eine Ausnahme besteht für M4 in der Lag-Struktur 1-65. Somit findet sich ein weiterer Hinweis darauf, daß in Abhängigkeit einer bestimmten zugrunde gelegten Lag-Struktur die zeitliche Aggregation der Renditen einmal eher stochastisch, das andere Mal eher deterministischen Charakter aufweist. Ferner spiegelt das Ergebnis z.T. das stochastische Memory-Verhalten von D(-65) aus Tab. 6.5-4 (EGARCH-Modellierung) wider.
- Für längere Lag-Strukturen fällt die Evidenz auf Kointegration tendenziell größer aus. Die Kehrseite ist allerdings bei M1 und M2 darin zusehen, daß noch Signifikanz auf eine zweite Kointegrationsgleichung besteht. Die parallele Existenz zweier Kointegrationsgleichungen ist im allgemeinen ökonomisch nicht mehr interpretierbar.⁵ Nur für M4 kann die Kointegrationsgleichung eindeutig bestimmt werden, da die Nullhypothese, daß höchstens eine Kointegrationsgleichung besteht, in allen Fällen nicht verworfen werden kann.

⁴ Aufgrund des Fehlspezifikationspotentials unter verbundenen Hypothesen (hier: Koppelung an die jeweilige Prämissenlage von M1 bis M4), erfolgt ein Verzicht auf die Markierung des schwachen 10%igen Signifikanzniveaus.

⁵ Anschaulich gesprochen besteht mit der Existenz eines ECM folgendes Logik-Problem: Zwei unterschiedliche Gleichgewichtsmodelle auf der gleichen Datenbasis führen zu dem gleichen „Ergebnis“.

Tab. 6.6-2
Kointegrationstests nach Johansen unter den Lags 1-250 und 1-125

		Lag 1-250				Lag 1-125			
		M1	M2	M3	M4	M1	M2	M3	M4
1. Eigenwert*	EW	0,0093	0,0118	0,0108	0,0178	0,0117	0,0125	0,0120	0,0147
	LR	32,7585	41,8838	26,1829	56,6968	38,61	47,3462	29,4836	51,3309
	5% CV	24,31	34,91	29,68	42,44	24,31	34,91	29,68	42,44
	1% CV	29,75	41,07	35,65	48,45	29,75	41,07	35,65	48,45
	# (CE): Signif.	keine ***	keine ***	keine	keine ***	keine ***	keine ***	keine	keine ***
2. Eigenwert*	EW	0,0066	0,0077	0,0032	0,0097	0,0078	0,0094	0,0029	0,00857
	LR	15,6674	20,0535	6,3307	23,7144	15,59	22,7419	5,7865	22,3007
	5% CV	12,53	19,96	15,41	25,32	12,53	19,96	15,41	25,32
	1% CV	16,31	24,60	20,04	30,45	16,31	24,60	20,04	30,45
	# (CE): Signif.	≤1**	≤1**	≤1	≤1	≤1**	≤1**	≤1	≤1
normalisierte CE-Koeffizienten von CE #1	DJGI World*	1	1	1	1	1	1	1	1
	TN5Y-TB3M	8,7348	0,9354	1,0040	-0,0390	-4,6117	1,1420	0,9105	0,0383
	t-Wert	11,9789	0,2787	0,2933	0,0139	1,2147	0,6827	0,3972	0,0237
	TB30Y-TN5Y	-	-0,5429	-0,6073	-0,0647	6,4164	-0,8499	-0,5553	-0,0990
		11,1924							
	t-Wert	15,0461	0,3425	0,3534	0,0129	2,4723	0,8659	0,5088	0,0310
	Trend	-	-	-	-0,0007	-	-	-	-0,0006
	t-Wert	-	-	-	0,0000	-	-	-	0,0000
	C	-	-5,7666	-6,0596	-4,2556	-	-6,4076	-5,9724	-4,4046
	t-Wert	-	0,2109	-	-	-	0,6613	-	-
AIC von CE #1		-13,467	-13,469	-13,474	-13,480	-13,801	-13,800	-13,807	-13,809
SIC von CE #1		-6,6778	-6,6763	-6,6756	-6,6787	-10,576	-10,573	-10,574	-10,573
Modellannahme / Spezifikation: M1: kein deterministischer Trend in den Daten / keine Konstante und kein Trend in CE M2: kein deterministischer Trend in den Daten / Konstante ohne Trend in CE; keine Konstante in VAR M3: linear-deterministischer Trend in den Daten / Konstante ohne Trend in CE und VAR M4: linear-deterministischer Trend in den Daten / Konstante mit Trend in CE; kein Trend in VAR									
Hinweise: CE=Kointegrationsgleichung; CV=kritischer Wert; EW=Eigenwert; LR=Likelihood Ratio; VAR=Vektorautoregression **Signifikanz auf 5%-Niveau; ***Signifikanz auf 1%-Niveau									
Messung in Logs + getestet wird die Nullhypothese auf #... Kointegrationsgleichungen Quelle: eigene Darstellung									

Tab. 6.6-3
Kointegrationstests nach Johansen für Lags 1-65 und 1-20

		Lag 1-65				Lag 1-20			
		M1	M2	M3	M4	M1	M2	M3	M4
1. Eigenwert*	EW	0,0101	0,0101	0,0073	0,0082	0,0069	0,0075	0,0066	0,0136
	LR	32,8875	37,5141	19,49	35,5194	24,8781	33,0464	21,5313	48,4124
	5% CV	24,31	34,91	29,68	42,44	24,31	34,91	29,68	42,44
	1% CV	29,75	41,07	35,65	48,45	29,75	41,07	35,65	48,45
	# (CE): Signif.	keine**	keine**	keine	keine	keine**	keine	keine	keine**
2. Eigenwert*	EW	0,0060	0,0061	0,0024	0,00695	0,0050	0,0052	0,0038	0,0066
	LR	12,4163	17,0195	4,8031	18,8411	10,6473	17,5613	7,9187	20,2807
	5% CV	12,53	19,96	15,41	25,32	12,53	19,96	15,41	25,32
	1% CV	16,31	24,60	20,04	30,45	16,31	24,60	20,04	30,45
	# (CE): Signif.	≤1	≤1	≤1	≤1	≤1	≤1	≤1	≤1
normalisierte CE-Koeffizienten von CE #1	DJGI World*	1	1	1	1	1	1	1	1
	TN5Y-TB3M	-3,2267	-1,6489	-2,1568	-0,0652	-5,4257	-0,2229	-0,4612	-0,0267
	t-Wert	1,2457	4,9272	5,1705	0,0226	2,1462	0,2864	0,5218	0,0155
	TB30Y-TN5Y	4,9104	2,8095	3,6200	0,0012	8,3580	0,9640	1,3170	-0,0248
	t-Wert	2,8344	6,6873	7,2750	0,0363	5,0723	0,4492	0,8003	0,0269
	Trend	-	-	-	-0,0006	-	-	-	-0,0006
	t-Wert	-	-	-	0,0000	-	-	-	0,0000
	C	-	-2,5842	-4,4027	-4,2870	-	-5,1304	-5,2718	-4,3479
	t-Wert	-	7,9222	-	-	-	0,3208	-	-
AIC von CE #1		-14,028	-14,027	-14,031	-14,031	-14,189	-14,190	-14,192	-14,198
SIC von CE #1		-12,385	-12,381	-12,380	-12,377	-13,682	-13,679	-13,676	-13,679

CE=Kointegrationsgleichung; CV=kritischer Wert; EW=Eigenwert; LR=Likelihood Ratio; VAR=Vektorautoregression

Signifikanz auf 5%-Niveau; *Signifikanz auf 1%-Niveau

Messung in Logs

+ getestet wird die Nullhypothese auf #... Kointegrationsgleichungen

Quelle: eigene Darstellung

- Dem steht gegenüber, daß die Prämisse in M4 eines deterministischen Trends in den *Daten* und eines Trends in der *Kointegrationsgleichung* die Signifikanz der Koeffizienten der normierten Kointegrationsgleichung erheblich drückt. Dieses stilisierte Faktum verdeutlicht prototypisch das Knife Edge-Problem unseres Inferenzraumes hinsichtlich der Diskriminierung zwischen einem stochastischen und deterministischen Trend in dem DJGI World und dem Wesen der MR. Insgesamt erstaunt

etwas die hier vorliegende Evidenzlage auf deterministische Komponenten in den Daten, da eine Argumentation für die IEH erschwert wird. Aufgrund der niedrigen Zinsdifferential-Koeffizienten und t-Werte sieht es danach aus, daß der gemeinsame Trend interessanterweise vor allem aus einer längerfristigen Perspektive eher deterministisch als stochastisch getrieben wird.

- Einerseits fällt die sich umkehrende Vorzeichenstruktur der Zinsdifferenziale über die verschiedenen Modelle auf, was zunächst Zweifel an der Validität der Modellierung nähren könnte. Für die niedrigeren Lag-Strukturen (1-65), (1-20) wird der gemeinsame stochastische Trend positiv durch das lange Ende der Zinsstruktur und negativ durch das kurze Ende der Zinsstruktur gesteuert. Bei der mittleren Lag-Struktur ist keine eindeutige Aussage möglich. Bei der langen Zinsstruktur (1-250) wird der gemeinsame stochastische Trend durch das lange Ende der Zinsstruktur negativ und durch das kurze Ende der Zinsstruktur positiv getrieben. Andererseits sind die Signifikanzniveaus der Ergebnisse so hoch, daß der Besonderheit der Vorzeichenumkehr mit der Lag-Struktur (1-125) eine Systematik beigemessen werden kann, die evtl. auf eine BF-basierte Anomalie (Prior Outcome/House Money-Effekt) rückschließen läßt oder ein Abbild der durch die Heteroskedastizität induzierten endogenen Dynamik darstellt.
- Die stilisierten Fakten der letzten beiden Punkte verweisen auf ein latentes Diskriminierungsproblem zwischen den „letzten Ursachen“ der MR und dem Fristigkeitsproblem der Lag-Struktur. Möglicherweise liegt hier der Grund verborgen, daß die Evidenz des Gleichgewichtsprozesses doch nicht ausreicht, daß die darin verborgene MR von einem wesentlichen Teil der Agenten stärker intertemporal arbitriert wird: Unter einer Kointegration müßten Phasen deutlich erkennbar sein, in denen entweder Bonds/Notes oder Aktien gemessen an einem einheitlichen Bewertungsmodell auf integrierten Märkten relativ zueinander günstiger bzw. ungünstiger bewertet sind.

6.6.2 Modellierung auf Differenzenniveau: Zustandsraum-Modell-Schätzung über Kalman-Filter

Nachfolgend werden in den Tabn. 6.6-4 und 6.6-5 die Ergebnisse der Vektorautoregression in der ECM-Repräsentation für die Bestimmung der Kointegrationsvektoren auf der Basis unterschiedlicher Lag-Strukturen dokumentiert. Erneut werden unter der Annahme, daß die VAR keinen deterministischen Trend voraussetzt, die Modelle M1 (keine Konstante oder Trend in der CE),

M2 (keine Konstante bzw. Trend in der CE) und unter Annahme, daß die VAR einen deterministischen Trend voraussetzt die Modelle M3 (keine Konstante bzw. Trend in der CE) und M4 (Konstante bzw. Trend in der CE) betrachtet.

Als Ergebnis der Analyse ist festzuhalten:

- Mit zunehmender Lag-Struktur kann eine wesentliche Steigerung des R^2 erzielt werden, wobei in allen Fällen M4 und danach M3 zu bevorzugen sind. Offenbar basiert ein MR-Effekt auf der Attraktor-Wirkung eines gemeinsamen stochastischen Trends, wenn ein deterministischer Trend in den Daten angenommen wird. Dieses Ergebnis wird aber erkauft unter abnehmenden AIC und SIC, so daß von einer latenten Instabilität bzw. Überparametrisierung ausgegangen werden kann. Dieses läßt sich als Hinweis deuten, daß der unterstellte deterministische Trend in den Daten selber einem Drift unterliegt.
- Das erzielte R^2 liegt in allen Fällen (D(DJGI World), D(5Y-3M), D(30Y-5Y)) jeweils auf gleichem Niveau, so daß von einem Gleichgewichtsprozeß ausgegangen werden kann, in dem die Anpassungsvorgänge auf Schocks zwischen dem DJGI World und den Zinsdifferentialen „quantitativ symmetrisch“ verlaufen.
- Der MR-Effekt im DJGI World wird nur im Modell M4 direkt ersichtlich, da der Anpassungskoeffizient bei betragsmäßig ausreichend hoher t-Statistik über alle Lag-Strukturen deutlich negativ ist.
- Der asymmetrische Zinsstruktureffekt wird auf zweierlei Art und Weise deutlich: Zum einen liegen die Anpassungskoeffizienten des kurzen Zinsdifferentials betragsmäßig durchweg über denen des langen Zinsdifferentials. Zum anderen ist bei den Lag-Strukturen 1-250, 1-65, 1-20 ein gleichgerichteter Vorzeichenwechsel erkennbar: Während der Anpassungskoeffizient des kurzen Zinsdifferentials durchweg positiv ist, ist er bei dem langen Zinsdifferential durchweg negativ.
- Anschaulich gesprochen lassen sich die stilisierten Fakten wie folgt interpretieren: Eine steile kurze Zinsstruktur treibt den DJGI World nach oben bzw. drückt die erwartete Überrendite. Eine steile lange Zinsstruktur treibt den DJGI World nach unten bzw. hebt die erwartete Überrendite.
- Die einzige Lag-Struktur, für die dieser Zusammenhang nicht zu gelten scheint, ist die von 1-125. Eine Erklärungsmöglichkeit liegt darin, daß auf diesem Zeithorizont ein Prior Outcome/House Money-Effekt und damit ein Drift in der RRA dominiert, der die Schwankungen der IMRS des asymmetrischen Zinsstruktureffektes überlagert.

Tab. 6.6-4

**Ergebnisse der Vektorautoregression in der Fehlerkorrekturrepräsentation
unter den Lags 1-250 und 1-125**

		Lag 1-250				Lag 1-125			
		M1	M2	M3	M4	M1	M2	M3	M4
1. CE im ECM	D(DJGI World)	7,56·10 ⁻⁵	0,00137	0,00026	-0,05024	0,00023	-0,00102	-0,00081	-0,01873
	SE	3,8·10 ⁻⁵	0,00093	0,00099	0,01401	5,9·10 ⁻⁵	0,00033	0,00046	0,00470
	t-Statistik	1,96428	1,47754	0,25906	-3,5866	3,80057	-3,05223	-1,76003	-3,98717
	D(SY-3M)	-0,00083	-0,02482	-0,02310	0,33694	0,00053	-0,00395	-0,00724	-0,01293
	SE	0,00032	0,00767	0,00823	0,11659	0,00049	0,00274	0,00377	0,03886
	t-Statistik	-2,60513	-3,23753	-2,80595	2,89000	1,08106	-1,43975	-1,92147	-0,33278
	D(30Y-5Y)	0,00023	0,00062	-0,00297	-0,07568	0,00019	-0,00261	-0,00453	-0,04352
	SE	0,00015	0,00365	0,00391	0,05535	0,00025	0,00141	0,00193	0,01990
	t-Statistik	1,51964	0,17021	-0,76005	-1,36742	0,74859	-1,85630	-2,34629	-2,18673
D(DJGI World)	R ²	0,43314	0,43226	0,43428	0,44091	0,24136	0,23891	0,24222	0,24830
	adj. R ²	0,03984	0,03836	0,04090	0,05213	0,06141	0,05839	0,061889	0,06941
	AIC	-6,75654	-6,75500	-6,75748	-6,76926	-6,91111	-6,90789	-6,91123	-6,91928
	SIC	-4,49651	-4,49496	-4,49443	-4,50621	-5,83918	-5,83596	-5,83645	-5,84450
	R ²	0,42303	0,42498	0,42497	0,42522	0,23767	0,23810	0,23957	0,23784
	adj. R ²	0,02272	0,02603	0,02511	0,02554	0,05685	0,05739	0,05860	0,05647
	AIC	-2,52857	-2,53197	-2,53086	-2,53130	-2,69439	-2,69496	-2,69587	-2,69360
	SIC	-0,26854	-0,27193	-0,26781	-0,26825	-1,62246	-1,62303	-1,62109	-1,61882
	R ²	0,44182	0,44064	0,44228	0,44294	0,23065	0,23205	0,23314	0,23279
D(SY-3M)	adj. R ²	0,05455	0,05255	0,05445	0,05558	0,04817	0,04990	0,05065	0,05021
	AIC	-4,02042	-4,01831	-4,02015	-4,02134	-4,03024	-4,03206	-4,03246	-4,03200
	SIC	-1,76038	-1,75827	-1,75710	-1,75830	-2,95831	-2,96013	-2,95768	-2,95722
Hinweise: SE=Standardfehler; ECM=Fehlerkorrekturmodell AIC=Informationskriterium nach Aiken; SIC=Informationskriterium nach Schwartz Fett markiert sind solche Kennzahlen, die zu einer Präferierung eines Modells führen. Quelle: eigene Darstellung									

Tab. 6.6-5

**Ergebnisse der Vektorautoregression in der Fehlerkorrekturrepräsentation
unter den Lags 1-65 und 1-20**

		Lag 1-65				Lag 1-20			
		M1	M2	M3	M4	M1	M2	M3	M4
1. CE im ECM	D(DJGI World)	0,00019	0,00034	0,00017	-0,00994	$9,59 \cdot 10^{-5}$	0,00100	0,00040	-0,01807
	SE	$4,5 \cdot 10^{-5}$	$8,4 \cdot 10^{-5}$	0,00012	0,00434	$3,4 \cdot 10^{-5}$	0,00040	0,00034	0,00382
	t-Statistik	4,10307	4,09279	1,38711	-2,28860	2,79845	2,48624	1,18043	-4,72815
	D(5Y-3M)	0,00033	0,00063	0,00311	0,11437	0,00059	0,00694	0,00911	0,07621
	SE	0,00037	0,00069	0,00098	0,03539	0,00028	0,00329	0,00279	0,03160
	t-Statistik	0,88542	0,92056	3,16609	3,23148	2,08207	2,10883	3,26962	2,41164
	D(30Y-5Y)	-0,00011	-0,00024	-0,00040	-0,00688	-0,00025	-0,00458	-0,00286	-0,02671
	SE	0,00019	0,00036	0,00051	0,01852	0,00015	0,00172	0,00146	0,01655
	t-Statistik	-0,57851	-0,65805	-0,77305	-0,37139	-1,66780	-2,66100	-1,96000	-1,61372
D(DJGI World)	R ²	0,15349	0,15345	0,15391	0,15544	0,08291	0,08215	0,08370	0,09319
	adj. R ²	0,06284	0,06280	0,06279	0,06449	0,05541	0,05463	0,05575	0,06554
	AIC	-6,98593	-6,98588	-6,98543	-6,98725	-7,04929	-7,04847	-7,04918	-7,05960
	SIC	-6,44084	-6,44080	-6,43756	-6,43938	-6,88270	-6,88188	-6,87986	-6,89028
	R ²	0,14782	0,14785	0,15254	0,15273	0,06904	0,06909	0,07229	0,07004
	adj. R ²	0,05656	0,05660	0,06128	0,06149	0,04112	0,04118	0,04400	0,04167
	AIC	-2,78649	-2,78653	-2,79106	-2,79129	-2,83459	-2,83465	-2,83712	-2,83469
	SIC	-2,24141	-2,24144	-2,24319	-2,24342	-2,66800	-2,66805	-2,66779	-2,66537
	R ²	0,13639	0,13644	0,13655	0,13633	0,05855	0,06056	0,05985	0,05926
D(5Y-3M)	adj. R ²	0,04391	0,04396	0,04356	0,04332	0,03032	0,03240	0,03117	0,03057
	AIC	-4,08719	-4,08724	-4,08638	-4,08613	-4,12832	-4,13047	-4,12873	-4,12811
	SIC	-3,54211	-3,54216	-3,53851	-3,53826	-3,96173	-3,96387	-3,95941	-3,95879

Quelle: eigene Darstellung

6.6.3 Modellierung auf Differenzenniveau: Zustandsraum-Modell-Schätzung über Kalman-Filter

Die Berechnung des Zustandsraumes über einen Kalman-Filter (vgl. Abschnitt 5.2.5) mittels Maximum Likelihood-Schätzung soll nachfolgend dafür eingesetzt werden, einzelne Zusammenhänge zwischen bestimmten Faktoren unseres Inferenzraumes zeitvariabler Überrenditen herauszukristallisieren. Standardmäßig können drei Klassen von Zustandsraummodellen zur Anwendung gebracht werden: a) ARMA-Modelle b) Rekursive Koeffizienten-Modelle und c) Zeitvariable Parameter Modelle.

Zeitvariable Parameter-Modelle sind dadurch gekennzeichnet, daß die Zustandsgleichung die Dynamik der β -Koeffizienten ausschließlich als AR(1)-Prozeß beschreibt. Folglich wäre eine zeitvariable Parameterschätzung in dieser Form rein *stochastischer* Natur (ohne Memory), hingegen ist die rekursive Parameterschätzung und ARMA-Schätzung *deterministischer* Natur (mit Memory). Trotz verschiedener durchgespielter Varianten gelingt keine signifikante rein stochastische Modellierung des Zustandsraumes. Von einer Präsentation der (Fehl-)Ergebnisse wird daher abgesehen. Dieses für sich betrachtet interessante Ergebnis soll nachfolgend erweitert werden, indem für die Fälle a) und b) nach aussagekräftigen Modellspezifikationen gesucht wird.

ad a) In der Tab. 6.6-6 werden die Ergebnisse für drei verschiedene konkurrierende Modellspezifikationen geliefert, wobei angenommen wird, daß der Zustandsraum mit einem *ARMA-Modell* erfaßt werden kann.

- Das neue Modell M1 aus Tab. 6.6-6 wird von nun an als Referenzmodell herangezogen. Als Regressoren enthält es die bekannten Zinsdifferentiale und einen Term, der in EGARCH-Analogie die Heteroskedastizität in der Form

$$(6.6-1) \quad \begin{aligned} f(\sigma_h) &= f_1(\sigma_h) + f_2(\sigma_h) \text{ mit} \\ f_1(\sigma_h) &= \sigma_h^{\frac{1}{3}} \text{ und} \\ f_2(\sigma_h) &= \left[\sigma_h \left((r_{m,t-65} - r_{f,t-65}) - (r_{m,t-65} - r_{f,t-65}) \right) \right]^{\frac{2}{\beta}} \end{aligned}$$

in die Mittelwertgleichung implementiert wird. Aufgrund der Verwandtschaft des Prior Outcome/House Money-Effektes mit der ARMA-Spezifikation wird der Faktor zunächst nicht berücksichtigt. Besondere Aufmerksamkeit ist dem Sachverhalt beizumessen, daß bewußt in dem Modell auf die S-L-M-CAPM-Konstante verzichtet wird.

Tab. 6.6-6
ARMA-Zustandsraumschätzung über einen Kalman-Filter

Modell M1				
Variable	Koeffizient	Standardfehler	t-Statistik	p-Wert
$f_1(\sigma_h)$	-97,36982	13,08566	-7,44096	0,0000***
$f_2(\sigma_h)$	325,35570	13,80586	23,56649	0,0000***
TB30Y-TN5Y	1,22850	0,59082	2,07931	0,0377**
TN5Y-TB3M	1,15769	0,62565	1,85038	0,0644*
ARMA	0,21404	0,02012	10,63800	0,0000***
SV(ARMA)	0,97791	0,00391	250,1500	0,0000***
R^2	Adj. R^2	SE der Regr.	Durbin/Watson	Iterationen
0,97110	0,97104	0,99081	1,99144	20
Modell M2				
Variable	Koeffizient	Standardfehler	t-Statistik	p-Wert
$f_1(\sigma_h)$	-58,17780	13,71098	-4,24317	0,0000***
$f_2(\sigma_h)$	190,4595	15,67824	12,14802	0,0000***
TB30Y-TN5Y	2,04043	0,65871	3,09761	0,0020***
TN5Y-TB3M	0,58959	0,67167	0,87781	0,3802
D(-125)	-0,41768	0,01512	-27,62295	0,0000***
ARMA	0,21681	0,01845	11,74874	0,0000***
SV(ARMA)	0,97964	0,00401	244,2570	0,0000***
R^2	Adj. R^2	SE der Regr.	Durbin/Watson	Iterationen
0,97661	0,97655	0,89659	2,00658	26
Modell M3				
Variable	Koeffizient	Standardfehler	t-Statistik	p-Wert
TB30Y-TN5Y	0,61672	0,56198	1,09741	0,2726
TNSY-TB3M	1,45625	0,59737	2,43776	0,0149**
ARMA	0,21848	0,01639	13,32649	0,0000***
SV(ARMA)	0,97686	0,00336	290,4653	0,0000***
R^2	Adj. R^2	SE der Regr.	Durbin/Watson	Iterationen
0,96833	0,96830	1,04446	1,97730	19

Hinweise: *Signifikanz auf 10%-Niveau; **Signifikanz auf 5%-Niveau;
***Signifikanz auf 1%-Niveau

SV=Zustandsvariable des Zustandsraums

Auf das Modell

$y_t = A'x_t + H\xi_t$

$\xi_{t+1} = F\xi_t + v_{t+1}$

mit H als MA-Parameter und F als AR-Parameter wird der ARMA(1,1)-Zustandsraum der Form

$y_t = \beta x_t + u_t$

$u_t = \phi u_{t-1} + \varepsilon_t + \theta \varepsilon_{t-1}$

zur Anwendung gebracht.

Quelle: eigene Berechnungen

- Das Modell M2 entspricht dem vorstehenden Modell M1 bis auf die Erweiterung um den Prior Outcome/House Money-Faktor in der in dieser Arbeit üblichen Notation: $D(-125) = ((DJWorld_t/DJWorld_{t-125}) - 1) \cdot 100$.
- In dem Kontrollmodell M3 erfolgt eine Parsimonisierung durch Beschränkung auf den Zinsstruktureffekt.

Folgende Modellierungsergebnisse sind zu extrahieren:

- Auch ohne die S-L-M-CAPM-Konstante kann mit M1 eine Spezifikation gefunden werden, die in allen Variablen signifikant ist. In dem Modell verwundert nicht die aufgrund der überlappenden Renditen theoretisch zu postulierende hohe t-Statistik, sondern daß parallel hierzu die Signifikanz der übrigen Variablen des Inferenzraumes aufrecht erhalten werden kann. Dieses stützt die Vermutung, daß eine S-L-M-CAPM-Konstante implizit von einer „normalen“ Zinsstrukturkurve getragen wird und die C-CAPM-Effekte Reflex ihrer Variation sind. Das S-L-M-CAPM stellt in der Tat einen zu restriktiven Spezialfall dar, so daß - was mittlerweile trotz der bekannten Modellierungsschwierigkeiten Konsensmeinung der Kapitalmarkttheorie sein dürfte - in der Kapitalmarktpraxis generalisierte Ansätze eine erhöhte Abbildungsleistung besitzen, ohne sich der Generalkritik einer Überparametrisierung auszusetzen.
- Ein asymmetrischer Zinsstruktureffekt ist in dieser ARMA-Zustandsraum-modellierung nicht mehr erkennbar. Er wird offenbar über die Zustandsvariable absorbiert und normalisiert sich, wenn in der Mittelwertgleichung die asymmetrische Heteroskedastizität im EGARCH-Sinne und die AR-MA-Komponente korrekt spezifiziert wird. Folglich kann auch hier demonstriert werden, daß die Inferenz zwischen der Zinsstruktur und der Überrendite zu einem großen Teil von den vorstehenden Einflußfaktoren getrieben wird.
- Modell M2 zeigt, daß der *Prior Outcome/House Money-Effekt den Zinsstruktureffekt am kurzen Ende kannibaliert*: Mit einem ökonomisch plausiblen Koeffizienten von -0,41768 der D(-125)-Variable verschlechtert sich der p-Wert des kurzen Endes der Zinsstrukturkurve auf 0,3802, wohingegen das lange Ende der Zinsstruktur seine Erklärungskraft behält. Dies deutet an, daß über eine schwankende IMRS eine Substitutionsbeziehung zwischen der risikanten Anlage und der kurzfristigen sicheren Anlage etabliert ist.
- Im parsimonischen Modell M3 verschlechtert sich der p-Wert des langen Endes der Zinsstruktur mit 0,2726 erheblich. Die ARMA-Zustandsvariable ist offensichtlich in der Lage, einen beachtlichen Teil der Erklärungskraft des Zinsdifferentials des langen Endes zu übernehmen. Mit dem Zinsdiffe-

rential des kurzen Endes liegt hingegen ein eigenständiger Mechanismus vor, der in einem engeren Zusammenhang mit dem GARCH-Einfluß steht, da die Signifikanz des entsprechenden Koeffizienten gegenüber dem Modell M1 gestärkt ist.

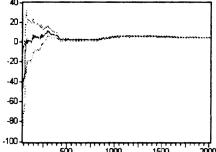
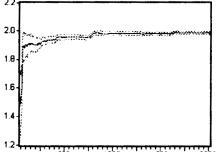
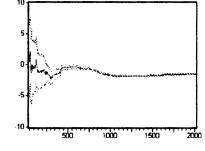
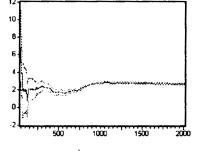
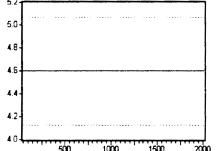
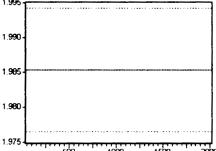
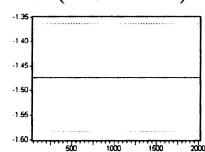
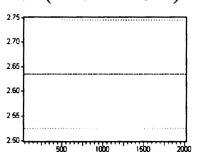
- Insgesamt kann festgehalten werden, daß einzelne Effekte des Inferenzraumes nicht unabhängig zu sehen sind, sondern über subtile Intermarket-Zusammenhänge verknüpft sind. Dieses ist jedoch genau die Implikation eines C-CAPM mit zeitvariablen, präferenzgesteuerten TVER.

ad b) In dem Fall der *rekursiven Koeffizienten-Modelle* soll eine rekursive Schätzung des Zustandsraumes verfolgt werden. Insbesondere soll nun hier zur Verdeutlichung diesmal unter einer Ausklammerung der GARCH-Effekte den Fragen nachgegangen werden, wie zum einen die Inferenz zwischen der Zinsstruktur mit der S-L-M-CAPM-Konstanten (Mittelwert der 3-Monatsüberrendite im Sample: $r_m - r_f = 2,7101$) sowie zwischen der Prior Outcome/House-money-Effekt Variablen D(-125) mit dem rekursiv geschätzten Zustandsraum beschaffen ist. Die Modelle M4 und M5 unterscheiden sich, um hier der *ceteris paribus*-Regel entgegenzukommen daher nur in der D(-125)-Variable. Die AR(1)-Eigenschaft des Renditeprozesses wird in beiden Modellen über eine Variable der ersten Differenz erfaßt. Ferner sind die S-L-M-CAPM-Konstante und die beiden Zinsdifferentiale den Modellen M4 und M5 gemeinsam. Die rekursive Schätzung restringiert die Zustandsgleichung auf eine Null-Varianz und einen konstanten Koeffizienten.

Aus den Berechnungsergebnissen, die in den Tabn. 6.6-7 und 6.6-8 dokumentiert werden, lassen sich die nachstehenden Aussagen treffen. Die unter den Tabellen aufgeführten Graphiken verdeutlichen die Stabilität des Einschwingverhaltens der Zustandsvariablen:

- In beiden Modellen M4 und M5 lassen sich mit dem Schätzverfahren sehr signifikante Koeffizienten ermitteln. Auffällig ist, da keine MA(1) oder GARCH-Komponente implementiert ist, daß wieder der asymmetrische Zinsstruktureffekt mit $\beta_{TB30Y-TN5Y} = -1,47352$ und $\beta_{TB5Y-TB3M} = 2,63509$ für Modell M4 bzw. mit $\beta_{TB30Y-TN5Y} = -1,54027$ und $\beta_{TB5Y-TB3M} = 2,70906$ für Modell M5 beobachtet wird. Ohne spezifizierte MA(1)-bzw. GARCH-Komponente fällt die asymmetrische Wirkung der Zinsdifferentiale auf die Überrenditen invers aus: das Ergebnis ist konsistent mit den Erkenntnissen aus den Kointegrationstests nach Johansen (Tab. 6.6-2 und 6.6-3) und der ARMA-Zustandsraumschätzung (Tab. 6.6-6): Unter der Annahme eines deterministischen Trends in den Daten reduziert sich der asymmetrische Zinsstruktureffekt oder invertiert sogar (teilweise) das Vorzeichen, so daß er symmetrisch wird, in Abhängigkeit davon, welche Faktoren berücksichtigt werden.

Tab. 6.6-7
Rekursive Zustandsraumschätzung über einen Kalman-Filter I

Modell M4				
Variable	Koeffizient (SV)	Standardfehler	t-Statistik	p-Wert
SV(C)	4,59796	0,23501	19,5653	0,0000***
SV(Δ_1)	1,98534	0,00444	447,444	0,0000***
SV(TB30Y-TN5Y)	-1,47352	0,05507	-26,7562	0,0000***
SV(TN5Y-TB3M)	2,63509	0,05519	47,7460	0,0000***
R^2	Adj. R^2	SE der Regr.	Durbin/Watson	
0,96211	0,96213	1,13481	1,39161	
Prognose-Schätzungen der Zustandsvariablen ⁺				
SV(C)	SV(Δ_1)			
				
SV(TB30Y-TN5)	SV(TN5Y-TB3M)			
				
Geglättete Schätzungen der Zustandsvariablen ⁺				
SV(C)	SV(Δ_1)			
				
SV(TB30Y-TN5)	SV(TN5Y-TB3M)			
				

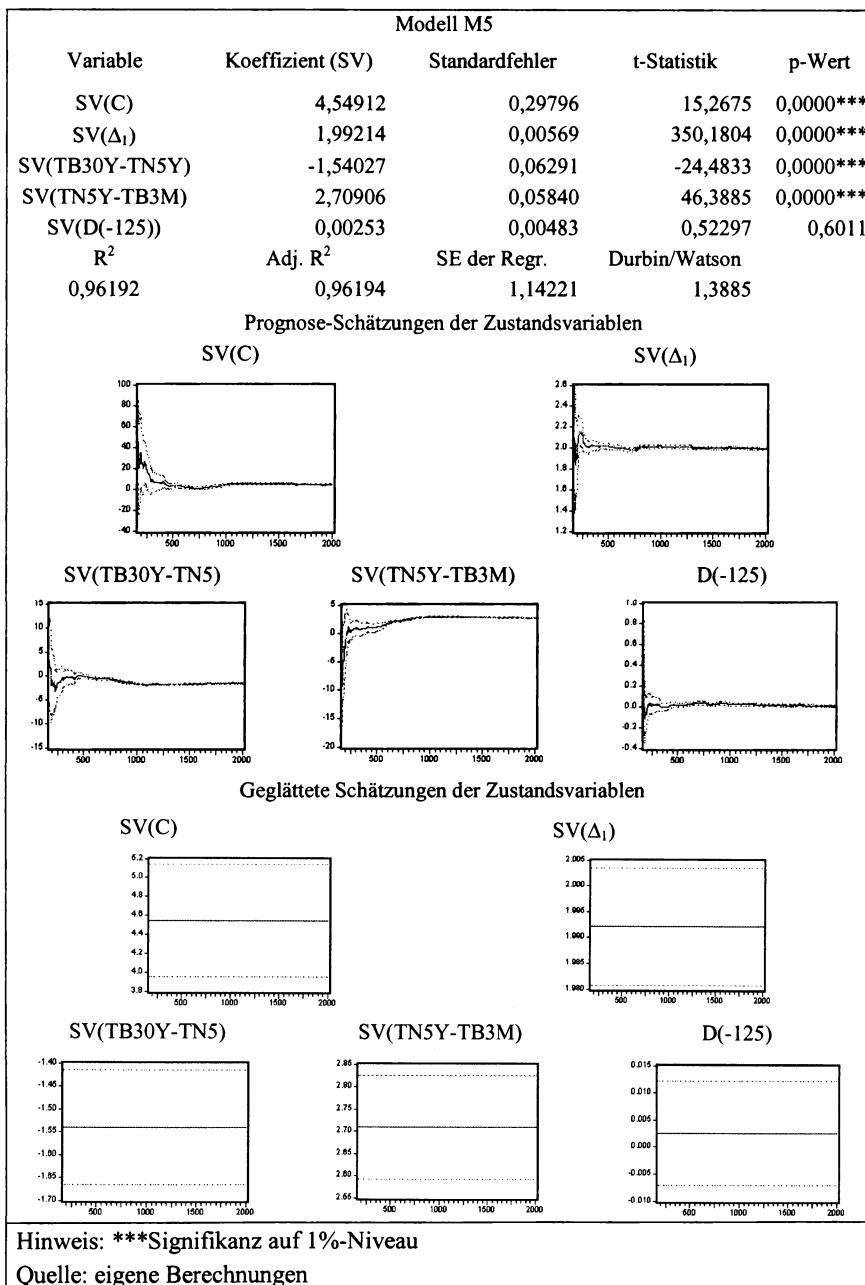
Hinweise: ***Signifikanz auf 1%-Niveau

⁺Die unterbrochene Linie markiert das Konfidenzband von +/- 2 Standardfehlern

Es wird das Modell $y_t = z_t' \beta_t + \omega_t$ geschätzt, wobei β_t als rekursiver Koeffizientenvektor den Zustandsvektor bildet.

Quelle: eigene Berechnungen

Tab. 6.6-8
Rekursive Zustandsraumschätzung über einen Kalman-Filter II



- Im Modell M5 fällt die Spreizung der Koeffizienten für die Zinsstrukturvariablen infolge der ARMA-verwandten D(-125)-Komponente sogar geringfügig größer aus, was auf das *unplausible* Vorzeichen zurückzuführen ist. Ohne Berücksichtigung der GARCH-Komponente ist im Modell M5 aus der D(-125)-Komponente also keine Erklärungskraft abzuleiten. Es kann somit nicht ausgeschlossen werden, daß die in anderen Modellen ermittelte Signifikanz ein stochastisches Artefakt oder die Folge einer „Korrektur“ der Fehlspezifikation etwa der GARCH-Komponente ist.
- Bemerkenswerterweise liegen die (finalen) Koeffizienten der Zustandsvariablen der S-L-M-CAPM-Komponente und der Zinsstrukturvariablen größtenteils eng beieinander. Dies stützt erneut die Hypothese, daß die S-L-M-CAPM-Komponente faktisch als ein bestimmter Bestandteil der Zinsstrukturkurve in einem generalisierten C-CAPM-Setting zu interpretieren ist, die Überrendite also eine Zinsstruktur-Komponente enthält.
- Die graphische Darstellung der One-Step-Ahead-Prognoseschätzung und der geglätteten Schätzungen der Zustandsvariablen gibt Auskunft über das Konvergenzverhalten des Schätzverfahrens und somit implizit über die zu fordernde Sample-Größe zum Testen unseres Inferenzraumes. In allen Fällen ist ein stabiles Konvergenzverhalten bei sich stark einengendem Konfidenzband zu konstatieren. Nach etwa 500-1000 Realisationen wird die Größenordnung der finalen Schätzparameter erreicht und es treten über die Konfidenzbänder keine Vorzeichenkonflikte auf. Dies bestätigt die in der vorliegenden Arbeit zur Verfügung stehende Sample-Größe als ausreichend. Die Zinsdifferenziale besitzen einen asymmetrischen Konvergenzverlauf mit Vorzeichenwechsel, was Ausdruck der komplexen endogenen Dynamik des vorliegenden Inferenzraumes ist. Das Konfidenzband der S-L-M-CAPM-Komponente (Volatility Feedback, Leverage) ist im Vergleich mit einem Standardfehler von $SE=0,23501$ (M4) bzw. $SE=0,29796$ relativ groß, was ein weiterer Beleg für die eingeschränkte Aussagekraft des S-L-M-CAPM darstellt.

6.7 Kontrolltest eines Totalmodells und Analyse der Timing-Fähigkeit

6.7.1 Robustheitstests über Bootstrapping und Monte Carlo-Simulation

Die Zeitaggregation etwa von Tagesrenditen zu den hier interessierenden 3-Monatsrenditen für die erforderliche Kumulierung der auf Tagesbasis nachgewiesenen Autokorrelationseffekte führt zu einer starken Reduzierung der Grundgesamtheit *unabhängiger* Realisationen, so daß bei einer solchen Vorgehensweise der Small Sample Bias kritisch zu betrachten ist. Die Verwendung von *überlappenden* Intervallen hingegen führt zu Spezifikationsfehlern und einer „künstlichen“ Autokorrelation in den Regressionsresiduen und einer erheblichen Verzerrung der Teststatistik hin zu einer überhöhten ausgewiesenen Signifikanz. Anders ausgedrückt: Dem Vorteil der hier genuin bezeichneten Vermeidung eines Informationsverlustes durch die Verwendung einer Tagesfrequenz statt 3-Monatsfrequenz bei der Messung von 3-Monatsrenditen steht der Nachteil einer potentiellen stochastischen Fehlspezifikation gegenüber.

