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 176

Aktives Portfoliomanagement auf Basis von Fehlbewertungen in den Renditeerwartungen

Von

Olaf Stotz

Duncker & Humblot · Berlin

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

OLAF STOTZ

Aktives Portfoliomanagement auf Basis von Fehlbewertungen in den Renditeerwartungen

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Untersuchungen über das Spar-, Giro- und Kreditwesen

Abteilung A: Wirtschaftswissenschaft

Herausgegeben von

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

Band 176

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Aktives Portfoliomanagement auf Basis von Fehlbewertungen in den Renditeerwartungen

Von

Olaf Stotz

Duncker & Humblot · Berlin

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Der Fachbereich Wirtschaftswissenschaften
der Rheinisch-Westfälischen Technischen Hochschule Aachen
hat diese Arbeit im Jahre 2003 als Dissertation angenommen.

Bibliografische Information Der Deutschen Bibliothek

Die Deutsche Bibliothek verzeichnet diese Publikation in
der Deutschen Nationalbibliografie; detaillierte bibliografische
Daten sind im Internet über <http://dnb.ddb.de> abrufbar.

Alle Rechte vorbehalten
© 2004 Duncker & Humblot GmbH, Berlin
Fotoprint: Werner Hildebrand, Berlin
Printed in Germany

ISSN 0720-7336
ISBN 3-428-11403-5

Gedruckt auf alterungsbeständigem (säurefreiem) Papier
entsprechend ISO 9706 ♾

Internet: http://www.duncker-humblot.de

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Inhaltsverzeichnis

A. Einleitung 15
I. Einführung in das Themengebiet 15
II. Einordnung und Abgrenzung der Arbeit 17
III. Gliederung der Arbeit 20
B. Grundlagen 23
I. Notationen und Konventionen 23
1. Notationen 23
2. Konventionen 27
II. Bewertungsmodelle 28
1. Dividenden-Diskontierungsmodell 29
2. Kapitalkosten und erwartete Renditen 36
3. Vereinfachungen des Dividenden-Diskontierungsmodells 45
4. Residual-Income-Modell 48
5. Eigenschaften der Bewertungsmodelle 55
III. Fehlbewertung 57
1. Fehlbewertung auf Basis von Preisen 57
2. Fehlbewertung auf Basis von Renditen 58
3. Beispiel für eine Fehlbewertung 59
IV. Zusammenfassung 60
C. Portfoliomanagement 62
I. Einführung in das Portfoliomanagement 62
1. Prozeßschritte 62
2. Benchmark 64
3. Managementarten 67
II. Portfoliooptimierung 75
1. Passive Portfoliooptimierung 77
2. Aktive Portfoliooptimierung mit absoluter Benchmark 79
3. Aktive Portfoliooptimierung mit relativer Benchmark 85
4. Zusammenhänge zwischen den effizienten Portfolios 95
III. Literaturüberblick 103
1. Vorgehensweise in der Literatur 104
2. Ergebnisse der Literatur 106
3. Abgrenzung zum aktiven Portfoliomanagement 116
IV. Zusammenfassung 120
D. Renditeerwartung und Fehlbewertung 122
I. Erwartete Rendite aus Marktpreisen 123
1. Schätzung der erwarteten Rendite durch realisierte Renditen . . 123
2. Schätzung der erwarteten Rendite durch implizite Renditen . . . 130
3. Vergleich der Schätzmethode implizite Rendite versus realisierte Rendite 135
II. Erwartete Rendite im Gleichgewicht 147
1. CAPM 147

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

2. CCAPM 150
3. Modelle zur Bestimmung der Marktrisikoprämie 151
III. Fehlbewertung 155
1. Bestimmung der Fehlbewertung 155
2. Modelle zur Erklärung der Fehlbewertung 156
3. Bewertung der Modelle zur Erklärung der Fehlbewertung 163
IV. Zusammenfassung 164
E. Empirisches Untersuchungsdesign 166
I. Zeitliches Verhalten der erwarteten Rendite und der Fehlbewertung 166
1. Zeitliches Verhalten der erwarteten Rendite 166
2. Zeitliches Verhalten der Risikoprämie 168
3. Zeitliches Verhalten der Fehlbewertung 169
4. Einfluß der Fehlbewertung auf die realisierte Rendite 170
5. Verarbeitung von Dividendeninformationen 177
II. Portfoliostrategien 182
1. Absolute Portfoliooptimierung: Der $(\mu - \sigma)$-Investor 182
2. Relative Portfoliooptimierung: Der $(\alpha - TE)$-Investor 183
3. Relative Portfoliooptimierung: Der $(\Pi^{\epsilon} - TE)$-Investor 183
III. Zusammenfassung 184
F. Daten und Modellkalibration 186
I. Daten 186
II. Modellkalibration 188
1. Berechnung der impliziten Rendite 188
2. Berechnung der realisierten Rendite 196
3. Berechnung der erwarteten Rendite im Gleichgewicht 197
III. Deskriptive Statistiken 200
G. Empirische Ergebnisse 206
I. Zeitliches Verhalten der erwarteten Rendite 206
II. Zeitliches Verhalten der Risikoprämie 211
III. Zeitliches Verhalten der Fehlbewertung 215
1. CAPM 220
2. CCAPM 220
3. Fazit zum Mean-reverting-Verhalten 220
IV. Einfluß der Fehlbewertung auf die realisierte Rendite 223
V. Verarbeitung von Dividendeninformationen 224
VI. Zusammenfassung 229
H. Portfoliostrategien 235
I. Absolute Portfoliooptimierung: Der $(\mu - \sigma)$-Investor 236
II. Relative Portfoliooptimierung: Der $(\alpha - TE)$-Investor 241
III. Relative Portfoliooptimierung: Der $(\Pi^{\epsilon} - TE)$-Investor 244
1. Einfluß der Fehlbewertung auf die aktive Rendite 248
2. Zeitliches Verhalten der Fehlbewertung der $(\Pi^{\epsilon} - TE)$-effizienten Portfolios 248
IV. Zusammenfassung 256
I. Schlußbemerkungen 258
J. Anhang 262
I. Bestimmung effizienter Portfolios 262
II. Untersuchungsdesign Quantilportfolios 266
III. Linearisierung des Dividenden-Diskontierungsmodells 268
IV. Mean-reverting-Verhalten der Fehlbewertung 271

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

V. Transformation von Π_t^{ε} und Ψ_τ in $\frac{F_t}{P_t}$ und $\frac{\Delta \tilde{F}_{t+1}}{F_t}$ 276
Literaturverzeichnis 279
Sachwortverzeichnis 290

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Abbildungsverzeichnis

A.1 Inhaltliche Strukturierung der Arbeit 22
B.1 Inhalt des Kapitels B. 24
B.2 Zeitliche Konventionen 27
B.3 Zeit- und zustandsabhängige Entwicklung der Dividenden 30
B.4 Risikoneutrale Wahrscheinlichkeiten 35
B.5 Bewertungskonzepte von Aktien 37
B.6 Zeit- und zustandsabhängige Entwicklung der Dividenden und Werte 40
B.7 Zeit- und zustandsabhängige Entwicklung der Dividenden und Werte 43
B.8 Wachstumsphasen verschiedener Dividenden-Diskontierungsmodelle 49
B.9 Rentabilitätsphasen verschiedener Residual-Income-Modelle . . . 54
B.10 Zusammenhang zwischen Wert und Kapitalkosten 56
B.11 Zusammenhang zwischen Wert und erwarteter Eigenkapitalrendite 56
B.12 Beispiel für eine Fehlbewertung 61
C.1 Inhalt des Kapitels C. 63
C.2 Gliederung des Portfoliomanagements 76
C.3 $(\mu - \sigma)$-Effizienzlinie 83
C.4 Kapitalmarktlinie 84
C.5 $(\alpha - TE)$-Effizienzlinie 88
C.6 $(\Pi^{\epsilon} - TE)$-Effizienzlinie und α eating 93
C.7 Vergleich von $(\alpha - TE)$- und $(\mu - \sigma)$-effizienten Portfolios 100
D.1 Inhalt des Kapitels D. 123
D.2 Zeit- und zustandsabhängige Entwicklung der Preise bei konstanten Renditeerwartungen 136
D.3 Zeit- und zustandsabhängige Entwicklung der Preise bei zeitlich variierenden Renditeerwartungen 137
D.4 Marktportfolio M 148
D.5 Exemplarischer Verlauf der Wertefunktion im Fall von Verlustaversion 157
D.6 Verlustwahrscheinlichkeit und Evaluierungsperiode 159
D.7 Psychologische Kosten durch Verlustaversion 160
D.8 Verlauf der Wertefunktion im Fall von dynamischer Verlustaversion 161
E.1 Inhalt des Kapitels E. 167
E.2 Verarbeitungsformen bei Dividendennachrichten 179
E.3 Fehlverarbeitung von Informationen 180
F.1 Phasen des Residual-Income-Modells 190
F.2 Zeitliche Modellierung der Buchwerte, Gewinne und Dividenden . 193
F.3 Kalibration der risikolosen Zinsen 195
F.4 Verlauf der impliziten Marktrendite und Marktrisikoprämie . . . 205
G.1 Inhalt des Kapitels G. 206