Dem vorstehend genannten Problemkomplex soll mit folgender, leider in der empirischen Kapitalmarktforschung recht selten¹ eingesetzten Teststrategie begegnet werden, um die Modellstabilität parameterspezifisch beurteilen zu können und eine *Kreuzvalidierung* vorzunehmen. Für die Schätzung der Regressionsparameter kann gezeigt werden, daß Bootstrapverfahren (Efron 1979; Shao/Tu (1995)) gegen die per OLS-Methode geschätzten Trendparameter und AR(∞)-Koeffizienten asymptotisch konvergieren (Lien 1993, S. 6, S. 57f.). Simulationsstudien ergeben, daß die finite Verteilung einer Statistik gegenüber verschiedenen Alternativen besser durch ihre zugehörige Bootstrapversion wiedergegeben wird. Gegenüber konventionellen Verfahren der Kreuzvalidierung oder simplen Out-of-Sample-Tests bietet das Bootstrapping deshalb erhebliche Effizienzgewinne, so daß Efron (1979, S. 1) von einem „Outperforming“ für das zugrundeliegende One-Sample-Problem spricht. Die Bootstrap-Methode (ohne Ersetzen im Resampling: $2^n - 1$ Subsets) ist dabei universeller anzuwenden als die verwandte Jackknife-Methode (mit Ersetzen im Resampling: n Subsets). Aus Gründen der Rechenzeit bzw. Rechenzentrumskosten wurde früher der Jackknife-Methode der Vorzug gegeben (Shao/Tu 1995, S. 9). Bei der gestiegenen Rechnerleistung kann aber heutzutage selbst auf PC-

¹ Neben den mathematischen Vorteilen (s.u.) ist das Verfahren sehr anschaulich und bietet exzellente Ansatzpunkte einer ökonomischen Interpretation. Möglicherweise wird der Programmieraufwand gescheut.

Basis ein Bootstrapping zu akzeptablen Rechenzeiten durchgeführt werden, wobei als Resampling-Verfahren zur Generierung der Bootstrap-Replikationen durchaus eine umfangreichere Monte Carlo-Simulation verwendet werden kann.

Hier sollen die Regressionsergebnisse der VAR in ECM-Präsentation aus Abschnitt 6.6.2 in zwei Schritten durch die Bootstrap-Methode überprüft werden, um den Einfluß der überlappenden Renditen zu beurteilen. Zunächst werden eine im Vergleich zur „überlappenden“ Grundgesamtheit kleine ($n_{rep} = \text{INT}(2083-65-250)/65 = 27$)², somit stochastisch nur schwach überlappende Anzahl von zufälligen Ziehungen der Überrenditerealisationen und zugehörigen C-CAPM-Zuständen durchgeführt und über die $n_{MC} = 1000$ Monte Carlo-Replikationen die Regressionen gerechnet sowie die Regressionsparameter ermittelt. Wie oben schon angedeutet hat eine solche Vorgehensweise den Vorteil eines nahezu „perfekten“ Out-of-Sample-Tests und erlaubt sowohl eine Plausibilitätsüberprüfung der Schätzparameter als auch der Varianz des R^2 über die Subsets des Modells. In einem zweiten Schritt wird das Verfahren völlig analog mit erhöhter $n_{rep} = 81$ und damit einer stochastischen 1/3-Überdeckung der Renditen und aufgrund der gesteigerten theoretischen Replikationsanzahl infolge des höheren n_{rep} -Umfangs mit $n_{MC} = 10000$ wiederholt.

Zur Abbildung des den roten Faden dieser Arbeit repräsentierenden 4-dimensionalen CAPM-Inferenzraums fließen in die Regression zur Erfassung eines möglichen Prior Outcome/House Money-Effekt die vergangene Renditeentwicklung D(-65), D(-125), D(-250) in [%] ein, die bekannten Zinsdifferentiale TB30Y-TN5Y und TN5Y-TB3M in [%], ein Term zur Erfassung des asymmetrisch-nichtlinearen Leverageeffektes im EGARCH-Sinne als Funktion der konditionierten Varianz $-(D(-65)-\text{abs}(D(-65)))^{(1/3)} \cdot \sigma_h^{(1/3)}$ sowie die S-L-M-CAPM-Konstante. Die Graphen der Dichtefunktionen von Koeffizienten bzw. Kennzahlen der Regressionsstatistiken werden für den ersten Fall ($n_{rep} = 27$ und $n_{MC} = 1000$) in den Abb. 6.7-1 bis 6.7-4 und für den zweiten Fall ($n_{rep} = 81$ und $n_{MC} = 10000$) in den Abb. 6.7-5 bis 6.7-8 wiedergegeben.

Folgende Ergebnisse können festgehalten werden:

- Obwohl nur eine schwache stochastische Überlappung in den Renditen durch die Subsamplegröße der Replikationen vorgeben wurde, ist die Standardabweichung der Durbin/Watson-Statistik um 2 mit 0,37152 bzw. 0,21990 relativ hoch, so daß in den Residuen *trotz Monte Carlo-*

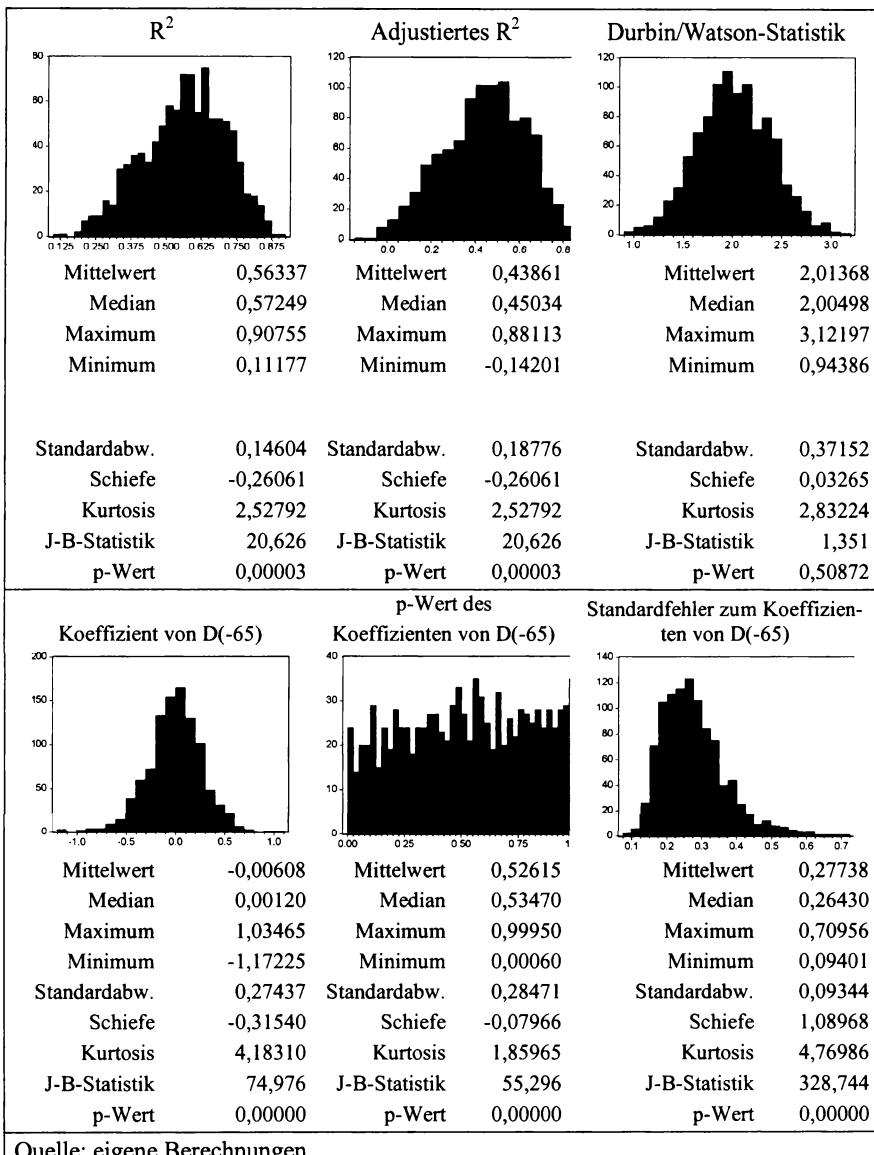
² Von dem Ausgangssample sind die ersten 250-Realisationen zur Berücksichtigung des Prior Outcome/House Money-Effektes bis ein Jahr zurück und die letzten 65 Realisationen zur Errechnung der 3-Monatsüberrenditen abzuziehen.

Simulation immer noch eine deutliche Autoregression vorhanden ist. Entsprechend ist aufgrund des Bias mit den p-Werten nur eine qualitative Tendenzaussage möglich, aber gegenüber einer One-Sample-Regression eine deutliche Verbesserung festzustellen.

- Die asymptotisch-konvergierende Eigenschaft des Bootstrapping wird sowohl bei den Koeffizienten als auch bei den Kennzahlen durch die glockenförmigen Dichtefunktionen deutlich, so daß mit den Medianen die Bootstrap-Schätzparameter vorliegen. Mit einem $R^2_{nrep=27}=0,57249$ (0,45034) bzw. $R^2_{nrep=81}=0,49317$ (0,45263) kann auf der Basis des CAPM-Inferenzraums dieser Arbeit eine *erklärte Varianz der Überrendite von über 45% als gesichert* gelten. Den Dichtefunktionen ist zu entnehmen, daß *in etwa 95% der Subsamples ein (Adj.) R² von 0,25 bis 0,7 erzielt werden kann*. Die Prognostizierbarkeit von ex ante-Überrenditen über den vorliegenden Inferenzraum erscheint damit über die aufgezeigte Out of Sample-Qualität als gesichert.

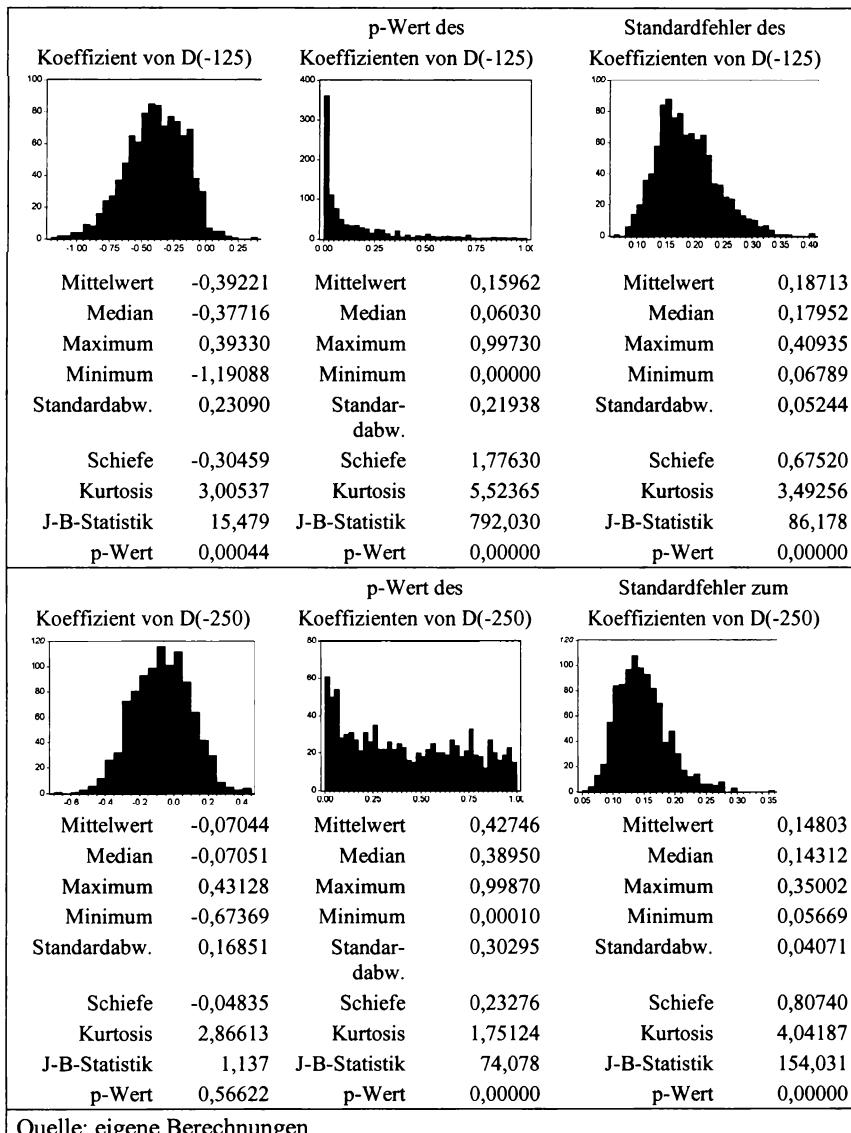
Tab. 6.7-1

**Graphen der Dichtefunktionen von Koeffizienten und Kennzahlen der auf ein Monte Carlo-Sampling basierten Bootstrap-replikativen linearen Regressionen
($n_{\text{rep}}=27$; $n_{\text{MC}}=1000$) I**



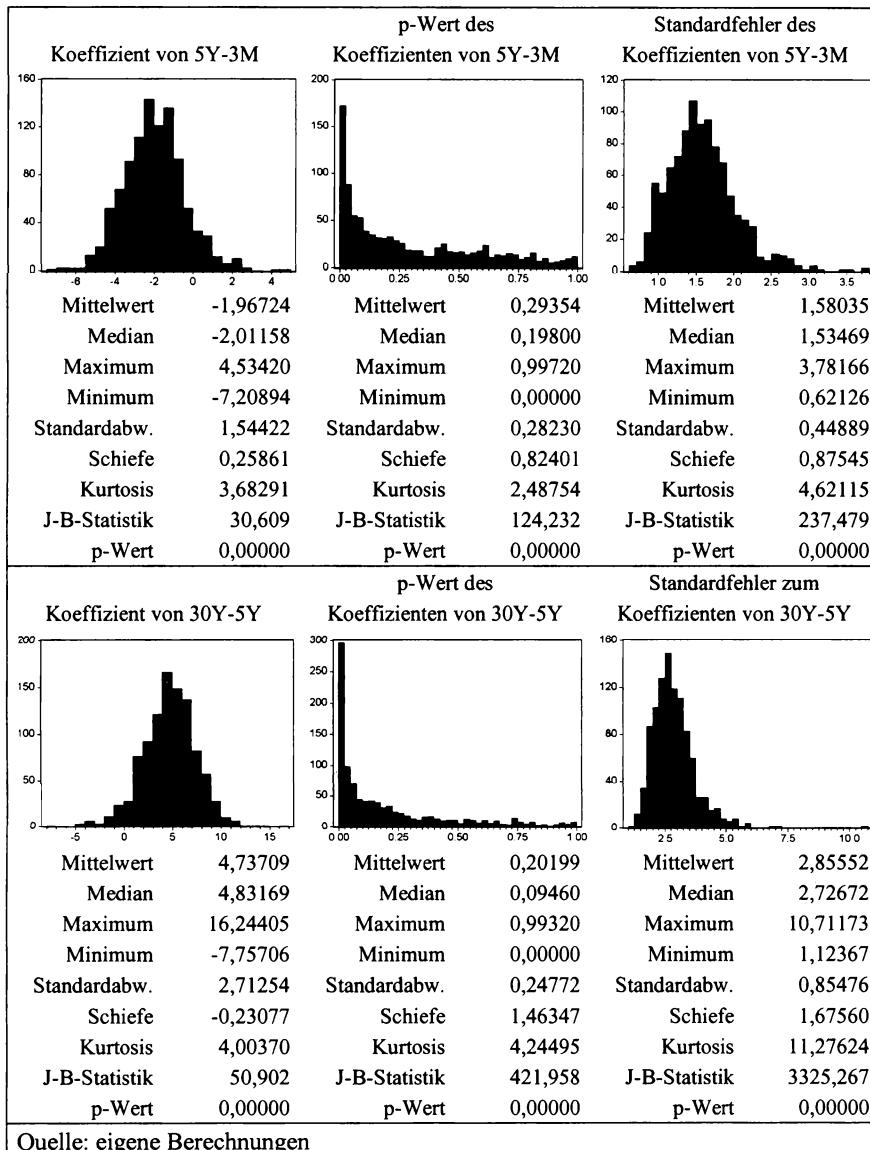
Tab. 6.7-2

**Graphen der Dichtefunktionen von Koeffizienten und Kennzahlen der auf ein Monte Carlo-Sampling basierten Bootstrap-replikativen linearen Regressionen
($n_{\text{repl}}=27$; $n_{\text{MC}}=1000$) II**



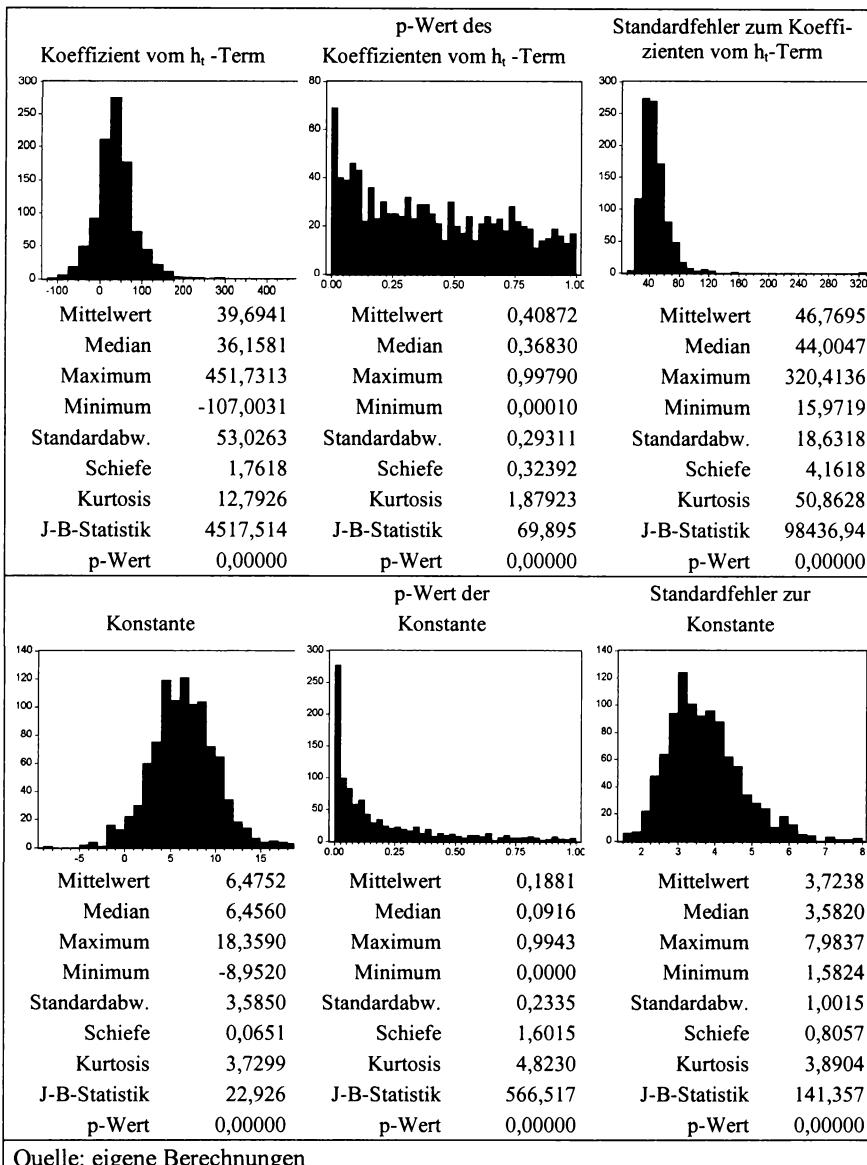
Tab. 6.7-3

**Graphen der Dichtefunktionen von Koeffizienten und Kennzahlen der auf ein Monte Carlo-Sampling basierten Bootstrap-replikativen linearen Regressionen
($n_{rep}=27$; $n_{MC}=1000$) III**



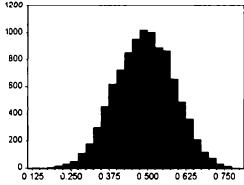
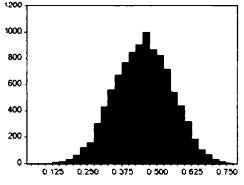
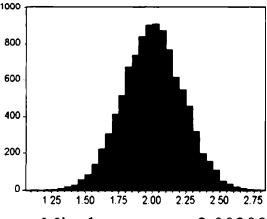
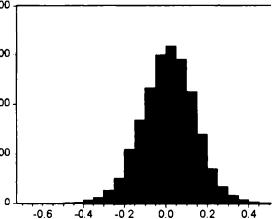
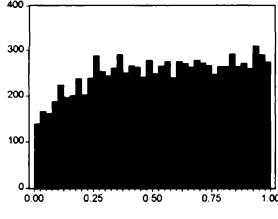
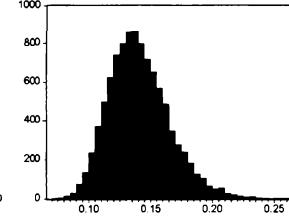
Tab. 6.7-4

Graphen der Dichtefunktionen von Koeffizienten und Kennzahlen der auf ein Monte Carlo-Sampling basierten Bootstrap-replikativen linearen Regressionen
 (n_{rep}=27; n_{MC}=1000) IV



Tab. 6.7-5

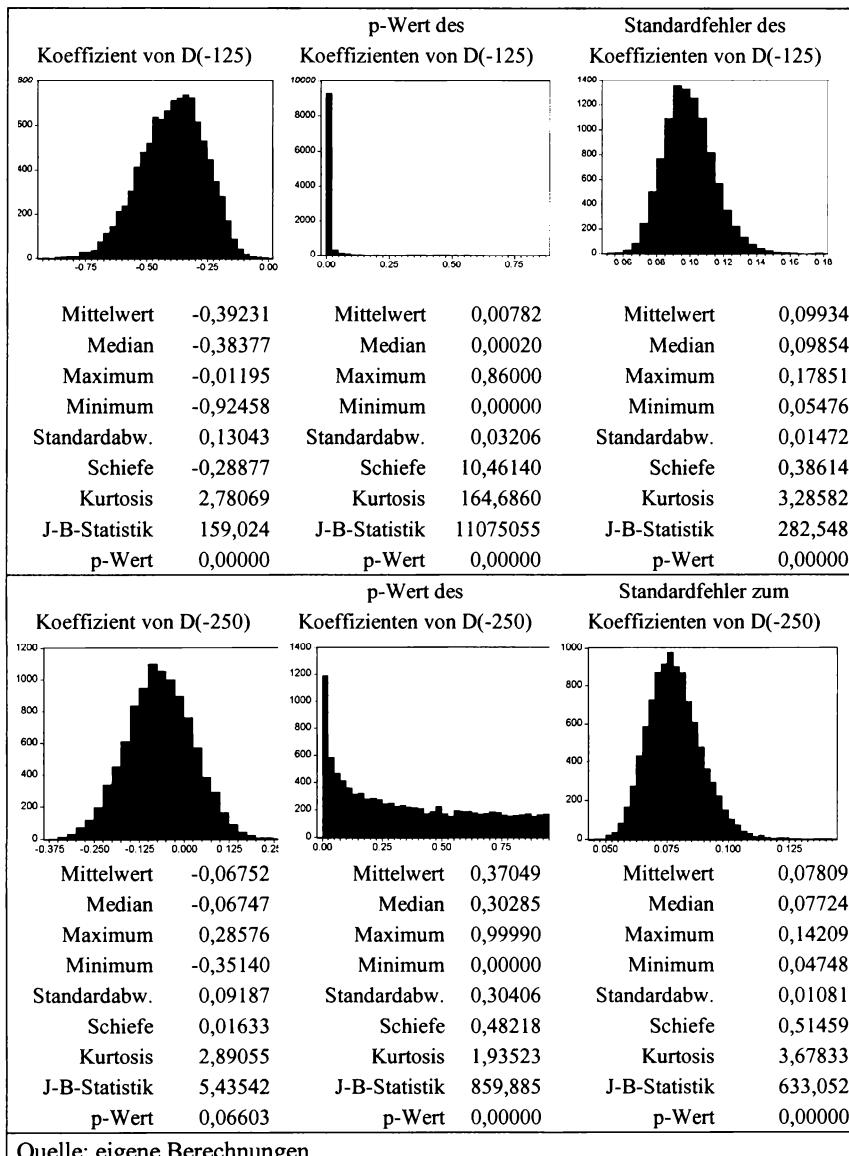
**Graphen der Dichtefunktionen von Koeffizienten und Kennzahlen der auf ein Monte Carlo-Sampling basierten Bootstrap-replikativen linearen Regressionen
($n_{\text{rep}}=81$; $n_{\text{MC}}=10000$) V**

R ²		Adjustiertes R ²		Durbin/Watson-Statistik	
					
Mittelwert	0,49160	Mittelwert	0,45093	Mittelwert	2,00200
Median	0,49317	Median	0,45263	Median	2,00313
Maximum	0,78121	Maximum	0,76370	Maximum	2,77284
Minimum	0,13348	Minimum	0,06415	Minimum	1,12407
Standardabw.	0,09444	Standardabw.	0,10199	Standardabw.	0,21990
Schiefe	-0,05066	Schiefe	-0,05066	Schiefe	-0,02368
Kurtosis	2,76176	Kurtosis	2,76176	Kurtosis	2,93766
J-B-Statistik	27,927	J-B-Statistik	27,927	J-B-Statistik	2,554
p-Wert	0,00000	p-Wert	0,00000	p-Wert	0,27885
Koeffizient von D(-65)		p-Wert des Koeffizienten von D(-65)		Standardfehler zum Koeffizienten von D(-65)	
					
Mittelwert	0,01258	Mittelwert	0,53257	Mittelwert	0,14085
Median	0,01405	Median	0,53980	Median	0,13869
Maximum	0,54664	Maximum	0,99970	Maximum	0,26531
Minimum	-0,65541	Minimum	0,00020	Minimum	0,07255
Standardabw.	0,12808	Standardabw.	0,27882	Standardabw.	0,02445
Schiefe	-0,12544	Schiefe	-0,08503	Schiefe	0,58931
Kurtosis	3,38425	Kurtosis	1,86029	Kurtosis	3,60751
J-B-Statistik	87,744	J-B-Statistik	553,274	J-B-Statistik	732,588
p-Wert	0,00000	p-Wert	0,00000	p-Wert	0,00000

Quelle: eigene Berechnungen

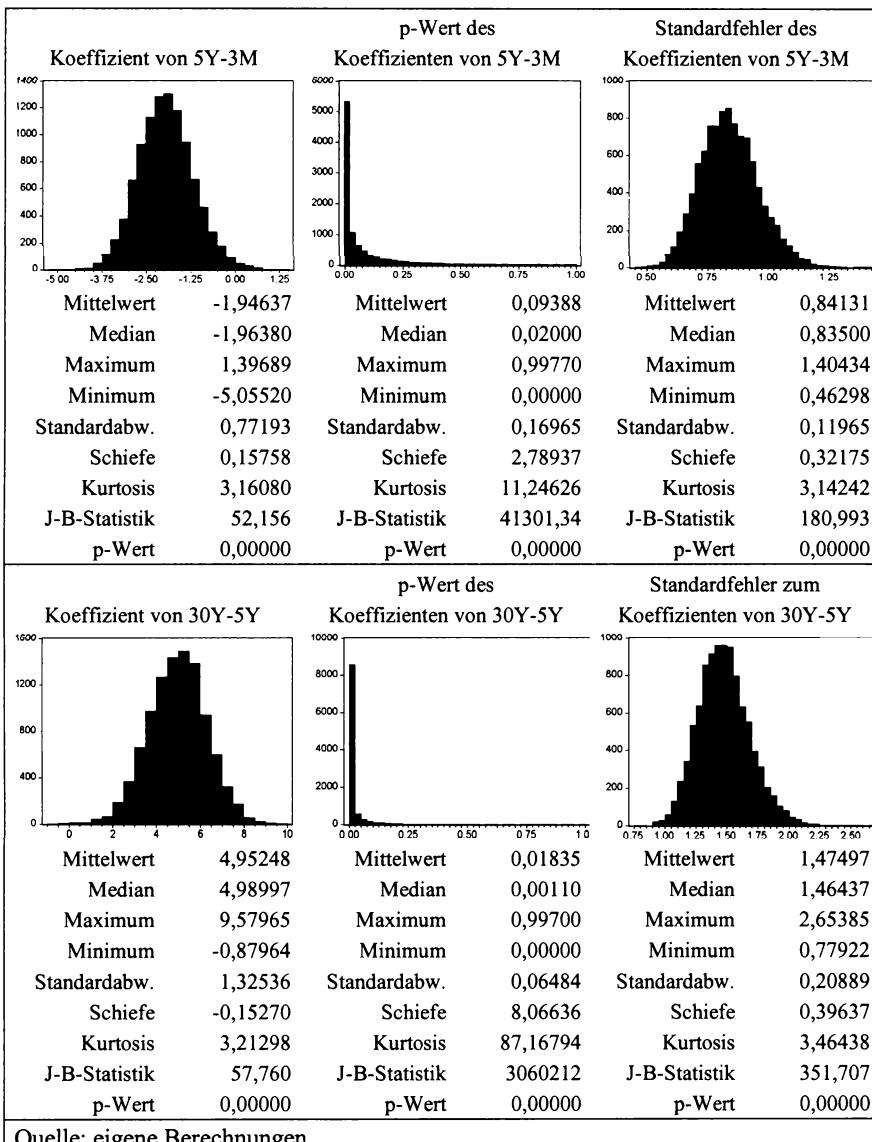
Tab. 6.7-6

**Graphen der Dichtefunktionen von Koeffizienten und Kennzahlen der auf ein Monte Carlo-Sampling basierten Bootstrap-replikativen linearen Regressionen
($n_{rep}=81$; $n_{MC}=10000$) VI**



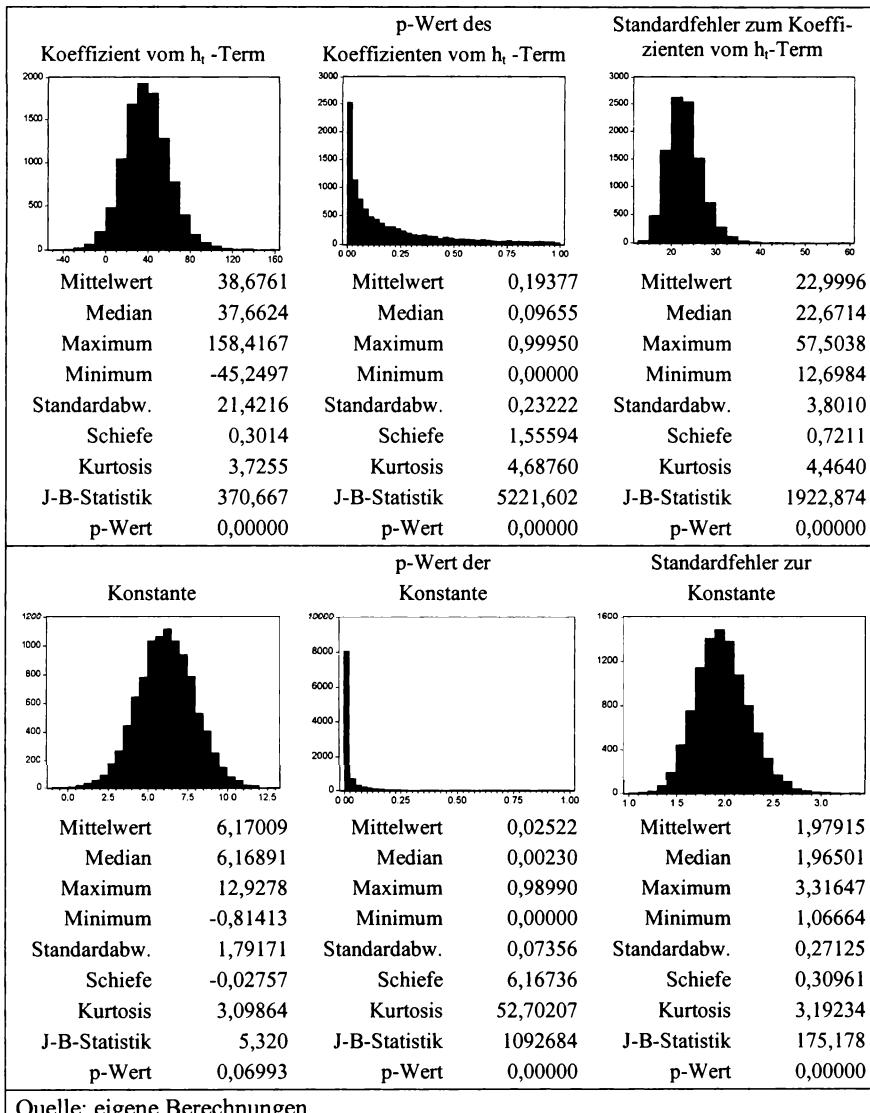
Tab. 6.7-7

**Graphen der Dichtefunktionen von Koeffizienten und Kennzahlen der auf ein Monte Carlo-Sampling basierten Bootstrap-replikativen linearen Regressionen
($n_{\text{rep}}=81$; $n_{\text{MC}}=10000$) VII**



Tab. 6.7-8

**Graphen der Dichtefunktionen von Koeffizienten und Kennzahlen der auf ein Monte Carlo-Sampling basierten Bootstrap-replikativen linearen Regressionen
($n_{\text{rep}}=81$; $n_{\text{MC}}=10000$) VIII**



- Die S-L-M-CAPM-Konstante und die (allerdings nur) relative Nähe zur RWH wird ersichtlich: Die Konstante ist positiv und wird nicht von anderen Faktoren kannibalisiert. Im Gegenteil erfolgt sogar eine (scheinbar unplausible)³ Verzerrung nach oben, so daß die Konstante nur in Verbindung mit den anderen Faktoren spezifiziert werden kann. Die Häufung der p-Werte im niedrigen Bereich und die Höhe der p-Wert-Mediane ($p_{repl=27}=0,0916$; $p_{repl=81}=0,00230$) in Verbindung mit den Standardfehler-Medianen ($SE_{repl=27}=3,5820$; $SE_{repl=81}=1,96501$) im Vergleich zu anderen Faktoren lassen die S-L-M-CAPM-Konstante als die *wesentlichste CAPM-Komponente* im Einklang mit dem State-of-the-Art-Ansatz der Neoklassischen Kapitalmarkttheorie erkennen. Trotz der hier gewählten *intertemporalen* Perspektive steht dieses Ergebnis damit durchaus im Widerspruch zu Untersuchungen, die auf allerdings niedrigerem Aggregationsniveau (etwa dem US-Aktienmarkt) über *kreuzsektionale* Untersuchungen des β -Risikos eine geringe Erklärungskraft des S-L-M-CAPM ausweisen.⁴
- Die asymmetrischen Zinsstruktur-Koeffizienten sind in Standardabweichung und Vorzeichen wie vermutet stabil und unterstützen den C-CAPM-Ansatz nachhaltig. Die überwiegende Anzahl der p-Werte befindet sich auf einem akzeptablen Signifikanzniveau, wobei die aktiennähere langfristige Zinsstruktur die höhere Erklärungskraft besitzt. Es wird bestätigt, daß eine steile Zinsstruktur des langen Endes die (zukünftigen) Überrenditen erhöht und eine steile Zinsstruktur des kurzen Endes die (zukünftigen) Überrenditen herabsetzt. Die Empirie zeigt: Wenn sich die Zinsstruktur einer *sicheren* Anlage ändert, so wirkt sich das auf die erwartete Überrendite einer *riskanten* Anlage aus. Folgt man der inhärenten Logik dieser Intermarket-Beziehung, so existiert eine MR-behaftete zeitsegmentierte IMRS-Beziehung⁵ und ein bestimmter Anteil der Überrendite besteht aus einem Term Premium-Äquivalent (Abel 1998). Eine schwankende IMRS über *verschiedene* Horizonte wirkt sich demnach auf die stochastischen Diskontierungsfaktoren und somit auf die realisierten Überrenditen in der beschriebenen Art und Weise aus und wirft die bekannte Frage nach intertemporaler Präferenzkonsistenz auf.

³ Zu berücksichtigen sind die „Basiseffekte“ der hier gewählten σ_h -Spezifikation und des Zinsstrukturreffektes.

⁴ Übersichten und die Diskussion zur schwachen Abbildungsleistung des S-L-M-CAPM zumindest in bezug auf die Erklärung kreuzsektionaler Renditen finden sich in Fama (1991, S. 1589ff.) und Fama/French (1996b, S. 1946-1950).

⁵ Vgl. hierzu die Marktsegmentierungstheorie der Zinsstruktur.

- Somit gibt es einen Hinweis zur Klärung der Frage, ob negative *ex ante*-Überrenditen existieren können, was von der nicht C-CAPM bezogenen Theorie üblicherweise unter einem Verweis auf den *risikoaversen* repräsentativen Investor leicht negiert werden kann. Zum einen besteht Evidenz auf die Dichotomie einer Term Premium- und einer Risk Premium-Komponente in der Überrendite. Da sich hinter der S-L-M-CAPM-Konstanten der RRA-Parameter verbirgt, ist zum anderen bei der durch den Bootstrap aufgedeckten Bandbreite der Koeffizienten sehr wohl eine Konstellation denkbar, in der aus stochastischer Sicht die *ex ante*-Überrendite, da sie eben nicht nur eine Risikoprämie widerspiegelt, negativ oder zumindest nach gängiger Auffassung unplausibel niedrig positiv⁶ wird. Aufgrund des bekannten *Diskriminierungsproblems* ist aber offensichtlich die Mehrzahl der Marktteilnehmer nicht in der Lage, diesen präferenzkonditionierten Zustand zu identifizieren und entsprechend rational intertemporal zu arbitragieren. Die vielzitierte sogenannte momentum-orientierte Contrary Opinion-Strategie der Investmentpraxis reflektiert vor diesem Hintergrund nur eine inhomogene Präferenzlage der Agenten und hat nichts mit rationaler/irrationaler Erwartungsbildung über den erwarteten Cash Flow riskanter Wertpapiere und ihr β -Risiko zu tun. Das „Spekulationsergebnis“ der Aufteilung eines riskanten Zahlungsstroms unter den Marktteilnehmern ist aus dieser Sicht der Reflex unterschiedlicher IMRS-Parameter oder mit anderen Worten das Ergebnis eines *zeitlichen* Allokationsprozesses.
- Der aus neoklassischer Sicht IIE indizierende autoregressive Prior Outcome/House Money-Effekt kann nur eingeschränkt nachgewiesen werden. Im Falle von D(-65) und D(-250) lassen weder die p-Wert-Mediane noch die Vorzeichen und Standardabweichungen der Koeffizienten einen klaren Rückschluß zu, so daß hier eine solche Hypothese abzulehnen ist. Eine Ausnahme bildet der Koeffizient von D(-125) mit den sehr ähnlichen Koeffizienten-Medianen $D(-125)_{repl=27} = -0,37716$ und $D(-125)_{repl=81} = -0,38377$ sowie den p-Wert-Medianen ($p_{repl=27} = 0,06030$; $p_{repl=81} = 0,00020$). Erstere sind vom Vorzeichen ökonomisch plausibel (vergangene negative Überrenditen führen zu einem Anstieg der RRA und damit zu höheren *ex ante* Überrenditen). Sowohl die p-Werte als auch die Standardfehler sind außerordentlich niedrig. Es muß darauf hingewiesen werden werden, daß der hier aufgedeckte Effekt aufgrund des Monte Carlo-basierten Resamplings

⁶ Nach Auffassung des Autors ist diese Differenzierung weniger elementarer Natur als vielmehr sophistischer Natur: In beiden Fällen liegt eine erhebliche Fehlspezifikation eines Modells bzw. faktische IIE unter nichtrationaler Erwartungsbildung vor.

nicht zwingend mit einer ordinären saisonalen Abhängigkeit wie z.B. dem Turn-of-the-Year-Effekt zu tun haben muß. Offenbar scheint über alle denkbaren Subsamples und über alle Marktteilnehmer (genauer: dem repräsentativen Marktteilnehmer) hinweg ein halbjährliches Performance-Monitoring zur Verhaltensanomalie zu führen, die Risikoaversion geringfügig zu verändern. Ein auf 6 Monate psychologisch oder institutionell fixiertes *Long Memory* wird auf den Überrenditeprozeß als MR-generierende Autoregression transformiert. Daß dieser Effekt nicht weich arbitragiert wird, kann - neben zu hohen Transaktionskosten - daran liegen, daß er nur stochastisch also nicht „trivial-punktgenau“ auftritt und von Zinsstruktureffekten überlagert wird.

- Die wie üblich schwierige Spezifizierung der asymmetrisch wirkenden Heteroskedastizität *in Kombination*⁷ mit Zinsstrukturfaktoren ist auch hier ersichtlich. Dennoch kann der Effekt in erwarteter Weise abgebildet werden: Die Koeffizienten sind von Null verschieden und positiv. Trotz des relativ hohen Mittelwerts des p-Werts ist die Wahrscheinlichkeit niedriger p-Werte und damit die Modelladäquanz wesentlich höher als die Wahrscheinlichkeit hoher p-Werte, das den gerade ausreichend niedrigen Median erklärt.