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

H.1 Inhalt des Kapitels H. 235
H.2 Zeitlich bedingte Schätzungen für erwartete Renditen durch implizite Renditen und historische Renditen 240
H.3 Veränderung der Fehlbewertung τ Monate nach Optimierung . . 254
H.4 Prozentualer Anteil der ursprünglichen Fehlbewertung nach τ Monaten 255
J.1 Schritt 1 bis 3 des Untersuchungsdesigns auf Basis von Quantilportfolios 267

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabellenverzeichnis

C.1 Verteilung der realisierten Information Ratios 95
C.2 Beispiel zum Dilemma des aktiven Portfoliomanagements 100
C.3 Ergebnisse zum Kurs-zu-Buchwert-Verhältnis 108
C.4 Ergebnisse zum Kurs-zu-Cash-flow-Verhältnis 108
C.5 Ergebnisse zum Kurs-zu-Gewinn-Verhältnis 109
C.6 Ergebnisse zum Winner-Loser-Effect 111
C.7 Ergebnisse zur Marktkapitalisierung 112
C.8 Zusammenfassung Value-Prämie 112
C.9 Bewertung und Kurs-zu-Buchwert-Verhältnis 118
D.1 Empirische Daten zur Entwicklung des S&P 500 Indexes 142
E.1 Verarbeitung von Informationen 178
F.1 Beispiel zum Residual-Income-Modell: Ausgangssituation 194
F.2 Beispiel zum Residual-Income-Modell: Zielsituation 194
F.3 Kurzfristiges Szenario: Implizite Renditen und Risikoprämien . . 201
F.4 Mittelfristiges Szenario: Implizite Renditen und Risikoprämien . 202
F.5 Langfristiges Szenario: Implizite Renditen und Risikoprämien . . 203
G.1 Zeitliches Verhalten der erwarteten Rendite, kurzfristiges Szenario 208
G.2 Zeitliches Verhalten der erwarteten Rendite, mittelfristiges Szenario 209
G.3 Zeitliches Verhalten der erwarteten Rendite, langfristiges Szenario 210
G.4 Zeitliches Verhalten der Risikoprämie, kurzfristiges Szenario . . . 212
G.5 Zeitliches Verhalten der Risikoprämie, mittelfristiges Szenario . . 213
G.6 Zeitliches Verhalten der Risikoprämie, langfristiges Szenario . . . 214
G.7 Zeitliches Verhalten der Fehlbewertung, kurzfristiges Szenario . . 217
G.8 Zeitliches Verhalten der Fehlbewertung, mittelfristiges Szenario . 218
G.9 Zeitliches Verhalten der Fehlbewertung, langfristiges Szenario . . 219
G.10 Zeitliches Verhalten der Fehlbewertung, CAPM 221
G.11 Zeitliches Verhalten der Fehlbewertung, CCAPM 222
G.12 Einfluß der Fehlbewertung auf die realisierte Rendite, kurzfristiges Szenario 225
G.13 Einfluß der Fehlbewertung auf die realisierte Rendite, mittelfristiges Szenario 226
G.14 Einfluß der Fehlbewertung auf die realisierte Rendite, langfristiges Szenario 227
G.15 Verarbeitung von Informationen, kurzfristiges Szenario 230
G.16 Verarbeitung von Informationen, mittelfristiges Szenario 231
G.17 Verarbeitung von Informationen, langfristiges Szenario 232
G.18 Untersuchung der Informationsverarbeitung 233
H.1 $(\mu - \sigma)$-effiziente Portfolios 237
H.2 $(\alpha - TE)$-effiziente Portfolios 243
H.3 $(\Pi^{\epsilon} - TE)$-effiziente Portfolios, CAPM 246
H.4 $(\Pi^{\epsilon} - TE)$-effiziente Portfolios, CCAPM 247
H.5 Einfluß der Fehlbewertung 249

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

H.6 Fehlbewertung der ($\Pi^{\epsilon} - TE$)-effizienten Portfolios 250
H.7 Durchschnittliche Fehlbewertung, CAPM-Fall 251
H.8 Durchschnittliche Fehlbewertung, CCAPM-Fall 252
J.1 Mean-reverting Verhalten, unterbewertete Aktien, CAPM 272
J.2 Mean-reverting Verhalten, überbewertete Aktien, CAPM 273
J.3 Mean-reverting Verhalten, unterbewertete Aktien, CCAPM . . . 274
J.4 Mean-reverting Verhalten, unterbewertete Aktien, CCAPM . . . 275

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Verzeichnis wichtiger Symbole

$\mathbf{A}$	Matrix aus Optimierungsproblem zur Bestimmung effizienter Portfolios
AR	aktive Rendite
$\overline{AR_{t+1}}$	Durchschnitt realisierter einperiodiger aktiver Renditen
$\mathbf{b}$	wertmäßige Zusammensetzung einer Benchmark
B	Buchwert
C	Konsum
$Cov(\tilde{R}_i, \tilde{R}_j)$	Kovarianz der Rendite zweier Wertpapiere
D	Dividende
DP	Dividenden-zu-Preis-Verhältnis
DY	Dividendenrendite
e	normale unerwartete Rendite
EKR	Eigenkapitalrendite
EKR_l	langfristige Eigenkapitalrendite
$E_t(\cdot)$	Erwartungswertoperator
$E_t^*(\cdot)$	risikoneutraler Erwartungswertoperator
$E_t(\tilde{R}_{t,t+1})$	erwartete einperiodige Rendite in einem realen Kapitalmarkt
$E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1})$	erwartete einperiodige Rendite im Gleichgewicht
$\overline{E_t(\tilde{R}_{t,t+1})}$	Durchschnitt erwarteter einperiodiger Renditen
$g_{t,t+1}$	einperiodige Wachstumsrate der Dividenden
g_B	konstante einperiodige Wachstumsrate der Buchwerte
G	Gewinn
I	unerwartete Rendite durch ein Sonderereignis
IV	Informationsvariable
$IR_{P,t,t+1}$	Information Ratio einperiodiger erwarteter Renditen
$IR_{r,P,t,t+1}$	Information Ratio einperiodiger realisierter Renditen
k	Linearisierungsparameter
K	Kapitalkostensatz
KBV	Kurs-zu-Buchwert-Verhältnis
KCV	Kurs-zu-Cash-flow-Verhältnis
KGV	Kurs-zu-Gewinn-Verhältnis
m	Anzahl vergangener Monate seit dem Ende des letzten Geschäftsjahres