6.7.2 Pragmatische Bewertung eines einfachen Kointegrationsmodells im Epanechnikov-Kernel-Fit

Nachdem deutliche Evidenz für die stochastische Robustheit von Zinsstruktur-, Heteroskedastizitäts- und Lagvariablen auf die zeitvariablen Überrenditen im DJGI World aufgezeigt werden konnte, soll im weiterhin bestehenden Disput über die Frage nach stochastischen versus deterministischen Trends erneut das restriktivere Setting unter der Annahme eines deterministischen Trends untersucht werden. Es wurde im Abschnitt 5.2.4 festgestellt, daß offenbar die VAR- bzw. Kointegrationsanalysen keine eindeutige Aussage im Rahmen üblicher Signifikanzniveaus hierzu erlauben.

Diese Feststellung impliziert, daß das Dilemma der mangelnden Diskriminierbarkeit weiterhin bestehen bleibt und in der Tat hier von einem „Knife-Edge-Problem“ gesprochen werden kann. Die Rendite-Muster der ex post-Daten geben so deutliche Hinweise auf eine stochastisch wirkende zeitliche Variation der ex ante-Überrenditen, daß virtuell der Eindruck deterministischer und damit nicht antizipierter Abhängigkeiten entsteht, ohne daß ein Nachweis

⁷ Es wird daran erinnert, daß ein enger Zusammenhang zwischen der Heteroskedastizität in den Zinsen und der Überrendite existiert.

möglich erscheint. Eine für die hier vorliegende Arbeit abschließende, um ein hohes Maß an Anschaulichkeit bemühte Analyse, soll der Frage nachgehen, ob unter der restriktiven Annahme eines linear-deterministischen Trends in der DJGI World-Zitreie aus einer einfachen Kointegrationsbeziehung eine Möglichkeit besteht, den vermuteten C-CAPM-Pricing-Kernel und bestimmte stilisierte Fakten zu visualisieren.

Zur Verschärfung des unterstellten deterministischen Zusammenhangs wird das Modell M4 aus Abschnitt 6.6.1 dahingehend modifiziert, daß die für einen gemeinsamen stochastischen Trend bedeutsame Lag-Struktur eliminiert wird und vom Residuum ε_t aufgefangen wird. Im Gegenzug erfolgt jedoch die Berücksichtigung der Zinsstruktur nicht mehr explizit über zwei Zinsdifferentiale, sondern implizit über die drei Zeitreihen TB30Y, TN5Y und TB3M. Der Fehler ε_t der Log(DJGI World)-Realisation zum Gleichgewichtspreis des Kointegrationszusammenhangs sollte bei zeitvariablen Überrenditen in einem derart formulierten Gleichgewichtsprozeß eine Information über die Überrendite liefern. Bei einem solchen Ansatz erfolgt bewußt ein Angriff auf die Sichtweise, daß in einem IE-Markt die ex ante-Überrendite bei risikoaversen Agenten - im Gegensatz zu den ex post- Realisationen - nicht negativ sein kann. Eine entsprechende Restringierung entfällt somit an dieser Stelle.

Voraussetzung für den vorgeschlagenen Ansatz ist die (schwache) Stationarität von ε_t . Dieses wird anhand eines Phillips/Perron-Einheitswurzeltests überprüft (Tab. 6.7-9). Das Histogramm zeigt im Einklang mit den Ergebnissen aus Abschnitt 6.2 eine sehr hohe Kurtosis bei leichter Linksschiefe. Die Nullhypothese, daß eine Einheitswurzel vorliegt (und damit keine Stationarität) kann deutlich auf 1%-Niveau widerlegt werden, was das Kointegrationsmodell M4 aus Abschnitt 6.6.1 unterstützt.

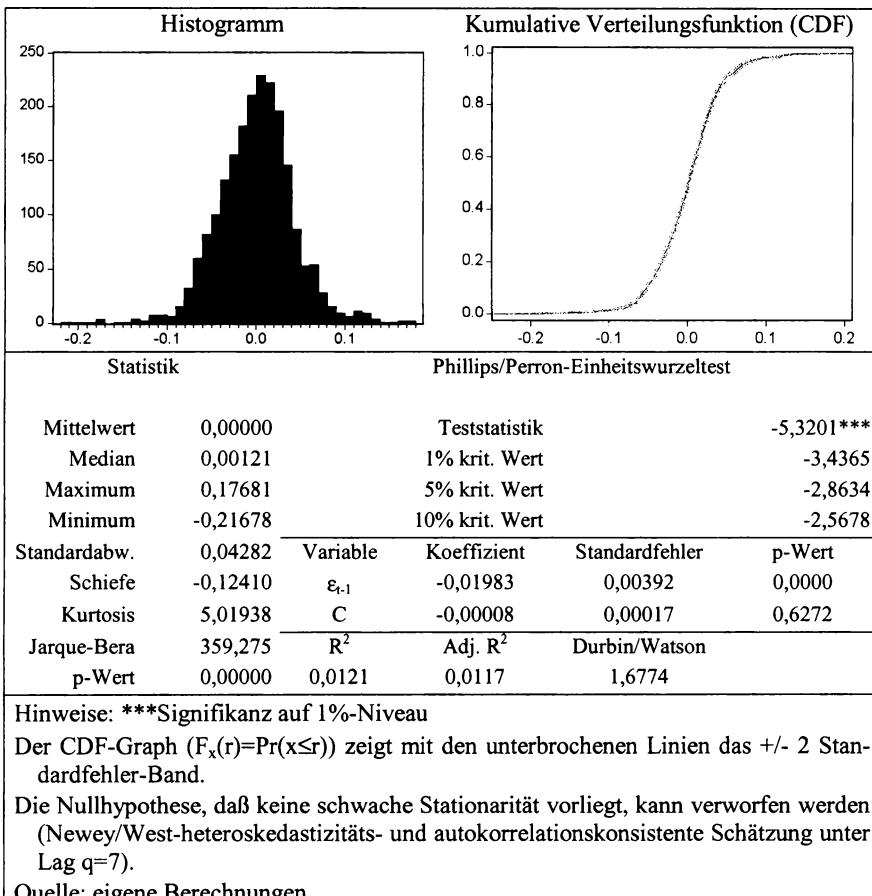
Die graphische Darstellung der 2083-65=2018 3-Monatsüberrenditen [%] über den Fehler ε_t erfolgt in Abb. 6.7-1 in einem X-Y-Scatter-Plot zusammen mit der Geraden der linearen Regression und der Epanechnikov-Kernel-Fit-Kurve (EKF-Kurve) unter einer linear-lokalen Regression mit einer Bandweite von $h=0,1$.

Während unter einem Steady State S-L-M-CAPM idealtypisch bei einem wie auch immer definierten Zustand ε_t der zu einem konstanten Erwartungswert „degenerierte“ Pricing Kernel sich unter einem bestimmten Vertrauensintervall als flache Ellipse mit *horizontaler* großer Achse abbilden lassen müßte, weist die Gerade der linearen Regression hier eine klar erkennbare negative Steigung auf. Ferner erscheint das Scatter-Feld - für ein C-CAPM unter zeitvariablen Überrenditen typisch - länglicher, wesentlich gestreckter und wie die EKF-Kurve anzeigt in den Randlagen mit einem positiven Überrendite-Bias. Die Y-förmige Aufsplitzung im vierten Quadranten gibt möglichweise einen Hinweis

darauf, daß der MR-haltige „Residual-Zustand“ ε_t nicht vollständig in der Lage ist, die endogene Preisdynamik zu erfassen.⁸

Tab. 6.7-9

Deskriptive Statistik des Fehlerterms ε_t eines Kointegrationsmodells und Phillips/Perron-Einheitswurzeltest



Wesentlich ist des weiteren die Feststellung, daß der Leverage-Effekt am Verlauf der „monoton“ steileren EKF-Kurve im zweiten Quadranten deutlich

⁸ Im Rahmen dieser Arbeit soll darauf verzichtet werden, nichtlineare Zustandsraum-Regimes etwa über Markov-Switching-Modelle abzubilden.

erkennbar wird. Realisationen des DJGI World deutlich unterhalb der Gleichgewichtslage mit $\varepsilon_t < 0$ implizieren auf 3-Monatssicht offensichtlich eine höhere Überrendite. Da keine Ausreißer vorliegen und der Übergang in den „Normalbereich“ kontinuierlich verläuft, scheint hier somit kein stochastisches Artefakt⁹ eines Small Sample-Bias vorzuliegen: Die erfaßten Realisationen liegen etwa im gleichen Abstand zur EKF-Kurve wie im Schwerpunkt des Feldes. Bemerkenswert ist, daß für $\varepsilon_t < -0,058$ eine spezielle Ausprägung stochastischer Dominanz vorliegt: Da keine Realisationen mehr feststellbar sind, in denen auf 3-Monatssicht eine negative Überrendite erzielt wird, scheint die vom Markt verlangte ex ante-Überrendite so groß zu sein, daß im Beobachtungszeitraum auf 3-Monatssicht tatsächlich das Downside-Risiko praktisch Null ist.

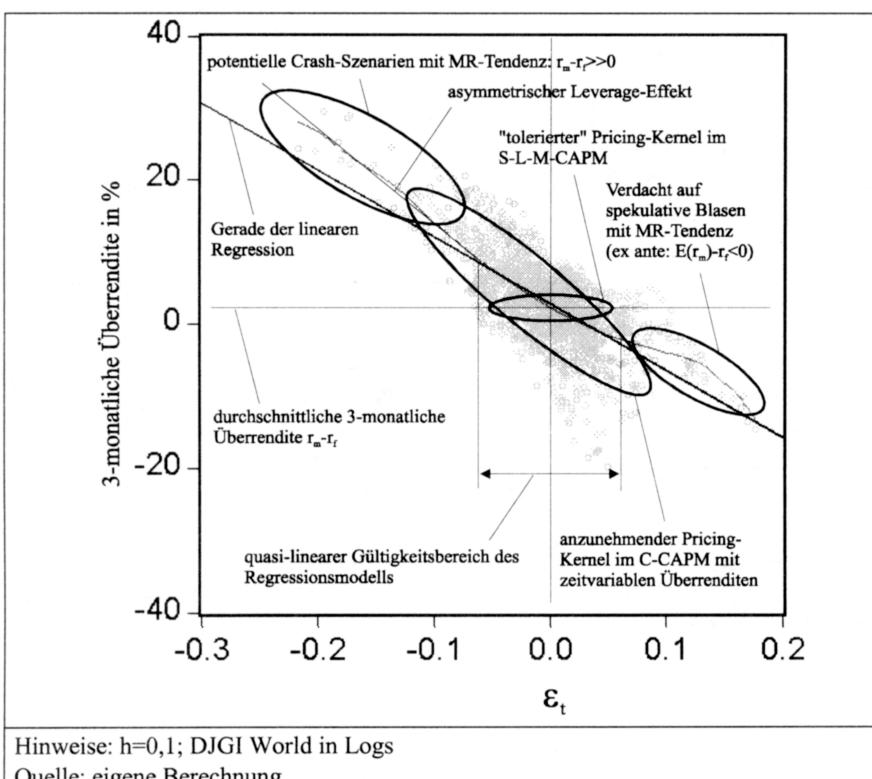


Abb. 6.7-1: Epanechnikov-Kernel-Fit der 3-Monatsüberrendite über die Abweichung des DJGI World zum Gleichgewichtspreis eines Kointegrationsmodells

⁹ Im Sinne der Singularität von Börsencrashes.

Mit Bezug auf die fehlenden Ausreißer kann für den vierten Quadranten analog argumentiert werden. Hier drückt sich der transitorische Charakter einer möglichen spekulativen Blase in einem Buckel der EKF-Kurve aus. Der obere Y-Zweig lässt sich als „frikitionslos“ abbaubare spekulative Blase interpretieren, der untere Y-Zweig hingegen markiert das spätere Platzen einer noch im Aufbau befindlichen spekulativen Blase.¹⁰ In einer solchen Situation wandern die Realisationen aus dem unteren Bereich des vierten Quadranten tendentiell in den oberen Bereich des zweiten Quadranten. Analog zum zweiten Quadranten kann nicht ganz symmetrisch hierzu für $\epsilon_t > 0,081$ beobachtet werden, daß keine Realisationen mehr feststellbar sind, in denen auf 3-Monatssicht noch eine positive Überrendite erzielt worden ist. Die vom Markt verlangte ex ante-Überrendite scheint negativ zu sein, was einen Hinweis auf „temporäre“ IIE in der Form der endogenen Preisdynamik einer spekulativen Blase liefert. Beide stilisierten Fakten zusammen bieten einen weiteren Hinweis für MR unter Excess Volatility.

Da der Modellansatz auf der Annahme beruht, daß bei rationaler Erwartungsbildung über die Inflation eine Zeitvariation der Zinsstruktur Präferenzschwankungen der IMRS ausdrückt und darüber die Zinsstruktur-Komponente der Überrendite erfaßt wird, kann ein Teil¹¹ der *Steigung der EKF-Kurve* bzw. der Geraden der linearen Regression ein *heuristisch-intuitives Maß für die IIE* als Folge zeitvariabler RRA, insbesondere einer zeitvariablen Risikoeinstellung interpretiert werden.

Insgesamt ist aufgrund der verhältnismäßigen Deutlichkeit von Abb. 6.7-1 das Urteil zu fällen, daß trotz der gelockerten Modellannahmen ein interpretierbares, konditioniertes Renditemuster mit MR-Gehalt identifizierbar ist, von dem vermutet werden kann, daß es auch einen lokal linear-deterministischen Trend mit „Drift“ und damit eine Erodierung der strengen deterministischen Annahme überstehen kann.¹² In Verbindung mit dem Sachverhalt, daß die Nullhypothese, daß der Zustandsprozeß ϵ_t nicht stationär ist, abgelehnt werden kann, liefert die EKF-Kurve somit zumindest eine anschauliche Bestätigung für das angesprochene Knife-Edge-Problem und das aufgedeckte MR-Potential.

¹⁰ Aus Gründen der Übersichtlichkeit wird auf die X-Y-Linien-Darstellung des Scatter-Plots, die die Rendite-Historie chronologisch erfassen würde, verzichtet.

¹¹ Abgesehen vom Leverage-Effekt und institutionell begründbaren Effekten. Ferner ist der aus Rationalitätsüberlegungen kontrovers diskutierte Punkt vorauszusetzen, daß die Schwankungen der IMRS zeitkonsistent sind.

¹² Eine approximative Beurteilung wäre nur auf der Basis eines noch viel größeren Datensatzes möglich.

Wenn der Verdacht auf MR auf Ebenenniveau besteht, um so wahrscheinlicher ist es, daß er auch auf Differenzenniveau in „schwacher“ Ausprägung besteht.

6.7.3 Timing-Fähigkeit nach Henriksson/Merton (1981) und weitere Out-of-Sample-Tests

Offen geblieben ist bis hierhin insbesondere aus der Sicht der Investmentpraxis die Klärung der Fragestellung, ob sich über die seitens der Kapitalmarktheorie modellierbaren präferenzzustandsabhängigen TVER in Verbindung mit dem vorgefundenen Ausmaß der empirischen Evidenzlage auf zumindest stochastische MR eine *Prognosequalität* speziell im Sinne von *Timing-Qualität* ableiten lässt. Zumindest nach standardmäßigen, aber - wie aufgezeigt - möglicherweise fehlspezifizierten Effizienzkriterien sollten dann quantifizierbare „Effizienzgewinne“ im Rahmen einer konkreten Handelsstrategie realisiert werden können: Der Investmentprozeß ist damit dann nicht mehr, wie es im statischen S-L-M-CAPM idealtypisch der Fall ist, zeitpunktunabhängig. Gleichgewichtstheoretisch lassen sich die „Effizienzgewinne“ entweder als Entschädigung für die in Kauf genommenen psychologischen Kosten aufgrund nichtlinearer Elemente des Renditegenerierungsprozesses oder - als Folge der aufgezeigten Parameterinstabilität - als eine Prämie für die Entscheidung unter einer gewissen (strukturellen) Unsicherheit („unbekannte“ Renditeverteilung) interpretieren, sofern insgesamt von einer hohen Informationseffizienz als Folge rationaler Erwartungen ausgegangen werden kann.

In letzter Konsequenz ist daher die Frage nach zeitvariablen Überrenditen immer mit der Frage nach einem prognostischen Informationsgehalt und einer Timing-Fähigkeit („Macroforecasting“¹³, Merton (1981, S. 364)) verknüpft, auf deren Basis für ein aktives Portfoliomanagement eine Möglichkeit besteht, durch die Prognose von Preisbewegungen des *gesamten* Aktienmarktes (Marktportfolio) risikoadjustierte Überrenditen nach Transaktionskosten zu erzielen. Dieses könnte durch eine wahrscheinlichkeitstheoretisch fundierte Aussage über die relative Über-/Unterbewertung der Aktien gegenüber der sicheren Anlage erfolgen (Koh/Phoon/Tan 1993, S. 155). Es kann gezeigt werden, daß, wenn eine Prognose Wert hat, sie einen rationalen Investor dazu bewegt, eine frühere Erwartung über die Verteilungsfunktion der zukünftigen Renditen zu revidieren.

Die Fragestellung von Merton (1981) entspricht genau dem mit dieser Arbeit vorliegenden Inferenzraum, in dem konditionierte Renditen einer Prognose

¹³ Die Fähigkeit, eine Selektionsentscheidung mit Prognosequalität zu fällen, wird dem gegenüber als „Microforecasting“ bezeichnet.

modelliert werden: Wenn ein Prognostiker vorhersagt, daß $r_m(t) < r_f(t)$ ist, sei die Wahrscheinlichkeit eines Erfolgs $p_1(t)$ und die eines Versagens $1-p_2(t)$. Mit den beiden Wahrscheinlichkeiten $p_1(t)$ und $1-p_2(t)$ werden konditionierte Wahrscheinlichkeiten über $r_m(t) < r_f(t)$ formuliert. Wenn die Wahrscheinlichkeit eines Erfolgs wie eines Versagens gleich sind, hat die Prognose die Qualität eines zufälligen Ereignisses und damit keinen Wert, da sie durch eine naive unkonditionierte Prognose substituiert werden kann. Ein positiver Wert einer Prognose lässt sich nur dann ableiten, wenn die Wahrscheinlichkeit eines Erfolgs größer als die eines Versagens ist und somit gilt: $p_1(t) + p_2(t) > 1$. Es wird allerdings *keine Aussage darüber* getroffen oder vom Prognostiker verlangt, *wieviel* die risikante Anlage besser oder schlechter rentiert als die sichere Anlage. Die kritische Annahme lautet daher, daß die Prognosequalität unabhängig von der Höhe der erwarteten Renditen ist.¹⁴

Auf der Basis dieses Ansatzes wird zwischen *Nicht-Parametrischen Tests* und *Parametrischen Tests* differenziert (Henriksson/Merton 1981, Henriksson 1984, S. 74ff.). Parametrische Tests haben den entscheidenden Nachteil, daß sie Annahmen entweder über das zu Grunde liegende CAPM bzw. die multifaktorielle Struktur der Renditen treffen. Eine wesentliche Erkenntnis der vorliegenden Arbeit liegt aber gerade darin, daß infolge bestimmter stilisierter Fakten der Renditeverteilung auf Tagesbasis sich die Fundamente konventioneller theoretischer Ansätze aufweichen. Der Vorteil Nicht-Parametrischer Tests über die Parametrischen Tests liegt genau darin begründet, daß keine Annahmen über eine wie auch immer geartete Renditestruktur getroffen werden müssen, also insbesondere auch nicht über die „kritische“ Verteilung sich überlappender Renditen. Der Nachteil, daß bei Nicht-Parametrischen Tests *explizite Aussagen über die tatsächlichen Prognosen* zur Verfügung stehen müssen, stellt ein Problem für die Analyse der Timing-Fähigkeiten von z.B. Fondsmanagern dar und ist nur durch die Wahl entsprechender Proxies¹⁵ (schwer) in den Griff zu bekommen.

Für die hier vorliegende Arbeit ist dieser Sachverhalt aber von keiner Bedeutung, da ja gerade aus dem *vorliegenden Modellrahmen* explizite, *konditionierte Prognosen* generiert werden können. Ferner liefert die Diskussion um Parametrische und Nicht-Parametrische Tests Hinweise im Hinblick auf das Fehlspezifikationspotential von CAPMs bei falscher Verteilungs-/Modellan-

¹⁴ Die weiter unten dokumentierten Ergebnisse für ein nichtlineares prognosebezogenes Effizienzkriterium, welches ferner dem Wesen einer intuitiven Markttechnischen Analyse näher kommt, bestätigen diesen Kritikpunkt.

¹⁵ Z.B. Messung des Aktienanteils in Portfolios, um eine Switching-Strategie beurteilen zu können.

nahme, da z.B. in Henriksson (1984, S. 90f.) im Verfahrensvergleich das Ergebnis erzielt wird, daß bei *allen* Fonds, bei denen per Parametrischem Test der Verdacht auf Timing-Fähigkeit besteht, über einen Nicht-Parametrischen Test die Timing-Fähigkeit abgesprochen werden muß.¹⁶

Nachfolgend soll daher der *Nicht-Parametrische Test von Henriksson/Merton (1981)* bzw. *Henriksson (1984)* zur Anwendung gebracht werden. Es handelt sich um einen Test verbundener Hypothesen, daß die realisierten und prognostizierten Renditen unabhängig sind bzw. $p_1(t) + p_2(t) = 1$ gilt.

Entsprechend interpretieren Cumby/Modest (1987) den Test von Henriksson/Merton als einen Spezialfall der Standardtests auf REH und IEH. Aufgrund der impliziten Annahme einer konstanten Risikoprämie muß die Timing-Fähigkeit nicht zwingend mit IIE assoziiert werden (Cumby/Modest 1987, S. 179). Eine Generalisierung des Modells über die Aufhebung der oben erwähnten Annahme der Unabhängigkeit der Wahrscheinlichkeit einer Vorhersage von der Höhe der erwarteten Renditen führt zu dem Ergebnis, daß die generalisierte Fassung eine tendentiell erhöhte Timing-Fähigkeit testiert. Umgekehrt heißt das, daß man mit der spezialisierten, restriktiven Henriksson/Merton-Fassung auf der „sicheren Seite“ liegt, jedoch dazu neigt, eine mögliche Timing-Fähigkeit nicht aufzudecken.

Einen diesbezüglichen Generalisierungsansatz zeigen Pesaran/Timmermann (1994) auf. Sie erweitern die Nicht-parametrische Teststatistik auf den Fall, daß die prognostizierten wie auch die realisierten Werte der stochastischen Variable in n Gruppen kategorisiert werden. Sie verweisen auf den Vorteil, daß ihre generalisierte Fassung des Henriksson/Merton-Tests auf Market Timing sich insbesondere für stark nicht-lineare makroökonomische Modelle eignet, in denen eine analytische Bestimmung der Verteilung der Prognosevariablen kompliziert ist und für solche in der Praxis öfters nachgefragte Prognosen, in denen statt zwei, drei diskrete Prognoseaussagen („hoch“, „runter“, „unverändert“) gefragt sind (Pesaran/Timmermann 1994, S. 4f.).

Getestet wird im originären Henriksson/Merton-Test über $H_0: p_1(t) + p_2(t) = 1$ die Nullhypothese, daß ein Fondsmanager keine Timing-Fähigkeit besitzt unter der Annahme, daß die konditionierten Wahrscheinlichkeiten einer *korrekten* Vorhersage $p_1(t)$ und $p_2(t)$ *nicht* bekannt sind. Es kann gezeigt werden, daß die Wahrscheinlichkeit P korrekter Vorhersagen n_1 in Abhängigkeit der Vorhersagen n , daß $r_m - r_f \leq 0$ ist, der Anzahl N aller Renditerealisierungen und der Anzahl

¹⁶ Insgesamt wird bei dem Betrachtungszeitraum über 148 Monate (2:1968 bis 6:1980), 116 Fonds und den betrachteten Subintervallen den Fondsmanagern Timing-Fähigkeit abgesprochen.

N_1 aller Renditerealisierungen mit $r_m - r_p \leq 0$ (bzw. Anzahl N_2 aller Renditerealisierungen mit $r_m - r_p > 0$, da $N = N_1 + N_2$ gilt) einer *Hypergeometrischen Verteilung* folgt (Henriksson/Merton 1984, S. 75):

$$(6.7-1) \quad P(n_1 | N_1, N, n) = \frac{\binom{N_1}{n_1} \binom{N_2}{n - n_1}}{\binom{N}{n}}.$$

Der „technisch“ mögliche Bereich für n_1 ist durch die tatsächliche Renditeverteilung per N_1 , N_2 und die Anzahl der abgegebenen Prognosen n vorgegeben mit

$$(6.7-2) \quad n_{1,\text{unten}} \equiv \max(0, n - N_2) \leq n_1 \leq \min(N_1, n) \equiv n_1^{\text{oben}}$$

Durch die vorstehenden Glgn. (6.7-1) und (6.7-2) lassen sich für einen zweiseitigen Test das Signifikanzniveau c durch Lösung der Gleichungen

$$(6.7-3) \quad \sum_{n_1 = x^{\text{oben}}}^{n_1^{\text{oben}}} \frac{\binom{N_1}{n_1} \binom{N_2}{n - n_1}}{\binom{N}{n}} = \frac{1 - c}{2}$$

und

$$(6.7-4) \quad \sum_{n_1 = n_{1,\text{unten}}}^{x_{\text{unten}}} \frac{\binom{N_1}{n_1} \binom{N_2}{n - n_1}}{\binom{N}{n}} = \frac{1 - c}{2}$$

Grenzen für n_1 ($n_1 \geq x^{\text{oben}}(c)$; $n_1 \leq x_{\text{unten}}(c)$) ermitteln. Für einen auf der vorliegenden Datenbasis beruhenden Test und weiteren Anwendungen in der Investmentpraxis werden einige entsprechende Zahlenwerte auf der Basis der Binomialkoeffizientengleichung für x^{oben} errechnet und in Tab. 6.7-10A zur Verfügung gestellt. Bemerkenswert an der Tabellierung ist die Erkenntnis, daß die Prognoseleistung erheblich von dem zu Grunde liegenden Börsenumfeld abhängt. Gilt in einem Bullen-Markt $N_2 \gg N_1$, ist die Prognose einer negativen Überrendite ungleich schwieriger als die Prognose einer positiven Überrendite. Diesem Umstand wird dadurch Rechnung getragen, daß die zur Erzielung eines bestimmten Signifikanzniveaus erforderliche Anzahl korrekter Vorhersagen deutlich reduziert ist. In diesem Zusammenhang noch interessanter ist der intuitiv nicht leicht nachzuvollziehende Sachverhalt, daß in einem solchen Umfeld

auch einer Erfolgsquote unter 50% Prognosequalität beigemessen werden kann.¹⁷

Zusätzlich soll hier untersucht werden, welche Konsequenzen es hat, wenn das lineare Effizienzkriterium $r_m - r_f \leq 0$ in der Realisation eines statischen Horizonts ersetzt wird durch ein nichtlineares Effizienzkriterium eines dynamischen Horizonts. Wird Timing-Fähigkeit identifiziert, so hat dies bei einer dynamischen Portfolioanpassung (Leverage-Steuerung eines Hedge-Fonds) erhebliche Auswirkungen. Ferner grenzt sich die hier vorliegende Analyse von der von Lo/MacKinlay (1999, S. 126ff.), die ebenfalls das Merton (1981)-Modell zur Anwendung bringen, dahingehend ab, daß hier ausschließlich ARMA- und Zinsstrukturelemente verwendet werden sollen, um konditionierte Vorhersagen für den DJGI World zu generieren. Lo/MacKinlay (1999, S. 104, S. 113f.) hingegen verwenden eine Vielzahl von Regressoren für konditionierte Überrenditen *separat* auf Anleihen und Aktienindizes, mit dem Ergebnis, daß die untersuchten Regressoren eine signifikante Prognosekraft besitzen, so daß unter Timing- und Selektionsaspekten optimierte Portfolios gebildet werden können, deren Renditen eine wesentlich höhere Prognostizierbarkeit besitzen.

In dem zu testenden Modell aus Abschnitt 6.7.2 wird der Fehler zum Gleichgewichtswert der Kointegrationsgleichung unter der restriktiven Annahme eines deterministischen Trends mit Drift zur Generierung der Prognosevariablen herangezogen. Beginnend mit den ersten 1001 Realisationen als Stützbereich werden ein rollierendes Fenster und aus den 2083-1001-65=1017 Schätzungen für $r_m(t) - r_f$ auf 3 Monats-Basis rekursive Prognosen gebildet, die mit den an das Subsample des Stützbereiches *angrenzenden* Realisationen - also *Out-of-Sample* - verglichen werden. Wenn auch dieser Out-of-Sample-Ansatz *keine definitive* Sicherheit gegenüber einer immer potentiell vorhandenen Spurious Regression und einem Small Sample Bias liefern kann, so gilt er dennoch als einer der strengsten Tests zur Stabilitätsüberprüfung von Prognoseschätzungen.¹⁸ Die Ergebnisse sind der Tab. 6.7-11 zu entnehmen:

¹⁷ Ironischerweise mag dieser Umstand ein Pendant in der Beobachtung der Praxis finden, daß Crashpropheten als solche dennoch (unverdienten) Ruhm ernten, wenn sie nach vielleicht 10 Fehlprognosen einmal richtig liegen.

¹⁸ Das Verfahren (Fama/MacBeth 1973) ist mittlerweile in der empirischen Kapitalmarktforschung unter dem Begriff „Fama-MacBeth-Verfahren“ bekannt und mehrfach zur Anwendung gebracht worden.

Tab. 6.7-11
Test auf Timing-Fähigkeit nach Henriksson/Merton (1981)
und weitere Out-of-Sample-Tests

In Sample: Rollierendes Fenster mit jeweils 1000 Realisationen des Log(DJGI World) und den Zustandsvariablen als aktueller Stützbereich der Modellierung* des Inferenzraumes					
Out-of-Sample: 1017 3M-Überrenditen als Realisationen der Prognosevariablen					
Testansatz	n	n ₁ [n ₁ ***]	n ₁ /n	Signifikanz- niveau**	
Merton-Kriterium: $r_m - r_f \leq 0$ in der Realisation					
Variante 1: Schwellenwertjustierung der konditionierten Hypervariablen auf $r_m - r_f \leq 0$ in der Prognose (Standardfall)	325	166 [115]	0,5108	<1% (n ₁ >0,5·n)	
Variante 2: Schwellenwertjustierung der konditionierten Hypervariablen auf $r_m - r_f \leq -0,02$ in der Prognose	151	87 [59]	0,5762	<1% (n ₁ >0,5·n)	
Nichtlinearitätskriterium in der Realisation					
Variante 3: Schwellenwertjustierung der konditionierten Hypervariablen auf $r_m - r_f \leq 0$ in der Prognose und $p_{m,t} > \min(p_{m,t+65-20}, p_{m,t+65-19}, \dots, p_{m,t+65}, \dots, p_{m,t+65+20})$ in der Realisation (ohne Kosten)	325	236	0,7262	<1% (n ₁ >0,5·n)	
Variante 4: Schwellenwertjustierung der konditionierten Hypervariablen auf $r_m - r_f \leq 0$ in der Prognose und $p_{m,t} > \min(p_{m,t+65-45}, p_{m,t+65-44}, \dots, p_{m,t+65}, \dots, p_{m,t+65+125})$ in der Realisation (ohne Kosten)	325	305	0,9385	<1% (n ₁ >0,5·n)	
Variante 5: Schwellenwertjustierung der konditionierten Hypervariablen auf $r_m - r_f \leq 0$ in der Prognose und $p_{m,t} > \min(p_{m,t+65-20}, p_{m,t+65-19}, \dots, p_{m,t+65}, \dots, p_{m,t+65+20}) + k_v$ in der Realisation (mit Kosten)	325	215	0,6615	<1% (n ₁ >0,5·n)	
Variante 6: Schwellenwertjustierung der konditionierten Hypervariablen auf $r_m - r_f \leq 0$ in der Prognose und $p_{m,t} > \min(p_{m,t+65-45}, p_{m,t+65-44}, \dots, p_{m,t+65}, \dots, p_{m,t+65+125}) + k_v$ in der Realisation (mit Kosten)	325	286	0,8800	<1% (n ₁ >0,5·n)	
Hinweise: ***Signifikanz auf 1%-Niveau					
Deskriptive Statistik: [1,...,1001]: N ₁ (r _m -r _f ≤0)=303; N ₂ (r _m -r _f >0)=698; [1002,...,2018]: N ₁ (r _m -r _f ≤0)=306; N ₂ (r _m -r _f >0)=711					
k _v =0,008≈0,8% entspricht den angenommenen Kosten eines Round Turns.					
p _{m,t} = Preis des Log(DJGI World) zum Zeitpunkt t					
*Kointegrationsmodell aus Abschnitt 5.2.4 unter Annahme eines deterministischen Trends (mit Drift) in den Daten. Ableitung der Signale aus dem Fehlerprozeß.					
**Vgl. hierzu in Tab. A6.7-10A die Ergebnisse der Konfidenzniveauberechnung auf Basis der Lösung der x ^{oben} -Binomialkoeffizientengleichung von Henriksson (1984, S. 76)					
Quelle: eigene Berechnungen					

- Wird die als konditionierte Hypervariable¹⁹ aufzufassende Abweichung vom Gleichgewichtswert der Kointegrationsgleichung so justiert²⁰, daß im Standardfall des Merton-Kriteriums eine Prognose auf $r_m - r_f \leq 0$ erfolgt, liegt mit $n_1 = 166$ unter einem $n_1^{***} = (115)$ eine Timing-Fähigkeit auf 1%-Signifikanzniveau vor, obwohl bei einer Trefferquote von $n_1/n = 0,5108$ nur etwas mehr als jede zweite Prognose korrekt ist (Variante 1). Eine Verschärfung des Kriteriums bei der Signalgenerierung auf eine modellkonforme erwartete, konditionierte Überrendite von $r_m - r_f \leq -0,02$ verbessert die Trefferquote auf $n_1/n = 0,5762$ und ändert nichts an der hohen Signifikanz auf Timing-Fähigkeit (Variante 2).
- Fraglich bleibt, ob das Merton-Kriterium bei der in der vorliegenden Arbeit herausgearbeiteten nichtlinearen endogenen Dynamik der Renditen die Prognosefähigkeit vollständig aufdeckt. Das Effizienzkriterium in der Realisation soll daher in folgender Weise modifiziert werden: Statt einer äquidistanten *Zielrendite* von 0% über der sicheren Anlage soll die Prognosequalität auf einen *Zielpreis* in zwei bestimmten *Zielkorridoren* (-20 Tage/+20 Tage; -45 Tage/+125 Tage) um die 3 Monatsrendite beurteilt werden. Der letzte Zielkorridor soll dem Prior Outcome/House Money-Effekt Rechnung tragen unter Berücksichtigung der in Abschnitt 6.5.2 ermittelten Evidenzlage auf die die transitorische Komponenten (Long Memory) enthaltende Autokorrelationsstruktur. Diese Modifizierung wird vom Autor für praxisnäher gehalten, da nicht ersichtlich ist, warum eine dynamische Portfolioanpassung zur intertemporalen Optimierung in einem nichtlinearen Zustandsraum sich einem äquidistanten Beurteilungsmaßstab unterwerfen soll. Unter diesem Ansatz gilt eine Prognose als genau dann erfüllt, wenn der Zielpreis innerhalb eines Zielkorridors erreicht worden ist.²¹ Die Varianten 3 und 4 geben die Ergebnisse wie bisher ohne Kosten an. Mit $n_1/n = 0,7262$ [-20;+20] bzw. $n_1/n = 0,9385$ [-45;+125] kann eine erhebliche Steigerung der Prognose-Fähigkeit unter dem modifizierten Effizienzkriterium festgestellt werden, was im Einklang mit der EKF-Kurve (Abb. 6.7-1) auf stärkere MR-Effekte hindeutet, als dem statischen Merton-Kriterium zu

¹⁹ In Analogie zum Begriff des Hyperparameters etwa eines Kalman-Filters soll hier der Sachverhalt darunter verstanden werden, daß diese Variable eine Funktion und damit das Aggregat mehrerer anderer (Zustands-)Variablen ist. Die Hypervariable ist im Sinne der Markttechnischen Analyse (MTA) interpretierbar als Sentiment-Indikator.

²⁰ Naive Korrektur um die durchschnittliche ex post-Überrendite.

²¹ Es soll dabei keine Rolle spielen, ob der Kurs „dauerhaft“ unterschritten worden ist oder im Extremfall nur an einem Tag erreicht wurde.

entnehmen ist. Es muß ergänzend angemerkt werden, daß das Preiskriterium neben der zeitlichen Aufweichung sogar eine renditemäßige Verschärfung darstellt, da Opportunitätsgewinne aufgrund der Prognoseaussage in Höhe der sicheren Verzinsung unberücksichtigt bleiben („sichere Seite“).

- Wird das nichtlineare Preiskriterium in den Varianten 5 und 6 verschärft um eine Kosten-Komponente (eine Prognose sei erst dann richtig, wenn der Zielkurs einer erwarteten Unterrendite die Kosten eines Round-Turns deckt), ergibt sich eine deutliche Verschlechterung der effektiven Prognosefähigkeit, die aber mit $n_1/n = 0,6615 [-20;+20]$ bzw. $n_1/n = 0,8800 [-45;+125]$ immer noch wesentlich höher als unter dem Merton-Kriterium ausgewiesen wird. Es wird jedoch grob ersichtlich, daß eine *erhebliche Kostensensitivität* bei der Umsetzung des Modells in eine Switching-Strategie besteht.
- Insgesamt ist damit auf der theoretischen Basis eines intertemporalen CAPM entsprechend der von Merton (1973, 1990) geäußerten Implikation, daß die optimale Anlageentscheidung im Gegensatz zu einer S-L-M-CAPM-Welt trotz angenommener konstanter Präferenzen eines individuellen Investors nicht zeitpunktunabhängig ist, deutliche Evidenz gefunden worden. Zwar liegt in dem Merton-Ansatz keine explizite Modellierung über eine *risikoadjustierte* Überrendite vor. Dieses ist aber auch nicht erforderlich, da das Prognose-/ Effizienzkriterium auf eine negative Überrendite justiert ist. Timing-Qualität nach dem Merton (1981)-Ansatz impliziert deshalb immer eine risikoadjustierte Überrendite. Stochastisch gesehen liefert eine erfolgreiche Prognose und ihre Umsetzung in einen (Leer-)Verkauf immer einen Effizienzvorteil (ohne Transaktionskosten) und ist bei einem risikoaversen Investor eine die passive B&H-Strategie *dominierende* Handelsstrategie. Bemerkenswert ist weniger die Tatsache als solche, als daß das Ergebnis gewonnen wird unter einer deutlichen Evidenz auf transitorische, negative erwartete Überrenditen. Dieses indiziert ein gewisses Ausmaß an IIE oder - im Rahmen der C-CAPM-Rationalisierungsmöglichkeiten in Anlehnung an die Ausführungen in Kapitel 4 etwas schwächer formuliert - eine deutliche zeitinkonsistente Präferenzstruktur.
- Als Beispiel für eine effizienzsteigernde Handelsstrategie kann folgende modifizierte semi-passive B&H-Strategie angedacht werden²²: Wenn der

²² Ein weiteres Beispiel für eine sequentielle Signal-Strategie demonstrieren Larsen/Wozniak (1995, S. 77ff.) und verweisen auf die Profitabilität ihres Ansatzes unter dem Einsatz von (No Load) Trading-Fonds.

Marktpreis des Risikos schwankt, anschaulich also die Steigung der CML im „S-L-M-CAPM“ - jetzt nunmehr die Steigung einer Instantaneous Capital Market Line (ICML, Nielson/Vassalou 1997, S. 2) bzw. auf Wertpapierebene die Lage der Security Market Hyperplane (SMHP, Merton 1973, S. 882f., Merton 1990, S. 570) - schwankt, bietet sich eine dynamische Portfolioanpassung an, in der ein kreditfinanzierter Bestandteil zur Einstellung eines Leverage nur dann gehalten wird, wenn der Marktpreis des Risikos (mehr oder weniger deutlich als Funktion der Transaktionskosten) über seinem historischen Durchschnitt als „Referenzpunkt“ liegt und damit zu einer überdurchschnittlichen Performance-Attribution führt.