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

MK	Marktkapitalisierung
p_t^s	Wahrscheinlichkeit des Zustandes s zum Zeitpunkt t
$p_t^{*,s}$	risikoneutrale Wahrscheinlichkeit des Zustandes s zum Zeitpunkt t
P	Preis
q	Ausschüttungsquote
q_l	langfristige Ausschüttungsquote
Q_i	i-tes Quantil
QE_t^s	elementares Wertpapier, welches zum Zeitpunkt t in Zustand s genau eine Geldeinheit bezahlt und in allen anderen Zuständen nichts
R	Rendite
R_f	risikoloser Zins
R^ι	implizite Rendite
$\hat{R}$	Schätzung für die erwartete Rendite
$\overline{R_{t,t+1}}$	Durchschnitt einperiodiger realisierter Renditen
$\overline{R_{\tau,t}}$	τ-periodiger Durchschnitt einperiodiger realisierter Renditen
RK_{t+1}	geometrische Rendite
s	Zustand
$S\ddot{A}(\tilde{X})$	Sicherheitsäquivalent einer unsicheren Zahlung $\tilde{X}$
$SR_{P,t,t+1}$	Sharpe Ratio einperiodiger erwarteter Renditen
$SR_r(R_{P,t,t+1})$	Sharpe Ratio einperiodiger realisierter Renditen
t	Zeitindex
T	Zeitparameter
TE	Tracking Error
$U(\cdot,\cdot,....)$	Nutzenfunktion
v	Störparameter in einer Regressionsgleichung
$Var(\tilde{R}_{i,t,t+1})$	Varianz einperiodiger Renditen
VP	Value-Prämie
W	Wert bzw. Gleichgewichtspreis
$\mathbf{x}$	wertmäßige Zusammensetzung eines gemanagten Portfolios
$\mathbf{z}$	Vektor aus Optimierungsproblem zur Bestimmung effizienter Portfolios
α	Erwartungswert der aktiven Rendite
β	CAPM bzw. CCAPM β-Faktor
Δ	Differenzenoperator
$\epsilon_{t,t+1}$	unerwartete Rendite
ϵ_D	unerwartete Rendite durch Änderungen in Dividendenerwartungen
ϵ_g	unerwartete Rendite durch Änderungen in erwarteten Dividendenwachstumsraten

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

ϵ_K	unerwartete Rendite durch Änderungen im Kapitalkostensatz
γ	relativer Risikoaversionskoeffizient
λ	Lagrange-Parameter
λ_v	Verlustaversionskoeffizient
μ	Erwartungswert der Rendite
$\nu_{d,t+1}$	Änderungen in den Erwartungen zukünftiger Dividenden
$\nu_{\pi'',t+1}$	Änderungen in den Erwartungen zukünftiger gleichgewichtiger Risikoprämien
$\nu_{\pi^\epsilon,t+1}$	Änderungen in den Erwartungen zukünftiger Fehlbewertungen
$\nu_{r_f,t+1}$	Änderungen in den Erwartungen zukünftiger risikoloser Zinsen
Ψ_τ	prozentualer Anteil der ursprünglichen Fehlbewertung nach τ Monaten
Π	Risikoprämie
Π^ϵ	Fehlbewertung in der Renditeerwartung
Π^ι	implizite Risikoprämie
Π^ρ	Risikoprämie im Gleichgewicht
ρ	Linearisierungsparameter
$\sigma^2_{i,t+1}$	Varianz der einperiodigen Rendite
$\sigma_{ij,t+1}$	Kovarianz der einperiodigen Rendite zweier Wertpapiere
$\sigma(R_{t+1})$	Standardabweichung realisierter einperiodiger Renditen
$\sigma(AR_{t+1})$	Standardabweichung realisierter einperiodiger aktiver Renditen
$\mathbf{\Sigma_{t+1}}$	Kovarianzmatrix der einperiodigen Renditen
τ	Zeitindex
$\omega(p)$	Wahrscheinlichkeitsgewichtefunktion

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

A. Einleitung

I. Einführung in das Themengebiet

Die Bestimmung der Erwartungen von unsicheren Aktienrenditen hat sowohl in der Finanzierungs- und Kapitalmarkttheorie als auch in der Praxis des Portfoliomanagements eine hohe Bedeutung. Von der Güte der Schätzung hängt es vor allem ab, ob ein Portfoliomanager die Rendite eines Marktindexes ohne das Eingehen zusätzlicher Risiken übertreffen kann. Erwartete Renditen können prinzipiell auf zwei Wegen bestimmt werden. In einem *fiktiven* Kapitalmarkt mit idealisierenden Annahmen wie bspw. dem maximierenden Verhalten hinsichtlich des Erwartungsnutzens ergibt sich im Gleichgewicht die erwartete Rendite. In einem *realen* Kapitalmarkt weisen Investoren gewöhnlich nicht das idealisierte Verhalten auf. Dies kann dazu führen, daß Renditeerwartungen, die sich aus realen Preisen ergeben, von denen des fiktiven Kapitalmarktes im Gleichgewicht abweichen.

Ein Vergleich zwischen den erwarteten Renditen in einem *realen* Kapitalmarkt und denen eines *fiktiven* Kapitalmarktes führt zum Konzept der Fehlbewertung. Sind beide Renditeerwartungen gleich, dann sind Aktien richtig bewertet und ein Kapitalmarkt wird als effizient angesehen. In einem effizienten Markt spiegelt der Preis alle bewertungsrelevanten Informationen wider (Fama (1970)). Lange Zeit galt die Markteffizienz als ein zentrales Paradigma in der Finanzierungs- und Kapitalmarkttheorie.[1] Als Folge davon lassen sich Preisänderungen nicht systematisch prognostizieren. Sind jedoch die Renditeerwartungen unterschiedlich, dann sind Aktien fehlbewertet. Gleichen sich die Fehlbewertungen im Zeitablauf aus, d.h., tendiert der reale Preis zu seinem Gleichgewichtspreis, dann ergeben sich Möglichkeiten zur Prognose von Aktienrenditen.

Betrachtet man Bewertungen von Aktien in der Realität, so fällt eine vernünftige Rechtfertigung teilweise schwer. So hatte bspw. Anfang 2000

[1] Meilensteine der theoretischen Forschung der Finanzierungs- und Kapitalmarkttheorie dieser Richtung sind das Capital Asset Pricing Modell (CAPM) von Sharpe (1964), Lintner (1965), Mossin (1966) und Black (1972), das Intertemporal Asset Pricing Modell (ICAPM) von Merton (1973), das Consumption Asset Pricing Modell (CCAPM) von Breeden (1979) und die Arbitrage Pricing Theorie (APT) von Ross (1976).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

das Internetunternehmen E-Toys mit einem Umsatz von 27 Millionen US-$ und einem Verlust von 150 Millionen US-$ einen Marktwert von 9 Milliarden US-$. Das klassische Unternehmen Toys R Us dagegen hatte bei einem Umsatz von 11 Milliarden US-$ und positiven Gewinnen seit mehr als 20 Jahren einen Marktwert von nur 3 Milliarden US-$, ein Drittel von E-Toys. Beide Unternehmen waren in der gleichen Branche vertreten. Diese signifikanten Bewertungsunterschiede sind nur durch optimistische Annahmen bzgl. der Entwicklung von E-Toys zu rechtfertigen gewesen.[2] Neben solchen extremen Bewertungsunterschieden läßt sich empirisch beobachten, daß sich Aktienrenditen systematisch prognostizieren lassen. Die verschiedenen Möglichkeiten der Prognose sind auch als *Kapitalmarktanomalien* bekannt und wurden sowohl in der Zeitreihe (Prognose der Rendite von Marktindizes) als auch im Querschnitt (Prognose der Rendite von einzelnen Aktien zueinander) dokumentiert.[3] Die Prognosemöglichkeit an sich ist noch keine Evidenz gegen die Markteffizienz. Werden die Prognosen aus der Perspektive der Markteffizienz betrachtet, so können sie die Folge von unterschiedlichen Renditeerwartungen im Gleichgewicht sein (bspw. aufgrund eines unterschiedlichen Risikos). Die Prognosemöglichkeit in der Zeitreihe ergibt sich dann aus zeitlich sich verändernden Renditeerwartungen. Die Prognose im Querschnitt ist die Folge von unterschiedlichen gleichgewichtigen Renditeerwartungen der einzelnen Wertpapiere zueinander. Aus der Sichtweise der Marktineffizienz können die Prognosen dagegen mit Fehlbewertungen begründet werden. Die Unterscheidung zwischen den beiden Perspektiven, effiziente oder ineffiziente Märkte, war und ist bis heute eine heftig geführte Debatte in der Literatur.