- Der ex-post-Nachweis einer μ - σ -kompatiblen Effizienzsteigerung etwa auf 3-Monatsüberrendite-Basis ist dann nur eine Frage des Gesetzes der großen Zahlen, das heißt, eine Frage der Dauer und Konsistenz eines im obigen Sinne spezifizierten, disziplinierten Handelssystems.²³ Dieses kann die in der Literatur mehrfach aufgebaute Evidenz eines „dauerhaften“ Erfolgs bestimmter Makro-Hedge-Fonds erklären, wenn vermutet wird, daß die Klientel einen längerfristigen Anlagehorizont besitzt und geringere institutionelle Hürden für die Umsetzung einer durch zeitvariable Überrenditen gesteuerten, zeitsegmentierten Anlagestrategie bestehen. Dennoch bleiben Zweifel über das Ausmaß der Effizienzsteigerung bestehen: Die empirischen Analysen der vorliegenden Arbeit über die Heteroskedastizität auf Tagesrenditebasis und die Transformation als konditioniertes CAPM in die Mittelwertgleichung z.B. über ein EGARCH-M-Modell stützen die Vermutung, daß die zeitvariablen Überrenditen in einem beachtlichen Teil das Resultat eines rationalen, informationseffizienten Settings ist, in dem auf Tagesbasis das Risiko einer strukturellen Bewertungsgewißheit gepreist wird und zu den beobachteten Nichtlinearitäten führt.
- Das vorliegende Ergebnis über die Timing-Fähigkeit unter Nichtlinearitäten im Renditeprozeß erlaubt eine etwas weitergehende Interpretation von Untersuchungen, die die Profitabilität von Contrarian-Strategien herausstellen. Zum Beispiel wird in Goetzmann/Massa (2000) für De-

²³ Im Sinne einer „weichen“ Arbitrage; Lo/MacKinlay (1999, S. 16) sprechen von einer „statistical arbitrage“ und sie stellen fest: „Market opportunities need not be market inefficiencies.“

pots auf S&P500 Index-Fonds die nicht-risikoadjustierte Profitabilität gegenüber einer B&H-Strategie von positivem Feedback-Trading (Momentum-Investors) und negativem Feedback-Trading (Contrarian Investors) in Abhängigkeit einer Trigger-Bedingung (hier: Rendite- oder Volatilitätskonditionierung²⁴) und der damit verknüpften primären Transaktionsart innerhalb der Depots (Kauf, Verkauf, Kauf+Verkauf) dokumentiert: Bei einer *Renditekonditionierung* nach dem Mittelwertkriterium sind Kauf- und Kauf+Verkauf-*Contrarian*-Strategien profitabler als die korrespondierenden Momentum-Strategien bzw. die B&H-Strategie. Hingegen sind bei einer Renditekonditionierung nach dem Mittelwertkriterium Verkauf-*Momentum*-Strategien profitabler als die korrespondierenden Contrarian-Strategien und die B&H-Strategie. Der Kontrast verschärft sich zu Gunsten der Contrarian-Strategien unter dem Median-Kriterium der Renditen. Anders verhält es sich bei einer *Volatilitätskonditionierung*: Der Vorteil der Contrarian-Strategie reduziert sich mittelwertbezogen - abgesehen von den Verkäufen - deutlich. Insbesondere bei Verkäufen und Käufen+Verkäufen ist eine Momentum-Strategie vorteilhaft (Goetzmann/Massa 2000, S. 13f., S. 37f.). Die sich in der Volatilitätsclusterung und Nichtnormalität der Renditen auf Tagesbasis ausdrückenden Nichtlinearitäten haben somit erheblichen Einfluß auf die Performance von Handelsstrategien, wobei der hier dargelegte Inferenzraum einen Erklärungsbeitrag wie folgt leistet: Die konditionierte Heteroskedastizität transportiert über den Leverage-Effekt/ Volatility Feedback-Effekt ein beträchtliches Ausmaß an Autokorrelation und damit zeitvariablen Überrenditen, deren volatilitätskonditionierte Timing-Fähigkeit am besten von Momentum-Investoren und bei Contrarian Investoren nur im Verkauf (Buy Out-Phase) genutzt wird. Die intuitive MR-Implikation einer Rendite-konditionierten Contrarian-Strategie ist bis auf die Verkäufe profitabel. Hier spiegelt sich im Sinne eines Prior Outcome-/House Money-Effektes die negative Korrelation zwischen vergangener Preisentwicklung und der (erwarteten) Überrendite wider, wobei an dieser Stelle leicht ersichtlich wird, daß - bei im EMH-Sinne (weitestgehend) positiven rational erwarteten Überrenditen - die Prognose von schärferen Kursrückgängen kaum gelingt. Daß die Contrarian-

²⁴ „In addition to classify investors in terms of their strategies conditional upon preceding day returns, we also classify them in terms of their response to changes in the implied volatility of the S&P 500...we found some evidence for volatility timing behavior...aggregate inflows and aggregate outflows were correlated to increase in implied volatility.“ (Goetzmann/Massa 2000, S. 10)

Strategie *deutlich* profitabler erscheint, beruht vermutlich auf der nicht durchgeführten Risikoadjustierung: Contrarian-Investoren setzen sich latenter einem stärkeren Downside-Risiko aus und sind in Phasen, in denen die erwartete Überrendite höher ist, auch entsprechend höher investiert (daher resultiert die Profitabilität der Kauf-Portfolios). Bei einem korrekt spezifizierten CAPM dürften sich in allen Situation damit die Möglichkeiten einer *risikoadjustierten* Überrendite im Einklang mit der EMH deutlich vermindern.

6.8 Zwischenfazit

Insgesamt lassen sich die Ergebnisse der *empirischen Analyse* wie folgt zusammenfassen und bewerten:

- 1) In Abschnitt 6.3 wird herausgearbeitet, daß der Interpretierbarkeit von ARMA-Modellen vor dem Hintergrund der MRH Grenzen gesetzt sind. Rational begründbare Marktmikroeffekte überlagern die eigentlichen MR-Effekte, die von ihrer Signifikanz grenzlagig sind. Der Verdacht, daß die zeitliche Aggregation der Effekte maßgeblich ist, wird bestärkt, wenn verdichtende Kennzahlen wie die VR(q)-Statistik und die R/S-Statistik eingesetzt werden. Es wird aufgezeigt, daß im Gegensatz zu disaggregierteren Niveaus gerade auf DJGI World-Niveau deutliche MR-Effekte zu vermuten sind und diese Effekte zu einem bedeutenden Teil nichtlinearen Ursprungs sind.
- 2) Der Verdacht, daß ein großer Teil der MR-Effekte in einem CAPM-Kontext rational erklärt werden kann, wird durch die Ergebnisse des Abschnitts 6.4 erhärtet. Einer sorgfältigen Spezifizierung des Volatility-Feedback-Effektes und des Leverage-Effektes wird erhebliches Erklärungspotential für transitorische Effekte im Überrenditeprozeß beigemessen. Dieser Modellierungstypus deutet darauf hin, daß die RWH nicht nur aufgrund langfristiger stochastischer Abhängigkeiten zu verwerfen ist, sondern auch kurz- bis mittelfristige Mechanismen existieren, die durchaus EMH-kompatibel MR-Potential beinhalten.
- 3) Abschnitt 6.5 erweitert den Bezugsrahmen auf behavioristische Elemente und zeigt auf, daß nicht-rationale Elemente bzw. solche Elemente, die der EUT widersprechen (Habit Formation-/House Money-Effekt) nur sehr schwer von Mechanismen zu diskriminieren sind, die im Rahmen eines C-CAPM rational modelliert werden können. Dieses läßt allerdings den Rückschluß zu, daß in der *Zinsstruktur* mehr Informationen enthalten sind,

die deutliche Prognosequalität für TVER besitzen, als in einem rationalen Rahmen erwartet werden darf. Für eine mögliche Überstrapazierung des bayesianischen Erklärungsrahmens sprechen die in der empirischen Analyse aufgedeckten, deutlich ausgeprägten *asymmetrischen Effekte*, die auf eine Bewertungsinkonsistenz zwischen Aktien- und Rentenmarkt verweisen und ferner in Abschnitt 6.7.2 die Hinweise darauf, daß es ausgeprägte Phasen mit negativen *ex ante*-Überrenditen gibt.

- 4) Der festgestellte *asymmetrische Zinsstruktureffekt* spiegelt Erkenntnisse aus der Literatur wider, daß die Erwartungshypothese der Zinsstruktur nicht gilt. Das heißt, daß eine Nichtstationarität der Zinsdifferentiale auf verschiedenen Horizonten vorliegt und die Zinsstruktur von *mehr als einem* Faktor getrieben wird (Wolters 1996, S. 149). Die Prämie einer nicht aus-fallbedrohten, langlaufenden Anleihe ist nicht (nur) eine Liquiditätsprämie, sondern Ausdruck einer unterschiedlich starken Präferenz - im Sinne eines auf den Zeitpfad des Konsums spezifizierten Preferred Habitats (Modigliani/Sutch 1966, Cox/Ingersoll/Ross 1985b, S. 386ff.) -, unantizipierte Änderungen in den zukünftigen Investitionsmöglichkeiten des Gesamtmarktes zu hedgen (Merton 1973, S. 883). Die Preise z.B. der TN5Y, TB30Y sind zwar *eo ipso* jeweils nahezu perfekt mit den Zinssätzen korreliert, müssen aber über die Laufzeiten hinweg nicht perfekt korreliert sein, wie die Vorzeichenwechsel der Regressionsparameter in den obigen Berechnungen offen-baren. Die Prämie in der Zinsstruktur wird neben der Zinselastizität auf-grund des Hedge-Zusammenhangs von der Kovarianz der Zinsänderungen mit den prozentualen Änderungen des Wohlstands (Marktportfolio) be-stimmt. Insofern unterliegen Anleihepreise CAPM-analog einem eigenen Kovarianz-, „Marktrisiko“, das bewertungsrelevant ist: Tendentiell neigen Anleihepreise dann hoch zu sein, wenn der Wohlstand niedrig ist.¹ Anders ausgedrückt: MR in der Zinsstruktur als Präferenzschwankungen eines Preferred Habitat über den Zeitpfad des Konsums (IMRS-Effekt unseres Infe-

¹ Es handelt sich hierbei um eine *relative* Aussage mit Bezug auf Aktienpreise. Im letzten Zinszyklus von 11:1994 bis 10:1998 mit tendentiell stark fallenden Anleihenren-diten der TB30Y von über 8% auf unter 5% CMR-Rendite fiel die erzielte Überrendite und SR bei Anleihen deutlich niedriger als bei Aktien aus. Trotz des hohen Wohlstands-niveaus sind die Anleihepreise relativ wenig gestiegen, die Anleihenrenditen hätten unter SR-Aspekten noch stärker fallen müssen. Die Anleihepreise waren also Ende 1998 *relativ* niedrig bei insgesamt sehr hohem Wohlstand. Letzten Endes verbirgt sich hier der C-CAPM gesteuerte Hedging- bzw. Diversifikationsbeitrag von Anleihen, was dazu führt, daß reine Anleihenportfolios unter der CML liegen und *ex ante*-ineffizient sind.

renzraumes) wird in einen MR-Effekt in den Überrenditen von Aktien transformiert (Cox/Ingersoll/Ross 1985b, S. 386ff.).

- 5) Aus der *Sicht der BF* lässt sich der Zinsstruktureffekt auch erklären als die Folge psychologisch bedingter kognitiver Fehler („underweighting of base rate information“ und „probability mismapping“ nach Shefrin/Statman (1994, S. 331)). Der hier festgestellte asymmetrische Zinsstruktureffekt bestätigt die Hypothese, daß der Markt die Geschwindigkeit unterschätzt, mit der die kurzfristigen Zinsen zu ihrem langfristigen Mittel umkehren (Shefrin/Statman 1994, S. 336f.; Brown/Schaefer 1994, S. 37; Moosa/Bhatti 1996, S. 188f.; Park/Switzer 1996, S. 332ff.). Campbell (1985, S. 9) stellt komplementär dazu fest, daß langfristige Zinsen zu einer Unterreaktion neigen, was in einem scharfen Widerspruch zur Erwartungshypothese der Zinsstruktur steht, da die Überrenditen über alle Fristigkeiten perfekt korreliert sein müßten und somit von nur einem Faktor getrieben werden dürfen: Aus der in die Zinsstrukturkurve eingepreisten MR lässt sich daher eine *Timing-Regel* ableiten: Wenn der kurzfristige Zinssatz über (unter) seinem langjährigen Mittel ist und daher zu erwarten ist, daß er stärker als die langfristigen Zinsen fällt (steigt), sollte eine Long(Short)-Position in Bonds gehalten werden. Die Unterschiede der MR über die Zinsstruktur *und* die schwache Korrelation der Renditen über die Zinsstruktur kann als ein weiterer deutlicher Beleg für das Preferred Habitat Modell von Modigliani/Sutch (1966, S. 183f.) mit seiner diskretionären Definition einer sicheren Anlage² interpretiert werden. Hierdurch werden die Grenzen zwischen einer Term Premium und einer Risk Premium aufgeweicht: „Thus, risk aversion should not lead investors to prefer to stay short but, instead, should lead them to hedge by staying in their maturity habitat, unless other maturities (longer or shorter) offer an expected premium sufficient to compensate for the risk and cost of moving out of one's habitat.“ (Modigliani/Sutch 1966, S. 184.): Die Existenz von Habitats führt zu positiven oder negativen „Risikoprämien“ innerhalb der Zinsstruktur und ermöglicht eine intertemporale Arbitrage.

² Bezogen auf einen Zerobond definieren Modigliani/Sutch (1966, S. 183f.) eine *sichere Anlage* wie folgt: „Suppose that a person has an n period habitat; that is, he has funds which he will not need for n periods and which, therefore, he intends to keep invested in bonds for n periods. If he invests in n period bonds, he will know exactly the outcome of his investments as measured by the terminal value of his wealth...If, however, he stays short, his outcome is uncertain, as it will depend on the future course of the short rates...Thus if, if he has risk aversion, he will prefer to stay long unless...to compensate him for the extra risk of going short [by a term premium; sinngemäß Erganzung durch den Verfasser].“

6) Die empirischen Ergebnisse dieser Arbeit zeigen eine weitere Möglichkeit auf, wie die Zinsstrukturrisiken des Rentenmarktes in die TVER des Aktienmarktes transportiert werden. Die ausgeprägte MR der (insbesondere kurzfristigen) Zinsen und ihre starke Heteroskedastizität überträgt sich dabei vom Rentenmarkt auf den Aktienmarkt und induziert hier ebenfalls eine MR-Tendenz. Folglich überträgt sich der Prognosegehalt bezüglich erwarteter Überrenditen vom Rentenmarkt auf den Aktienmarkt in einem Gleichgewichtsprozeß. Unter kritischer Bezugnahme auf das Cox/Ingersoll/Ross (1985b)-Modell können Brown/Schaefer (1994, S. 31, S. 37) nachweisen, daß infolge einer intertemporalen Parameterinstabilität ein enger Zusammenhang zwischen der (instabilen und zum Cox/Ingersoll/Ross 1985b-Modell inkonsistenten) MR und der konsistent zu schätzenden Volatilität in der Zinsstruktur besteht. Somit besteht weiterhin der Verdacht auf nichtrationale Elemente, also präferenzinkonsistentes Sentiment, in der Intermarket-Beziehung zwischen Renten und Aktien, was Timing-Fähigkeit impliziert³. Insgesamt wird die These gestützt, daß die Term Premium in den erwarteten (Über-)Renditen für alle langfristigen Wertpapiere ähnlich applizierbar ist (Elton/Gruber/Blake 1995; Lettau/Uhlig 1997, Abel 1999) und als Preis für die Übernahme des Risikos von Änderungen in den Diskontierungssätzen interpretiert werden kann: „It is appealing that the term spread, known to track a maturity premium in bond returns, identifies a similar premium in stock returns.“ (Fama/French 1989, S. 24). Die C-CAPM-theoriegestützte Integration von Anleihen in den Portfoliozusammenhang liefert in Verbindung mit der empirischen Evidenzlage Hinweise auf eine zeitvariable, zur MR-neigende Präferenzstruktur eines repräsentativen Investors. Die hier aufgebaute Evidenzlage (asymmetrischer Zinsstruktureffekt, das heißt insbesondere eine streng negative Korrelation zwischen r_m und r_f , partielle positive Korrelation zwischen r_m-r_f und σ_h , partielle negative konditionierte Kovarianz zwischen r_m-r_f und der Überrendite der langfristigen Anleihen), unterstützt nachhaltig den von Scruggs (1998, S. 600) aufgeworfenen Vorschlag, entweder langfristige Anleihen in das Marktportfolio der risikanten Anlage aufzunehmen oder sie - wie in der hier vorliegenden Arbeit - in einem Multifaktormodell zu berücksichtigen. Die Volatilität kurzfristiger Zinsen induziert einen Teil der Term Premium.

³ Neueste Flow of Funds-Untersuchungen scheinen das Portfolio-Rebalancing (Dynamische Allokation zwischen Aktien, Bonds und Kasse), insbesondere die Fund Flow-Polarität zwischen Aktien und Bonds als einen Reflex von zeitvariablen Überrenditen zu bestätigen. Eine Fund Flow-Polarität liegt dann vor, wenn die Nettozuflüsse in Aktien- und Rentenfonds niedrig oder negativ miteinander korreliert sind.

- 7) Daß es gerechtfertigt ist, von einer „beschränkten Prognostizierbarkeit“ der Aktienmärkte auf höchstem Aggregationsniveau unter einem ausreichend langen Prognosehorizont zu sprechen, zeigen die getesteten Modelle in Abschnitt 6.6. Dieses ist das Ergebnis eines stochastischen Aggregationsprozesses, bei dem die Regularitäten dabei so ausgeprägt erscheinen, daß der Eindruck gewonnen werden kann, daß der DJGI World ein deterministisches Verhalten aufweist. Dieser Eindruck wird anhand verschiedener konkurrierender Modellansätze aufgezeigt und insbesondere durch ein Kointegrationsmodell gestützt.
- 8) Im Abschnitt 6.7 gelingt über einen Ansatz von Henriksson/Merton (1981) eine strenge Überprüfung der sich aufdrängenden Hypothese, daß aus dem gewählten Inferenzraum Signale generiert werden können, die eine Timing-Fähigkeit besitzen. Somit wird Evidenz aufgezeigt, daß über *Switching-Strategien* und einer *indexorientierten dynamischen Portfolioanpassung* Handelsstrategien entwickelt werden können, die durch Ausnutzung der signifikant negativen Steigung der in Abschnitt 6.7.2 dokumentierten EKF-Kurve - nach konventionellen Maßstäben ohne die Einschränkungen seitens der BF - risikoadjustierte Überrenditen und damit einen Effizienzvorteil gegenüber dem DJGI World als Benchmark beinhalten. Das Ergebnis steht im prinzipiellen Einklang mit der von Harvey/Siddique (2000, S. 1290) aufgezeigten Evidenzlage, daß der Erfolg einer auf einem nichtlinearen Faktorenmodell beruhenden Momentum-Strategie durch die negative Schiefe im Rendite-Prozeß erkauft wird. Ferner gibt die vorliegende Arbeit einen Hinweis darauf, warum bei Lee (1997, S. 43ff.) die Timing-Fähigkeit eines Regressionsmodells, das nur r_f berücksichtigt, so gering ausfällt: Die Timing-Fähigkeit wird weniger durch die Höhe eines bestimmten Zinssatzes bestimmt, als durch die Zinsdifferentiale und ihre Volatilität. Aufgrund der konzeptionellen Verwandtschaft des gewählten Inferenzraumes und des hier modifizierten Testdesigns verwundert es nicht, daß die Ergebnisse für den DJGI World die von Peseran/Timmermann (1995) nicht nur qualitativ im Ansatz bestätigen, sondern gegenüber dem S&P500 Index (1:1954 bis 12:1992) noch etwas deutlicher ausfallen. In der angesprochenen Untersuchung wird auf der Basis monatlicher Renditen rekursiv geschätzt und unter einem Regime Switching-Modell eine Auswahl unter 9 Makrovariablen getroffen, wobei der kurzfristige sichere Zinssatz über 1 Monat die stabilste Variable darstellt. Von allen Makrovariablen besitzen monetäre Variablen, insbesondere Zinsstrukturvariablen die höchste Erklärungskraft für zeitvariable Überrenditen.

7. Implikationen für die Praxis

Die Ergebnisse der theoretischen und empirischen Analyse sollen zum Anlaß genommen werden, ausgehend von einer nun erweiterten Sichtweise in der Diskussion um die EMH (Abschnitte 7.1 und 7.2) einige Anknüpfungspunkte und Anregungen für die Investmentbranche zu finden und der Sprache der Praktiker zugänglich zu machen (Abschnitt 7.3). Gleichzeitig wird der Raum genutzt, Hypothesen aufzustellen und unkonventionellere, jenseits des Mainstreams der Investmentpraxis bzw. Geldpolitik stehenden Argumentationslinien aufzuzeigen, denen bislang auch in der wissenschaftlichen Literatur *im Kontext mit TVER und MR* nur wenig Aufmerksamkeit geschenkt worden ist (Abschnitte 7.4 bis 7.5).

7.1 Rückkehr zum Casus Belli der Kapitalmarkttheorie: Widerlegung der Effizienzmarkthypothese?

Mit der hier aufgezeigten Evidenzlage für einen durch verschiedene Faktoren konditionierten Pricing-Kernel für die Renditen des Weltaktienmarktes und damit eines Gegenentwurfes zur Martingalhypothese finden die theoretischen Überlegungen aus dem S-L-M-CAPM und der Generalisierung für ein I-CAPM einerseits als auch nichtfundamentale Einflüsse der Behavioral Finance andererseits einen empirischen Rückhalt. Alleine die möglichen Präferenzdrifts in einem I-CAPM, sofern sie trotz Aufgabe der EUT mit einem erweiterten Rationalitätsbegriff noch kompatibel erscheinen (z.B. Epstein/Zin-Präferenzen), führen dazu, daß in einer solchen Situation eine passive B&H-Strategie für einen nichtrepräsentativen Investor zu suboptimalen Anlageergebnissen führt. Die Portfolioentscheidung zum intertemporalen Hedging, über die der Anteil der Aktien gegenüber dem Anteil der Anleihen über verschiedene Fristigkeiten gesteuert wird, ist damit deutlich sensitiv zum Anlagehorizont des Investors und seiner individuellen intertemporalen Nutzenfunktion. Eine passive B&H-Strategie ist nur für den Anleger die optimale Lösung, dessen Zeitpräferenzstruktur homogen ist zum repräsentativen Investor.

Vor dem Hintergrund zeitvariabler Überrenditen und der Evidenz von Mean Reversion-Effekten erscheint die „Contrary Opinion-Hypothese“ bzw. Hypo-

these der „beschränkten Prognostizierbarkeit“ in einem helleren Licht und verlangt nach einem modifizierten IE-Begriff.

Eine „risikoadjustierte Überrendite“ im konventionellen CAPM-Verständnis (quantifiziert über das Portfolio- α) lässt sich offenbar dann erzielen, wenn im entsprechenden Ausmaß „psychologische Kosten“¹ infolge unkompensterter kognitiver Dissonanzen in Kauf genommen werden. Die zu maximierende Nutzenfunktion ist nunmehr somit das Aggregat monetärer (im engeren Sinne) ökonomischer und nichtmonetärer (im engeren Sinne psychologischer) Größen. Der modifizierte IE-Begriff führt zu einem neuartigen Gleichgewichtszustand.

Im vorliegenden Betrachtungsgegenstand drücken sich die durch psychologisch bedingte Elementarfehler verursachten Verzerrungen in der Erwartungsbildung in der Notwendigkeit aus, zwischen einer zeitvariablen spezifischen *Risikoeinstellung* (Risikopräferenz im engeren Sinne) und einem *Risikoverhalten* zu unterscheiden, was mittels einer zeitvariablen Nutzenfunktion (Verknüpfung von Risiko,- Zeit- und Höhenpräferenz) eines repräsentativen Investors in dem μ - σ -Tradeoff beschrieben werden kann. Dieses führt zu einer in der BF konzidierten *zeitlichen und sachlichen Segmentierung im Anlageverhalten*, was sich in der *älteren Kapitalmarktforschung* in den verschiedenen *Anomalien* ausdrückt. Beides zusammen findet *ökonometrisch* seinen Niederschlag in der MR der Renditen und damit im allgemeinen Sprachgebrauch in Trends, oder - unter quantitativem Bezug formuliert - in TVER. Die vielerseits unpräzise und in ihrer Kausalstruktur und Bedeutung im Hinblick auf die EMH selten korrekt eingeschätzte Contrarian Opinion-Strategie erfährt erst hierdurch eine tiefere Bedeutung.

Argumentiert man auf der Basis eines erweiterten Rationalitätsverständnisses und berücksichtigt man die Tatsache, daß die Annahmen des CAPM-Preisbildungsprozesses zu restriktiv sind, ist einem Verwerfen der EMH eine große Skepsis entgegenzubringen. Der oftmals vorgetragene Fehlschluß, daß aus dem Konzept der EMH eine (konstante) marktgleichgewichtige Erwartungsrendite resultiert, darf nicht zu einem zweiten Fehlschluß führen, daß, wenn letztere nicht konstant zu sein scheint, die EMH verworfen werden kann. Die Annahme der gleichgewichtigen Erwartungsrendite ist jedoch legitim, um eine testbare Implikation zu generieren, solange man sich dessen bewußt bleibt, daß das ökonomische Modell unzureichend ist. Es sei an dieser Stelle betont, daß sich aus den empirischen Ergebnissen der vorliegenden Arbeit, trotz deutlicher Evidenz auf MR und bis auf überraschend wenige ausreichend sto-

¹ Analog kann von einem „psychologischen Ertrag“ gesprochen werden, wenn es (durch Verhaltensanomalien) gelingt, kognitive Dissonanzen abzubauen.

chastisch signifikante Situationen (negative *ex ante*-Renditen) unter *angemessener quantitativer Würdigung der festgestellten Effekte* kein zwingender Hinweis auf eine massive Widerlegung der EMH ergibt.

Die in einigen Arbeiten aufgezeigten scheinbar systematischen Verstöße gegen die EMH sind daher nach Auffassung des Autors überwiegend entweder *stochastisches Artefakt einer Modellfehlspezifikation* oder *Erscheinungen auf primär disaggregiertem Niveau* und daher eher das Resultat *einer selektiven Realitäts-/Informationswahrnehmung* eines chronisch unterdiversifizierten Investors² sowie *eines im Einzelfall unverstandenen Preisbildungsprozesses*. Unbenommen davon entbehrt es nicht einer Logik, anzunehmen, daß in *einzelnen* Wertpapieren oder disaggregierteren Marktsegmenten aus verschiedenen Gründen exzessive, nicht rationale Preisbewegungen vermutet werden können. Dennoch werden die Möglichkeiten einer Ausbeutung latent überbewertet: Die scheinbare *ex post-Evidenz* ist vor den nicht beobachtbaren *ex ante*-Erwartungen zu relativieren. Was dann noch an effektivem Überrenditepotential infolge nichtrationaler Erwartungsbildung übrig bleibt, wird unter dem Gesichtspunkt der intertemporalen *Risikoarbitrage* weiter geschmäler. Der Hypothese einer positiven Korrelation zwischen der IE (gemessen am MR-Potential) und dem Aggregationsniveau kann auf der Grundlage der hier vorliegenden empirischen Arbeit nicht gefolgt werden, da das MR-Potential im DJGI World größer als das im DJGI Americas erscheint.

Die empirischen Ergebnisse dieser Arbeit geben Hinweise darauf, daß es auf erstaunlich hohem Signifikanzniveau möglich ist, über die Berechnung zeitvariabler Überrenditen *gemessen an konventionellen Bewertungsmaßstäben* somit im DJGI World eine *risikoadjustierte Überrendite* zu erzielen. Der Grund liegt in der ausgeprägten MR-Eigenschaft der Überrenditen, die aus stochastischer Sicht zudem etwas überraschend in einem nicht zu vernachlässigenden Anteil negativ sind. Dieses Schätzergebnis spricht für die Existenz von zeitlich relativ

² Vgl. zur empirischen Überprüfung der *Effizienz einer globalen Diversifikation* in einen Welt-Index wie den *MSCI World* als *Marktproxy im Vergleich zu einem beliebigen nationalen Index* z.B. Harvey (1991, S. 121) und zur Theorie internationaler Diversifikation Elton/Gruber (1995, S. 272-292). Solnik (1974) demonstriert, daß der Effizienzvorteil internationaler Diversifikation durch Währungssicherung aus US-Sicht nur noch relativ geringfügig verbessert werden kann. Longin/Solnik (1995, S. 6ff.) zeigen, daß die Korrelation des US-Aktienmarktes mit sieben anderen internationalen Aktienmärkten unter erheblichen Schwankungen langfristig zugenommen und damit das Diversifikationspotential abgenommen hat. Trotzdem kommen Jorion/Goetzmann (1999, S. 977) nicht zuletzt wegen der Vermutung des Survivorship Bias im US-Aktienmarkt anhand einer Langfristuntersuchung von 1921-1996 zu dem Ergebnis, daß „..., the risk of the global portfolio is substantially lower than that of U.S. equities.“.

eng begrenzten spekulativen Blasen und somit für eine IIE. Von einer generellen dysfunktionalen Abkoppelung der Aktienmärkte im Vergleich zu den Rentenmärkten wird keine Evidenz gefunden, da die Anpassungsparameter an den Gleichgewichtszustand deutlich ausgeprägt sind, aber auch zu einer Instabilität neigen.

Die Profitabilität einer Handelsstrategie kann daher nur über die *konsequente* Ausnutzung *nichtlinearer Intermarket-Zusammenhänge* erzielt werden, die Prognosequalität im Sinne von *Timing-Fähigkeit* beinhalten. Ein Wechsel des Risikomaßes, die Berücksichtigung psychologischer Kosten und die Voraussetzung von zum repräsentativen Investor konträren, also nicht zeitadditiven Präferenzen sowie institutioneller Restriktionen lassen das Ausbeutungspotential erheblich schrumpfen. Dies läßt nur das Fazit zu, daß unter einem *erweiterten IE-Begriff* von einem *relativ hohen Maß an IE* auszugehen ist. Mit anderen Worten: Die Vorgabe des Effizienzmaßstabes und andere institutionelle Zwänge restringieren das Ausbeutungspotential. Nur in diesem Sinne ist von einer Widerlegung „der“ EMH auszugehen.

Entgegen der von der *Psychologie* idealtypisch vertretenen Auffassung, daß die Auswahlentscheidungen von Individuen primär durch *einzigartige* Faktoren einer speziellen Entscheidungssituation bestimmt werden (Harlow/Brown 1990, S. 62), gibt es auch nach Auffassung des Autors keinen Anlaß von der Sichtweise der *Ökonomie* abzuweichen. Hier wird angenommen, daß individual-spezifische Mechanismen aggregierbar sind und als grundlegende, *allgemeine* Faktoren eine Rolle in *allen* auf den Risk-Return-Tradeoff bezogenen ökonomischen Entscheidungen spielen: *Systematische* Veränderungen der Risikoeinstellung und des Risikoverhaltens sowie der anderen Präferenzparameter über der Zeit spielen daher eine sowohl im Umfang als auch Konsistenz/Stabilität bedeutende Rolle im Prozeß der Wertpapierallokation, so daß die Induktionslogik gewahrt bleibt.

7.2 Interpretation der hohen ex post-Renditen auf internationalen Aktienmärkten seit Mitte der 90er Jahre

Vor dem Hintergrund der Erkenntnisse der vorliegenden Arbeit aus den Kapiteln 3 und 4 ergibt sich aus theoretischer Sicht ein sehr differenziertes Erklärungspotential für die historisch ungewöhnlich hohen ex post-Renditen auf den internationalen Aktienmärkten seit Mitte der 90er Jahre, die neben der Entwicklung auf den internationalen Devisenmärkten die Motivation für die Bildung einer *Abkoppelungshypothese* bieten kann (Menkhoff/Tolksdorf 1999, Menkhoff/Tolksdorf 2000). Äußere Abkoppelungsphänomene der Finanzwirt-

schaft von dem Realsektor sind bei vordergründiger Betrachtung und einer „theorie-losen“ Bildung von Kennzahlen aus diversen Strom- und Bestandsgrößen schnell zu erkennen. Es ist jedoch stets fraglich, wie hieraus „theoriekonform“ Dysfunktionalitäten abgeleitet und Kausalstrukturen identifiziert werden können. Anhand einer Analyse verschiedener Argumentationsmuster (Abkopplung als „systemimmanentes Problem“, als „grundsätzlich störendes“ Problem und als „störender Begleitumstand“) wird aufgezeigt, daß die schlichte Form der Abkopplungshypothese als widerlegt gilt.

Aus der Sicht der MR-Debatte im Rahmen der Kapitalmarkttheorie läßt sich eine *situative Typologisierung* des vermuteten Abkoppelungspheomens in Abhängigkeit von zu treffenden Annahmen über das IE-Niveau und der strukturellen Stabilität der Präferenzen vornehmen (Tab. 7.2-1).

In den Fällen 1 und 2 ist unter der EMH(schwach) von persistenten Produktivitätsschocks (z.B. durch die Internet-Technologie) auszugehen, die die Pay-off-Struktur nachhaltig günstig verändert hat. Der langfristige Ertragswachstumspfad müßte demnach unter rationaler Erwartungsbildung nachhaltig wesentlich höher liegen (*Fall 1*; Kouparitsas 1999)¹.

Sollte diese Annahme unzureichend sein, besteht die Möglichkeit, daß gleichzeitig ein Präferenzdrift stattgefunden hat hin zu niedrigerer Risikoaversion (niedrigerer Preis des Marktrisikos; *Fall 2*). Dieser psychologisch nur schwer begründbare Fall kann aber auch ein virtueller Reflex einer verbesserten Diversifikation etwa durch eine Institutionalisierung des Investmentprozesses² sein, die es dem einzelnen Investor kostengünstig erlaubt, unter Reduzierung unsystematischer Risiken durch Vermeidung eines *Home Bias*^{3,4} die Übernahme systematischer Risiken zu erhöhen.⁵

¹ Kouparitsas (1999) greift den Ansatz von Nelson/Plosser (1982) unter methodischen Erweiterungen wieder auf und kommt zu dem Schluß, daß „...that there is no evidence of a significant increase in trend growth rate of U.S. output over the 1990s in real GDP and CPI data, which rejects the new economy theory...Overall, the statistical models suggests that the robust performance of the U.S. economy over the 1990s was due to factors that permanently raised its productive capacity, but did not change its trend growth rate.“ (Kouparitsas 1999, S. 13).

² Ein alternativer Erklärungsansatz liegt in Lernprozessen im Sinne des Imperativs eines C-CAPM.

³ Alternative Begriffe, die den gleichen Sachverhalt zum Ausdruck bringen sind Domestic Bias oder Home Asset Preferenz. Vergleiche hierzu auch (Stulz 1999, S. 48f.), die Interpretation „costs of incomplete diversification“ und empirische Beobachtung „tendency of most households to own residential real estate near where they work“ von French/Poterba (1991, S. 225) sowie die empirische Beobachtung „..., all types of insti-

Dieser (scheinbare) *persistente Präferenzdrift* des *repräsentativen Investors* hätte dann eine dauerhaft niedrigere *ex ante*-Überrendite (im Gegenzug eine „überhöhte“ *ex post*-Rendite) zur Folge (Nelson/Plosser 1982; Kouparitsas 1999). In beiden Fällen läge keine Prognosefähigkeit vor und die Implikation wäre weiterhin eine passive B&H-Strategie perfekter Diversifikation gemäß der S-L-M-CAPM-Vorgabe.

Unter einer modifizierten EMH könnte gemäß *Fall 3* auch ein *transitorischer Präferenzdrift* vorliegen, der aber immer noch kompatibel etwa mit intertemporal konsistenten Zin-Epstein-Präferenzen ist. Die zeitvariablen Überrenditen würden dann so langsam variieren (z.B. als Folge demographischer Effekte), also nach dem gegenwärtigen Abflachen erst langsam wieder auf den historischen Durchschnitt ansteigen, daß eine intertemporale Arbitrage nicht sinnvoll oder nur unter sehr hohen psychologischen Kosten möglich erscheint, falls eine etwas größere Schwankung bzw. Anpassungsgeschwindigkeit in den TVER unterstellt wird. Der Renditeprozeß erweckt den Eindruck, daß er von einem deterministischen Trend unterlegt ist. Der Drift ist jedoch so groß, daß nur eine sehr schwache Prognosefähigkeit besteht. Es besteht keine inhärente Crash-Gefahr. Es wäre auch hier eine B&H-Strategie angebracht, die ggf. um eine dynamische Portfolioanpassung zu ergänzen ist, um eine Abstimmung an die individuellen Präferenzen eines Investors unter einem sich langsam wandelnden Rendite-Risiko-Profil des Marktportfolios zu erzielen.

tutional investors are much less internationaly diversified than this world market portfolio“ von Folkerts-Landau/Ito (1995, S. 168).

⁴ Coval/Moskowitz (1999) weisen den üblicherweise im internationalen Bezug erkennbaren Home Bias-Effekt auch für nationale US-Portfolios nach. Pástor (2000, S. 209) erklärt den US-Home Bias mit einem übersteigerten Vertrauen in ein „Domestic CAPM“.

⁵ Im allgemeinen wird ein enger positiver Zusammenhang zwischen dem Wachstum der Realwirtschaft und den Wohlfahrtsgewinnen im Risk-Return-Tradeoff einerseits sowie dem Integrationsgrad von Märkten andererseits gesehen: „Capital market integration provides the opportunity for better diversification. In a segmented economy, a consumer or a firm may only select low-risk low expected return investments. With integrated markets individuals shift to high-risk high-expected return projects because they are able to diversify their overall risk.“ (Bekaert/Harvey 1995, S. 437f., vgl. hierzu auch Obstfeld 1994, S. 1326f.). Stulz (1999, S. 51) argumentiert, daß Globalisierung (und damit die Integration der Märkte) die Kapitalkosten über zwei Kanäle reduziert: Zum einen könne sie das Ergebnis sinkender Diskontierungssätze sein. Zum anderen führen verbesserte Kontroll- und Überwachungsmechanismen zu höheren Zahlungsüberschüssen. Der Home Bias-Effekt wirkt dabei sinkenden Kapitalkosten (Überrenditen) entgegen.

Tab. 7.2-1

Argumentationsmuster für die hohen ex post-Renditen auf den Weltaktienmärkten seit Mitte der 90er Jahre aus Sicht der EMH-Diskussion

Fallbeschreibung	Modellannahme für hohe ex post-Rendite	Effizienzbeurteilung	zukünftige Renditeentwicklung
1 - unveränderte ex ante-Überrendite - Präferenzstabilität	- überdurchschnittlicher mittelfristiger Ertragswachstumspfad	- klassische EMH 	- alter stochastischer Trend gemäß S-L-M-CAPM - keine schwache Prognostizierbarkeit der Renditen - 1. Interpretation der "New Economy" (technologiebedingt)
2 - permanente Absenkung der ex ante-Überrendite - rationale Erwartungsbildung über Permanenz des Präferenzshifts	- kein überdurchschnittlicher mittelfristiger Ertragswachstumspfad	- klassische EMH 	- neuer, schwächerer stochastischer Trend gemäß S-L-M-CAPM - keine schwache Prognostizierbarkeit der Renditen - 2. Interpretation der "New Economy" (präferenzbedingt)
3 - transitorische Absenkung der ex ante-Überrendite - korrekte Erwartungsbildung über transitorischen Präferenzshift	- C-CAPM-Fall bei unverzerrter Erwartungsbildung - Zin-Epstein (1989, 1991)-Präferenzen in einem rein intertemporalen Setting	- modifizierte EMH 	- instabiler deterministischer Trend im Renditeprozeß eines C-CAPM - schwache Prognostizierbarkeit und MR in Überrenditen (Differenzniveau) - ausbeutbar nur bei hohen psychologischen Kosten und/oder intertemporal inkonsistenten Präferenzen - keine inhärente Crashgefahr
4 - persistent-transitorische Absenkung der ex ante-Überrendite - transitorisch verzerrte Erwartungsbildung	- irrationale Erwartungsbildung und Präferenzshift - Long-Memory	- keine EMH 	- instabiler quasi-deterministischer Trend unter Annäherung an neuen stochastischen Trend gemäß C-CAPM - schwache Prognostizierbarkeit und MR der Überrenditen - weiterer stärkerer Anstieg der Aktienkurse möglich (Unterreaktionshypothese) oder Korrektur (Überreaktionshypothese)
5 - transitorische Absenkung der ex ante-Überrendite - nicht korrekte Erwartungsbildung über transitorischen Präferenzshift	- irrationale Erwartungsbildung und Präferenzshift - Short-Long-Memory - typischer Behavioral Finance-Fall	- keine EMH 	- stabiler quasi-deterministischer Trend im Renditeprozeß eines C-CAPM - strenge Prognostizierbarkeit und MR auf Ebenenniveau - ausbeutbar unter bestimmten Randbedingungen - Abbau der spekulativen Blase wahrscheinlich (Überreaktionshypothese) - inhärente Crashgefahr bei schneller Erwartungstrevision bzw. bei einem plötzlichen Präferenzshift

Quelle: eigene Darstellung

In den Fällen 4 und 5 wird nicht mehr von der EMH(schwach) ausgegangen. Es treten nicht-rationale Elemente in den Erwartungen auf, die ihren Reflex in transitorischen Präferenzschwankungen finden. MR-Einflüsse treten verstärkt auf und unter den einschlägigen Randbedingungen, insbesondere unter einem ausreichend langen Anlagehorizont ist die Erzielung risikoadjustierter Überrenditen durch intertemporale Arbitrage möglich. Fraglich ist nur, ob wie im Fall 4 ein Overshooting (Korrektur des Antizipationsfehlers durch Preisrückgang) oder Undershooting (Korrektur des Antizipationsfehlers durch weiteren starken Preisanstieg) vorliegt, bis der neue Gleichgewichtszustand unter niedrigerer Überrendite erreicht ist. Deutliche Marktkorrekturen bzw. Excess Volatility wären in diesem Fall zu erwarten.