---

[2] Die Differenz wäre nur dann zu rechtfertigen gewesen, wenn E-Toys über einen Zeitraum von 50 Jahren ein fünfmal so hohes Wachstum bei einer dreimal so hohen Marge und das bei gleichem Risiko erzielt hätte wie Toys R Us. Diese Annahmen erscheinen sehr optimistisch.

[3] Auf der Ebene des Marktes läßt sich die Rendite in ihrer Zeitreihe prognostizieren, auf der Ebene der einzelnen Aktien läßt sich die Rendite relativ zueinander prognostizieren. Sowohl vergangene Renditen (Fama und French (1988a) und Poterba und Summers (1988)) als auch fundamentale Größen wie bspw. Dividendenrenditen (Campbell und Shiller (1988a, b), Fama und French (1988b)), Buchwerte (Kothari und Shanken (1997)) und Konsumdaten (Lettau und Ludvigson (2000)) zeigen Prognosekraft für zukünftige Indexrenditen. Darüber hinaus ist die Prognosemöglichkeit für die einzelnen Aktien eines Indexes im Querschnitt ebenfalls vorhanden. Die relativen Renditen lassen sich bspw. auf Basis der Größe eines Unternehmens (Banz (1981)), der Dividendenrendite (Rozeff (1984)), des Kurs-zu-Gewinn-Verhältnisses (Basu (1983)), des Verhältnisses Kurs-zu-Buchwert einer Aktie (Fama und French (1992) und des Kurs-zu-Cash-flow-Verhältnisses (Lakonishok, Shleifer und Vishny (1994) prognostizieren. Des weiteren ist die vergangene Kursentwicklung eine gute Indikation für die zukünftige Rendite (DeBondt und Thaler (1985, 1987), Jegadeesh und Titman (1993)).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Für das Portfoliomanagement hat die Bestimmung der Renditeerwartungen deswegen eine wichtige Bedeutung, weil sie zu einem großen Teil den Erfolg oder Mißerfolg eines Portfolios bestimmt (Chopra und Ziemba (1993)). Lassen sich Renditen nicht prognostizieren, so verspricht eine aktive Titelselektion von Aktien keinen Erfolg auf eine Überrendite gegenüber einer passiven buy-and-hold-Strategie. Erzielte Überrenditen sind dann entweder zufallsbedingt oder das Ergebnis von erhöhten Risiken. Sind Aktien dagegen fehlbewertet und lassen sich Renditen vorhersagen, dann können durch aktive Selektion von einzelnen Aktien Überrenditen im Vergleich zu einem Marktindex erzielt werden. Aktives Management nutzt in diesem Fall Fehlbewertungen aus, um höhere Renditen zu erreichen.

II. Einordnung und Abgrenzung der Arbeit

Die vorliegende Arbeit hat sich drei Ziele gesetzt. Das erste besteht darin, Renditeerwartungen von Aktien aus realen Preisen zu bestimmen. Der Vergleich zwischen diesen Erwartungen und den gleichgewichtigen Renditeerwartungen führt zum zweiten Ziel, der Quantifizierung der Fehlbewertung. Die Transformation der Renditeerwartungen und Fehlbewertungen in effiziente Portfolios, die überlegene Rendite- und Risikobeziehungen erzielen, ist das dritte. Bei diesen Zielen sind sowohl die theoretischen Grundlagen als auch eine empirische Überprüfung vor dem Hintergrund eines praktischen Einsatzes im Portfoliomanagement von Bedeutung.

Quantifizierung von Renditeerwartungen

Die übliche Vorgehensweise zur Schätzung von erwarteten Renditen aus Marktpreisen ist die Bildung eines Durchschnittswertes über realisierte Renditen. Diese ist dann richtig, wenn die Renditeerwartungen im Zeitablauf konstant sind. Diese Annahme kann insbesondere im Hinblick auf Aktienrenditen beim Erkenntnisstand der heutigen wissenschaftlichen Forschung nicht vorausgesetzt werden (siehe bspw. Campbell und Shiller (1988a) und Fama und French (1988a, b)). Neben der zeitlichen Variabilität der Renditeerwartungen kritisiert Elton (1999), daß der historische Schätzer durch Einzelereignisse deutlich verzerrt sein kann. Führt bspw. ein Sonderereignis in der Historie dazu, daß die Rendite deutlich von ihrem Erwartungswert abweicht, so kann die Historie nicht repräsentativ für die Zukunft sein. Hat bspw. ein Pharmaunternehmen ein sehr erfolgreiches Medikament entwickelt, welches zu hohen Gewinnen und stark steigenden Kursen führt, so kann nicht erwartet werden, daß dieses Unternehmen solche erfolgreichen Produkte ständig entwickelt. Damit kann die Schätzung von Renditeerwartungen durch historische Schätzer nicht adäquat sein.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

In dieser Arbeit wird zur Schätzung der Markterwartungen eine alternative Methodik gewählt, die die angesprochenen Probleme umgeht. Dazu werden Bewertungsmodelle[4] herangezogen, um aus beobachtbaren Preisen die Markterwartungen zukünftiger Renditen zu bestimmen. Die Bewertungsmodelle werden dazu dem aktuellen Preis gleichgesetzt und nach der impliziten Rendite aufgelöst, welche dann die erwartete Rendite schätzt. Diese Vorgehensweise hat insbesondere in der jüngsten Vergangenheit verstärkt an Bedeutung gewonnen (Claus und Thomas (2001), Fama und French (2002) und Gebhardt, Lee und Swaminathan (2001)). Während die bisherige Literatur die implizite Rendite zur deskriptiven Beschreibung der erwarteten Rendite herangezogen hat, wird diese Methodik an zwei Stellen erweitert. Als erstes werden durch den Vergleich mit gleichgewichtigen Renditeerwartungen Fehlbewertungen bestimmt und als zweites werden die impliziten Rendite entscheidungsorientiert in der Portfolioselektion von Aktien umgesetzt.

Quantifizierung von Fehlbewertungen

Fehlbewertungen sind in der Regel an Kapitalmärkten nicht direkt beobachtbar. Sie müssen dementsprechend aus dem zur Verfügung stehenden Datenmaterial geschätzt werden. Die übliche Vorgehensweise in der Literatur und in der Praxis ist die Bildung von Bewertungskennzahlen wie bspw. dem Kurs-zu-Buchwert-Verhältnis (siehe bspw. Lakonishok, Shleifer und Vishny (1994)). Ein hoher Preis relativ zum Buchwert signalisiert eine Überbewertung, ein niedriger Preis relativ zum Buchwert eine Unterbewertung. Unterschiedliche Preis-zu-Buchwert-Verhältnisse können sich neben einer Fehlbewertung auch wegen eines unterschiedlichen Risikos ergeben. Aus diesem Grund ist die Bewertung einer Aktie allein aufgrund des Buchwertes nur unter der Annahme zu rechtfertigen, daß das Risiko für alle untersuchten Wertpapiere gleich hoch ist. Da diese Voraussetzung in der Realität mit großer Wahrscheinlichkeit nicht gegeben ist, können sie zu einem Bias in der Schätzung der Fehlbewertung führen (Frankel und Lee (1998)).

Um die Fehlbewertungen genauer zu quantifizieren, werden erwartete Renditen, die sich aus Marktpreisen ergeben, mit Renditen, die sich aus Gleichgewichtsmodellen ergeben, verglichen. Der Unterschied zwischen beiden Renditeerwartungen wird als Fehlbewertung interpretiert. Die Fehlbewertung hängt damit von den unterstellten Bewertungsmodellen und den unterstellten Gleichgewichtsmodellen ab. Um diese Modellabhängig-

[4] Es werden Dividenden-Diskontierungsmodelle (siehe bspw. Gordon und Shapiro (1956) und Campbell und Shiller (1988a)) und Residual-Income-Modelle (siehe bspw. Ohlsen (1990, 1995)) unterstellt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

keit zu untersuchen, werden sowohl verschiedene Bewertungsmodelle als auch verschiedene Gleichgewichtsmodelle betrachtet.

Transformation der Renditeerwartungen und Fehlbewertungen in effiziente Portfolios

Ein Investor ist vor allem daran interessiert, welche Portfoliorenditen sich aufgrund der gebildeten Renditeerwartungen bzw. geschätzten Fehlbewertungen realisieren lassen. In der Literatur wird dies in der Regel auf Basis von Quantilportfolios untersucht. Die einzelnen Aktien werden nach ihrer erwarteten Rendite bzw. Fehlbewertung geordnet. Anschließend werden Quantile gebildet und alle Aktien innerhalb eines Quantils zu einem Portfolio zusammengefaßt. Im Anschluß daran werden die realisierten Renditen der Quantilportfolios miteinander verglichen und gegebenenfalls um die gleichgewichtige Renditeerwartung adjustiert. Ist der Unterschied der Renditen der verschiedenen Quantilportfolios signifikant, wird dies entweder als Resultat einer Fehlbewertung oder als Indikation für ein falsches Gleichgewichtsmodell interpretiert. Bei dieser Methodik wird jedoch die Frage der Gewichtung der einzelnen Aktien in einem Portfolio vernachlässigt. In der Regel werden die einzelnen Aktien gleich- oder marktwertgewichtet. Für einen Investor ist somit diese Methodik in der Praxis kaum realisierbar.

Die Methodik der Quantilportfolios ist ausreichend, um zu überprüfen, ob Fehlbewertungen einen signifikanten Einfluß auf die Renditen haben. Sie gibt jedoch dem aktiven Portfoliomanager nur unzureichend Handlungsanweisungen, wie die Fehlbewertungen in effiziente Portfolios zu transformieren sind. Damit bilden die Quantilportfolios in aller Regel das Entscheidungsproblem eines Portfoliomanagers nicht adäquat ab. Aus diesem Grund wird in dieser Arbeit auf das $(\mu-\sigma)$-Prinzips von Markowitz (1952, 1959) zurückgegriffen, mit dessen Hilfe die Renditeerwartungen in effiziente Portfolios transformiert werden können. Ein solcher Entscheidungskalkül setzt voraus, daß der Portfoliomanager die Rendite eines Portfolios gegenüber ihrer Varianz abwägt. In der Praxis werden jedoch viele Portfoliomanager relativ mit einer Benchmark, meistens ein Marktindex, verglichen. Dazu wird das $(\mu - \sigma)$-Prinzips auf Basis relativer Renditen im Vergleich zur Benchmark abgewandelt. Wird zusätzlich angenommen, daß sich eine Überrendite ausschließlich auf Basis von Fehlbewertungen ergeben soll, dann muß dieser Kalkül weiter angepaßt werden. Mit Hilfe dieser Kalküle wird untersucht, mit welcher Form der Renditebildung - implizite oder historische Rendite - ein Portfoliomanager zu besseren Portfolioentscheidungen gelangt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

III. Gliederung der Arbeit

Die Arbeit ist in zwei Teile untergliedert. Im ersten Teil (Kapitel B. bis D.) werden die theoretischen Grundlagen geschaffen, die für die Bestimmung der erwarteten Rendite und Fehlbewertungen und deren Transformation in effiziente Portfolios notwendig sind. Teil zwei (Kapitel E. bis I.) untersucht empirisch die Rahmenbedingungen für ein aktives Portfoliomanagement und vergleicht, wie sich die Aktienselektion eines Portfoliomanagers aufgrund der impliziten und historischen Rendite zueinander und gegenüber dem Gesamtmarkt verhält.

Abbildung A.1 zeigt die inhaltliche Strukturierung der Arbeit. *Kapitel B.* umfaßt einige Grundlagen, die für das Verständnis der Arbeit notwendig sind. Zunächst werden Bewertungsmodelle vorgestellt. Werden die Bewertungsmodelle den aktuell zu beobachtenden Preisen gleichgesetzt, dann lassen sich daraus implizit Diskontierungssätze bestimmen. Unter bestimmten Annahmen, die in diesem Kapitel herausgearbeitet werden, gleicht der Diskontierungssatz der erwarteten Rendite. Des weiteren wird das Konzept der Fehlbewertung sowohl auf Basis von Preisen als auch erwarteten Renditen spezifiziert.

In *Kapitel C.* werden die Grundlagen des Portfoliomanagements vorgestellt. Es werden verschiedene Optimierungskalküle entwickelt, mit denen ein Portfoliomanager - je nach unterstellten Präferenzen - aufgrund seiner Renditeerwartungen bzw. Fehlbewertungen effiziente Portfolios selektiert. Ein wichtiger Unterschied im Portfoliomanagement ist dabei, ob von einer absoluten oder relativen Benchmark ausgegangen wird. Das Kapitel C. schließt mit einem Literaturüberblick der wichtigsten Portfoliostrategien, die Überrenditen aufgrund einer Aktienselektion gegenüber einem Marktindex erzielt haben.

Das *Kapitel D.* konkretisiert die Methode, mit der erwartete Renditen aus Marktpreisen bestimmt werden. Die Diskussion der verschiedenen Methoden konzentriert sich auf den Vergleich der beiden Schätzverfahren historische Rendite und implizite Rendite. Im Anschluß daran werden Modelle diskutiert, die im Gleichgewicht die erwartete Rendite ableiten. Mit Kapitel D. endet der theoretische Teil der Arbeit.

In *Kapitel E.* wird das empirische Untersuchungsdesign vorgestellt, um zu überprüfen, ob die erwartete Rendite, die Risikoprämie und die Fehlbewertung im Zeitablauf konstant sind. Sind Fehlbewertungen im Zeitablauf variabel, dann deutet dies auf eine falsche Verarbeitung von Dividendeninformationen hin. Die Methodik, mit der die Verarbeitung untersucht wird, wird ebenfalls dargelegt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Das *Kapitel F.* beschreibt die untersuchten Daten. Die in Kapitel B. vorgestellten Bewertungsmodelle werden mit den Daten so spezifiziert, daß eine empirische Bestimmung der erwarteten Rendite und der Fehlbewertung möglich wird. Dieses Kapitel schließt mit der Dokumentation verschiedener deskriptiver Daten ab.

In *Kapitel G.* wird das zeitliche Verhalten der erwarteten Rendite, der Risikoprämie und der Fehlbewertung anhand der empirischen Daten dargestellt. In *Kapitel H.* folgt dann der wichtigste Teil der Arbeit. Dort wird mit Hilfe von Portfoliostrategien überprüft, ob ein Portfoliomanager mit Renditeschätzungen auf Basis historischer Renditen oder impliziter Renditen zu besseren Entscheidungen gelangt. Dazu werden drei Entscheidungskalküle unterstellt: ein Portfoliomanager, der sich nach dem Markowitzschen $(\mu - \sigma)$-Kriterium richtet, ein Portfoliomanager, der relativ zu einem Index gemessen wird und ein Portfoliomanager, der die Fehlbewertung im Vergleich zu einem Marktindex maximiert.

Kapitel I. faßt die wichtigsten Punkte dieser Arbeit zusammen und gibt einen Ausblick auf weitere Untersuchungen, die sich an die Ergebnisse der Arbeit anschließen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