Im idealtypischen *BF-Fall 5* ist die Verzerrung in der Erwartungsbildung (insbesondere über das langfristige Ertragswachstum) so groß, daß von einer ausgeprägten, prognostizierbaren Zyklik in den Überrenditen auszugehen ist. Unter dem Vorliegen eines wohlspezifizierten Modells für den Preis des Markt-risikos bzw. für die *ex ante*-Überrenditen kann auf einen *adäquaten Anlagehorizont* bezogen eine risikoadjustierte Überrendite durch eine Timing-Strategie erzielt werden. Es besteht inhärente Crash-Gefahr.⁶

Die aufgezeigte empirische Evidenzlage dieser Arbeit verweist auf *eine durchschnittliche Markteffizienzcharakteristik* des Falls 4, wobei sie in relativ langen Phasen zu dem Fall 3 (hohe IE, geringe MR) und in relativ kurzen Phasen zu dem Fall 5 (geringere IE, hohe MR) tendiert, was als eine Form von „psychologischem Regime-Switching“ interpretiert werden kann.

⁶ Wenn von einer „inhärenten Crash-Gefahr“ gesprochen wird, heißt das nicht, daß ein Crash mit hoher Wahrscheinlichkeit erwartet wird. Historisch niedrige oder gar negative *ex ante*-Renditen können auch durch eine Seitwärtsbewegung in der Performance-Entwicklung der Aktienmärkte abgebaut werden.

7.3 Implikationen für das Investmentbanking

Die zentrale Aussage dieser Arbeit, daß selbst im Rahmen einer IE-Bewertung sich die bedingte Renditeverteilung und mit ihr der Marktpreis des systematischen Risikos ständig ändern können, wirkt sich auf das Anlageverhalten von rational agierenden Investoren aus. TVER verlangen nach einem aktiven, informationsverarbeitenden Investor, der zu jedem Zeitpunkt eine präzise Vorstellung über die Renditeverteilung entwickelt und entsprechend seiner Präferenzstruktur ein optimales Portfolio alloziert. Eine im Einklang mit der neoklassischen Kapitalmarkttheorie stehende passive B&H-Anlagestrategie als Ausfluß des myopischen S-L-M-CAPM ist unter dieser Voraussetzung suboptimal. Dieses Ergebnis wird erzielt in dieser Arbeit unter einer Beschränkung der Analyse auf kreuzsektionale Renditen im Rahmen einer 3-Fund-Separation. Auf eine weitergehende Disaggregation, wie es oft in der Investmentpraxis üblich ist¹, wird verzichtet. Nach Ansicht des Verfassers ist das Effizienzniveau immerhin so hoch, daß eine spekulative² Übergewichtung einzelner Marktsegmente - nach welchem Kriterium auch immer eine Differenzierung vorgenommen wird - kaum durch Prognosequalität gerechtfertigt werden kann, als daß die Nachteile einer schlechteren Diversifikation überkompenziert werden könnten.³ Für wesentlich wichtiger wird eine präzise Abstimmung der Menge des übernommenen systematischen Risikos mittels des Marktporfolio-Leverage auf die Risikoaversion des Investors gehalten.

In einem IE-Markt mutiert das Selbstverständnis eines Anlageberaters⁴ endgültig weg von einem Prognostiker hin zu einem „moderierenden Investoren-

¹ Früher war der Analystenfokus regional (länderspezifisch) ausgerichtet, seit wenigen Jahren ist ein Trend zur sektoralen Ausrichtung (branchenspezifisch) in Analyse und Produktentwicklung festzustellen. Aus portfoliotheoretischer Sichtweise ist in der neuen Entwicklung kein grundlegender Vorteil erkennbar, da beide Bestrebungen einer Underdiversifikation oder einem exzessiven Handel Vorschub leisten.

² Im Sinne einer von der Markterwartung abweichenden individuellen, subjektiven Erwartung.

³ Die hohe Korrelation von Nettomittelzuflüssen und der ex post-Performance von Investmentfonds mögen als Indiz für eine extrapolative Erwartungsbildung und eine spezielle Form von Short Termism gelten.

⁴ Im Gegensatz zu einem Anlageberater bewertet ein Wertpapieranalyst private oder öffentliche Informationen des Kapitalmarktes, um Bewertungskonsistenzen aufzudecken und Prognoseaussagen zu treffen. Er vertraut darauf, daß der Marktwert privater Informationen oder konsistenter Auswertung öffentlicher Informationen (Implikation von Informationsineffizienz), die die Prognosequalität bestimmen, seine Transaktionskosten im weiteren Sinne (Informationsbeschaffungskosten, Kosten der Informations-

analysten“, der nur noch über die Struktur des Marktrisikos und den Marktpreis des Risikos informiert und dann entsprechend eine Anpassung der Asset Allocation an die Präferenzstruktur des Investors durchführt. In Erweiterung zum S-L-M-CAPM liegt die Antwort der Kapitalmarkttheorie nicht in der in der Investmentpraxis oftmals vorzufindenden kurzfristigen und auf welche Art auch immer oftmals quantitativ implementierten „taktischen Asset Allocation“, sondern in der langfristigen, leider oftmals nur qualitativ implementierten „strategischen Asset Allocation“. Hier erscheint ein Paradigmenwechsel dringend geboten, um die wohlfahrtssteigernde Wirkung einer Umsetzung der Erkenntnisse aus der Kapitalmarkttheorie zu realisieren.

Gemäß den Erkenntnissen aus Kapitel 4 um das C-CAPM bedarf die Erfüllung der Asset Allocation-Aufgabe im Kontext der 3-Fund-Separation in einer konkreten Entscheidungssituation *idealtypisch* einer Messung der IMRS und der RRA des (repräsentativen) Investors und nach Möglichkeit auch der Schätzung der Entwicklung des nicht-kapitalbezogenen Einkommens des individuellen Investors (im wesentlichen das Lohneinkommen), um eine effiziente, nutzenmaximierende Lösung des Anlageproblems zu finden. Es verwundert nicht, daß sich die Investmentpraxis angesichts der Komplexität des Sachverhalts der vorstehenden Aufgabenstellung bislang entzogen hat. Entsprechende quantitativ fundierte Analysetools stehen bislang noch aus und Heuristiken bzw. Daumenregeln dominieren die Szenerie.

Der finanzmathematische Impetus der effizienzsteigernden Wirkung *möglichst weitgehender Diversifikation* läßt das Selektionsproblem gegenüber dem Timing-Problem einer Anlageentscheidung auf nahezu triviale Art in den Hintergrund treten. Hierfür sprechen die ernüchternden empirischen Arbeiten zur Performancemessung und der Konstanz der Anlageergebnisse von Investmentfonds, die sich gerade bei einer risikoadjustierten Bewertung unter konditionierten Asset Pricing Modellen und unter TVER nur unwesentlich verbessern (Kryzanowski/Lalancette/To 1997)⁵. Ferner kommt in einer empirischen Untersuchung über die Performance deutscher Investmentfonds Scherer (1993, S. 156) zu dem Ergebnis, daß ein Großteil der negativen Gesamtperformance auf ein *signifikantes Fehltiming* zurückzuführen ist. Ferner sind die Märkte immerhin so effizient, daß die Erzielung risikoadjustierter Überrenditen auch durch

auswertung etc.) übersteigt. Von einem aktiven Portfoliomanager bzw. Vermögensverwalter wird die Erfüllung beider Aufgaben verlangt.

⁵ Während sich die Selektions-Performance verbessert, nimmt - durchaus im Einklang mit den jüngeren kapitalmarkttheoretischen Erkenntnissen über konditionierte Asset Pricing-Modelle und den Grenzen der Arbitrage - die Timing-Performance unter TVER und zeitvariablen β -Faktoren ab (Kryzanowski/Lalancette/To 1997, S. 205).

das bei den Investmentsfonds dominierende Stock-Picking langfristig bei der *Mehrzahl* der Anbieter nicht signifikant nachgewiesen werden kann. Chevalier/Ellisón (1999, S. 885, S. 895f.) ermitteln eine negative Korrelation zwischen dem Ausbildungsstand von Fondsmanagern einerseits und der Kapitalumschlagshäufigkeit bzw. den Fondsgebühren andererseits. Der Ausbildungsstand eines Fondsmanagers ist positiv mit der risikoadjustierten Überrendite korreliert.

Ang/Bekaert (1999, S. 30) kommen zu dem Urteil, daß im Vergleich zu einem Diversifikationsverzicht die Nachteile eines Verzichts auf die Währungssicherung, insbesondere aber eines intertemporalen Hedgings wesentlich geringer sind. Elton/Gruber (1995, S. 272-292) verschaffen einen ausgedehnten Überblick über die Vorteile internationaler Diversifikation. Dem S-L-M-CAPM ist zu entnehmen, daß ein Diversifikationsbeitrag solange geliefert wird, wie die Beziehung $E(r_{foreign} - r_f) > [E(r_{home}) - r_f] \left[\sigma_{foreign, home} / \sigma_{home} \right]$ erfüllt ist. Aus der Sicht der Kapitalmarkttheorie um das S-L-M-CAPM und C-CAPM besteht kein Selektionsproblem, sondern bestenfalls aus der Sicht eines konditionierten S-L-M-CAPM oder eines C-CAPM unter IE nur ein (eingeschränktes) Timing-Problem.

Es gibt jedoch Hinweise, daß sogenannte „Global Macro Hedge Funds“, die im Sinne einer Analyse TVER timing-basiert gesteuert werden, über die Jahre hinweg gemittelt risikoadjustierte Überrenditen erzielen (Eichengreen/Mathiesen 1998). Wie gezeigt werden konnte, ist jedoch dieser Sachverhalt nicht zwingend mit einem Verstoß gegen die EMH gleichzusetzen. Die Voraussetzungen für das erfolgreiche Management solcher Fonds erscheinen jedoch ungewöhnlich restriktiv: Hierzu zählen Leerverkaufs- und Hebelmöglichkeiten unter niedrigen Transaktionskosten, präzise quantitative Modelle für Risikoprämien und intertemporale Arbitragemöglichkeiten, spezifische Risikopräferenz der Investoren (keine Sensitivität gegen hohe Downside-Risiken), langfristiger Anlagehorizont, anspruchsvolle Managementgebührenstruktur zur Reduzierung von Agency-Problemen etc. Insgesamt ist zu konkludieren, daß das im aktiven Fondsmanagement von einer Vielzahl der Agenten gemiedene Timing auch unter dem Aspekt der durch Effizienzverluste infolge chronischer Unterdiversifikation auftretenden (Opportunitäts-)Kosten eine offenbar unzureichend ausgenutzte Quelle der α -Generierung darstellt (vgl. hierzu auch Abschnitt 7.3).

Die vorliegende Arbeit liefert sowohl theoretische Begründung als auch ökonometrische Evidenz dafür, daß im *konventionellen* Sinne (Risikomessung über die Standardabweichung; μ - σ -Tradeoff in einem CAPM-Rahmen) durch Timing risikoadjustierte Überrenditen möglich sind. Die in den Abschnitten 3.1.5, 4.2 und 6.7.3 angesprochenen Schwankungen der CML sind der Reflex von Schwankungen des effizienten Randes im Anlageuniversum und repräsenten-

tieren verschiedene Bewertungsregimes. Unter der Annahme eines fest vorgegebenen tolerierbaren Risikos eines risikoaversen Investors sollte dieser bei einem gestiegenen geschätzten Risiko einer riskanten Assetklasse (Aktien) ihren Anteil im Portfolio reduzieren.

Nur wenn die effiziente Asset Allocation über die verschiedenen „Bewertungsregimes“ von TVER ähnlich sind, sollte in der Praxis ein Investor sich dem Umstand eines Portfolio-Rebalancings⁶ entziehen und an der kostensparenden B&H-Strategie festhalten. In einem solchen Fall ist der intertemporale Hedging-Bedarf gering und es kann auf eine komplexe dynamische Lösung des Asset Allocation Problems zugunsten der myopischen Einperiodenlösung des S-L-M-CAPM verzichtet werden (Ang/Bekaert 1999, S. 6f.).

Vor diesem Hintergrund zeigen auch Cumby/Figlewski/Hasbrouck (1994, S. 11, S. 14ff.), daß durch eine dynamische Portfolioanpassung (Variation in der Allokation verschiedener, nichtwährungsgesicherter Assetklassen), die in Abhängigkeit der konditionierten Heteroskedastizität ein Minimum Risk-Portfolio optimiert, bei internationaler Diversifikation eine wesentliche Effizienzsteigerung erzielt werden kann. Bemerkenswert ist, daß das Ergebnis sich nur unwesentlich durch die Restriktion von Leerverkäufen verschlechtert und somit nur noch vor dem Hintergrund von Transaktionskosten und einer gewissen Modellinstabilität relativiert werden muß. Ang/Bekaert (1999, S. 29ff.) kommen zu dem Schluß, daß in der abnehmenden Reihenfolge a) fehlende internationale Diversifikation, b) Ignorierung von Bewertungsregimewechseln (in Abhängigkeit von der Risikoaversion) und c) Unterlassung eines intertemporalen Hedgings (dynamische Mehrperioden-Programmierung) Effizienzverluste zu verzeichnen sind.

Die Deutlichkeit der diversen Forschungsarbeiten, verbunden mit den hier vorgestellten Ergebnissen aus Kapitel 6 (Evidenz auf MR infolge TVER), lassen die Frage aufkommen, warum derartige Effekte unter der Annahme eines rationalen Investorenkollektivs existieren und nicht von weniger risikoaversen oder mit einer bestimmten Risikopräferenz ausgestatteten „Smart Investors“ eliminiert werden.

Folgende *Hemmnisse*, die erst in der Praxis überwunden werden müssen und entsprechend einen erweiterten Effizienzbegriff nahelegen, erschweren eine systematische Ausbeutung der Effekte:

⁶ Verschiedene intertemporal ausgelegte Rebalancing-Strategien unter MR testet Barberis (2000, S. 229ff.).

- *fehlende Existenz eines adäquaten Wertpapiers:* Es existiert kein originares oder kostengünstigeres derivatives Wertpapier, das den DJGI World oder MSCI AC World mit einem möglichst geringen Tracking-Error und niedriger Geld/Brief-Spanne abbildet: Ein niedriger Tracking-Error ist alleine schon deswegen einzufordern, um Modellspezifikationsfehler und Diskrepanzen zwischen Simulation und Realisierung zu minimieren. Eine konventionelle Nachbildung über indexnahe-Fonds dürfte zudem mit entsprechenden *Transaktions- und Tracking-Error-Kosten* verbunden sein und auf institutionelle Investoren beschränkt sein.
- *begrenzte Möglichkeiten der Steuerung des Portfolio-Leverage:* Hierzu zählen etwa die Möglichkeiten von Leerverkäufen und der Umfang der in Anspruch zu nehmenden Wertpapier-Standby-Kreditlinien als opportunes Instrument vor allem eines nicht-institutionellen Investors. TVER eröffnen ein bivalentes Potential weicher Arbitrage. Die Effizienz einer Handelsstrategie hängt davon ab, inwiefern die impliziten Prognosseaussagen sogenannter „Unter- und Überbewertungen“ durch entsprechende Long- bzw. Short-Positionen operativ „durchgehend“ werden können.⁷
- *ungünstige institutionelle Regelungen (Anreizstrukturen)* in Form von (zu kurzer) periodenbezogener Performance-Evaluation: In diesem Zusammenhang wird auch von *Short-Termism* gesprochen. Einschlägige Fälle mißglückter Spekulation (Barings, LTCM, Metallgesellschaft) bei gleichzeitigem Versagen des Risikomanagements zeigen auf, daß risikante Positionen nicht selten dann verlustträchtig durch eine Realisation von Buchverlusten geschlossen werden, wenn unter TVER davon ausgängen werden kann, daß im Falle stark gefallener Asset-Preise im Gegenzug der Preis des Risikos gestiegen ist. Die Realisation derartiger Buchverluste⁸ läßt sich jenseits der offensichtlichen, ausschlaggebenden Liquiditätsprobleme (z.B. Mark-to-Market-Mechanismus bei Derivaten)

⁷ Verwiesen sei in diesem Zusammenhang auch auf die Diskussion der SEC-Kommission zur Untersuchung des Börsencrashes von 1987. Eine der Erklärungshypothesen liegt in einer mangelnden Marktliquidität bei Futures und entsprechend unvollkommener Indexarbitrage.

⁸ Mit dem Begriff des Buchverlustes werden typischerweise BF-Effekte assoziiert. Unter bayesianischer Erwartungsbildung sollte der Begriff aus dem Vokabular gestrichen werden.

durch einen „Underconfidence Effect“⁹ unter Ignorierung des MR-Effektes erklären. Ausgangspunkt der Überlegung sei die Annahme, daß ein Agent in einer Phase spekulativer Überhitzung (sehr niedriger Preis des Risikos gegenüber dem historischen Durchschnitt) den Portfolio-Leverage aus Sicht seines Prinzipals unangemessen hoch eingestellt hat. Für eine erratische, exzessive Marktgegenbewegung mit stark gestiegener *ex ante*-Überrendite und hoher negativer *ex post*-Rendite kann der Agent objektiv nicht zur Verantwortung gezogen werden. Der in der Baisse dann unter MR im Sinne einer Contrarian-Strategie zu wählende hohe Portfolio-Leverage kann unter Agency-Problemen auf Widerstand stoßen. Bei autoregressiver Betrachtungsweise (irrationale Extrapolation des negativen Trends) wird der Agent in einem unangemessen hohen Maße für den Preisverfall in seinem Depot verantwortlich gemacht und gleichzeitig übersehen, daß die aktuelle „Schieflage“ der aktuellen risikanten Position erwartete komparative Vorteile für die Zukunft liefert. Profitable Strategien können in einem solchen Umfeld nicht umgesetzt werden und der Agent scheidet aus dem Markt aus.

- *unklare Nutzen- und Wertfunktion, unklare Handlungsmaximen:* Eine wesentliche Erkenntnis der Arbeit liegt darin, daß die besonderen Eigenschaften der Rendite-Verteilungsfunktion (Nichtnormalität durch Schiefe und Leptokurtosis, stochastische Abhängigkeiten wie Heteroskedastizität) einer CAPM-Modellwelt (quadratische Nutzenfunktion oder Normalverteilung der Renditen impliziert die μ - σ -Kompatibilität als Entscheidungsregel) in einem nicht zu unterschätzenden Maße entgegenstehen. Insbesondere sind hierdurch Zweifel an dem tradierten symmetrischen Risiko-Begriff anzumelden, der zu einer Inkompatibilität der B&H-Strategie (als Ausfluß einer präferenzfreien Bewertung von Wertpapieren) mit der realen, individuellen Präferenzstruktur eines Investors führt. Allerdings ist eine Selbsteinschätzung z.B. der Risikoneigung mit außerordentlichen Schwierigkeiten behaftet.
- *Noise Trading als Januskopf:* Zwar läßt sich das Noise Trading als Quelle von TVER und damit als α -Generator identifizieren, jedoch beeinflußt das Ausmaß des Noise Tradings zugleich auch die Möglichkeiten der Erzielung anomaler, risikoadjustierter Überrenditen. Der Grund ist darin zu sehen, daß über das Noise Trading auch gleichzeitig zusätzliche Risiken in eine intertemporale Arbitragestrategie transportiert werden und eine Abstimmung der Strategie an die Präferenzstruktur

⁹ Als dichotomische Begriffsergänzung zum vielmals in der Behavioral Finance-Literatur erwähnten Overconfidence-Effekt.

(abgesehen von institutionellen Short Termism-Restriktionen) erschwert wird (psychologische Kosten einer Contrarian Opinion-Strategie).

- *mangelnde Transparenz aus informationstheoretischer Sicht:* Im Kontrast zu unverbindlichen Sentiment-Aussagen der Infotainment-Medien¹⁰ sollte sich eine Kultur der konkurrierenden ökonometrischen Modelle ausbilden, in der reproduzierbare Aussagen zur Höhe und stochastischen Signifikanz von TVER verbreitet werden. Ein erster weiterführender Ansatz wäre z.B. die periodenbezogene Schätzung der Sharpe Ratio des Gesamtmarktes¹¹ durch Kapitalmarktexperten und eine ex post-Validierung hinsichtlich des Niveaus und der Kontinuität der Prognosegüte. Solche Standardisierungsbestrebungen aus einem „Wettbewerb konkurrierender ökonometrischer Modelle“¹² heraus mit der Zielsetzung einer transparenten Analyse des Risk-Return-Tradeoffs und der darauf aufbauenden optimalen Anpassung an die Präferenzstruktur könnten einem Investor helfen, sein Asset Allocation-Problem in Richtung einer 2-Fund-Separation besser zu lösen. Anders ausgedrückt: Die Fokussierung von Forschungsaktivitäten auf die Schätzung der TVER des Gesamtmarktes hätte zwei effizienzsteigernde Wirkungen. Erstens ist davon auszugehen, daß eine Beschäftigung mit Gleichgewichtsmodellen zu einer verbesserten Erwartungsbildung und einer reduzierten Wahrscheinlichkeit des Auftretens spekulativer Blasen führt. Zweitens wird die im Markt vorhandene Neigung zum Noise Trading reduziert, was neben der Fehlbewertung auch die Transaktionskosten minimiert.

¹⁰ Der provozierende Begriff ist bewußt in Anlehnung an Untersuchungen wie die von Odean (1999), die a) eine Kausalität von Unterperformance und exzessive Handelsaktivität belegen, b) eine Kausalität zwischen oftmals charttechnisch motiviertem Monitoring und dem Bedürfnis nach Dissonanzfreiheit und Kontrolle untersuchen, gewählt worden. Zum „Infotainment“ zählen z.B. aus ökonomischer Sicht nahezu wertlose Meinungsäußerungen (der Begriff „Schätzung“ wäre aus der Sicht eines Ökonometrikers beschönigend) wie etwa das Nennen von Kurszielen ohne Zeit-, (Kovarianz-) Risikobzw. Benchmarkbezug, das Aufzeigen historischer Analogien ohne Angabe von Signifikanzniveaus und kausale, ökonomische Begründung sowie z.B. auch charttechnisches Framing (Abbildung kurzer Zeitabschnitte (entspricht einem Data Mining/Small Sample Bias); Verwendung einer linearen Skalierung bei exponentiellen Wachstumsfunktion von Performance-Indizes).

¹¹ Die Sharpe Ratio als Preis des (undiversifizierbaren) systematischen Risikos ist eine intuitive, auch dem ökonomischen Laien zu vermittelnde Kennzahl. Der Bezug auf den Gesamtmarkt wirkt dem Home Bias entgegen.

¹² Hoffnungsvoll stimmt die Beobachtung des Bestrebens von Fonds-Ranking Institutionen, verstärkt einschlägige Effizienzmaßgrößen zu veröffentlichen und sich auf sogenannte Performance Presentation Standards zu einigen.

Die Frage, warum Noise Trader nicht durch Lernprozesse schneller am Markt eliminiert werden, liegt u.a. offenbar darin begründet, daß das Effizienzniveau auf höchster Aggregationsstufe relativ hoch ist und ihre Ausbeutung durch Information Trader auf disaggregierterem Niveau aufgrund vorstehender Argumente relativ schwierig ist.

Ein informationseffizienter Markt schützt Noise Trader, so daß Noise Trader im wesentlichen unter sich handeln und somit „nur“ ein Übermaß an Umsatz generieren und sich „nur“ durch die Transaktionskosten schädigen. Ein solcher gruppenbezogener Austauschprozeß weist eine gewisse Analogie mit einer kommerziellen Lotterie oder einem Kasino auf mit dem Unterschied, daß der Renditeerwartungswert an der Börse positiv ist, was zum Überleben der Noise Trader beiträgt.

Nur in einem IIE-Markt, wenn also nicht-fundamentale MR unter den einschlägigen BF-Effekten auftritt, eröffnet sich Ausbeutungspotential. Hier wird ein Noise Trader nur dann vor Eliminierung geschützt, wenn er einen „ausreichend“ langen Anlagehorizont (im Vergleich zu den meisten Information Traders) besitzt oder seine Diskontierungsfaktoren höher als die der Information Trader sind. In einem solchen Fall ist er selektiv nur in solchen Situationen investiert, in denen die TVER überdurchschnittlich hoch ist, was als zusätzliche Prämie für das Halten riskanter Wertpapiere unter Noise Trading interpretiert werden kann.

7.4 Entwicklungspotential für Psychofonds

Der Begriff des Psychofonds soll hier als provisorischer Oberbegriff für Produkte eines aktiven Fondsmanagements verstanden werden, das die Erkenntnisse der BF für eine Effizienzsteigerung im konventionellen μ - σ -Tradeoff des S-L-M-CAPM (Annahme der Normalverteilung der Renditen oder einer quadratischen Nutzenfunktion), gemessen an der Sharpe Ratio, einsetzt. Prinzipiell lassen sich als Ergebnisse der vorliegenden Arbeit (Existenz von TVER und Störungen im Kapitalmarktgleichgewicht z.B. durch den Zinsstrukturreffekt; Schiefe und Leptokurtosis in den Renditen) zwei Psychofonds-Konzepte zur *Effizienzsteigerung im konventionellen Sinne* ableiten:

- 1) Bei gleicher Sharpe Ratio wird eine Reduzierung der Downside-Risiken und damit der psychologischen Kosten erzielt.
- 2) Bei erhöhter Sharpe Ratio werden die Downside-Risiken und damit die psychologischen Kosten konstant gehalten.

Die Entwicklung von Psychofonds sollte dem Anspruch eines erweiterten und differenzierten Effizienzbegriffes gerecht werden und den „elementaren

Fehlern¹ von Investoren, die die BF identifiziert hat, entgegentreten. Hierzu zählen beispielsweise die Übernahme unnötig hoher, vom Markt nicht durch Prämien gepreister, unsystematischer Risiken (im wesentlichen eine ungenügende Diversifikation durch den Home Bias-Effekt) und das unter TVER prozyklische Handeln in trendbehafteten Märkten (zu hoher Leverage bei niedrigen oder negativen Risikoprämiens, zu niedriger Leverage bei hohen Risikoprämiens; zu späte Realisierung von Verlusten bei der Identifikation einer Phase niedriger oder negativer Risikoprämie, zu frühe Realisierung von Gewinnen bei Identifikation einer Phase hoher Risikoprämiens).

Auf der Basis der Berechnung von TVER bietet es sich an, durch die gezielte Steuerung des Portfolio-Leverages unter Erweiterung einer auf den Weltaktienmarkt bezogenen Tobin'schen 2-Fund-Separation eine verbesserte Abstimmung auf die individuell zu ermittelnden spezifischen Höhen-, Risiko- und Zeitpräferenzen eines Anlegers zu erzielen. Verschiedene Fondstypen bräuchten sich nur durch unterschiedliche Konzepte der Steuerung des Portfolio-Leverages zu unterscheiden, um eine Optimierung hinsichtlich einer asymmetrischen Risikotoleranz und des intertemporalen Hedgings durchzuführen.

Dem Investor ist dabei klarzumachen, daß eine langfristige Erzielung risikoadjustierter Überrenditen nach den Erkenntnissen dieser Arbeit in erster Linie durch eine *antizyklische Investmentstrategie* zu erreichen ist, da der Marktpreis des Risikos mit dem Risiko positiv korreliert ist und nichtlineare Strukturen aber eine prozyklische Investmentstrategie erheblich erschweren. Bei einer Referenzpunktsetzung durch Benchmarking an der B&H-Strategie eines Weltaktienindex-Investments können durch den in diesem Fall bewußt in Kauf genommenen „Tracking Error“ durch die Leverage-Steuerung verstärkt in den Extremlagen der Bewertung (sehr hohe/niedrige Risikoprämiens) entsprechend *hohe psychologische Kosten* auftreten.² Hierzu zählen im wesentlichen

- der entgangene psychologische Gewinn des „Sensation Seekings“, wenn im Zuge einer spekulativen Blase durch nachhaltige, autoregressive Kurssteigerungen die Risikoprämie immer weiter abgebaut wird und der Psychofond durch den reduzierten Leverage temporär „underperformed“ (populäres Synonym für die psychologischen Kosten: „man ist bei der Ralley nicht dabei gewesen...“),

¹ Hierzu zählen das Base Rate Underweighting/Short Termism und das Probability Mismapping. Nahezu alle BF-Effekte lassen sich unter entsprechenden Annahmen auf diese Basiseffekte zurückführen.

² Harvey/Siddique (2000, S. 1291) sehen einen Zusammenhang zum Equity Premium Puzzle und berechnen eine implizite positive Risikoprämie für die negative Schiefe in der Renditeverteilung.

- der psychologische Verlust durch zeitweilige Überschreitung eines *Target Shortfalls* in Crashphasen oder andauernder niedriger Bewertung, wenn der Psychofond gegenüber dem Benchmark durch den hohen Leverage bei hoher Risikoprämie „underperformed“ (populäres Synonym für die psychologischen Kosten: „man greift in ein fallendes Messer...“).

Der Begriff der „schwachen Prognostizierbarkeit“ findet auch hier seine Begründung, da mit der Eigenschaft von TVER nur *eine stochastische Trendaussage* verbunden ist, keinesfalls jedoch vom Autor Hinweise gefunden werden können, daß Trendumkehrpunkte - in Analogie zur eingeschränkten, richtungslosen Prognoseaussage der Heteroskedastizität - „eindeutig“ bestimmt und Start- und Endpunkte *lokaler Trends* ausreichend genau prognostiziert werden können.

Die Erfolge einiger global operierender Hedgefonds-Typen, insbesondere der stark gehebelten und auf die Intermarket-Beziehung unseres Inferenzraumes abzielenden *Global Macro Hedge Funds* (Global Stock- und Global Balanced-Fonds), über längere Zeiträume und das im allgemeinen feststellbare Outperforming gegenüber konventionellen Investmentfonds (weniger ersichtlich in Eichengreen/Mathiesen 1998, S. 9ff.; deutlichere Evidenz in Ackermann/McEnally/Ravenschaft 1999, S. 847ff.³) mögen einen Hinweis auf die Vorteilhaftigkeit derartiger Trading-Strategien liefern, obwohl eine strenge Effizienzbeurteilung infolge der kritischen Risikoadjustierung im Einzelfall schwer fällt, da ganz eigenständige Rendite-Risiko-Profile mit tendentiell höherem idiosynkratischem Downside-Risiko generiert werden und nicht mit der S-L-M-CAPM-Welt kompatibel sind.

Der Autor schließt sich nachdrücklich der Begründung von Nielsen/Vassalou (1997) und Oertman (1997, S. 289) für eine wesentliche aus der vorliegenden Arbeit zu ziehende Schlußfolgerung für das Portfoliomangement an: Änderungen der ersten und zweiten Momente des Renditeprozesses betreffen die Steigung und Lage der CML. Diese *Schwankungen der CML*⁴ generieren einen *Hedgebedarf* bei den Investoren. Das 2-Fund-Separationstheorem wird dann durchbrochen, wenn als dritter Fund ein Hedgeportfolio gegen diese Änderungen gehalten wird bzw. in einem dynamischen *Portfolio-Rebalancing*

³ Für 1:1988 bis 12:1995 werden folgende Sharpe Ratios angegeben: $SR_{MSCI\ World}=0,108$; $SR_{Global\ Stock}=0,355$; $SR_{Global\ Balanced}=0,276$.

⁴ Eine übersichtliche graphische Darstellung der zeitlichen Variation der Effizienzgrenze auf dem internationalen Kapitalmarkt am Beispiel eines konditionierten CAPM als 2-Ländermodell (USA und Japan) liefern Cumby/Figlewski/Hasbrouck (1994, S. 11).

der Anteil des riskanten Portfolios zeitvariabel gesteuert wird, so daß durch diese Aktivität ein „intertemporaler Diversifikationsbeitrag“ erzielt wird. Im Ergebnis bleibt dann die „virtuelle“ CML konstant (instantaneous CML). Eine solche Vorgehensweise entspricht der eines Transaktionskosten-minimierenden semi-aktiven (oder besser ausgedrückt: semi-passiven) quantitativen, auf Timing fokussierten Fondsmanagements. Das Fondsresearch beschränkt sich auf die Berechnung von TVER auf Marktniveau, da davon ausgegangen werden kann, daß gerade bei hochkapitalisierten Titeln, die die Indizes tragen, ein hohes Ausmaß an IE vorliegt und die Grenzkosten für das Research für eine Selektion im Vergleich zum vermuteten α -Potential zu hoch sind. Der *gemittelte Leverage* eines solchen *indexbasierten Portfolios* ist entsprechend den als *konstant* vorauszusetzenden Präferenzparametern der Investoren und deren Nutzenfunktion zu wählen. Eine risikoadjustierte Überrendite kann aufgrund dieser Annahme als Prämie auf die getragenen psychologischen Kosten interpretiert werden.

7.5 Konsequenzen für die Geldpolitik

Neben der Evidenz auf die *Existenz* der MR kann in Abschnitt 6.5.1 unter Rückgriff auf die Abschnitte 4.2.1 und 4.3.2 auch eine *Ursache* der Mean Revision aufgedeckt werden. Ein erheblicher Anteil der MR in den Überrenditen lässt sich modellieren über die MR-Eigenschaften der Zinsstruktur. Weitestgehend *umstritten* ist der sehr starke Informationsgehalt der Zinsstrukturkurve für die erwartete konjunkturelle Entwicklung. Abweichungen von der normalen Zinsstruktur deuten extreme konjunkturelle Entwicklungen an. Eine *inverse* Zinsstruktur prognostiziert eine Rezession. Demgegenüber sind unter einer *normalen* Zinsstruktur sehr niedrige kurzfristige Zinsen Ausdruck eines niedrigen Realzinsniveaus als Folge einer niedrigen realwirtschaftlichen Aktivität während einer Rezession. Sie signalisieren eine höhere zukünftige realwirtschaftliche Aktivität und können auch das Ergebnis einer antizyklischen Geldpolitik sein. Im Vergleich zur Prognosekraft von Geldmengenaggregaten, den Aktienkursen oder dem Bonitätsspread für die Konjunktur, dominiert sehr deutlich die Zinsstrukturkurve (Duecker 1997, S. 47; Estrella/Mishkin 1997). Die MR-Eigenschaft der Konjunkturzyklen findet einen Reflex in der MR-Eigenschaft der Zinsstruktur (Hess 1995, S. 40ff.).

Geldtheoretisch *umstritten* sind jedoch die Einflußmöglichkeiten einer (aktiven) Steuerung von geldpolitischen Variablen (kurzfristige Zinsen, Geldmengenaggregate) auf die reale, volkswirtschaftliche Entwicklung im Zuge der verschiedenen monetären Transmissionsmechanismen. Erklärungsansätze hier-

zu finden sich im breiter akzeptierten „*Money Channel*“-Mechanismus¹ und im umstritteneren „*Credit Channel*“-Mechanismus² (Bernanke/Gertler 1989; Bernanke/Gertler 1995, Gertler/Gilchrist 1996), der in den Varianten eines „*Balance Sheet Channel*“ (auf der Grundlage des Financial Propagation Mechanismus; Gertler/Gilchrist (1994, S. 311)) und eines „*Bank Lending Channel*“ auftreten kann.

Nachfolgend werden für wesentlich erachtete Querverbindungen aus der Theorie monetärer Transmissionsmechanismen zur MRH aufgezeigt:

- Das Wesen des „*Money Channel*“-Mechanismus liegt zum einen darin, daß in einem 2-Asset-Modell Geld und Anleihen *nicht-perfekte Substitute* sind, wie es auch unter der *Marktsegmentationshypothese* der Zinsstruktur der Fall ist. Die Verschärfung der Geldpolitik einer Zentralbank durch Erhöhung der Leitzinsen reduziert die Kreditvergabefähigkeit der Geschäftsbanken und die Fähigkeit, Bankeinlagen (z.B. Einlagenzertifikate) zu verkaufen. Dadurch kommt es zu Verschiebungen in den Kredit-/Anleihen-

¹ Der *Money Channel*-Mechanismus, der ausgehend von den geldpolitischen Maßnahmen einer Zentralbank (z.B. Mindestreserveverfordernisse, Refinanzierungssätze) über die *Passivseite der Geschäftsbanken* wirkt, beruht auf einer *nicht perfekten Substitutionalität* zwischen geldmarktnahen Instrumenten bis hin zu Anleihen. Unter dem keynesianischen Liquiditätseffekt finden (kurzfristige) reale Effekte nur in dem Maße statt, wie unter einer imperfekten Substitutionalität ein verändertes Geldangebot zunächst selektiv auf die kurzfristigen Zinsen durchschlägt.

² Der *Credit Channel*-Mechanismus, der ausgehend von den geldpolitischen Maßnahmen einer Zentralbank über die *Aktivseite der Geschäftsbanken* wirkt, beruht auf Informationsasymmetrien, die das Irrelevanztheorem der Finanzierung von Modigliani/Miller (1958) unanwendbar machen. Die Frage nach einem Credit Channel ist eng damit verknüpft, inwiefern die Geldpolitik zu einer Änderung der Kreditvergabepraxis seitens der Geschäftsbanken und entsprechend zu einer Verschiebung in der Vermögensstruktur von Geschäftsbanken führt. Friktionen auf den Kreditmärkten äußern sich in erhöhten Finanzierungskosten, was wiederum in einem Zusammenhang zur Bonität des Schuldners steht. Beispiel: Zinssteigerungen führen zu einer Verschlechterung von Bilanzkennzahlen (*direkte Wirkung* im Balance Sheet Channel), da die Zahlungüberschüsse nach Zinszahlung reduziert werden und Vermögensgegenstände niedriger bewertet werden. Dieses kann zu einer geringeren Investitionsnachfrage und Nachfrage nach dem Faktor Arbeit führen, woraus sich wiederum eine verzögerte positive Rückkopplung über ein aggregierteres Niveau ergeben kann (*indirekte Wirkung* im Balance Sheet Channel). Im Bank Lending Channel beschränken unmittelbar Restriktionen in der Kreditvergabepraxis der Geschäftsbanken die realwirtschaftliche Aktivität der Unternehmen. Eine weitere Folge des Credit Channel-Mechanismus liegt in einer *asymmetrischen Wirkung* auf die Kreditnehmer (Hypothese des Größeneffektes: Kleine Unternehmen sind von den Restriktionen stärker betroffen).

Portfolios zu Lasten der Geschäftsbanken und zu Gunsten der Haushalte, die im Gegenzug zu dem höheren Anleihenbestand (statt etwa Einlagenzertifikate) weniger Geld halten. Eine *träge, friktionsbehaftete* Anpassung zu einem neuen Kapitalmarktgleichgewicht, in dem die alte Geld-Anleihen-Relation der Haushalte näherungsweise wieder hergestellt ist, kann nur unter einem höheren Realzinsniveau erzielt werden. Die Trägheit in der Portfolio-Anpassung bestimmt die Realzinsen und diese wiederum die realwirtschaftlichen Auswirkungen der monetären Transmission (Hubbard 1995, S. 64). Die für uns zentrale Aussage ist darin zu sehen, daß über den „Money Channel“-Mechanismus eine Inferenz zwischen kurzfristigen und langfristigen Zinsen aufgebaut wird, die nicht in konventionellen Zinsstrukturmödellen abgebildet werden kann. Hierdurch wird die Bewertungskontinuität innerhalb eines C-CAPM in Frage gestellt, so daß MR in den Überrenditen als Ergebnis friktionsbehafteter Anpassungsvorgänge zwischen Finanzmarkt und Realwirtschaft interpretiert werden kann, ohne daß nichtrationale Erwartungsbildung angenommen werden muß.

- Zum anderen läßt sich das Wesen des „Credit Channel“-Mechanismus dadurch beschreiben, daß eine prozyklische Bewegung in der Passivstruktur eines Schuldners (Aktivstruktur einer Geschäftsbank als Gläubiger) sich in einer antizyklischen Bewegung der Risikoprämie auf aggregiertem Niveau ausdrückt und daher von einem *Akzelerator-Effekt* gesprochen werden kann (Gertler/Gilchrist 1996, S. 17; Hubbard 1995, S. 75ff.). Der z.B. in den Abschnitten 4.1.4, 5.3.1 und 6.4.2 angesprochene zunächst einzelwirtschaftlich zu begründende Leverage-Effekt wird folglich in einem derartigen Szenarium auf aggregiertem Niveau verstärkt. Somit wird eine Begründung geliefert, warum die erwarteten Überrenditen „antizyklisch übersteigert“ mit den Konjunkturzyklen verlaufen („*Excess Sensitivity*“-Hypothese des „*Financial Propagation*“-Mechanismus). Relativ geringe Änderungen in den Zinssätzen können so relativ große Änderungen in der realwirtschaftlichen Aktivität haben. Dies liefert offensichtlich der Hypothese Vorschub, daß die ex ante-Überrendite in einer Rezession nicht nur das Ergebnis des erhöhten Risikos, sondern auch eines erhöhten Preises des Risikos ist.