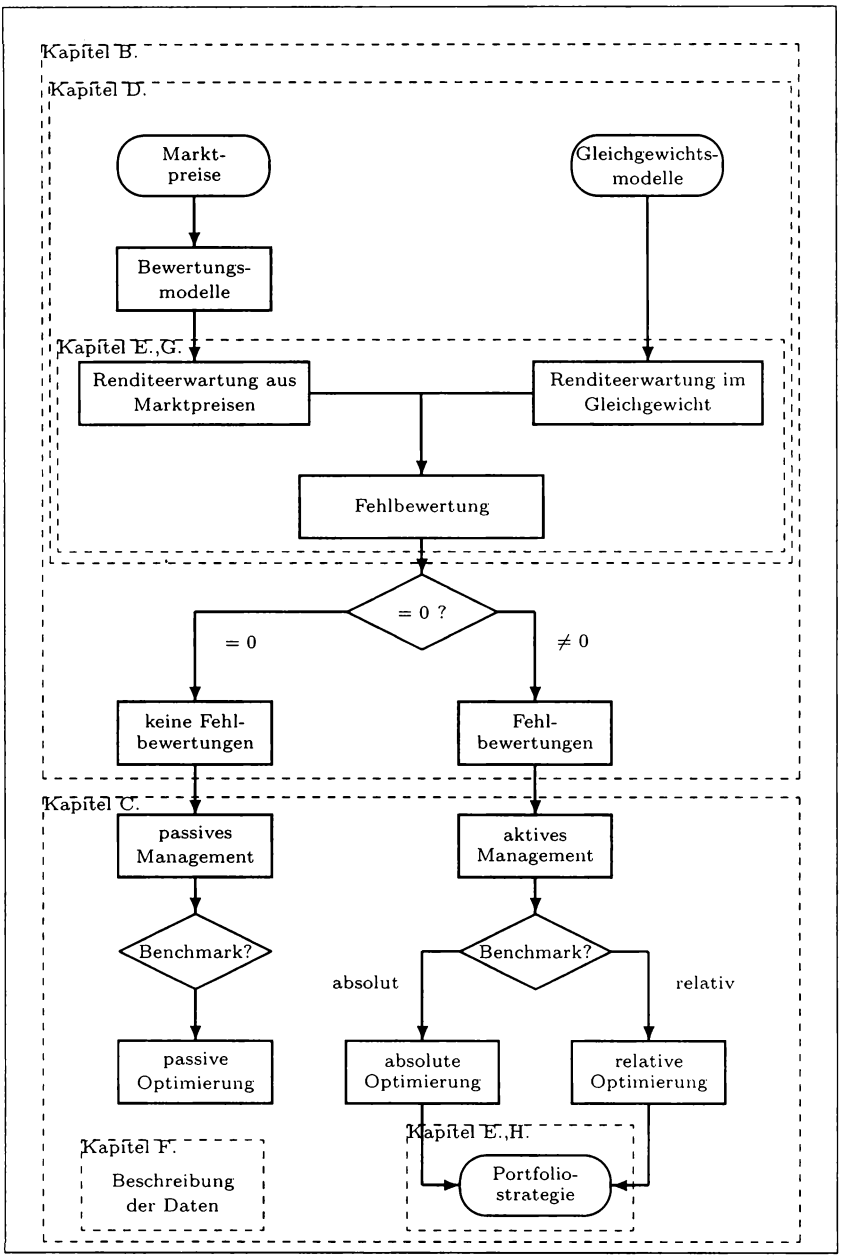


Abbildung A.1: Inhaltliche Strukturierung der Arbeit

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

B. Grundlagen

Abbildung B.1 stellt den Inhalt dieses Kapitels dar. Ziel dieses Kapitels ist es, die Grundlagen zu schaffen, auf denen aufbauend *Renditeerwartungen* geschätzt und *Fehlbewertungen* bestimmt werden können. Dazu werden im ersten Schritt Bewertungskonzepte diskutiert und konkret zwei Bewertungsmodelle, das Dividenden-Diskontierungsmodell und das Residual-Income-Modell, vorgestellt. Damit können einerseits, wie es die traditionelle Vorgehensweise ist, Werte von Aktien bestimmt werden. Ein Vergleich mit dem Preis führt zur Definition der Fehlbewertung. Andererseits können die Bewertungsmodelle dazu benutzt werden, um die implizit in den Marktpreisen enthaltenen Renditeerwartungen zu berechnen. Die Differenz zu den Renditeerwartungen aus Gleichgewichtsmodellen quantifiziert ebenfalls die Fehlbewertung. Zunächst jedoch stellt der nächste Abschnitt die in dieser Arbeit verwendeten Notationen und Konventionen vor, um die Lesbarkeit des Textes zu erleichtern.

I. Notationen und Konventionen

1. Notationen

Fettdruck wird für Matrizen und Vektoren benutzt, Normaldruck für Skalare. Beispiel: R_i ist die Rendite eines Wertpapiers i, und $\mathbf{R} = (R_1, ..., R_n)$ ist der Renditevektor eines Indexes mit n Wertpapieren.

Großbuchstaben stehen im allgemeinen für die Variablen selbst, Kleinbuchstaben für den natürlichen Logarithmus der Variable. Beispiel: P ist der Aktienkurs, p ist der logarithmierte Aktienkurs.

Eine Zeitraumkonvention wird durch den Endzeitpunkt definiert. Eine Rendite zwischen dem Anfangszeitpunkt t und dem Endzeitpunkt $t + \tau$ wird mit $R_{t,t+\tau}$ angegeben. Wenn nicht benötigt, wird der Anfangszeitpunkt weggelassen. Handelt es sich bspw. um Monatsrenditen, dann ist $R_{t,t+1}$ die Monatsrendite zwischen t und $t + 1$.

Tiefgestellte Zeichen werden wie folgt verwendet: t steht für die Zeit, i steht für das Wertpapier, P steht für ein Portfolio, und B steht für eine

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

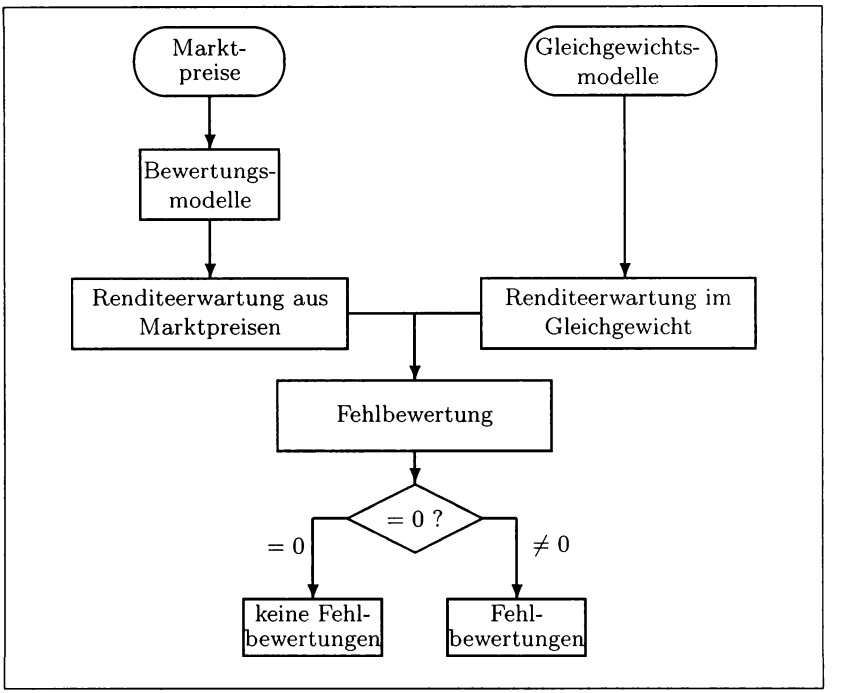


Abbildung B.1: Inhalt des Kapitels B.

Benchmark. Beispiel: $R_{P,t,t+1}$ ist die Rendite eines Portfolios P zwischen t und $t+1$. Wenn nicht benötigt, werden tiefgestellte Zeichen weggelassen.

Zufallsvariablen werden durch eine Tilde gekennzeichnet. Beispiel: $\tilde{R}_{t,t+1}$ ist die Zufallsvariable Rendite zwischen t und $t+1$.

Erwartungswert

Der Erwartungswert einer Zufallsvariablen $\tilde{X}$ wird mit Hilfe des Erwartungswertoperators E und der zu einem Zeitpunkt t verfügbaren Informationsmenge Ω_t gekennzeichnet. Wenn nicht benötigt, wird die Informationsmenge weggelassen, d.h., $E(\tilde{X}|\Omega_t) = E_t(\tilde{X})$ ist der auf die Informationsmenge in t bedingte Erwartungswert.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Varianz

Die Varianz einer Zufallsvariablen $\tilde{X}$ wird mit $Var(\tilde{X})$ bezeichnet. Für die Varianz gilt:

$$Var(\tilde{X}) = E((\tilde{X} - E(\tilde{X}))^2) \tag{B.1}$$

Die Standardabweichung $\sigma(\tilde{X})$ ist die Wurzel der Varianz, d.h. $\sigma(\tilde{X}) = \sqrt{Var(\tilde{X})}$.