Da eine Zentralbank die Möglichkeit hat, unmittelbar den kurzfristigen sicheren Zins zu bestimmen, zeigt der „Money Channel“-Mechanismus eine Möglichkeit auf, wie die Kapitalkosten unter einer bestimmten Lag-Struktur über alle Fristigkeiten bzw. Asset-Klassen tangiert werden. Die außerordentlich komplexe Dynamik der Zinsstruktur legt jedoch nahe, daß bei den Versuchen der Antizipation derartiger Effekte auf den Kapitalmärkten entsprechende Schätzfehler auftreten und möglicherweise in einem exzessiven Portfolio-Rebalancing zwischen riskanter Anlage, Anleihen und sicherer Anlage ihren Ausdruck finden. Friktionen im Antizipationsmechanismus werden in der *Key*-

nesianischen Theorie und dem Aspekt der *Geldillusion* behandelt. Ein weiteres äußeres Merkmal des Mechanismus würde in *exzessiv schwankenden* TVER zu sehen sein.

Aus empirischer Sicht ist bemerkenswert, daß von den geldpolitischen Variablen zwar die *Geldmenge* eine wesentliche Quelle für TVER in der nominalen Zinsstruktur beinhaltet (Lee 1995, S. 576), sobald sie jedoch mit *nominalen Zinssätzen* in multivariaten Modellen in Verbindung gebracht wird, geht die Erklärungskraft für realwirtschaftliche Variablen überwiegend von der Zinsstruktur aus (Sims 1992, S. 978). Auch aus dieser Perspektive kann zurückgeschlossen werden, daß von der Zinsstrukturkurve ein erheblicher Informationsgehalt für die (realen) Überrenditen ausgeht, andererseits Vorsicht angebracht ist, über die Geldmenge per se Einfluß auf den monetären Transmissionsprozeß zu nehmen. Darüber hinaus verweisen empirische Untersuchungen darauf, daß die Höhe und Volatilität der kurzfristigen Zinsen als wesentliche Parameter die Zinsstruktur in einem *endogenen* Gleichgewichtsprozeß bestimmen (Longstaff/Schwartz 1992, S. 1260). Wenn einerseits die Zinsstruktur das Ergebnis einer friktionsbehafteten endogenen Anpassung darstellt, andererseits das kurze Ende der Zinsstruktur exogenen Schocks ausgeliefert ist, drohen über den Risk-Return-Tradeoff Wohlfahrtsverluste, wenn durch geldpolitische Schocks versucht wird, einen Transmissionskanal zu kontrollieren. Diese könnten dadurch entstehen, daß die latente Anfälligkeit der Kapitalmärkte gegenüber BF-Effekten unter *unsicheren* Lag-Strukturen und Wirkungsketten im Transmissionsprozeß verstärkt wird. Erneut wären Über-/Unterreaktionen und die hiermit korrespondierende MR die Folge. Die Ungewißheit über eine diskretionäre Zentralbankpolitik würde die Grenzen der intertemporalen Arbitrage weiter herabsetzen und die Schwankungsbreite der TVER erhöhen, was negative realwirtschaftliche Konsequenzen zur Folge hätte. Neuere Untersuchungen auf der Basis von Regime-Switching-Modellen kurzfristiger Zinsen (Ang/Bekaert 1999, S. 16ff.) bestätigen die Hypothese, daß in turbulenten Phasen hoher *geldpolitischer Unsicherheit* und hoher Heteroskedastizität in den Zinsen hochvolatile negative *ex post*-Überrenditen in den Aktienmärkten erzeugt werden und MR von den Zinsen in den Aktienmarkt transportiert wird.

Aus der Perspektive des in der vorliegenden Arbeit gewählten Inferenzraumes (vgl. Abschnitt 4.5) müßte eine erfolgreiche diskretionäre Geldpolitik zugleich die Antizipationsbestrebungen der Investoren als auch Verschiebungen in der Präferenzstruktur (RRA, IMRS) berücksichtigen, wenn exzessiv schwankende TVER vermieden werden sollen. Nach derzeitiger Evidenzlage bleibt nach Auffassung des Autors eine solche diskretionäre Geldpolitik eine Fiktion, so daß die Politikempfehlung auf der Basis der hier gewonnenen theoretischen und empirischen Erkenntnisse in einer *Verstetigung* des geldpolitischen Instrumentariums zu suchen ist.

8. Zusammenfassende Bewertung und Ausblick

Eine zentrale Fragestellung der Kapitalmarkttheorie ist diejenige nach der Existenz und der Erklärung von *zeitvariablen Überrenditen* („Time Varying Excess Returns“, TVER). Die Zielsetzung der Arbeit ist es zum einen, den theoretischen Bezugsrahmen für TVER umfassend aufzudecken und einen Inferenzraum aufzustellen, der es erlaubt, *Mean Reversion-Effekte* im Spannungsfeld der Erwartungsnutzentheorie und Ansätzen der Behavioral Finance auf internationalen Aktienmärkten zu modellieren. Zum anderen wird die Aufgabe verfolgt, Umfang und Typus von Mean Reversion unter Rückgriff auf ein breites ökonometrisches Instrumentarium zu quantifizieren sowie die Timing-Fähigkeit der aus dem spezifizierten Inferenzraum extrahierten Signale am Beispiel des DJGI World (Total Return Index) zu überprüfen.

Im einzelnen sind folgende Ergebnisse und Bewertungen festzuhalten:

- 1) Der wissenschaftliche Diskurs um den von Fama (1970) maßgeblich geprägten Begriff der *Hypothese informationseffizienter Kapitalmärkte* (EMH) liefert bis heute keine einheitliche, überzeugende Definition, die zugleich für die Belange der Investmentpraxis operabel ist. Es soll verstärkt in das Bewußtsein gerückt werden, daß es sich um einen skalierbaren Begriff handelt, der wesentlich an bestimmte Restriktionen wie Informations- und Transaktionskosten, aber auch weichere Begrifflichkeiten wie *Risikoarbitragekosten*, *Agenturkosten* und *psychologische Kosten* gekoppelt ist. Für sehr bedeutend ist die Erkenntnis einzuschätzen, daß - etwa im Sinne einer notwendigen Bedingung - kein enger Zusammenhang zwischen der Martingaleigenschaft von Aktienrenditen und der Informationseffizienz besteht (LeRoy 1976; Lucas 1978). Hierdurch wird die Möglichkeit offen gehalten, daß auch innerhalb eines rationalen Bezugsrahmens Mean Reversion ihren Platz findet. Zugleich verhindert aber dieser Sachverhalt neben dem des Tests von verbundenen Hypothesen, daß es ein Maß gibt, mit dem Informationseffizienz z.B. in verschiedenen Marktsegmenten gemessen werden kann. Somit kann bis heute immer nur indirekte Evidenz für Informationsineffizienz über die Erzielung normativ-risikoadjustierter Überrenditen aufgezeigt werden. Die in dieser Arbeit vorgeschlagene, recht anschauliche Möglichkeit das Quantifizierungsproblem zu entschärfen, liegt darin, TVER als Funktion des Marktrisikos und des Marktpreises des Risikos in konditionierten Gleichgewichtsmodellen zu schätzen. Ein theoreti-

scher Erklärungsnotstand und zugleich Evidenz für Informationsineffizienz tritt spätestens dann auf, wenn der Verdacht auf negative *ex ante*-Überrenditen besteht und/oder die Schwankungen der Überrenditen und die unterliegenden Präferenzparameter exzessiv sind.

- 2) Ausgehend von dem Standard-CAPM (S-L-M-CAPM) von Sharpe (1964), Lintner (1965) und Mossin (1966) werden in einer detaillierten Analyse zunächst zentrale Ansätze diskutiert, die es innerhalb eines rationalen Kontextes ermöglichen, TVER zu modellieren. Im Mittelpunkt stehen C-CAPM-Modelle und das 3-Fund-bzw. 2+S-Fund-Separationstheorem, bei denen eine Präferenz für einen Hedge gegen unantizipierte Änderungen im aggregierten Konsum oder den zukünftigen Investitionsmöglichkeiten als die beiden wesentlichen Zustandsvariablen eines intertemporalen CAPM besteht (z.B. Merton 1973, Breeden 1979, Merton 1990). Solche Modelle erlauben zugleich Aussagen über die Zinsstrukturkurve. Als elementare Hürde realitätsnahe Modellparameter im Abgleich mit empirischen Beobachtungen zu setzen, erweist sich die EUT und die hiermit verbundene mangelnde Separation zwischen der relativen Risikoaversion (RRA) und der intertemporalen Grenzrate der Substitution (IMRS). Es kann gezeigt werden, daß verschiedene Generalisierungsansätze (Rekursive Nutzenfunktionen, Nutzenfunktion unter Risikokomplementarität/-substitutionalität, Habit Persistence-Modell und Cumulative Prospect Theory mit angelehntem Prior Outcome/House Money-Effekt) unter spezifischen Parametersettings das Potential besitzen, die Abbildungsleistung gegenüber dem S-L-M-CAPM unter Hinzuziehung quasi- und nicht-rationaler Elemente zu erhöhen. Eine geschlossene Beurteilung der theoretischen Ansätze führt zu mehreren zentralen Erkenntnissen: Erstens ist der *Intermarket-Beziehung* zwischen Aktien und Renten und damit zwischen Aktienrenditen und der Zinsstrukturkurve ein erheblicher Informationsgehalt für die *ex ante*-Überrenditen und ihre Eigenschaft als Autoregressiver Moving Average-Prozeß (ARMA-Prozeß) beizumessen. Zweitens finden die beiden psychologisch bedingten Fundamentalfehler wie „underweighting of base rate information“ und „probability mismapping“ (Shefrin/Statman 1994) über die zeitvariablen stochastischen Diskontierungsfaktoren des Pricing Kernels ihren Niederschlag in der Zinsstrukturkurve und korrespondieren mit Phänomenen der Preferred Habitat-Theorie, so daß sich ein Diskriminierungsproblem ergibt. Drittens kristallisiert sich für konditionierte, zustandsabhängige TVER ein vierdimensionaler Inferenzraum heraus. Ein S-L-M-CAPM bezogener *Volatility Feedback-Effekt* repräsentiert neben dem asymmetrischen *Leverage-Effekt* rationale und unmittelbar Payoff-strukturbezogene Quellen von MR. TVER können aber auch über sich exzessiv verändernde Präferenzparameter induziert werden. Unter der Prospect Theory ist von einer

Schwankung in der relativen Risikoaversion auszugehen (*RRA-Effekt*). Drifts in den intertemporalen Präferenzen als Verstöße gegen die Zeitadditivität lassen sich als *IMRS-Effekt* bezeichnen.

- 3) Aus der Perspektive eines „perfekt“ global diversifizierenden US-Investors erfolgt eine empirische (Intermarket-)Analyse auf Mean Reversion und TVER in dem DJGI World in Verbindung mit einer nicht ausfallbedrohten sicheren US-Anlage (Zinsstrukturkurve über Treasury Bills, Treasury Notes und Treasury Bonds). Neben atheoretischen Verfahren Mean Reversion zu identifizieren, werden auch an den Inferenzraum angelehnte Gleichgewichtsmodelle getestet. Insbesondere auf der Basis der hier gewählten hohen Renditefrequenz (Tagesdaten) indizieren insbesondere nichtlineare Maße wie die R/S-Statistik und Variance Ratio-Statistik, die hier in Verbesserung gegenüber bisherigen Arbeiten kontinuierlich programmiert berechnet werden, ein deutlicheres MR-Muster (kurzfristig positive Autokorrelation bei langfristig negativer Autokorrelation) im DJGI World als etwa im DJGI Americas. Hingegen erscheint es schwieriger, aussagekräftige Spezifikationen vom Typus Autoregressiver Moving Average-Prozesse zu finden. Mean Reversion ist das Ergebnis komplexer zeitlicher Aggregationseffekte unter TVER vom kurzfristigen Bereich in den langfristigen Bereich. Die Mean Reversion im DJGI World, die als stilisiertes Faktum eines endogenen Stabilisierungsmechanismus interpretierbar ist, kann als Indiz für eine nicht vollständige Integration der Kapitalmärkte aufgefaßt werden oder Hinweise auf entsprechende Informationsineffizienz vor allem außerhalb des US-Marktes und in relativer Preisbewertung zu ihm bieten.
- 4) Theoriebezogene Multifaktormodelle decken partialanalytisch die Erklärungsanteile der Faktoren des Inferenzraumes auf. Aus dem „*Konzept konkurrierender Modelle*“ heraus können die Interdependenzen wesentlich transparenter dargestellt werden als in vergleichbaren Fallstudien und entsprechendes Fehlspezifikationspotential aufgezeigt (und umgangen) werden. Einerseits ist ein beachtlicher Teil der TVER (etwa knapp die Hälfte) durch die beiden rationalen Mechanismen erklärbar. Andererseits ist das ohne die Annahme einer Nichtnegativitätsbedingung geschätzte Ausmaß der TVER so groß, daß es nicht durch Schwankungen im Risiko alleine erklärt werden kann, sondern offenbar der Marktpreis des Risikos variiert. Das Ergebnis bestätigt auch auf dem hier gewählten Aggregationsniveau der DJGI World die Aussagen von Ferson/Harvey (1991b, 1993) und Li (1998a), die ebenfalls dem Preis des Risikos eine größere Erklärungskraft für TVER beimessen. Die von einigen Autoren (Nelson 1991, Glosten/Jagannathan/Runkle 1993, Li 1998b) im Gegensatz zur Theorie (Merton 1973, 1980) stehende nicht vorhandene oder gar negative Korrelation der konditionierten Varianz zur Überrendite kann hier nicht bestätigt

werden. Eine korrekte Spezifikation unter Hinzuziehung von heteroskedastischen Zinsstrukturvariablen ergibt einen signifikanten positiven, wenn auch nicht übermäßig starken theoriekonformen Zusammenhang, so daß das Marktrisiko unter bestimmten Spezifikationen von Heteroskedastizität (GARCH-M oder EGARCH) unmittelbar bewertungsrelevant in die TVER einfließt. Der durch den hier gewählten Inferenzraum erklärte Varianzanteil der rollierenden 3-Monatsüberrendite kann auf Tagesrenditebasis, Out-of Sample abgesichert durch ein Bootstrapping-Verfahren, auf knapp 50% angegeben werden und fällt in nur wenigen Situationen auf unter 30% ab.

- 5) Die auf Überlegungen eines C-CAPM beruhende Hypothese, daß die Zinsstrukturkurve wesentliche Informationen für TVER beinhaltet (Campbell 1985, Shefrin/Statman 1994) wird hochsignifikant - hier unter präziser Aufdeckung eines *asymmetrischen Zinsstruktureffektes* - bestätigt. Die Heteroskedastizität der Zinsstruktur inferiert mit der TVER des DJGI World derart, daß es zu einer Vorzeichenumkehr in den Koeffizienten der Zinsstrukturvariablen kommt. In der Realität folgt damit die Bewertung von Anleihen und Aktien nicht der postulierten Single Driver-Eigenschaft eines S-L-M-CAPM. Der Prozeß der TVER entspricht grob einem stationären ARMA-Prozeß und ist nichtlinear zeitlich segmentiert. Die Variation der TVER und des zugrundeliegenden Pricing Kernels wirkt sich auf den stochastischen Trend so stark aus, daß vordergründig der Eindruck entsteht, daß der DJGI World-Prozeß durch einen deterministischen Trend (mit Drift) geprägt wird (Knife Edge-Problem). Nicht nur das Ausmaß der Schwankung der zeitvarialen Überrenditen überrascht etwas, sondern vielmehr die Geschwindigkeit der Änderung und die geringe Persistenz der zinsstrukturgesteuerten Überrendite-Schocks. Daß über einen anschaulichen Epanechnikov-Kernel-Fit eine deutliche Evidenz für phasenweise negative ex ante-Überrenditen aufgebaut werden kann, stützt die *Über-/Unterreaktionshypothese der Behavioral Finance* genauso wie der Integrationsversuch des Prior Outcome/House Money-Effektes in das Modellierungsdesign. Unter insgesamt plausiblen Ergebnissen ist der hierüber erklärbare Varianzanteil relativ begrenzt, ohne daß er jedoch von den anderen Mechanismen absorbiert werden kann. Er bleibt eigenständig nachweisbar. Dieser vermutete behavioristische Einfluß kann somit auch auf höchstagggregiertem Niveau des DJGI World nachgewiesen werden.
- 6) Aufgrund der dominierenden Schwankung des Preises des Marktrisikos gegenüber dem Risiko selber ergibt sich das Potential für Timing-basierte Handelsstrategien zur Erzielung risikoadjustierter Überrenditen gegenüber einer passiven B&H-Benchmark. In einer Modifikation zu Merton (1981) kann gezeigt werden, daß eine nichtlineare Modifizierung des Profitabilitätskriteriums die Evidenz auf *Timing-Fähigkeit* erheblich erhöht. Die vor-

gefundene Timing-Fähigkeit auf DJGI World-Niveau ist so signifikant, daß eine Switching-Handelsstrategie auf der Basis einer adaptiven Schätzung der Modellparameter zur Strukturanpassung profitabel erscheint, zumal Phasen identifiziert werden können, in denen sehr niedrige oder gar negative ex ante-Überrenditen geschätzt werden, wenn auf das umstrittene Nichtnegativitätskriterium verzichtet wird.

- 7) Sofern bestimmte institutionelle Randbedingungen in der Investmentpraxis gegeben sind, bieten sich insbesondere *Global Macro Hedge Funds* als das adäquate Vehikel an, das aufgezeigte recht stabile Potential intertemporaler Arbitrage durch einen Einsatz indexnaher Instrumente zur konditionierten Steuerung des Portfolio-Leverage zu heben. Der inhärente, zum Teil durch Präferenzparameter getriebene Stabilisierungsmechanismus, der zu Mean Reversion auf internationalen Aktienmärkten unter einer *hohen strukturellen Stabilität* führt, wirft die Frage auf, warum der Home Bias immer noch so ausgeprägt ist und die bekannten *Vorteile einer perfekten internationalen Diversifikation* von breiten Kreisen privater und institutioneller Investoren ignoriert werden.
- 8) Der Sachverhalt, daß die Zinsstrukturkurve und die auftretende Heteroskedastizität die ex ante-Überrenditen konditioniert, leistet der Hypothese Rückhalt, daß unter einem unvollkommenen (in)finiten Regreß der Erwartungsbildung auf Kapitalmärkten und den nichtlinearen Wirkungsketten im Zweifel eine *transparente Verstetigungspolitik* die funktionellere Alternative unter den geldpolitischen Handlungsoptionen ist. Eine solche strategische Leitlinie in der Geldpolitik kann einen wesentlichen Beitrag zur Stabilisierung der Finanzmärkte und der Realzinsen liefern.
- 9) Es kann hier nur vermutet werden, daß die Ausbeutung der aufgezeigten, zunächst als Informationsineffizienz interpretierbaren Phänomene jenseits der Transaktionskostengrenze an einer Vielzahl von in der Investmentpraxis vorhandenen Limitationen intertemporaler Arbitrage scheitert und/oder das zugrunde liegende Effizienzkonzept ohne Berücksichtigung von *psychologischen Kosten* sowie eines präzisierten, auf die unteren stochastischen Momente basierten Risikobegriffs unzureichend ist. Hinsichtlich einer Erweiterung des Begriffes der Informationseffizienz um derartige Aspekte und die *Integration behavioristischer Elemente* in den bekannten Notationsrahmen kapitalmarkttheoretischer Gleichgewichtsmodelle wird noch ein erheblicher Forschungsbedarf für die Zukunft gesehen. Die Modellierung von TVER bietet einen *operablen Ansatz*.

Anhang

Ursache: suboptimale Anreizstrukturen einer transaktionskostengetriebenen Investmentbranche	Folge: kein intertemporal nutzenmaximierendes Verhalten nach den gegenwärtigen und erwarteten Marktwerten	Beispiel:
Stilisiertes Faktum	Modellierungsansatz	Bezug zur MR-Debatte
Window Dressing	Agency Theory	Kalendarische Zyklik in den Risikoprämiern
Ursache: Probability Mismapping und Underweighting of Base Rate Information		
Folge: Bildung von Repräsentativitätsheuristiken (Patterns in Random Sequences) und Konservativismus		
Beispiele:		
Stilisiertes Faktum	Modellierungsansatz	Bezug zur MR-Debatte
Loss Aversion	Cumulative Prospect Theory	
Endowment Effect/		
Prior Outcome Effect	Regret Theory	kreuzsektionale Segmentierung der Risikoprämiern (zeitvariable β_i -Faktoren)
Herding	Representativeness Heuristic	
Short Termism	Saliency Heuristic	Zeitvariation im Marktpreis des Risikos
Overreaction	Overconfidence Heuristic	
Underreaction	Anchoring Heuristic	
Quelle: eigene Darstellung in Anlehnung an Kahneman/Riepe (1998)		

Abb. 4.3-1A: Verhaltensanomalien der Behavioral Finance mit Beschreibungsmodellen

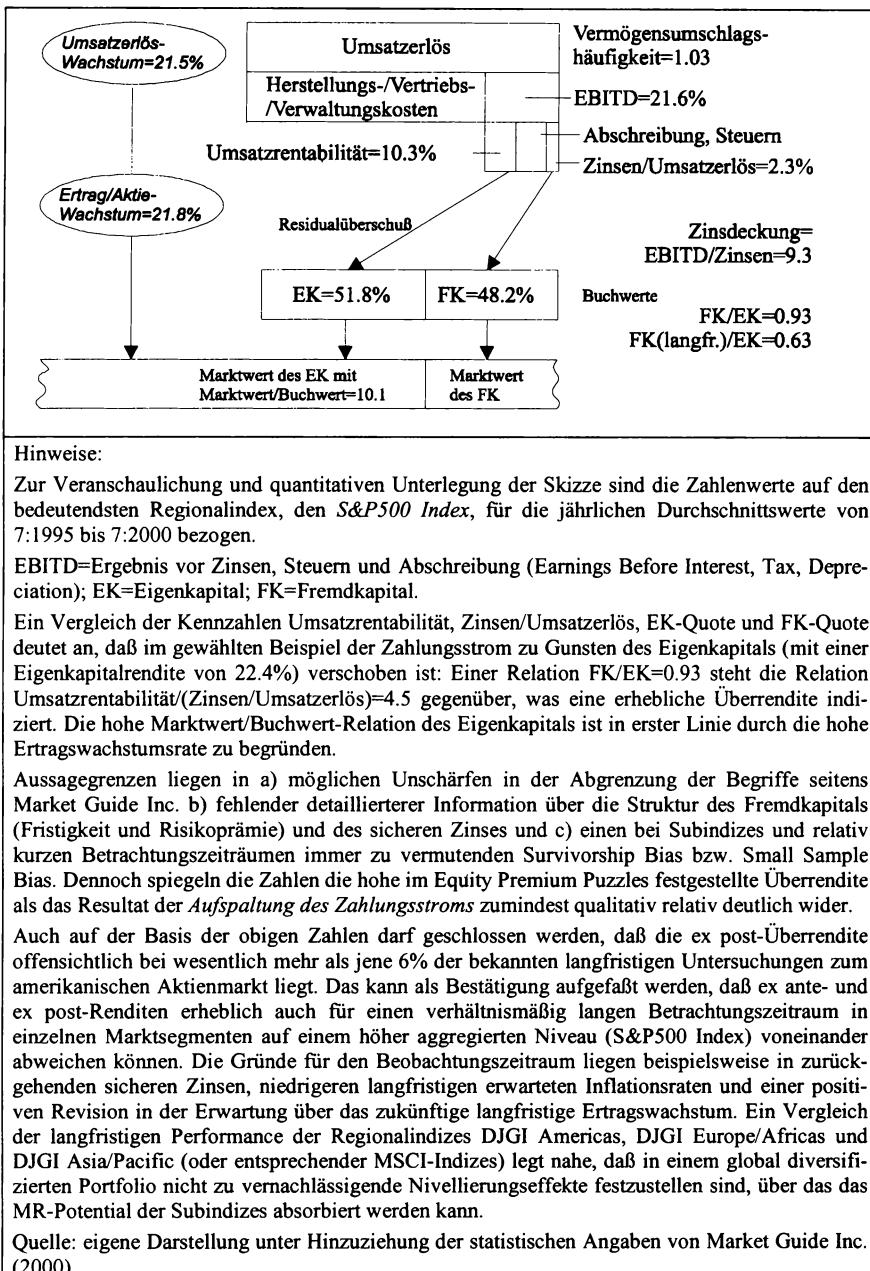


Abb. 4.4-2A: Generierung der Überrendite aus Sicht der betrieblichen Finanzwirtschaft/Unternehmensrechnung

Tab. 6.1-1A
Spektrum der Anlagen höchster Bonität (AAA) in den USA

TABLE OF TREASURY SECURITIES						
SECURITY	CUSIP ROOT	AUCTION FREQUENCY	ISSUE/ SETTLEMENT DAY	NET LONG POSITION REPORTING LIMIT	ELIGIBLE FOR STRIPS	STANDARD SECURITY DESCRIPTION FORMAT
Bills	912795	Vary	Vary	\$1 Billion	No	BILL MM/DD/YY
CMBs		Weekly (usually Mondays)	Thursday	\$1 Billion	No	
13-Week		Weekly (usually Mondays)	Thursday	\$1 Billion	No	
26-Week		Every 13 weeks	Thursday	\$1 Billion	No	
52-Week						
Notes	912827	Every Month	End of month	\$2 Billion	Yes	II/I NOTE AA YY or II/I NOTE A YY
2-Year		Last auctioned 5/12/98	N/A	N/A	Yes	
3-Year		Feb., May, Aug., Nov.	15th of month	\$2 Billion	Yes	
5-Year		Feb., May, Aug., Nov.	15th of month	\$2 Billion	Yes	
10-Year						NN N/N TRIN AAYY or NN N/N TRIN AYY
Inflation-Indexed		Last auctioned 7/9/97	N/A	N/A	Yes	
5-Year		Jan., July	15th of month	\$2 Billion	Yes	
10-Year						
Bonds	912810					II/I BOND YY/MM or II/I BOND CC-YY or II/I BOND YY
20-Year		Last auctioned 1/8/86	N/A	N/A	No*	
30-Year		Feb., Aug.	15th of month	\$2 Billion	Yes#	
Inflation-Indexed						NN TRIB YY
30-Year		Oct.	15th of month	\$2 Billion	Yes	
STRIPS						
Noncallable Corpus	912803	N/A	N/A	N/A	N/A	II/I TPRN A YY or II/I TPRN YY
	912820	N/A	N/A	N/A	N/A	
Callable Corpus (bond)	912800	N/A	N/A	N/A	N/A	II/I TCAL C-YY
Interest Payment	912833	N/A	N/A	N/A	N/A	TINT MM/DD/YY
Bearer Corpora Conversions (BECCS)						
Tradable Noncallable Corpus	912803	N/A	N/A	N/A	N/A	XXX/X BPRN
Tradable Callable Corpus	912800	N/A	N/A	N/A	N/A	XXX/X BCAL XXX-XX
Nontradable Callable Corpus	912803	N/A	N/A	N/A	N/A	XX X/X NTCP XXX-XX
Nontradable Callable Coupon	912815	N/A	N/A	N/A	N/A	NTCC XXX XXX/XXX/XX
Coupons under Book-Entry (CUBB)	912815	N/A	N/A	N/A	N/A	CUBE MM/DD/YY
All securities (Bills, Notes, & Bonds) use the Single Price Auction method in determining the price for securities.						
All securities (Bills, Notes, & Bonds) require minimum bids of \$1,000 in increments of \$1,000.						
All securities (Bills, Notes, & Bonds) are auctioned using 3 decimal place bidding for competitive bids, except CMBs, which use 2 decimal place bidding.						
If the normal Auction, Issue, or Maturity Day falls on a holiday or weekend, the securities will be auctioned, issued, or settled on the following business day.						
* 20-Year bonds issued after 10/30/84 are eligible for the STRIPS program.						
# 30-Year bonds issued before 11/15/84 are not eligible for the STRIPS program.						
Quelle: Bureau of the Public Dept (2000)						

Tab. 6.7-10A:
Benötigte Anzahl korrekter Vorhersagen auf $r_m - r_f \leq 0$ im Henriksson/Merton (1981)-Test

		n ₁ *(x^{oben}) bzw. n ₁ ***(x^{oben}) für die Signifikanzniveaus c*=0,1 und c***=0,01											
N ₁ +N ₂		1017	1000	1000	1000	250	250	250	250	250	250	250	250
N ₁ ; N ₂		306; 711	200; 800	400; 600	500; 500	50; 200	75; 175	100; 150	100; 150	100; 150	100; 150	125; 125	125; 125
c*, c***	n	0,1	0,01	0,1	0,01	0,1	0,01	0,1	0,01	0,1	0,01	0,1	0,01
25		11	14	8	10	14	16	17	19	8	10	11	13
50		20	23	15	18	26	29	31	34	14	17	20	23
100		37	42	26	30	48	52	58	62	25	28	36	39
200		70	75	48	53	90	96	110	116	44	46	66	68
400		132	139	90	96	172	180	213	220	entfällt	entfällt	entfällt	entfällt

Hinweise:

n₁=Anzahl korrekter Vorhersagen mit $r_m \leq r_f$, n₂=Anzahl der Vorhersagen, daß $r_m \leq r_f$,

N₁=Anzahl der Beobachtungen mit $r_m \leq r_f$, N₂=Anzahl der Beobachtungen, mit $r_m > r_f$

N=N₁+N₂=Gesamtanzahl der Beobachtungen;

Aufgrund der diskreten hypergeometrischen Verteilung differieren die Ergebnisse für x^{oben} und x_{unten} als Lösungsgrenzen der Summe über die Binomialkoeffizienten. Es erfolgt eine Beschränkung auf x^{oben} , da in allen Fällen $n_1(x^{\text{oben}}) > n_1(x_{\text{unten}})$ gilt und man daher auf der sichereren Seite liegt.

c*, c***: Konfidenzniveaus

Quelle: eigene Berechnungen

Literaturverzeichnis

- Abel, Andrew B.* (1999): Risk Premia and Term Premia in General Equilibrium, in: *Journal of Monetary Economics*, Vol. 43, No. 1, S. 3-33.
- Ackermann, Carl / McEnally, Richard / Ravenscraft, David* (1999): The Performance of Hedge Funds: Risk, Return, and Incentives, in: *Journal of Finance*, Vol. 54, No. 3, S. 833-874.
- Adler, Michael / Dumas, Bernard* (1983): International Portfolio Selection and Corporate Finance: A Survey, in: *Journal of Finance*, Vol. 38, No. 3, S. 925-984.
- Ammer, John* (1996): Macroeconomic State Variables as Determinants of Asset Prices, in: *International Finance Discussion Papers*, Vol. 553.
- Anderson, Torben G. / Bollerslev, Tim* (1997): Intraday periodicity and volatility persistence in financial markets, in: *Journal of Empirical Finance*, Vol. 4, No. 2-3, S. 115-158.
- Ang, Andrew / Bekaert, Geert* (1998): Regime Switches in Interest Rates, in: *NBER Working Paper Series*, No. 6508.
- (1999): International Asset Allocation with Time-Varying Correlations, in: *NBER Working Paper Series*, No. 7056.
- Aparicio, Felipe M. / Escribano, Alvano* (1998): Information-Theoretic Analysis of Serial Dependence and Cointegration, in: *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, Vol. 3, No. 3, S. 119-140.
- Arrow, Kenneth J.* (1964): The Role of Securities in the Optimal Allocation of Risk Bearing, in: *Review of Economic Studies*, Vol. 31, No. 1, S. 91-96.
- (1982): Risk Perception in Psychology and Economics, in: *Economic Inquiry*, Vol. 20, No. 1, S. 1-9.
- Ball, Raymond* (1990): „What Do We Know About Market Efficiency?“, in: *Working Paper*, School of Banking and Finance, University of New South Wales, No. 31.
- Ball, Raymond / Kothari, S. P.* (1989): Nonstationary Expected Returns: Implications for Tests of Market Efficiency and Serial Correlation in Returns, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 25, S. 51-74.
- Ball, Raymond / Kothari, S. P. / Shanken, Jay* (1995): Problems in Measuring Portfolio Performance: an Application to Contrarian Investment Strategies, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 38, S. 79-107.
- Balvers, Ronald J. / Cosimano, Thomas F. / McDonald, Bill* (1990): Predicting Stock Returns in an Efficient Market, in: *Journal of Finance*, Vol. 45, No. 4, S. 1109-1128.

- Balvers, Ronald J. / Wu, Yangru / Gilliland, Erik* (2000): Mean Reversion across National Stock Markets and Parametric Contrarian Investment Strategies, in: *Journal of Finance*, Vol. 55, No. 2, S. 745-772.
- Banerjee, Anindya / Galbraith, J. W. / Dolado, Juan / Hendry, David F.* (1993): Cointegration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data (Advanced Texts in Econometrics), 3. Ed., Oxford: Oxford University Press.
- Banerjee, Anindya / Hendry, David F.* (1992): Testing Integration and Cointegration: An Overview, in: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54, No. 3, S. 225-255.
- Barber, Brad M. / Odean, Terrance* (2000): Trading is Hazardous to Your Wealth: The Common Stock Investment Performance of Individual Investors, in: *Journal of Finance*, Vol. 55, No. 2, S. 773-806.
- Barberis, Nicholas* (2000): Investing for the Long Run when Returns Are Predictable, Vol. 55, No. 1, S. 225-264.
- Barberis, Nicholas / Huang, Ming / Santos, Tano* (1999): Prospect Theory and Asset Prices, in: *NBER Working Paper Series*, Nr. 7220.
- Barberis, Nikolas / Shleifer, Andrei / Vishny, Robert* (1998): A Model of Investor Sentiment, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 49, S. 307-343.
- Basu, Parantap* (1993): Mean Reversion in GNP and Stock Prices: An Adjustment Cost Hypothesis, in: *Kyklos*, Vol. 46, No. 1, S. 87-104.
- Basu, Parantap / Vinod, Hrishikesh D.* (1994): Mean Reversion in Stock Prices: Implications From a Production Based Asset Pricing Model, in: *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 96, No. 1, S. 51-65.
- Bawa, Vijay S. / Lindberg, Eric B.* (1977): Capital Market Equilibrium in a Mean-Lower Partial Moment Framework, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 5, S. 189-200.
- Beaver, William H.* (1981): Market Efficiency, in: *Accounting Review*, Vol. 56, No. 1, S. 23-37.
- Becker, Gary* (1976): The Economic Approach to Human Behavior, Chicago: Chicago University Press.
- Bekaert, Geert / Harvey, Campbell R.* (1995): Time-Varying World Market Integration, in: *Journal of Finance*, Vol. 50, No. 2, S. 403-444.
- Bekdache, Basma* (1999): The Time-Varying Behaviour of Real Interest Rates: A Re-Evaluation of the Recent Evidence, in: *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 14, No. 2, S. 171-190.
- Benartzi, Shlomo / Thaler, Richard H.* (1995): Myopic Loss Aversion and the Equity Premium Puzzle, in: *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, No. 1, S. 73-92.
- Bernanke, Ben S. / Gertler, Mark* (1989): Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations, in: *American Economic Review*, Vol. 79, No. 1, S. 14-31.
- (1995): Inside the Black Box, The Credit Channel of Monetary Policy Transmission, in: *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, No. 4, S. 27-48.
- Bessembinder, Hendrik / Chan, Kalok* (1992): Time-Varying Risk Premia and Forecastable Returns in Futures Markets, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 32, S. 169-193.

- Black*, Fischer (1972): Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing, in: *Journal of Business*, Vol. 45, No. 1, S. 444-455.
- (1976): Studies of Stock Price Volatility Changes, in: *Proceedings of the 1976 Meeting of the Business and Economics Statistics Section, American Statistical Association*, S. 177-181.
 - (1990): Mean Reversion and Consumption Smoothing, in: *Review of Financial Studies*, Vol. 3, No. 1, S. 107-114.
- Bollerslev*, Tim (1986): Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, in: *Journal of Econometrics*, Vol. 31, No. 3, S. 307-327.
- Bollerslev*, Tim / *Engle*, Robert F. / *Nelson*, Daniel B. (1994): ARCH Models, in: Robert F. Engle und Daniel L. McFadden (Hrsg.), *Handbook of Econometrics*, Vol. 4, Amsterdam et al.: Elsevier, S. 2959-3038.
- Bollerslev*, Tim / *Hodrick*, Robert J. (1992): Financial Market Efficiency Tests, in: *Working Paper Series, National Bureau of Economic Research*, No. 4108.
- Bollerslev*, Tim / *Mikkelsen*, Hans Ole (1999): Long-Term Equity Anticipation Securities and Stock Market Volatility Dynamics, in: *Journal of Econometrics*, Vol. 92, No. 1, S. 75-99.
- Bonomo*, Marco Antonio / *Garcia*, Rene (1994): Can a Well-Fitted Equilibrium Asset-Pricing Model Produce Mean Reversion?, in: *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 9, No. 1, S. 19-29.
- Boudoukh*, Jacob, / *Richardson*, Matthew / *Smith*, Tom (1993): Is the *Ex Ante* Risk Premium Always Positive? A New Approach to Testing Conditional Asset Pricing Models, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 34, S. 387-408.
- Box*, George E.P. / *Jenkins*, Gwilym M. (1969): *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, Oakland: Holden-Day.
- Breeden*, Douglas T. (1979): An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 7, S. 265-296.
- Bromann*, Oliver / *Schiereck*, Dirk / *Weber*, Martin (1997): Reichtum durch (anti-)zyklische Handelsstrategien am deutschen Aktienmarkt?, in: *Schmalenbachs Zeitschrift für Betriebswirtschaftliche Forschung*, Vol. 49, Nr. 7/8, S. 603-616.
- Brown*, Keith C. / *Harlow*, W. V. / *Tinic*, Seha M. (1988): Risk Aversion, Uncertain Information, and Market Efficiency, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 22, S. 355-385.
- Brown*, Roger H. / *Schaefer*, Stephen M. (1994): The Term Structure of Real Interest Rates and the Cox, Ingersoll, and Ross Model, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 35, S. 3-42.
- Bureau of the Public Dept (2000): US-Government, <http://www.publicdebt.treas.gov/of/ofsectable.htm>, 17.4.2000.
- Campbell*, John Y. (1985): Asset Duration and Time-Varying Risk Premia, Ann Arbor: Univ. Microfilms Internat. (zugl. Diss. Yale Univ. 1984).
- (1993): Intertemporal Asset Pricing without Consumption Data, in: *American Economic Review*, Vol. 83, No. 3, S. 487-512.

- (1996): Understanding Risk and Return, in: *Journal of Political Economy*, Vol. 104, No. 2, S. 298-345.
- Campbell, John Y. / Cochrane, John H.* (1999): By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior, in: *Journal of Political Economy*, Vol. 107, No. 2, S. 205-251.
- Campbell, John Y. / Hamao, Yasushi* (1992): Predictable Stock Returns in the United States and Japan: a Study of Long-Term Capital Market Integration, in: *Journal of Finance*, Vol. 47, No. 1, S. 43-69.
- Campbell, John Y. / Lo, Andrew W. / MacKinlay, Archie Craig* (1997): *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton: Princeton University Press.
- Campbell, John Y. / Shiller, Robert J.* (1988): Stock Prices, Earnings, and Expected Dividends, in: *Journal of Finance*, Vol. 43, No. 3, S. 661-676.
- Canova, Fabio / Marrinan, Jane E.* (1995): Predicting Excess Returns in Financial Markets, in: *European Economic Review*, Vol. 39, No. 1, S. 35-69.
- Caporale, Guglielmo M. / Pittis, Nikitas* (1996): Cointegration and Joint Market Efficiency, in: *Discussion Paper, Centre for Economic Forecasting, London Business School*, No. 6-96.
- (1998): Cointegration and Predictability of Asset Prices, in: *Discussion Paper, Centre for Economic Forecasting, London Business School*, No. 8-98.
- Cecchetti, Stephen G. / Lam, Pok-Sang / Mark, Nelson Chung* (1990): Mean Reversion in Equilibrium Asset Prices, in: *American Economic Review*, Vol. 80, No. 3, S. 398-418.
- Chan, Louis K. C. / Karceski, Jason / Lakonishok, Josef* (1998): The Risk and Return from Factors, in: *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 33, No. 2, S. 159-188.
- Chan, Louis K. C. / Karolyi, G. Andrew / Stulz, René* (1992): Global Financial Markets and the Risk Premium on U.S. Equity, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 32, S. 137-168.
- Chapman, David A.* (1998): Habit Formation and Aggregate Consumption, in: *Econometrica*, Vol. 66, No. 5, S. 1223-1230.
- Chen, Carl R. / Sauer, David A.* (1997): Mean Reversion in Asset Returns with Varying Debt and Equity Components: Evidence and Implications from Preferred Stock, in: *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 37, No. 3, S. 683-696.
- Chevalier, Judith / Ellison, Glenn* (1999): Are Some Mutual Fund Managers Better Than Others? Cross-Sectional Patterns in Behavior and Performance, in: *Journal of Finance*, Vol. 54, No. 3, S. 875-899.
- Chiang, Raymond / Liu, Peter C. / Okunev, John* (1995): Modelling Mean Reversion of Asset Prices Towards their Fundamental Value, in: *Journal of Banking and Finance*, Vol. 19, No. 8, S. 1327-1340.
- Cho, D. Chinhung / Pak, Simon J.* (1991): Multifactor Pricing Model With Macroeconomic Variables, in: *Advances in Investment Analysis and Portfolio Management*, Vol. 1, S. 25-47.