Mittelwert

Der Mittelwert der Variablen $X_1, X_2, ..., X_n$ wird als $\overline{X}$ bezeichnet und folgendermaßen berechnet:

$$\overline{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i \tag{B.2}$$

Realisierte diskrete Renditen

Die realisierte diskrete Rendite R eines Wertpapiers i zwischen den Zeitpunkten t und $t+1$ ist als

$$R_{i,t,t+1} \equiv \frac{P_{i,t+1} + D_{i,t+1}}{P_{i,t}} - 1 \tag{B.3}$$

definiert. $P_{i,t}$ und $D_{i,t}$ ist der Preis bzw. die Dividende des Wertpapiers i zum Zeitpunkt t. In Ausnahme zur obigen Konvention, daß Kleinbuchstaben den Logarithmus einer Variablen darstellen, wird die logarithmierte Rendite $r_{t,t+1}$ wie folgt definiert:

$$r_{t,t+1} \equiv ln(1 + R_{t,t+1}). \tag{B.4}$$

Geometrischer Mittelwert

Der geometrische Mittelwert über τ Perioden von (um Eins erhöhte) diskrete Renditen ist definiert als

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$RK_{i,t+1} \equiv \left(\prod_{n=1}^{\tau} (1 + R_{i,t+n,t+n+1}) \right)^{1/\tau} - 1. \tag{B.5}$$

Im folgenden wird für $RK_{i,t+1}$ der Begriff geometrische Rendite verwendet.

Portfoliorendite

Die Rendite eines Portfolios R_P ist die gewichtete Summe der einzelnen, diskreten Renditen

$$R_{P,t,t+1} = \sum_{i=1}^{n} x_{i,t} \cdot R_{i,t,t+1} \tag{B.6}$$

$$= \mathbf{x_t} \cdot \mathbf{R_{t,t+1}^T}, \tag{B.7}$$

wobei $x_{i,t}$ der wertmäßige Anteil der Aktie i im Gesamtportfolio zum Zeitpunkt t ist. n stellt die Anzahl der Aktien im Portfolio dar. $\mathbf{x_t} \equiv (x_{1.t}, ..., x_{n,t})$ ist der Gewichtungsvektor und $\mathbf{R_{t,t+1}} \equiv (R_{1.t.t+1}, ..., R_{n.t,t+1})$ ist der Renditevektor.

Realisierte aktive Rendite

Die realisierte aktive Rendite AR eines Wertpapiers i ist die Differenz zwischen der Rendite R_i und einer Benchmarkrendite R_B:

$$AR_{i,t,t+1} = R_{i,t,t+1} - R_{B,t,t+1}. \tag{B.8}$$

Erwartete Rendite

Die erwartete Rendite mit Informationen, die zum Zeitpunkt t bekannt sind, stellt sich wie folgt dar:

$$E_t(\tilde{R}_{i,t,t+1}) = \frac{E_t(\tilde{P}_{i,t+1}) + E_t(\tilde{D}_{i,t+1})}{P_{i,t}} - 1. \tag{B.9}$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Erwartete aktive Rendite

Die erwartete aktive Rendite ergibt sich zu

$$E_t(\tilde{AR}_{i,t,t+1}) = E_t(\tilde{R}_{i,t,t+1} - \tilde{R}_{B,t,t+1}). \tag{B.10}$$

Risikoprämie

Ist in B.10 die Benchmarkrendite $\tilde{R}_{B,t,t+1}$ die risikolose Rendite $R_{f,t,t+1}$, wird die Differenz als Risikoprämie bezeichnet:

$$\Pi_{t,t+1} = E_t(\tilde{R}_{t,t+1}) - R_{f,t,t+1}. \tag{B.11}$$

Die risikolose Rendite, oft auch als risikoloser Zins bezeichnet, zeichnet sich dadurch aus, daß sie sicher ist.

2. Konventionen

Für die Zeitpunkte der Dividendenzahlungen und die Zeiträume der Gewinne werden folgende Konventionen festgelegt. Zahlt ein Wertpapier eine Dividende D_t, so wird angenommen, daß die Auszahlung kurz vor dem Zeitpunkt t stattfindet. Damit ist der Preis P_t ein Ex-Dividendenpreis. Erzielt eine Unternehmung einen Gewinn G_t, fällt dieser in dem Zeitraum von $t-1$ bis t an. Die Zeitraumkonventionen sind in Abbildung B.2 dargestellt. t_{1+} ist ein Zeitpunkt kurz nach t_1. Dementsprechend ist der Preis P_1 in t_{1+} ein ex Dividendenpreis.

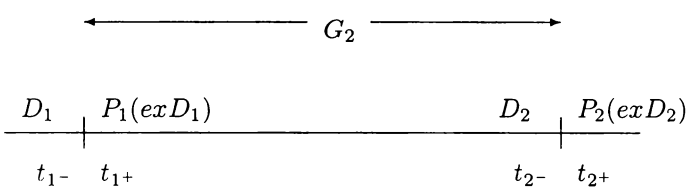


Abbildung B.2: Zeitliche Konventionen

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

II. Bewertungsmodelle

In der vorliegenden Arbeit wird zwischen dem Preis P und dem Wert W einer Aktie unterschieden. Der Preis einer Aktie ist in der Regel auf einem *realen* Kapitalmarkt einfach zu beobachten. Der Wert einer Aktie hingegen wird als der Preis verstanden, den die Aktie auf einem *vollkommenen* Kapitalmarkt im *Gleichgewicht* hätte. Der Wert, auch Gleichgewichtspreis genannt, ist der Preis, den die Aktie haben sollte, wenn sich die Marktteilnehmer entsprechend den Prämissen eines vollkommenen Kapitalmarktes verhalten. Die wichtigsten Prämissen sind dabei ihr rationales Verhalten, das Fehlen von Informations- und Transaktionskosten sowie ihr Mengenanpasserverhalten (siehe bspw. Breuer (2001)). Abweichungen zwischen dem Wert und dem Preis können sich aus Verletzungen dieser Prämissen ergeben. In der Realität sind diese Voraussetzungen mit hoher Wahrscheinlichkeit nicht erfüllt, so daß Preise von ihren Werten abweichen können. Während Informations- und Transaktionskosten sowie das Mengenanpasserverhalten in der Realität offensichtlich verletzt sind,[1] ist die Annahme des rationalen Verhaltens der Marktteilnehmer schwierger zu beurteilen. Allgemein wird rationales Verhalten im Fall von Unsicherheit auf Basis des Bernoulli-Prinzips definiert. Im Grunde handelt ein Investor dann rational, wenn er den Erwartungsnutzen maximiert. Damit hat der Wert einen normativen Charakter. Von der Entscheidungsempfehlung des Bernoulli-Prinzips werden Investoren in der Realität wahrscheinlich abweichen, da die Voraussetzungen dazu hohe Anforderungen an den Entscheider stellen. Er muß bspw. alle Handlungsalternativen mit ihren zugehörigen Nutzenwerten und Wahrscheinlichkeiten kennen. Der Wert ist damit zunächst ein theoretisches Konstrukt. Unter praktischen Gesichtspunkten ist es dementsprechend nicht entscheidend, ob der Preis einer Aktie exakt dem Wert gleicht,[2] sondern vor allem wie hoch die Differenz ist und wie sich diese im Zeitablauf verhält. Weicht also der Preis von seinem Wert ab, dann befindet sich der reale Kapitalmarkt aus Sicht des vollkommenen Kapitalmarktes im Ungleichgewicht. Haben die dem Wert zugrunde liegenden Annahmen normativen Charakter, dann sollte sich dieses Ungleichgewicht im Zeitablauf abbauen und entsprechend sollten Abweichungen zwischen dem Preis und dem Wert temporärer Art sein. Auf diesen Punkt wird im weiteren Verlauf der Arbeit zurückgekommen.

[1] Kursinformationen sind in der Regel nicht kostenfrei, bei Wertpapiertransaktionen verlangt die ausführende Bank eine Transaktionsgebühr und Investoren beeinflussen mit ihrer Nachfrage oder ihrem Angebot an Wertpapieren die Preise.