- Chopra, Navin / Lakonishok, Josef / Ritter, Jay R.* (1992): Measuring Abnormal Performance: Do Stocks Overreact?, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 31, S. 235-268.
- Chou, Ray / Engle, Robert F. / Kane, Alex* (1991): Measuring Risk Aversion from Excess Returns On a Stock Index, in: *NBER Working Paper Series*, No. 3643.
- Christie, Andrew A.* (1982): The Stochastic Behavior of Common Stock Variance: Value, Leverage and Interest Rate Effects, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 10, S. 407-432.
- Clare, Andrew D. / Priestley, Richard / Thomas, Stephen H.* (1997): Stock Return Predictability or Mismeasured Risk?, in: *Applied Financial Economics*, Vol. 7, No. 6, S. 679-687.
- Cochrane, John H.* (1988): How big is the Random Walk in GNP?, in: *Journal of Political Economy*, Vol. 96, No. 5, S. 893-920.
- (1991): Production Based Asset Pricing and the Link between Stock Returns and Economic Fluctuations, in: *Journal of Finance*, Vol. 46, No. 1, S. 209-237.
- (1997): Where is the Market Going? Uncertain Facts and Novel Theories, in: *Economic Perspectives*, Vol. 21, No. 6, S. 3-37.
- Cochrane, Steven J. / DeFina, Robert H.* (1994): International Evidence on Mean Reversion in Stock Prices, in: *Quarterly Journal of Business and Economics*, Vol. 33, No. 2, S. 79-85.
- Conrad, Jennifer S.* (1995): Rezension von Robert A. Haugen (1995), *The New Finance: The Case Against Efficient Markets*, Englewood Cliffs: Prentice Hall, in: *Journal of Finance*, Vol. 50, No. 4, S. 1348-1352.
- Conrad, Jennifer S. / Kaul, Gautam* (1988): Time Variation in Expected Returns, in: *Journal of Business*, Vol. 61, No. 4, S. 409-426.
- (1989): Mean Reversion in Short-Horizon Expected Returns, in: *Review of Financial Studies*, Vol. 2, No. 2, S. 225-240.
- Constantinides, George M.* (1990): Habit Formation: A Resolution of the Equity Premium Puzzle, in: *Journal of Political Economy*, Vol. 98, No. 3, S. 519-543.
- Cooley, Thomas F. / LeRoy, Stephen F.* (1985): Athetheoretical Macroeconometrics: A Critique, in: *Journal of Monetary Economics*, Vol. 16, No. 3, S. 283-308.
- Copeland, Thomas E. / Mayers, David* (1982): The Value Line Enigma (1965-1978): A Case Study of Performance Evaluation Issues, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 10, S. 289-321.
- Cornell, Bradford* (1999): The Equity Risk Premium: The Long-Run Future of the Stock Market, New York: John Wiley & Sons.
- Coval, Joshua D. / Moskowitz, Tobias J.* (1999): Home Bias at Home: Local Equity Preference in Domestic Portfolios, in: *Journal of Finance*, Vol. 54, No. 6, S. 2045-2073.
- Cox, John C. / Ingersoll, Jonathan E. Jr. / Ross, Stephen A.* (1985a): An Intertemporal General Equilibrium Model of Asset Prices, in: *Econometrica*, Vol. 53, No. 2, S. 363-384.

- (1985b): A Theory of the Term Structure of Interest Rates, in: *Econometrica*, Vol. 53, No. 2, S. 385-408.
- Crack, Timothy Falcon / Ledoit, Olivier* (1996): Robust Structure Without Predictability: The 'Compass Rose' Pattern of the Stock Market, in: *Journal of Finance*, Vol. 51, No. 2, S. 751-762.
- Crowder, William J.* (1994): Foreign Exchange Market Efficiency and Common Stochastic Trends, in: *Journal of International Money and Finance*, Vol. 13, No. 5, S. 551-564.
- (1996): A Note on Cointegration and International Capital Market Efficiency, in: *Journal of International Money and Finance*, Vol. 15, No. 4, S. 661-664.
- Cumby, Robert E. / Figlewski, Stephen / Hasbrouck, Joel* (1991): International Asset Allocation with Time Varying Risk: An Analysis and Implementation, in: *Working Paper Series*, Salomon Brothers Center for the Study of Financial Institutions, No. 91-22.
- Cumby, Robert E. / Modest, David M.* (1987): Testing for Market Timing Ability - A Framework for Forecast Evaluation, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 19, S. 169-189.
- Daniel, Kent / Hirshleifer, David / Subrahmanyam, Avanidhar* (1998): Investor Psychology and Security Market Under- and Overreactions, in: *Journal of Finance*, Vol. 53, No. 6, S. 1839-1885.
- Daniel, Kent / Titman, Sheridan* (1997): Evidence on the Characteristics of Cross Sectoral Variation in Stock Returns, in: *Journal of Finance*, Vol. 52, No. 1, S. 1-33.
- (2000): Market Efficiency in an Irrational World, in: *NBER Working Paper Series*, No. 7489.
- De Bondt, Werner F. M.* (1992): A Mean Reverting Walk Down Wall Street, in: Richard H. Thaler (Hrsg.), *The Winner's Curse: Paradoxes and Anomalies of Economic Life*, New York: Free Press, S. 151-167.
- (1993): Betting on Trends: Intuitive Forecasts of Financial Risk and Return, in: *International Journal of Forecasting*, Vol. 9, No. 3, S. 355-371.
- De Bondt, Werner F. M. / Thaler, Richard H.* (1985): Does the Stock Market Overreact?, in: *Journal of Finance*, Vol. 40, No. 3, S. 793-805.
- (1987): Further Evidence on Investor Overreaction and Stock Market Seasonality, in: *Journal of Finance*, Vol. 42, No. 3, S. 557-581.
- Debreu, Gérard* (1959): *Theory of Value*, New York: John Wiley.
- Dickey, David A. / Fuller, Wayne A.* (1979): Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, in: *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, No. 366, S. 427-431.
- Dow Jones Global Indexes (2000a): Dow Jones Global Indexes User Guide, <http://www.dowjones.com/indexes/Htmls01/methodf.html>, 6.4.2000.
- (2000b): Quartely Review, Januar-March, No. 1, Princeton (New Jersey), http://www.dowjones.com/indexes/Htmls01/Data_Q499.pdf, 6.4.2000.
- (2000c): Dow Jones Indexes FTP Site 208.198.167.40, 6.4.2000.

- Drees, Burkhard / Eckwert, Bernhard* (1990a): A Simple Resolution of the Excess Volatility Puzzle, in: Discussion Paper, Sonderforschungsbereich 303 'Information und die Koordination wirtschaftlicher Aktivitäten', Rheinische Friedrich-Wilhelms-Universität, Bonn, Projektbereich, Nr. A-318.
- (1990b): Is the Price of a Riskier Asset More Volatile? in: Discussion Paper, Sonderforschungsbereich 303 'Information und die Koordination wirtschaftlicher Aktivitäten', Rheinische Friedrich-Wilhelms-Universität, Bonn, A- 320.
 - (1990c): The Price Volatility of Bubbly and Non-bubbly Assets When Agents Have Non-Time-Separable-Preferences, in: Discussion Paper, Sonderforschungsbereich 303 'Information und die Koordination wirtschaftlicher Aktivitäten', Rheinische Friedrich-Wilhelms-Universität, Bonn, A-319.
 - (1995): The Composition of Stock Price Indices and the Excess Volatility Puzzle, in: International Review of Economics & Finance, Vol. 4, No. 1, S. 29-36.
 - (1997): Asset Pricing with Cognitive Dissonance, in: Working Paper, IMF.
- Duecker, Michael J.* (1997): Strengthening the Case for the Yield Curve as a Predictor of U.S. Recessions, in: Federal Reserve Bank of St. Louis Review, Vol. 79, No. 2, S. 41-51.
- Dwyer, Gerald P. / Wallace, Myles S.* (1992): Cointegration and Market Efficiency, in: Journal of International Money and Finance, Vol.11, No. 4, S. 318-327.
- Eckwert, Bernhard* (1996): Equilibrium Term Structure Relations of Risky Assets in Incomplete Markets, in: Quarterly Review of Economics and Finance, Vol. 36, No. 3, S. 327-346.
- Efron, Bradley* (1979): Bootstrap Methods: Another Look at the Jackknife, in: Annals of Statistics, Vol. 7, No. 1, S. 1-26.
- Eichengreen, Barry / Mathieson, Donald* (1998): Hedge Funds and Financial Market Dynamics, in: Occasional Paper, IMF, No. 166.
- Einstein, Albert* (1905): Über die von der molekularkinetischen Theorie der Wärme geforderten Bewegung von in ruhenden Flüssigkeiten suspendierten Teilchen, in: Annalen der Physik, Band 17, Folge 4, S. 549-560.
- (1906): Zur Theorie der Brown'schen Bewegung, in: Annalen der Physik, Band 19, Folge 4, S. 371-381.
- Elton, Edwin J. / Gruber, Martin J.* (1995): Modern Portfolio Theory and Investment Analysis, 5. Ed., New York et al.: Wiley.
- Elton, Edwin J. / Gruber, Martin J. / Blake, Christopher R.* (1995): Fundamental Economic Variables, Expected Returns, and Bond Fund Performance, in: Journal of Finance, Vol. 50, No. 4, S. 1229-1256.
- Engel, Charles M.* (1996): A Note on Cointegration and International Capital Market Efficiency, in: Journal of International Money and Finance, Vol. 15, No. 4, S. 657-660.
- Engel, Charles M. / Morris, Charles S.* (1991): Challenges to Stock Market Efficiency: Evidence from Mean Reversion Studies, in: Economic Review, Federal Reserve Bank of Kansas City, Vol. 76, No. 5, S. 21-35.
- Engle, Robert F.* (1982): Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation, in: Econometrica, Vol. 50, No. 4, S. 987-1008.

- Engle, Robert F. / Granger, C. W. J.* (1987): Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, in: *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, S. 251-275.
- Engle, Robert F. / Lilien, David M. / Robins, Russell P.* (1987): Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: the ARCH-M Model, in: *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, S. 391-407.
- Engle, Robert F. / Ng, Victor K.* (1993): Measuring and Testing the Impact of News on Volatility, in: *Journal of Finance*, Vol. 48, No. 5, S. 1749-1778.
- Epstein, Larry G. / Zin, Stanley E.* (1989): Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: A Theoretical Framework, in: *Econometrica*, Vol. 57, No. 4, S. 937-969.
- (1991): Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: An Empirical Analysis, in: *Journal of Political Economy*, Vol. 99, No. 2, S. 263-286.
- Estrella, Arturo / Mishkin, Frederic S.* (1997): The Predictive Power of the Term Structure of Interest Rates in Europe and the United States: Implications for the European Central Bank, in: *European Economic Review*, Vol. 41, No. 7, S. 1375-1401.
- Evans, Martin Dylan D.* (1994): Expected Returns, Time-Varying Risk, and Risk Premia, in: *Journal of Finance*, Vol. 49, No. 2, S. 655-679.
- Evans, Martin Dylan D. / Lewis, Karen K.* (1993): Trends in Excess Returns in Currency and Bond Markets, in: *European Economic Review*, Vol. 37, No. 5, S. 1006-1019.
- Fama, Eugene F.* (1965): Random Walks in Stock Market Prices, in: *Financial Analysts Journal*, Vol. 21, No. 5, S. 55-59.
- (1970): Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work, in: *Journal of Finance*, Vol. 25, No. 2, S. 383-417.
- (1991): Efficient Capital Markets: II, in: *Journal of Finance*, Vol. 46, No. 5, S. 1575-1617.
- (1998): Market Efficiency, Long-Term Returns, and Behavioral Finance, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 49, S. 283-306.
- Fama, Eugene F. / French, Kenneth R.* (1988): Permanent and Temporary Components of Stock Return, in: *Journal of Political Economy*, Vol. 96, No. 2, S. 246-273.
- (1989): Business Conditions and the Expected Returns on Bonds and Stocks, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 40, S. 383-400.
- (1992): The Cross-Section of Expected Stock Returns, in: *Journal of Finance*, Vol. 47, No. 2, S. 427-466.
- (1993): Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 33, S. 3-56.
- (1996a): Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies, in: *Journal of Finance*, Vol. 51, No. 1, S. 55-84.
- (1996b): The CAPM is Wanted, Dead or Alive, in: *Journal of Finance*, Vol. 51, No. 5, S. 1947-1958.
- (1998): Value versus Growth: The International Evidence, in: *Journal of Finance*, Vol. 53, No. 6, S. 1975-1999.

- Fama, Eugene F. / MacBeth, J.* (1973): Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests, in: *Journal of Political Economy*, Vol. 81, No. 3, S. 607-636.
- Federal Reserve Bank of St. Louis* (2000): <http://www.federalreserve.gov/releases/H15/data.htm>, 5.5.2000.
- Ferson, Wayne E. / Harvey, Campbell R.* (1991a): Sources of Predictability in Portfolio Returns, in: *Financial Analysts Journal*, Vol. 47, No. 3, S. 49-56.
- (1991b): The Variation of Economic Risk Premiums, in: *Journal of Political Economy*, Vol. 99, No. 2, S. 385-415.
- (1993): The Risk and Predictability of International Equity Returns, in: *Review of Financial Studies*, Vol. 6, No. 3, S. 527-566.
- (1994): Sources of Risk and Expected Returns in Global Equity Markets, in: *Journal of Banking & Finance*, Vol. 18, No. 4, S. 775-803.
- Fiegenbaum, Avshalom* (1990): Prospect Theory and the Risk-Return Association: An Empirical Examination in 85 Industries, in: *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol. 14, No. 2, S. 187-203.
- Filc, Wolfgang* (1997): Das Ende der Effizienzträume, in: Erhard Kantzenbach, Bruno Molitor und Otto G. Mayer (Hrsg), *Hamburger Jahrbuch für Wirtschafts- und Gesellschaftspolitik*, 212. Jg., Tübingen: J. C. B. Mohr, S. 7-28.
- Flannery, Mark Jeffrey / Hameed, Allaudeen S. / Harjes, Richard H.* (1997): Asset Pricing, Time-Varying Risk Premia and Interest Rate Risk, in: *Journal of Banking and Finance*, Vol. 21, No. 3, S. 315-335.
- Folkerts-Landau, David / Ito, Takatoshi* (1995): Increasing Importance of Institutional Investors, in: IMF, *World Economic and Financial Surveys, International Capital Markets - Developments, Prospectus, and Policy Issues*, S. 165-174.
- Forbes, William P.* (1996): Picking Winners?: A Survey of the Mean Reversion and Overreaction of Stock Prices Literature, in: *Journal of Economic Surveys*, Vol. 10, No. 2, S. 123-158.
- Frankel, Jeffrey A.* (1992): Measuring International Capital Mobility: A Review, in: *American Economic Review (Papers and Proceedings)*, Vol. 82, No. 2, S. 197-202.
- French, Kenneth R. / Poterba, James M.* (1991): Investor Diversification and International Equity Markets, in: *American Economic Review (Papers & Proceedings)*, Vol. 84, No. 2, S. 222-226.
- French, Kenneth R. / Schwert, G. William / Stambaugh, Robert F.* (1987): Expected Stock Returns and Volatility, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 19, S. 3-29.
- Fuller, Russell J.* (1998): Behavioral Finance and the Sources of Alpha, in: *Journal of Pension Plan Investing*, Vol. 2, No. 3.
- Gallagher, Liam A. / Sarno, Lucio / Taylor, Mark P.* (1997): Estimating the Mean-Reverting Component in Stock Prices: A Cross-Country Comparison, in: *Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 44, No. 5, S. 566-582.
- Gangopadhyay, Partha / Reinganum, Marc R.* (1996): Interpreting Mean Reversion in Stock Returns, in: *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 36, No. 3, S. 377-394.

- Gauci, Bernhard / Baumgartner, Thomas* (1993): Old Information and Market Efficiency, in: *Economics Letters*, Vol. 43, Nr. 1, S. 95-101.
- Gençay, Ramazan / Stengos, Thanasis* (1996): Technical Trading Rules and the Size of the Risk Premium in Security Returns, in: *Discussion Paper Series*, University of Guelph, Ontario, Department of Economics, Nr. 11.
- Gertler, Mark / Gilchrist, Simon* (1994): Monetary Policy, Business Cycles, and the Behavior of Small Manufacturing Firms, in: *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, No. 2, S. 309-340.
- (1996): The Role of Credit Market Imperfections in the Monetary Transmission Mechanism: Arguments and Evidence, in: Mario I. Blejer, Zvi Eckstein, Zvi Hercowitz und Leonardo Leiderman (Hrsg.), *Financial Factors in Economic Stabilization and Growth*, Cambridge: Cambridge University Press, S. 11-35.
- Glosten, Lawrence R. / Jagannathan, Ravi / Runkle, David E.* (1993): On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Normal Excess Return on Stocks, in: *Journal of Finance*, Vol. 48, No. 5, S. 1779-1801.
- Goetzmann, William N. / Massa, Massimo* (2000): Daily Momentum and Contrarian Behavior of Index Fund Investors, in: *NBER Working Paper Series*, No. 7567.
- Goetzmann, William N. / Massa, Massimo / Rouwenhorst, K. Geert* (2000): Behavioral Factors in Mutual Fund Flows, in: *Discussion Paper*, Yale International Centre for Finance.
- Goldberg, Joachim / von Nitzsch, Rüdiger* (1999): *Behavioral Finance*, München: FinanzBuch Verlag.
- Granger, C. W. J.* (1969): Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods, in: *Econometrica*, Vol. 37, No. 3, S. 424-438.
- Grant, Simon / Kajii, Atsushi / Polak, Ben* (2000): Temporal Resolution and Recursive Non-Expected Utility Models, in: *Econometrica*, Vol. 68, No. 2, S. 425-434.
- Grasa, Antonio Aznar* (1989): Econometric Model Selection: A New Approach, Dordrecht: Kluwer.
- Grinold, Richard C.* (1994): Alpha is Volatility Times IC Times Score, in: *Journal of Portfolio Management*, Vol. 20, No. 4, S. 9-16.
- Grinold, Richard C. / Kahn, Ronald N.* (1995), *Active Portfolio Management: Quantitative Theory and Applications*, Chicago: Probus Publishing.
- Grossman, Sanford J.* (1995): Dynamic Asset Allocation and the Informational Efficiency of Markets, in: *Journal of Finance*, Vol. 50, No. 3, S. 773-787.
- Grossman, Sanford J. / Shiller, Robert J.* (1981): The Determinants of the Variability of Stock Market Prices, in: *American Economic Review (Papers & Proceedings)*, Vol. 71, No. 2, S. 222-227.
- Grossman, Sanford J. / Stiglitz, Joseph E.* (1976): Information and Competitive Price Systems, in: *American Economics Association*, Vol. 66, No. 2, S. 247-253.
- (1980): On the Impossibility of Informationally Efficient Markets, in: *The American Economic Review*, Vol. 70, No. 3, S. 393-408.

- Hafner, Christian M. / Herwartz, Helmut* (1999): Time Varying Market Price of Risk in the CAPM Approaches, Empirical Evidence and Implications, in: Discussion Paper, Berlin, SFB 373.
- Hamilton, James D.* (1994): Time Series Analysis, Princeton: Princeton University Press
- Hansen, Lars Peter / Jagannathan, Ravi* (1997): Assessing Specification Errors in Stochastic Discount Factor Models, in: Journal of Finance, Vol. 52, No. 2, S. 557-590.
- Harlow, W. V. / Brown, Keith C.* (1990): Understanding and Assessing Financial Risk Tolerance: A Biological Perspective, in: Financial Analysts Journal, Vol. 46, No. 6, S. 50-62.
- Harris, Richard D. F.* (1998): The Expectations Hypothesis of the Term Structure and Time Varying Risk Premia: A Panel Data Approach, in: Discussion Paper in Economics, University of Exeter, School of Business and Economics, Department of Economics, No. 98-11.
- Harvey, Andrew C.* (1990): Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter, Reprint, Cambridge et al.: Cambridge University Press.
- (1995): Zeitreihenmodelle, München/Wien: Oldenbourg.
- Harvey, Campbell R.* (1991): The World Price of Covariance Risk, in: Journal of Finance, Vol. 46, No. 1, S. 111-157.
- Harvey, Campbell R. / Siddique, Akhtar* (2000): Conditional Skewness in Asset Pricing Tests, in: Journal of Finance, Vol. 55, No. 3, S. 1263-1295.
- Harvey, Campbell R. / Solnik, Bruno / Zhou, Guofu* (1994): What Determines Expected International Asset Returns?, in: NBER Working Paper Series, No. 4660.
- Hassett, Kevin A. / Metcalf, Gilbert E.* (1995): Investment Under Alternative Return Assumptions: Comparing Random Walks and Mean Reversion, in: Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 19, No. 8, S. 1471-1488.
- Haugen, Robert A.* (1995): The New Finance: The Case Against Efficient Markets, Englewood Cliffs: Prentice Hall.
- Hawawini, Gabriel A. / Keim, Donald B.* (1995): On the Predictability of Common Stock Returns: World-Wide Evidence, in: R. A. Jarrow, V. Maksimovic und W. T. Ziemba (Hrsg.), Finance, Handbooks in Operations Research and Management Science, No. 9, S. 497-544.
- Hayo, Bernd* (1997): Alternative methodologische Ansätze in der Ökonometrie: Eine Einführung, in: Vorstand der Deutschen Statistischen Gesellschaft (Hrsg.), Allgemeines Statistisches Archiv, Vol. 81, Nr. 3, Göttingen: Vandenhoeck & Ruprecht, S. 266-289.
- Hellwig, Martin* (1982): Zur Informationseffizienz des Kapitalmarktes, in: Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Jg. 102, Nr. 1.
- Henriksson, Roy D.* (1984): Market Timing and Mutual Fund Performance: An Empirical Investigation, in: Journal of Business, Vol. 57, No. 1, S. 73-96.
- Henriksson, Roy. D / Merton, Robert C.* (1981): On Market Timing and Investment Performance II, An Empirical Investigation, in: Journal of Business, Vol. 57, No. 10, S. 513-533.

- Hess, Dieter E. (1995): Die Dynamik der Zinsstruktur: Modelle zur Erfassung des Zinsrisikos und deren Schätzung, Wiesbaden: Gabler (zugl. Diss. Universität Konstanz 1994).*
- Hodges, Stewart Dimont / Carverhill, Andrew (1993): Quasi Mean Reversion in an Efficient Stock Market: the Characterisation of Economic Equilibria which Support Black-Scholes Option Pricing, in: Economic Journal, Vol. 103, No. 417, S. 395-405.*
- Holden, Darryl / Perman, Roger (1994): Unit Roots and Cointegration for the Economist, in: B. Bhaskara Rao (Hrsg.), Cointegration for the Applied Economist, New York: St. Martin's Press, S. 47-112.*
- Hong, Harrison / Stein, Jeremy C. (1999): A Unified Theory of Underreaction, Momentum Trading, and Overreaction in Asset Markets, in: Journal of Finance, Vol. 54, No. 6., S. 2143-2184.*
- Hubbard, R. Glenn (1995): Is there a „Credit Channel“ for Monetary Policy?, in: Federal Reserve Bank of St. Louis Review, Vol. 77, No. 3, S. 63-77.*
- Hurst, H. E. (1951): Long Term Storage Capacity of Reservoirs, in: Transactions of American Society of Civil Engineers, Vol. 116, Paper No. 2448, S. 770-808.*
- Irwin, Scott H. / Zulauf, Carl R. / Jackson, Thomas E. (1996): Monte Carlo Analysis of Mean Reversion in Commodity Futures Prices, in: American Journal of Agricultural Economics, Vol. 78, No. 2, S. 387-399.*
- Isaac, Alan G. (1998): Risk Premia and Overshooting, in: Economics Letters, Vol. 61, S. 359-364.*
- Jagannathan, Ravi / Wang, Zhenyu (1996): The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns, in: Journal of Finance, Vol. 51, No. 1, S. 3-53.*
- Jegadeesh, Narasimhan (1991): Seasonality in Stock Price Mean Reversion: Evidence from the US and the UK, in: Journal of Finance, Vol. 46, No. 4, S. 1427-1444.*
- Jegadeesh, Narasimhan / Titman, Sheridan (1993): Return to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency, in: Journal of Finance, Vol. 48, No. 1, S. 65-91.*
- Jensen, Michael C. (1978): Some Anomalous Evidence Regarding Market Efficiency, in: Journal of Financial Economics, Vol. 6, S. 95-101.*
- Jog, Vijay M. / Schaller, Huntley (1994): Finance Constraints and Asset Pricing: Evidence on Mean Reversion, in: Journal of Empirical Finance, Vol. 1, No. 2, S. 193-209.*
- Johansen, Søren (1988): Statistical Analysis of Cointegration Vectors, in: Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 12, S. 231-254.*
- (1991): Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Modells, in: Econometrica, Vol. 59, No. 6, S. 1551-1580.
 - (1992): Determination of Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trend: Testing Integration and Cointegration, in: Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 54, No. 3, S. 383-397.
 - (1995): Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models, Oxford: Oxford University Press.

- Johnson, Thore H. / Donaldson, John B.* (1985): The Structure of Intertemporal Preferences Under Uncertainty and Time Consistent Plans, in: *Econometrica*, Vol. 53, No. 6, S. 1451-1458.
- Jones, Charles M. / Lamont, Owen / Lumsdaine, Robin L.* (1998): Macroeconomic News and Bond Market Volatility, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 47, S. 315-337.
- Jordan, J. S.* (1983): On the Efficient Markets Hypothesis, in: *Econometrica*, Vol. 51, No. 5, S. 1325-1343.
- Jorion, Philippe / Goetzmann, William N.* (1999): Global Stock Markets in the Twentieth Century, in: *Journal of Finance*, Vol. 54, No. 3, S. 953-980.
- Kahneman, Daniel / Riepe, Mark W.* (1998): Aspects of Investor Psychology, in: *Journal of Portfolio Management*, Vol. 24, No. 4, S. 52-65.
- Kahneman, Daniel / Tversky, Amos* (1979): Prospect Theory: an Analysis of Decision Under Risk, in: *Econometrica*, Vol. 47, No. 2, S. 263-291.
- Kan, Raymond / Zhou, Guofu* (1999): A Critique of the Stochastic Discount Factor Methodology, in: *Journal of Finance*, Vol. 54, No. 4, S. 1221-1248.
- Kandel, Shmuel / Stambaugh, Robert F.* (1996): On the Predictability of Stock Returns: An Asset-Allocation Perspective, in: *Journal of Finance*, Vol. 51, No. 2, S. 385-424.
- Kasperzak, Rainer / Koch, Lambert T.* (1996): Informationeffizienz auf Aktienmärkten, in: *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Vol. 21, No. 5/6.
- Kaufman, Bruce E.* (1999): Emotional Arousal as a Source of Bounded Rationality, in: *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol. 38, No. 2, S. 135-144.
- Keane, Simon M.* (1991): Paradox in the Current Crisis in Efficient Market Theory, in: *Journal of Portfolio Management*, Vol. 17, No. 4, S. 30-34.
- Keim, Donald B. / Stambaugh, Robert F.* (1986): Predicting Returns in the Stock and Bond Markets, *Journal of Financial Economics*, Vol. 17, S. 357-390.
- Kim, Myung-Jig / Nelson, Charles R. / Startz, Richard* (1991): Mean Reversion in Stock Prices? A Reappraisal of the Empirical Evidence, in: *Review of Economic Studies*, Vol. 58, No. 195, S. 515-528.
- Koh, Francis / Phoon, Kok-Fai / Tan, Cheong-Hin* (1993): Market Timing Abilities of Fund Managers: Parametric and Non-Parametric Tests, in: *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 20, No. 2, S. 155-169.
- Koopmans, Tjalling C.* (1960): Stationary Ordinal Utility and Impatience, in: *Econometrica*, Vol. 28, No. 2, S. 287-309.
- Kouparitsas, Michael A.* (1999): Is there Evidence of the New Economy in the Data?, in: *Working Papers Series*, Federal Reserve Bank of Chicago, Research Department, WP99-12.
- Koutoulas, George / Koutoulas, Lawrence* (1996): Macrofactor Conditional Volatilities, Time-Varying Risk Premia, and Stock Return Behavior, in: *Financial Review*, University of Missouri-Columbia, Department of Finance, Vol. 31, No. 1, S. 169-195.
- Kremers, Jeroen J. M. / Ericsson, Neil R. / Dolado, Juan J.* (1992): The Power of Cointegration Tests, in: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54, No. 3, S. 325-348.

- Kreps, David M. / Porteus, Evan L. (1978): Temporal Resolution of Uncertainty and Dynamic Choice Theory, in: Econometrica, Vol. 46, No. 1, S. 185-200.*
- Kryzanowski, Lawrence / Lalancette, Simon / To, Minh-Chau (1997): Performance Attribution Using an APT with Prespecified Macrofactors and Time-Varying Risk Premia and Betas, in: Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 32, No. 2, S. 205-224.*
- Lakonishok, Josef / Shleifer, Andrei / Vishny, Robert W. (1994): Contrarian Investment, Extrapolation and Risk, in: Journal of Finance, Vol. 49, No. 5, S. 1541-1578.*
- Larsen, Glen A. / Wozniak, Gregory D. (1995): Market Timing Can Work in the Real World, in: Journal of Portfolio Management, Vol. 21, No. 3, S. 74-81.*
- Latham, Mark (1986): Informational Efficiency and Information Subsets, in: Journal of Finance, Vol. 41, No. 1, S. 39-52.*
- Lee, Sang-Sub (1995): Macroeconomic Sources of Time-Varying Risk Premia in the Term Structure of Interest Rates, in: Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 27, No. 2, S. 549-569.*
- Lee, Unro / Theodosiou, Panayiotis (1995): Relationship Between Volatility and Expected Returns Across International Stock Markets, in: Journal of Business, Finance and Accounting, Vol. 22, No. 2, S. 289-300.*
- Lee, Wai (1997): Market Timing and Short-Term Interest Rates, in: Journal of Portfolio Management, Vol. 23, No. 3, S. 35-46.*
- Lehmann, Bruce N. (1990): Fads, Martingales, and Market Efficiency, in: Quarterly Journal of Economics, Vol. 105, No. 1, S. 1-28.*
- LeRoy, Stephen F. (1973): Risk Aversion and the Martingale Property of Stock Returns, in: International Economic Review, Vol. 14, No. 2, S. 436-446.*
 – (1976): Efficient Capital Markets: Comment, in: Journal of Finance, Vol. 31, No. 1, S. 139-145.
- Lettau, Martin / Ludvigson, Sydney (1999): Resurrecting the (C)CAPM: A Cross-Sectional Test When Risk Premia Are Time-Varying, in: Staff Paper, Federal Reserve Bank of New York, No. 93.*
- Lettau, Martin / Uhlig, Harald (1997): Preferences, Consumption Smoothing, and Risk Premia, in: Discussion Paper Series, Centre for Economic Policy Research, No. 1678.*
- Lewellen, Jonathan / Shanken, Jay (2000): Estimation Risk, Market Efficiency, and the Predictability of Returns, in: NBER Working Paper Series, No. 7699.*
- Li, Yuming (1998a): Time Variations in Risk Premia, Volatility, and Reward-to-Volatility, in: Journal of Financial Research, Vol. 21, No. 4, S. 431-446.*
 – (1998b): Expected Stock Returns, Risk Premia, and Volatilities of Economic Factors, in: Journal of Empirical Finance, Vol. 5, No. 2, S. 69-97.
- Lien, Gordon Franz (1994): Zeitreihen mit Trend, Diss. TU Braunschweig.*
- Lintner, John (1965a): Security Prices, Risk, and Maximum Gains from Diversification, in: Journal of Finance, Vol. 20, No. 12, S. 587-615.*

- (1965b): The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets, in: *Review of Economics and Statistics*, Vol. 47, No. 1, S. 13-37.
- Lo*, Andrew Wen-Chuan (1991): Long-term Memory in Stock Market Prices, in: *Econometrica*, Vol. 59, No. 5, S. 1279-1313.
- Lo*, Andrew Wen-Chuan / *MacKinlay*, Archie Craig (1988): Stock Market Prices do not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test, in: *Review of Financial Studies*, Vol. 1, No. 1, S. 41-66.
- (1990): When Are Contrarian Profits due to Stock Market Overreaction?, in: *Review of Financial Studies*, 1990, Vol. 3, No. 2, S. 175-206.
- (1999): A Non-Random Walk Down Wall Street, Princeton: Princeton University Press.
- Longin*, François / *Solnik*, Bruno (1995): Is the Correlation in International Equity Returns Constant: 1960-1990?, in: *Journal of International Money and Finance*, Vol. 14, No. 1, S. 3-26.
- Longstaff*, Francis A. / *Schwartz*, Eduardo S. (1992): Interest Rate Volatility and the Term Structure: A Two-Factor General Equilibrium Model, Vol. 47, No. 4, S. 1259-1282.
- Lucas*, Robert E. Jr. (1978): Asset Prices in an Exchange Economy, in: *Econometrica*, Vol. 46, No. 6, S. 1429-1445.
- Malliaropoulos*, Dimitrios / *Priestley*, Richard (1999): Mean Reversion in Southeast Asian Stock Markets, in: *Journal of Empirical Finance*, Vol. 6, No. 4, S. 355-384.
- Mandelbrot*, Benoit B. (1966): Forecasts of Future Prices, Unbiased Markets, and Martingale Models, in: *Journal of Business*, Vol. 39, No. 1, Part 2, S. 242-255.
- (1971): When Can Price Be Arbitraged Efficiently? A Limit to the Validity of the Random Walk and Martingale Models, in: *Review of Economics and Statistics*, Vol. 53, No. 2, S. 225-236.
- Market Guide Inc. (2000): Management Effectiveness, in: <http://www.marketguide.com/mgi/LN/snapshot-management-effectiveness.asp?rt=edu&rn=snapshot-management-effectiveness>, 1.8.2000.
- Markowitz*, Harry Max (1952): Portfolio Selection, in: *Journal of Finance*, Vol. 7, No. 1, S. 77-91.
- (1959): *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments*, New York: John Wiley & Sons.
- (1991): *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments*, 2. Ed., Cambridge: Blackwell.
- Mehra*, Rajnish / *Prescott*, Edward C. (1985): The Equity Premium: A Puzzle, in: *Journal of Monetary Economics*, Vol. 15, No. 2, S. 145-162.
- Menkhoff*, Lukas (1986): Zur Theorie der nicht-monetär verursachten Inflation, Berlin: Duncker & Humblot.
- Menkhoff*, Lukas / *Tolksdorf*, Norbert M. (1999): Finanzmärkte in der Krise? Zur Abkopplung des Finanzsektors von der Realwirtschaft, Stuttgart: DSV.

- Menkhoff, Lukas / Tolksdorf, Norbert M.* (2000): Financial Market Drift - Decoupling of the Financial Sector from the Real Economy?, Berlin et al.: Springer.
- Merton, Robert C.* (1973): An Intertemporal Asset Pricing Model, in: *Econometrica*, Vol. 41, No. 5, S. 867-887.
- (1980): On Estimating the Expected Return on the Market: An Explanatory Investigation, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 8, S. 323-361.
 - (1981): On Market Timing and Investment Performance. An Equilibrium Theory of Value for Market Forecasts, in: *Journal of Business*, Vol. 54, No. 7, S. 363-406.
 - (1990): Capital Market Theory and the Pricing of Financial Securities, in: Benjamin Friedman und Frank Hahn (Hrsg.), *Handbook of Monetary Economics*, Amsterdam: North-Holland, S. 497-581.
- Meyer, Bernd* (1999): Intertemporal Asset Pricing: Evidence from Germany, Heidelberg et al.: Physica-Verlag (zugl. Diss. Univ. Konstanz 1998).
- Miller, Merton H. / Muthuswamy, Jayaram / Whaley, Robert E.* (1994): Mean Reversion of Standard & Poor's 500 Index Basis Changes: Arbitrage-Induced or Statistical Illusion?, in: *Journal of Finance*, Vol. 49, No. 2, S. 479-513.
- Modigliani, Franco / Miller, Merton H.* (1958): The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment, in: *American Economic Review*, Vol. 48, No. 3, S. 261-297.
- Modigliani, Franco / Sutch, C. Richard* (1966): Innovations in Interest Rate Policy, in: *American Economic Review*, Vol. 56, No. 2, S. 178-197.
- Moosa, Imad A. / Bhatti, Razzaque H.* (1996): Some Evidence on Mean Reversion in Ex Ante Real Interest Rates, in: *Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 43, No. 2, S. 177-191.
- Morgan Stanley Capital International (1998): Methodology & Index Policy, March, New York.
- (2000): <http://www.mscidata.com>, 5.5.2000.
- Mossin, Jan* (1966): Equilibrium in a Capital Asset Market, in: *Econometrica*, Vol. 34, No. 4, S. 768-783.
- Muscatelli, Vito Antonio / Hurn, Stan* (1992): Cointegration and Dynamic Time Series Models, in: *Journal of Economic Surveys*, Vol. 6, No. 1, S. 1-43.
- Muth, John F.* (1961): Rational Expectations and the Theory of Price Movements, in: *Econometrica*, Vol. 29, No. 3, S. 315-335.
- Nelson, Charles R. / Plosser, Charles I.* (1982): Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications, in: *Journal of Monetary Economics*, Vol. 10, No. 2, S. 139-162.
- Nelson, Daniel B.* (1991): Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach, in: *Econometrica*, Vol. 59, No. 2, S. 347-370.
- Nielsen, Lars Tyge / Vassalou, Maria* (1997): Portfolio Selection and Asset Pricing with Dynamically Incomplete Markets and Time-Varying First and Second Moments, in: *Discussion Paper Series*, Centre for Economic Policy Research, London, No. 1652.
- Obstfeld, Maurice* (1994): Risk Taking, Global Diversification, and Growth, in: *American Economic Review*, Vol. 84, No. 5, S. 1310-1329.

- Odean*, Terrance (1998a): Are Investors Reluctant to Realize Their Losses?, in: *Journal of Finance*, Vol. 53, No. 5, S. 1775-1798.
- (1998b): Volume, Volatility, Price, and Profit When All Traders Are Above Average, in: *Journal of Finance*, Vol. 53, No. 6, S. 1887-1934.
- (1999): Do Investors Trade Too Much?, in: *American Economic Review*, Vol. 89, No. 5, S. 1279-1298.
- Oertmann*, Peter (1997): *Global Risk Premia on International Stock and Bond Markets*, Wiesbaden: Gabler (zugl. Diss. Univ. St. Gallen 1996).
- Pagan*, Adrian R. / *Hong*, Y. S. (1991): Nonparametric Estimation and the Risk Premium, in: William A. Barnett, James J. Powell und George Tauchen (Hrsg.), *Nonparametric and Semiparametric Methods in Econometrics and Statistics*, Proceedings of the Fifth International Symposium in Economic Theory and Econometrics, Cambridge: Cambridge University Press, S. 51-75.
- Park*, Tae H. / *Switzer*, Lorne N. (1996): Mean Reversion of Interest-Rate Term Premiums and Profits from Trading Strategies with Treasury Futures Spreads, in: *Journal of Futures Markets*, Vol. 16, No. 3, S. 331-352.
- Patelis*, Alex D. (1997): Stock Return Predictability and the Role of Monetary Policy, in: *Journal of Finance*, Vol. 52, No. 5, S. 1951-1972.
- Pesaran*, M. Hashem / *Timmermann*, Allan Gilling (1994): A Generalization of the Non-Parametric Henriksson-Merton Test of Market Timing, in: *Economics Letters*, Vol. 44, No. 1/2, S. 1-7.
- (1995): Predictability of Stock Returns: Robustness and Economic Significance, in: *Journal of Finance*, Vol. 50, No. 4, S. 1201-1228.
- Peters*, Edgar E. (1991): *Chaos and Order in the Capital Markets*, New York et al.: John Wiley & Sons.
- Phillips*, Peter Charles B. (1988): Regression Theory for Near-Integrated Time Series, in: *Econometrica*, Vol. 56, No. 5, S. 1021-1043.
- Phillips*, Peter Charles B. / *Durlauf*, Steven Neil (1986): Multiple Time Series Regression with Integrated Processes, in: *Review of Economic Studies*, Vol. 53, No. 1, S. 473-495.
- Phillips*, Peter Charles B. / *Perron*, Pierre (1988): Testing for a Unit Root in Time Series Regression, in: *Biometrika*, Vol. 75, No. 2, S. 335-346.
- Poon*, Ser-Huang (1996): Persistence and Mean Reversion in UK Stock Returns, in: *European Financial Management*, Vol. 2, No. 2, S. 169-196.
- Popper*, Karl R. (1959): *The Logic of Scientific Discovery*, New York: Basic Books.
- Poterba*, James M. / *Summers*, Lawrence H. (1988): Mean Reversion in Stock Prices: Evidence and Implications, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 22, S. 27-59.
- Richards*, Anthony J. (1995): Comovements in National Stock Market Returns: Evidence of Predictability But Not Cointegration, in: *Journal of Monetary Economics*, Vol. 36, No. 3, S. 631-654.
- Richardson*, Matthew (1993): Temporary Components of Stock Price: A Skeptic's View, in: *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 11, No. 2, S. 199-207.

- Richardson, Matthew / Stock, James H.* (1989): Drawing Inferences from Statistics Based on Multiyear Asset Returns, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 25, S. 323-348.
- Roll, Richard* (1977): A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests Part 1: On Past and Potential Testability of the Theory, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 4, S. 129-176.
- Ross, Stephen A.* (1976): The Arbitrage Pricing Theory of Capital Asset Pricing, in: *Journal of Economic Theory*, Vol. 13, No. 3, S. 341-360.
- Rouwenhorst, K. Geert* (1998): International Momentum Strategies, in: *Journal of Finance*, Vol. 53, No. 1, S. 267-284.
- Rubinstein, Mark* (1975): Securities Market Efficiency in an Arrow-Debreu Economy, in: *American Economic Review*, Vol. 65, No. 5, S. 812-824.
- Samuelson, Paul A.* (1965): Proof that Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly, in: *Industrial Management Review*, Vol. 6, No. 2, S. 41-49.
- Satchell, Steve / Timmermann, Allan* (1996): Daily Returns in International Stock Markets: Predictability, Nonlinearity, and Transaction Costs, in: William A. Barnett, Alan P. Kirman und Mark Salmon (Hrsg.), *Nonlinear Dynamics and Economics: Proceedings of the Tenth International Symposium in Economic Theory and Econometrics*, Cambridge: Cambridge University Press, S. 369-391.
- Saunders, Edward M.* (1994): Testing the Efficient Market Hypothesis Without Assumptions: a Solution to the 'Joint-Hypothesis Problem', in: *Journal of Portfolio Management*, Vol. 20, No. 4, S. 28-30.
- Scherer, Bernhard* (1993): Timing deutscher Investmentfonds: eine empirische Analyse, Diss. Univ. Gießen.
- Schlenger, Christian* (1998): Aktives Management von Aktienportfolios - Information, Entscheidung und Erfolg auf der Basis von Aktienalphas, Bad Soden: Uhlenbruch (zugl. Diss. Univ. München 1998).
- Scholes, Myron S.* (1972): The Market for Securities: Substitution versus Price Pressure and the Effects of Information on Share Prices, in: *Journal of Business*, Vol. 45, No. 2, S. 179-211.
- Schwert, G. William* (1989): Why Does Stock Market Volatility Change Over Time?, in: *Journal of Finance*, Vol. 44, No. 5, S. 1115-1154.
- (1990): Stock Returns and Real Activity: A Century of Evidence, in: *Journal of Finance*, Vol. 45, No. 4, S. 1089-1108.
- Schwert, G. William / Seguin, Paul J.* (1990): Heteroskedasticity in Stock Returns, in: *Journal of Finance*, Vol. 45, No. 4, S. 1129-1155.
- Scruggs, John T.* (1998): Resolving the Puzzling Intertemporal Relation between the Market Risk Premium and Conditional Market Variance: A Two-Factor Approach, in: *Journal of Finance*, Vol. 53, No. 2, S. 575-603.
- Shao, Jun / Tu, Dongsheng* (1995): *The Jackknife and Bootstrap*, New York: Springer.
- Sharpe, William F.* (1964): Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk, in: *Journal of Finance*, Vol. 19, No. 3, S. 425-442.
- (1966): Mutual Fund Performance, in: *Journal of Business*, Vol. 39, No. 1, S. 119-138.

- (1975): Adjusting for Risk in Portfolio Performance Measurement, in: *Journal of Portfolio Management*, Vol. 1, No. 2, S. 29-34.
 - (1994): The Sharpe Ratio, in: *Journal of Portfolio Management*, Vol. 21, No. 1, S. 49-58.
- Shefrin, Hersh / Statman, Meir* (1994): Behavioral Capital Asset Pricing Theory, in: *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 29, No. 3, S. 323-350.
- Shiller, Robert J.* (1981): Do Stock Prices Move Too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends?, in: *American Economic Review*, Vol. 71, No. 3, S. 421-436.
- (1998): Human Behavior and the Efficiency of the Financial System, in: *NBER Working Paper Series*, No. 6375.
- Shleifer, Andrei* (2000): *Inefficient Markets*, Oxford et al.: Oxford University Press.
- Shleifer, Andrei / Vishny, Robert W.* (1991): Equilibrium Short Horizons of Investors and Firms, in: *American Economic Review Papers and Proceedings*, Vol. 80, No. 2, S. 148-153.
- (1997): The Limits of Arbitrage, in: *Journal of Finance*, Vol. 52, No. 1, S. 35-55.
- Siegel, Jeremy J. / Thaler, Richard H.* (1997): Anomalies: The Equity Premium Puzzle, in: *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 11, No. 1, S. 191-200.
- Simon, H.* (1982): *Models of Bounded Rationality*, Vol. 2, Cambridge: MIT Press.
- Sims, Christopher A.* (1992): Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts, in: *European Economic Review*, Vol. 36, No. 5, S. 975-1011.
- Sinha, Tapen* (1994): Prospect Theory and the Risk Return Association: Another Look, in: *Journal of Economic Behavior and Organization*, Vol. 24, No. 2, S. 225-231.
- Solnik, Bruno* (1983): International Arbitrage Pricing Theory, in: *Journal of Finance*, Vol. 38, No. 5, S. 449-457.
- Stulz, René M.* (1995): International Portfolio Choice and Asset Pricing: An Integrative Survey, in: Jarrow, R., M. Maximovich, and W. T. Ziemba, *Handbooks in Operations Research and Management Science (Finance)*, Vol. 9, Amsterdam et al.: Elsevier, S. 201-228.
- (1999): Globalization of Equity Markets and the Cost of Capital, in: *NBER Working Paper Series*, No. 7021.
- Sullivan, Ryan / Timmermann, Allan / White, Halbert* (1999): Data-Snooping, Technical Trading Rule Performance, and the Bootstrap, in: *Journal of Finance*, Vol. 54, No. 5, S. 1647-1691.
- Summers, Lawrence H.* (1986): Does the Stock Market Rationally Reflect Fundamental Values?, in: *Journal of Finance*, Vol. 41, No. 3, S. 591-602.
- Taylor, Alan M.* (1994): Domestic Saving and International Capital Flows Reconsidered, in: *NBER Working Papers Series*, No. 4892.
- Thaler, Richard H. (Hrsg.)* (1992): *The Winner's Curse: Paradoxes and Anomalies of Economic Life*, New York: Free Press.
- Thaler, Richard H.* (1999): The End of Behavioral Finance, in: *Financial Analysts Journal*, Vol. 55, No. 6, S. 12-17.

- Timmermann, Allan Gilling (1993): How Learning in Financial Markets Generates Excess Volatility and Predictability in Stock Prices, in: The Quarterly Journal of Economics, Vol. 108, No. 4, S. 1135-1145.*
- (1995): Volatility Clustering and Mean Reversion of Stock Returns in an Asset Pricing Model with Incomplete Learning, in: Discussion Paper, Department of Economics, University of California, No. 23.
- (1996): Excess Volatility and Predictability of Stock Prices in Autoregressive Dividend Models With Learning, in: Review of Economic Studies, Vol. 63, No. 4, S. 523-557.
- Tobin, James (1958): Liquidity Preference as Behavior Towards Risk, in: Review of Economic Studies, Vol. 25, No. 2, S. 65-85.*
- (1984): On the Efficiency of the Financial System, in: Llyods Bank Review, Juli, No. 153, S. 1-15.
- Tolksdorf, Norbert M. (1999): Turn-of-the-Month-Effect in Global Equity Markets, unveröffentlichtes Manuskript.*
- Tversky, Amos / Kahneman, Daniel (1992): Advances in Prospect Theory: Cumulative Representation of Uncertainty, in: Journal of Risk and Uncertainty, Vol. 5, No. 4, S. 297-323.*
- Unser, Matthias (1999): Behavioral Finance am Aktienmarkt, Bad Soden: Uhlenbruch (zugl. Diss. Univ. Bamberg 1998).*
- Vaihekoski, Mika (1996): Intertemporal Capital Asset Pricing Model with Time-Varying Parameters: Tests on Data from the Helsinki Stock Exchange, in: Finnish Journal of Business Economics, Vol. 45, No. 4, S. 343-381.*
- Van Hulle, Cynthia M. / Vanthienen, Lambert / De Bondt, Werner F. M. (1993): Is the Stock Market Rational?: A Money Manager's Guide to 25 Years of Efficient Markets Research, in: Tijdschrift Voor Economie En Management, Vol. 38, No. 4, S. 349-369.*
- Vriezen, Marnix Christiaan (1996): Mean Reversion and Trending Among Stocks and Stock markets, Amsterdam: Thesis Publ.*
- Watson, Mark W. (1994): Vectorautoregressions and Cointegration, in: Robert F. Engle und Daniel L. McFadden (Hrsg.), Handbook of Econometrics, Vol. IV, Amsterdam et al.: Elsevier, S. 2843-2915.*
- Wei, K. C. John (1988): An Asset Pricing Theory Unifying the CAPM and APT, in: Journal of Finance, Vol. 43, No. 4, S. 881-892.*
- Weil, Philippe (1989): The Equity Premium Puzzle and the Risk-Free Rate Puzzle, in: Journal of Monetary Economics, Vol. 24, No. 3, S. 401-421.*
- Wen, Kehong (1996): Continous-Time Chaos in Stock Market Dynamics, in: William A. Barnett, Alan P. Kirman und Mark Salmon (Hrsg.), Nonlinear Dynamics and Economics: Proceedings of the Tenth International Symposium in Economic Theory and Econometrics, Cambridge: Cambridge University Press, S. 133-159.*
- Zeckhauser, Richard Jay (1986): Comments: Behavioral Versus Rational Economics: What You See is What You Conquer, in: Journal of Business, Vol. 59, No. 4, S. 435-449.*

- Zeira, Joseph (1999): Informational Overshooting, Booms, and Crashes, in: Journal of Monetary Economics, Vol. 43, No. 1, S. 237-257.*
- Ziemba, William T. / Hensel, C. R. (1994): World-Wide Security Market Anomalies, in: Philosophical Transactions, Royal Society of London Series, S. 495-509.*

Sachregister

- 2+S-Fund-Separationstheorem** 332
2-Fund-Separationstheorem 31, 70, 93, 112, 323-326
3-Fund-Separationstheorem 109, 115, 317f.
- Abbildungsgüte /-leistung** 78f., 131, 187, 243-245, 261, 270, 286, 332
Abgrenzungsprobleme 48
Abkoppelung 312f.
Abkoppelungshypothese 312
Abkoppelungsphänomen 312f.
Abstraktionsgrad 34
Accounting 342, 353f.
Adaptive Erwartungsbildung 76, 189, 255
ADF 18, 23, 258-260
Agency-Problem 319, 322
Agent 77, 96, 107, 141, 148ff., 264, 287ff., 319ff.
Agentenkosten 331
Aggregationseffekt 211, 241, 252, 333
Aggregationsniveau 39f., 46, 58, 65, 154, 191, 194, 196, 209, 219, 228, 286, 307, 311, 333
Aggregationsprozeß 307
Aggregationsstufe 323
AIC 23, 172, 237ff.
Akkumulationsmöglichkeit 119
Aktienindex 15, 24, 39, 111, 170, 177, 197, 202, 297
Aktienmarkt 50, 151, 194, 233, 306, 330, 338, 343, 360
Aktienrenditen 36, 43, 49, 51, 63, 67, 101, 110, 148, 165, 168, 187, 195, 241, 331f.
Akzelerator-Effekt 329
- Allokation** 36, 65, 88, 194, 306, 318ff.
Allokationsimperativ 31
Allokationsprozess 287
Ambiguität 58, 63, 69, 151
Analystenfokus 318
Anchoring 132, 337
Angebotsschock 67
Ankündigungsverhalten 250
Anlageberater 317
Anlageentscheidung 70, 300, 318
Anlageergebnis 309, 318
Anlagehorizont 56, 66, 71, 127, 154, 301, 309, 316, 319, 324
Anlagestrategie 31, 301
Anlageuniversum 100, 320
Anlageverhalten 310, 317
Anleihe 38, 49ff., 62, 66, 81, 86, 101, 108f., 115, 154, 297, 304ff., 328ff.
Anleihenrenditen 39, 50, 63, 117, 304
Annualisierung 206, 217
Anomalie 7, 32, 33, 40, 52f., 68, 73, 75, 85, 132, 240, 257, 264, 310
Anpassungsgeschwindigkeit 23, 135, 169, 314
Anpassungskoeffizient 265
Anpassungskosten 67
Anpassungsparameter 179, 312
Anreizmechanismen 53
Anreizstrukturen 321, 337
Antizipation 76, 111, 119, 121, 329f.
Antizipationshorizont 35, 67
Antizipationsmechanismus 329
antizyklisch 51, 325
Apologeten 78
APT 47, 91f., 110, 129f., 353, 360

- äquidistant 299
 Arbeitshypothese 41
 Arbitrage 14, 32, 62, 71f., 88, 94, 129, 132, 220, 301, 305, 314ff.
 Arbitragefreiheit 32, 91, 123
 Arbitragemöglichkeiten 71, 319
 Arbitragepotential 220
 ARCH 24, 185ff., 237, 242ff., 256
 ARCH-M 24, 241, 348
 ARMA 18, 104f., 170ff., 177, 184, 189f., 197, 224, 236-247, 256, 268-271, 297, 303, 332, 334
 Arrow/Debreu-Ökonomie 55
 Arrow/Pratt-Maß 27, 152
 Artefakt 274, 291, 311
 Asienkrise 235
 Assetklassen 31, 40, 86, 255, 320
 Attraktor 37, 180, 223
 Attribution 353
 Ausbeutungspotential 59, 312, 324
 ausfallbedroht 17, 40, 200, 216, 304, 333
 Austauschökonomie 59, 119
 Austauschprozeß 324
 Autokorrelation 23, 27, 37, 43-56, 84, 110, 126, 134f., 157, 163f., 169-174, 190f., 220ff., 234ff., 247, 257ff., 275, 299ff., 333
 Autokorrelationsanalyse 17, 221-225
 Autokorrelationsfunktion 27, 43f., 170-174
 autoregressiv 9, 36, 47, 236, 277, 287, 325
 Axiom 89, 95f., 139
- Baisse 322
 Balance Sheet Channel 328
 Balanced-Fonds 326
 Bank Lending Channel 328
 Bankeinlagen 328
 bayesianisch 96
 Behavioral Finance 33, 43, 47, 197, 264, 316, 321, 325
- Behavioristisch 32-36, 54, 73ff., 80, 89, 104, 127, 132, 150ff., 194, 249, 303, 309, 321, 331, 334-337, 348-350, 358-360
 Benchmark 72, 127, 158, 161f., 191, 217, 307, 323-326
 Beobachtungsfrequenz 44, 158
 Beobachtungszeitraum 261, 291, 338
 Bequest-Function 112
 Beschreibungsmodell 337
 Bestandsgröße 313
 Bewertungshorizont 257
 Bewertungskontinuität 329
 Bewertungsregime 320
 BIC 24, 172
 Bilanzkennzahlen 328
 Binomialmodell 27, 135ff.
 Blase 121, 137, 145, 291, 312, 323ff.
 Bonds 73, 93, 146, 153, 158, 200, 241, 254, 264, 305f., 347-356
 Bonität 38, 48, 200, 328, 339
 Bonitätsrisiko 50
 Bonitätsspread 327
 Bootstrapping 70, 275ff., 287, 347, 358f.
 Börsencrash 77, 126, 145, 151, 291, 321
 Branchenindizes 38
 Buchwert/Marktwert 24f., 50, 53, 126, 161
 Budgetbedingung 119
 Bullen-Markt 296
 Buy & Hold 24, 31, 60, 70, 119, 233, 300ff., 309, 314ff.
- CAPM 32ff., 42, 51, 58, 79, 91, 98, 109, 113, 161, 170, 177, 196f., 202, 245, 294, 300ff., 314, 326, 332, 348ff., 360
 CARA 24, 64, 99
 C-CAPM 32ff., 39, 58ff., 80, 81, 85, 106-145, 160ff., 184, 191f., 240, 249, 271, 287ff., 303f., 313, 318f., 329, 334

- CDF 290
 Charttechnik 56, 236, 323
 Contrarian 43, 53, 119, 302, 310, 322, 341f., 350, 354f.
 Contrary Opinion 287, 309
 Crash 316
 Credit Channel 328f., 342, 352
 CRRA 64, 98-101, 107, 125
- Data-Mining** 176, 184
Data-Snooping 359
 Datenbasis 59, 70, 82-84, 199, 219, 236, 261, 296
 Daumenregel 318
 demographisch 314
 Derivate 70, 321
 Detrending 233, 260
 Devisenmarkt 202, 312
 Dichotomie 287
 Dickey/Fuller 258-260
 Differenzenniveau 16, 175, 265ff., 292
 Differenzenstationarität 168, 175
 Diffusionsprozeß 111
 Dilemma 34, 77f., 87, 124, 160, 182, 288
 Disappointment Theory 151
 Diskontierungsfaktor 52, 80, 104, 107, 121-125, 136ff., 156, 159f., 196, 249, 255, 286, 324, 332
 Dissonanzen 150, 310, 323, 347
 Diversifikation 31, 39, 70, 78, 100, 109, 128-130, 234, 304, 311-320, 325ff., 335
 Dividendenrendite 48, 109, 162
 Dogmatisierung 9
 Dominanz 127, 140, 149, 291
 Downside-Risiko 129, 235, 291, 303, 319, 324ff.
 Drift 83, 102, 109, 125, 163, 168f., 185, 207, 233, 237f., 258, 261, 265, 267, 292, 297f., 314, 333f.
 Dualität 43, 171
 Duration 108, 200
- Durbin/Watson-Statistik 237-239, 244-248, 256, 276ff., 282
- EBITD** 338
 Effizienzgrenze 109, 114, 326
 Effizienzmarkthypothese 31f., 38ff., 47, 52-89, 100, 132-138, 164f., 172, 181-185, 196, 199, 208, 223, 234, 238, 240, 249f., 255, 303, 309-316, 319, 331
 EGARCH 25, 188, 245-247, 256, 334
 Einheitswurzel 176f., 258ff., 289
 Einheitswurzeltest 259
 Einlagenzertifikate 328
 Einperiodenmodell 73, 101
 Einschwingverhalten 271
 Endowment-Effekt 132, 337
 Entertainment 151
 Epanechnikov-Kernel-Fit 288-292, 299, 307, 334
 Equitization 60, 70
 Erregung 21, 133f.
 Ertragswachstum 125, 207, 313, 316, 338
 Erwartungshorizont 37, 67, 93, 98, 109, 200
 Erwartungshypothese 116, 241, 304f.
 Erwartungsnutzen 31, 64f., 77, 80, 87, 91, 95f., 104-108, 119, 127, 132, 135, 138-145, 150-155, 164, 180, 257, 331
 Erwartungstheorie der Zinsstruktur 50, 137, 183, 217
 ex ante-Überrendite 37, 50f., 59, 65, 67, 98, 111, 118, 123, 191, 277, 287-292, 304, 314ff., 322, 329-335
 Exogenität 180
- Fair Game 31, 56, 96
 Faktorenmodell 307
 Faktorladung 48
 Faktorrotation 47
 Fehlerkorrekturmödell 15, 178-181, 261, 265-267, 276

- Fehlspezifikation 83, 101, 129, 131, 165, 274f., 287
- Finanzierungskosten 328
- Finanzierungstitel 32, 67, 94, 100
- Finanzmarkt 48, 67, 85, 329, 335, 355
- Fondsmanagement 319, 324ff.
- Fonds-Ranking 323
- Fondsresearch 327
- Fondstypen 325
- Freefloat-Kriterium 205
- Freiheitsgrad 89, 172, 237
- Friktionen 235, 328f.
- Fristigkeit 44, 50, 66, 73, 81, 117, 135ff., 216, 236, 250, 264, 305, 309, 329, 338
- Fundamentalrisiko 43, 76, 81, 100, 126, 148f., 186f., 191
- Futures 44, 321, 342, 352, 357
- GARCH 25, 185, 188f., 243-247, 256
- Geld/Brief-Spanne 321
- Geldangebot 328
- Geldillusion 100, 330
- Geldmarktpapiere 38
- Geldmarktsteuerung 36, 250
- Geldmenge 327ff.
- Geldpolitik 36, 42, 309, 327-330, 335
- Generalisierungsansatz 111, 127ff., 138, 142, 147, 165, 249, 295, 332
- Generalkritik 270
- Gleichgewichtszustand 43, 62, 121, 179f., 310ff., 316
- Global Macro Hedge Funds 319, 326, 335
- Globalisierung 226, 314, 359
- Goldminenaktien 92
- Grangerkausalität 15, 178
- Granger-Repräsentationstheorem 179f.
- Grenzkosten 63, 327
- Gütermärkte 31, 67
- Habit Formation** 155-161, 255, 303, 344f.
- Habit Level 117, 156-160
- Habit Persistence-Modell 155f., 159, 332
- Handelsstrategie 68f., 76, 86, 293, 300ff., 307, 312, 321, 334
- Hedge-Fonds 297
- Herding 132, 337
- Heteroskedastizität 44, 49, 52, 59, 65, 73, 80-83, 102, 105, 118, 131, 147, 170, 185-187, 190-197, 223, 240f., 248, 255, 258, 264, 268ff., 288, 301f., 306, 320ff., 326, 330, 334f.
- Heuristik 132ff., 240, 318
- Höhenpräferenz 99, 104ff., 158, 310
- Home Bias 65, 100, 149ff., 235, 313f., 323ff., 335
- Homo Oeconomicus 31
- Homoskedastizität 49, 143, 146, 192
- Hurst-Exponent 85, 192f.
- Hurst-Mandelbrot-Rescaled Range Analyse 192, 229-232
- Hypergeometrische Verteilung 296
- Hyperplane 113, 301
- Hypothese ungewisser Information 28, 59, 65f.
- Immobilien** 149
- Immunisierungsmechanismus 33
- Imperfektionen 31
- IMRS 52f., 63, 94, 106ff., 111, 118, 122f., 140f., 145ff., 158ff., 164f., 184, 249f., 267, 270, 286, 292, 318, 330, 332
- Indexarbitrage 321
- Index-Fonds 134, 302
- Induktionslogik 312
- Industrieanleihen 48
- Ineffizienz 7
- Inferenzraum 16, 21, 41, 102, 165f., 178, 181f., 195-200, 255, 258, 264, 268, 270-277, 293, 298, 302, 307, 326, 330-333
- Inflationseffekt 49, 99, 200, 205ff.

- Information-Arbitrage 55
Informationsasymmetrie 328
Informationsbeschaffungskosten 55, 62, 318
Informationseffizienz 61, 73, 289, 313, 317
Informationsineffizienz 38, 74, 202, 317, 331-35
Informationsparadoxon 57, 62, 65, 71, 135
Informationswahrnehmung 134, 311
Infotainment 88, 323
Insiderinformation 55
Intermarket 68, 75, 271, 286, 306, 312, 326, 332
Intermediationsprozeß 55
Investmentstyles 129, 235
Irrelevanztheorem 328
- Jackknife 347, 358
Januar-Effekt 46
- Kalman-Filter 183ff, 265-273
Kapitalkosten 67, 314, 329
Kapitalmarkt 39, 62, 130, 194, 326
Kapitalmarktforschung 80f., 153, 236, 275, 297, 310
Kapitalmarktgleichgewicht 61, 92, 98, 113, 129, 162, 324, 329
Kapitalmarktlinie 72ff, 92f., 97, 109, 114-116, 128, 137, 160, 165, 187, 301, 304, 319, 326
Kapitalstock 67
Kapitalumschlagshäufigkeit 319
Kapitalverkehrsbeschränkungen 100
Kapitalverkehrsfreiheit 202
Kausalstruktur 33, 310
KGV 26, 125
Knife Edge 82, 170, 182, 264, 334
Knife-Edge 183
Kointegration 160, 178-182, 194, 249f., 258-267, 288-291, 297ff., 307, 341-360
Kointegrationsvektoren 179, 265
Kointegrationszusammenhang 178, 182, 249, 261
Kompetenzempfinden 151
Konditionierung 33, 47, 57, 67, 105, 121, 169, 173
Konfidenzband 272ff.
Konjunkturzyklus 51, 182, 327ff.
Konsensmeinung 270
Konservativismus 134, 337
Konsolbond 146
Konsum 32, 63, 70, 78, 106-126, 131, 138-149, 155-165, 332
Konsumglättung 51, 81, 109-114, 121, 125, 163ff.
Konsumprozeß 109, 148, 158
Kontrollillusion 151
Konvexität 106, 153
Kovarianz 351
Kovarianzmatrix 97, 114
Kovarianzrisiko 32, 73, 78, 91f., 114, 126, 137, 142-146
Kovarianzstruktur 38, 49, 70, 97, 124
Kreditvergabefähigkeit 328
Kreditvergabapraxis 328
Kreps-Porteus-Präferenzen 156
Kreuz-Autokovarianzen 47
kreuzsektional 48, 68-73, 83f., 93, 126, 160, 206, 286, 317, 337
Kreuzvalidierung 84, 275
Kursanomalie 35
Kursindex 37
Kurtosis 83, 209ff., 216, 278-285, 289f.
Kurvenschar 109
- Lag-Struktur 189, 252, 257, 260f., 264,-267, 289, 329
Langfristuntersuchung 311
Leerverkauf 94, 119, 321
Leptokurtosis 44, 322ff.
Leverage 51f., 70ff., 98, 103, 159, 187f., 245ff., 274, 290ff., 297, 301f., 325-332, 345
Liberalisierung 40

- Linearfaktorenmodell 123
 Liquiditätseffekt 328
 Liquiditätsprämie 109, 117, 131, 304
 Ljung-Box-Q-Statistik 257
 Lohneinkommen 29, 117, 118, 318
 Long-Short-Strategy 76
 Loss Aversion 106, 132, 153f., 161f., 175, 255ff., 337, 342
 Lower Partial Moment 105, 110, 127, 194
 LTCM 321
- Macroforecasting 293
 Makrofaktor 36, 42, 47f., 56, 67, 91, 181f., 195, 241, 307, 353
 Managementgebührenstruktur 319
 Markov-Prozeß 111, 119
 Markov-Switching-Modell 290
 Marktkapitalisierung 202-207, 226, 234
 Marktliquidität 72, 321
 Marktmikroeffekte 38, 44ff., 303
 Mark-to-Market-Mechanismus 321
 Marktpfolio 70, 91ff., 99ff., 106, 109, 113-118, 128ff., 137, 146f., 293, 304ff.
 Marktpfolio-Leverage 317
 Marktpreis 35, 39, 51, 67, 73, 109, 228, 301, 317f., 325, 333, 337
 Marktpoxy 62, 93, 101, 149, 202, 311
 Markträumungsbedingung 119
 Marktrendite 98, 119, 124, 142-147, 185
 Marktrisiko 40, 92, 103, 114ff., 129f., 304, 334
 Marktsegment 182, 206, 311, 317, 331, 338
 Marktsegmentationshypothese 286, 328
 Marktunvollkommenheit 38, 220
 Marktversagen 126
 Marktvollkommenheit 39
 Marktwert 49f., 53, 126, 317, 337f.
- Martingaleigenschaft 38, 57- 63, 113, 168, 331
 Martingalhypothese 37, 165, 168, 309
 Martingalmodell 37, 80, 119, 165, 168, 309
 Maximum Likelihood-Schätzung 183, 268
 Mean Reversion (Definition) 167-177
 Mean Reversion-Debatte 49, 101, 112, 117, 121ff., 164, 186, 313, 337
 Mean Reversion-Effekt 82, 89, 143, 153, 163, 199, 235, 248, 265, 305
 Mean Reversion-Eigenschaft 45, 93, 157, 162, 176, 195, 234f., 311, 327
 Mean Reversion-Hypothese (MRH) 35ff., 41-45, 55-60, 68, 102, 169, 172f., 195f., 211, 239f., 303, 328
 Mean Reversion-Muster 47, 121, 134f., 169, 174, 226, 233, 333
 Mehrfaktorenmodell 48
 Mehrperioden-Programmierung 320
 Mehrperioden-Renditen 47
 Merton-Kriterium 298ff.
 Microforecasting 293
 Mikrostruktureffekte 85
 Mindestreserveerfordernisse 328
 Mißspezifikationspotential 58, 81
 Mittelwertgleichung 52, 65, 82, 186, 190f., 241-245, 268ff., 301
 Modellfehlspezifikation 35, 52, 78, 143, 311
 Money Channel 328f.
 Monte Carlo-Simulation 44, 70, 275-287, 352
 Moving Average-Prozeß 172, 176, 332f.
 Multifaktormodell 306
 myopisch 154, 175, 257, 342
- Nachweisproblematik 41
 Nettomittelzufluß 317
 Nichtlinearität 63, 103f., 151, 155, 194, 197ff., 301

- Nichtnegativitätsbedingung 59, 167, 197, 333ff.
- Nicht-Parametrische Tests 294f.
- Nichtstationarität 61, 304
- Nivellierungseffekt 338
- Non-Synchronous Trading 44, 84, 199, 203, 220, 236
- Normalverteilung (Standard) 168
- Notes 200, 254, 264
- Nullkuponanleihe 109
- Nutzenfunktion 35, 87, 94-106, 112-116, 121-130, 137-161, 168, 196, 309f., 322ff., 327, 332
- Nutzenmaximierungskalkül 35
- Nutzentheorie 139, 150f., 249
- Ökonometrie 34, 82ff., 169, 178, 192, 258, 351
- Ölpreisrisiko 49
- One-Step-Ahead-Prognoseschätzung 274
- Opportunitätskosten 127
- Ornstein-Uhlenbeck-Prozeß 169, 190
- Out-of-Sample 59, 70, 297f.
- Overconfidence 75, 132ff., 337
- Overreaction 43, 132, 149, 337, 346, 349, 352, 355
- Overreaction/Underreaction 32, 43, 66, 75f., 132ff., 149, 153, 175, 330, 334
- Paradigmenwechsel 318
- Parameterdrift 184
- Parameterinstabilität 34, 48, 293, 306
- Parametrische Tests 294
- Partialmodell 15, 240, 249
- Passivstruktur 329
- Payoff-Struktur 51, 70, 78, 81, 98, 103, 123f., 130, 148f., 159, 191, 313
- Performance-Attribution 301
- Performance-Evaluation 154, 321
- permanente Schocks 169, 242
- Persistenz 14, 155f., 159, 169, 185, 189f., 192f., 332ff.
- Phillips/Perron-Einheitswurzeltest 20, 289f.
- Portfolioentscheidung 95, 119, 309
- Portfolio-Leverage 321f., 335
- Portfolio-Rebalancing 66, 306, 326, 329
- Präferenz 64, 88, 94, 98, 117, 138-142, 148f., 153, 158, 164, 287, 300, 312ff., 333
- Präferenzdrift 142, 149, 313f.
- Präferenzkonsistenz 161, 286
- Präferenzschwankungen 292, 304, 316
- Preferred Habitat 117, 304f., 332
- Preisbewertungsmodell 175
- Preisbildungsprozeß 38, 311
- Price/Earnings 53, 125f.
- Pricing-Kernel 85, 309
- Prior Outcome-Effekt 132, 161ff., 197, 264, 267-271, 276, 287, 299, 302, 332-337
- Probability Mismapping 75, 132, 136, 305, 332, 337
- Produktionsentscheidung 55
- Produktivitätsschock 37, 67, 81, 111, 313
- Profitabilität 43, 53, 301f., 312
- Prognoseaussage 190, 295, 300, 317, 321, 326
- Prognosekraft 67, 190, 297, 327
- Prognostizierbarkeit 36-38, 164, 182, 190, 199, 277, 297, 307, 310, 326
- Prospect Theory 106, 117, 132, 138, 150-155, 161-165, 197, 255ff., 332, 337, 342, 349, 353, 359f.
- Psychofonds 324
- Quasirationalität 150
- Random Walk 31, 38, 102, 167f., 173, 185, 193, 196, 233, 237f., 345, 348, 351, 354ff.
- Rationalität 57, 69, 80, 87, 95, 119, 133, 138-140, 255, 309f.
- Realzins 118, 124, 327ff.

- Referenzmodell 32, 41, 153, 174f., 268
- Referenzpunktsetzung 117, 155, 161, 219, 255, 325
- Regime-Switching 316
- Regressor 237, 255, 268, 297
- Regret Theory 132, 151, 337
- rekursive Koeffizienten-Modelle 271
- Rekursive Nutzenfunktion 110, 138, 332
- Renditeerwartungswert 37, 92, 169, 177, 324
- Renditefrequenz 44, 217, 333
- Renditegenerierungsprozeß 46, 56, 134, 169, 190, 193, 223, 228, 233f., 240ff., 249, 255, 301, 314
- Renditekonditionierung 302
- Renditemuster 109, 292
- Rendite-Risiko-Profil 314
- Rentenfonds 306
- Rentenmarkt 75, 104, 304ff., 312
- Replikation 276
- Representativeness 132ff., 337
- Resampling 275
- Rescaled Range 193, 219, 228-232
- Risikoadjustierung 54, 63, 168, 236, 303, 326
- Risikoaversionsparameter 96-99, 105-111, 125, 145, 155
- Risikoeinstellung 35, 96, 99, 104, 145, 152f., 292, 310ff.
- Risikogewichtefunktion 132, 150-154, 173ff., 255
- Risikokomplementarität 38, 137, 147ff., 332
- Risikoprämie 33-36, 40, 50f., 57-60, 68, 91ff., 99-112, 124, 131, 146ff., 158ff., 164, 181, 184, 191, 241, 287, 295, 305, 319, 325f., 329, 337f.
- Risikosubstitutionalität 38, 137, 148f.
- Risikoverhalten 35, 106, 145, 310ff.
- Risk-Return-Tradeoff 38, 72, 141, 161, 235, 240, 312ff., 323, 330
- Robustheit 38, 241, 288, 357
- Rohstoffpreise 85
- Round-Turn 300
- RRA 94, 103, 106ff., 122, 143-149, 157-160, 164f., 184, 241, 249f., 267, 287, 292, 318, 330ff.
- Rückkoppelung 52, 98, 186, 241, 328
- S&P500-Index 44, 109, 149, 159, 194, 202, 233, 245, 302, 307, 338
- Saisonalität 32, 46, 173, 220
- Saliency 132, 337
- Scatter-Plot 85
- Scheinkorrelation 48, 84, 178f.
- Schiefe 44, 83, 152, 157, 186, 209ff., 216, 278-285, 290, 307, 322-325
- Schock 168ff., 182, 187ff., 205, 241, 265, 330
- Schwellenland 202
- Schwellenwertjustierung 298
- SDF 123
- Segmentierung 137, 145, 310, 337
- Selektion 31, 86, 293, 318f., 327
- Self-Attribution 75, 134
- semiparametrisch 357
- semi-passiv 301
- Sentiment 184, 250, 299, 306, 342
- Short Memory 193f.
- Short-Termism 72, 137, 154, 321
- SIC 261-267
- Sicherheitsäquivalent 140
- Signalgenerierung 299
- Signifikanzniveau 38, 45, 48, 196, 199, 209ff., 216, 220, 238-243, 247, 252, 260, 286, 296ff., 311
- Simulation 86, 321
- Simulationsstudien 275
- Single Driver 74, 137, 334
- Size-Effekt 151
- S-L-M-CAPM (Definition) 91-94
- Small Sample-Bias 129, 291
- SMB 50
- Spekulation 56, 119, 145, 287, 291, 317, 321

- Stabilisierungsmechanismus 154, 333ff.
- Stationarität 64, 84, 138ff., 165, 171, 176, 241, 258, 289f., 353
- Steady State 37, 59, 64ff., 88, 102ff., 157, 289
- Streßsituation 151
- Strukturbruch 83, 103, 143, 173-176, 234-238, 258
- Strukturstabilität 138
- Stützbereich 297f.
- Submartingal 31, 61
- Substitutionalität 106, 146, 328
- Substitutions-/Unabhängigkeitsaxiom 139
- Superexogenität 180
- Switching-Strategie 44, 294, 300, 307
- Systemstabilität 176
- Testdesign 34, 39, 44, 47, 165, 169
- Timing 31, 68, 71, 86, 117, 136, 142, 165, 233, 275, 293-301, 305ff., 312, 316-319, 327, 331, 334
- Total Return Index 202, 205
- Totalmodell 258, 275
- Tracking-Error 321
- Transaktionskosten 55ff., 63, 66, 69, 86, 94, 100, 112, 135, 165, 288, 293, 300f., 318-324, 327, 331, 337
- transitorische Schocks 43, 134, 157, 162, 169ff., 176, 181, 192, 236, 240, 316
- Transmission 196, 327-330
- Trend 37, 43, 53, 102, 135, 160, 168-173, 175-177, 179, 183, 193, 220, 249-265, 289, 292, 314, 317, 334, 352ff., 360
- Trendstationarität 169, 175, 260
- Trigger-Bedingung 302
- Turn-of-the-Month-Effekt 220
- Turn-of-the-Year-Effekt 288
- TVER *siehe Überrenditen (zeitvariable)*
- Überparametrisierung 34, 48, 83, 197, 237-240, 248, 265, 270
- Überrenditen (zeitvariable) 33ff., 41f., 46-52, 60, 66-70, 79f., 109, 121, 126, 137, 154f., 181- 184, 190-202, 211, 241, 271, 293, 304-335
- Überrenditepotential 76, 172, 311
- Umsatzrentabilität 338
- Underreaction 337, 352
- Underweighting of Base Rate Information 75, 132, 135f., 305, 332, 337
- US-Aktienmarkt 286, 311
- US-Notenbank 250
- Value-Aktien 126, 161
- VAR 178f., 249, 260-267, 276, 288
- Varianzdekomposition 48
- Varianz-Effekt 67
- Verbundenen Hypothesen 77-80, 261, 331
- Verhaltensanomalie 77, 288, 310, 337
- Verlustaversion *siehe Loss Aversion*
- Vermächtnisfunktion 112
- Vermögenseffekt 157
- Verstetigungspolitik 335
- Verwaltungskosten 134
- Volatilitätsclusterung 102, 223, 302
- Volatilitätskonditionierung 302
- Volatility Feedback 98, 165, 186f., 223, 240ff., 274, 302, 332
- Vorkoppelungsmechanismus 241
- Wachstumsfunktion 323
- Währungssicherung 202, 311, 319
- Weltaktienmarkt 199, 202, 325
- Weltkrieg 45, 50, 109
- Wertfunktion 99, 106, 150-154, 161, 255ff., 322
- Wertpapieranalyst 75, 125, 317
- Wertpapiermarktlinie 92, 97, 109, 113-116, 128
- Wiederanlagerisiko 38
- Winner/Loser-Portfolio 69

- Wohlfahrtsgewinn 314
 Wohlfahrtsverlust 330
 Wohlstandsniveau 106, 304
- X**-Hedge 109
- Y**erkes-Dodson-Gesetzmäßigkeit 133
- Z**ahlungsanwartschaft 62
 Zahlungsstrom 38, 70, 338
 Zahlungüberschuß 110, 159, 328
 zeitadditiv 58, 112, 119, 155, 164, 312
 Zeitadditivität 88, 180, 333
 Zeitaggregation 275
 Zeithorizont 107, 180, 229, 267
 Zeitpräferenz 309, 325
 Zeitreihenanalysen 65, 199
 Zeitreiheneigenschaften 82, 111, 146, 167, 197
 Zeitreihenmodelle 173, 351
 Zentralbank 328f.
- Zentralbankpolitik 103, 175, 330
 Zerobond 38, 109, 305
 Zielkorridor 299
 Zielrendite 299
 Zin-Epstein-Präferenzen 314
 Zinsdifferential 265, 271
 Zinseffekt 49
 Zinselastizität 304
 Zinsstruktur (-effekt) 41f., 49ff., 60, 73, 81, 109, 116f., 131, 135ff., 158, 164f., 183, 197, 217ff., 236, 240f., 249-255, 264f., 267, 270f., 286-292, 303-306, 324, 327-330, 334, 351
 Zinsstrukturkurve 49f., 66, 68, 104, 116ff., 135ff., 147, 158, 196, 200, 249, 270, 274, 305, 327-335
 Zinsstrukturrisiko 49
 Zinszyklus 304
 Zustandsraum 183, 265, 268
 Zustandsvariable 47, 109, 113f., 155, 163, 184, 271-274, 298, 332