[2] Im Grunde genommen läßt sich diese Frage objektiv nicht beantworten, da der Wert nicht beobachtbar ist und von den Annahmen, wie der vollkommene Kapitalmarkt spezifiziert ist, abhängt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Da der Wert in einem realen Kapitalmarkt nicht zu beobachten ist, muß er entsprechend mit einem Modell bestimmt werden. In diesem Abschnitt werden die Grundkonzepte zur Aktienbewertung und zwei wichtige Bewertungsmodelle - konkret das Dividenden-Diskontierungsmodell und das Residual-Income-Modell - vorgestellt. Vorrangiges Ziel bei der Diskussion der Bewertungsmodelle ist es, Renditeerwartungen aus ihnen abzuleiten. Die Renditeerwartung ist eine der wichtigsten Größen für einen Investor, der vor der Entscheidung eines Wertpapierkaufs steht.

1. Dividenden-Diskontierungsmodell

Um Bewertungskonzeptskonzeptionen von Aktien zu diskutieren, ist es zunächst hilfreich, ihre Zahlungsreihe zu charakterisieren. Diese ist gekennzeichnet durch einen Zahlungsstrom von unsicheren Cash-flows $\tilde{D}_1, \tilde{D}_2, ..., \tilde{D}_T$. Ein Investor, der eine Aktie zum Zeitpunkt $t = 0$ kauft und nach T Perioden verkauft, erhält aus seinem Aktienengagement Cash-flows in Form von Dividenden (Zeitpunkte $t = 1, ..., T$) und dem Verkaufspreis (Zeitpunkt T). Im weiteren Verlauf dieser Arbeit wird für alle Cash-flows der Begriff Dividende benutzt, da zukünftige Verkaufspreise in einem vollkommenen Kapitalmarkt nicht bewertungsrelevant sind. Zukünftige Verkaufspreise sind keine Cash-flows, die durch das Unternehmen bezahlt werden (sieht man von Aktienrückkäufen ab).[3]

Um eine Aktie zu bewerten, müssen zukünftige Dividenden in einen Wert für die Aktie transformiert werden. Es muß also eine Bewertungsfunktion f spezifiziert werden: $W_t = f(\tilde{D}_{t+1}, \tilde{D}_{t+2}, ..., \tilde{D}_T)$. Da die Dividenden $\tilde{D}_t$ unsicher sind und in der Zukunft ausgezahlt werden, hängt die Bewertungsfunktion von den *Risiko- und Zeitpräferenzen* der Anleger ab. Während die zeitliche Präferenz gut durch das Zinsniveau sicherer Wertpapiere (bspw. ausfallfreie Anleihen in Form von Staatsanleihen) erkennbar ist, läßt sich die Risikopräferenz in der Regel nicht direkt beobachten. Bei

[3] Die Bewertung einer Aktie aufgrund ihrer Dividenden ist im übrigen in der Literatur weit verbreitet (siehe unter anderem Summers (1986), Fama und French (1988b), Campbell (1991), Cochrane (1992), Campbell und Ammer (1993)). Dieses heute allgemein akzeptierte Konzept geht bis auf Williams (1938) zurück:

> „In short, a stock is worth only what you can get out of it. Even so spoke the old farmer to his son:
> A cow for her milk,
> A hen for her eggs,
> And a stock, by heck,
> for her dividends."

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

der Bewertung von Aktien ist also insbesondere die Risikopräferenz von entscheidender Bedeutung.

Es lassen sich zwei Konzepte unterscheiden, wie die Risikopräferenz bei der Aktienbewertung modelliert werden kann. Um diese Konzepte in den nächsten Abschnitten vom Grundsatz her zu illustrieren, sei die Entwicklung der Dividenden folgendermaßen dargestellt:

- Es gibt zu jedem Zeitpunkt t insgesamt S_t mögliche Zustände. s bezeichnet den Zustand mit $s \in (1, ..., S_t)$.
- Zu einem Zeitpunkt t wird jedem Zustand s eine Wahrscheinlichkeit p_t^s zugeordnet. Es gilt $\sum_{s=1}^{S_t} p_t^s = 1$.

D_t^s bezeichnet die Dividende zum Zeitpunkt t in Zustand s, und p_t^s gibt die zugehörige Wahrscheinlichkeit an. Folgende Abbildung B.3 zeigt exemplarisch für drei Zeitpunkte (zum Zeitpunkt $t = 1$ gibt es zwei Zustände und zum Zeitpunkt $t = 2$ vier Zustände) die zeit- und zustandsabhängige Entwicklung der Dividenden.

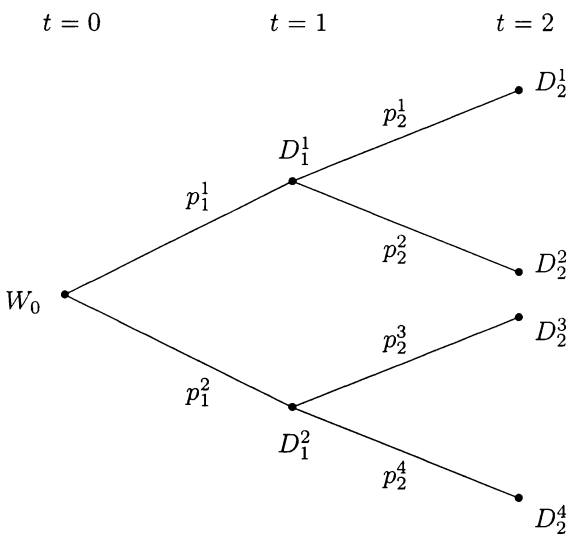


Abbildung B.3: Zeit- und zustandsabhängige Entwicklung der Dividenden

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Bewertung mit risikoadjustierten Kapitalkostensätzen

Zunächst sei der Wert $W_t(\tilde{D}_{t+\tau})$ einer einzelnen Dividende $\tilde{D}_{t+\tau}$ des gesamten Zahlungsstroms $\tilde{D}_{t+1}, ..., \tilde{D}_{t+\tau}, ..., \tilde{D}_{t+T}$ betrachtet. Zu jedem Zeitpunkt $t+\tau$ berechnet sich der Erwartungswert der unsicheren Dividende $\tilde{D}_{t+\tau}$ aus Sicht von t zu

$$E_t(\tilde{D}_{t+\tau}) = \sum_{s=1}^{S_{t+\tau}} p_{t+\tau}^s \cdot D_{t+\tau}^s. \tag{B.12}$$

Der Wert der unsicheren Dividende $\tilde{D}_{t+\tau}$ ergibt sich durch die Diskontierung des Erwartungswertes mit risikoadjustierten Diskontierungssätzen:

$$W_t(\tilde{D}_{t+\tau}) = \frac{E_t(\tilde{D}_{t+\tau})}{\prod_{n=0}^{\tau-1}(1 + K_{t+n,t+n+1}(\tilde{D}_{t+\tau}))}. \tag{B.13}$$

$K_{t+\tau,t+\tau+1}(\tilde{D}_{t+\tau})$ ist der dividendenspezifische Kapitalkostensatz, der sich aus einem risikolosen Zins $R_{f,t+\tau,t+\tau+1}$ und einem Risikozuschlag, der Risikoprämie $\Pi_{t+\tau,t+\tau+1}(\tilde{D}_{t+\tau})$ zusammensetzt. Der einperiodige risikolose Zins $R_{f,t+\tau,t+\tau+1}$ spiegelt die *zeitliche Präferenz*, die Risikoprämie $\Pi_{t+\tau,t+\tau+1}(\tilde{D}_{t+\tau})$ die *Risikopräferenz* wider. Der risikolose Zins ergibt sich aus einem Wertpapier, welches in der nächsten Periode $t+1$ in allen möglichen Zuständen s den gleichen Betrag $D_{t+1}^s = C_{t+1}$ bezahlt. Ein solches Wertpapier wird in der Regel als ausfallfreie Anleihe bezeichnet. Der risikolose Zins berechnet sich dann zu $R_{f,t,t+1} = \frac{C_{t+1}}{W_t} - 1$. In einem vollkommenen Kapitalmarkt im Gleichgewicht gilt das Prinzip der Wertadditivität (siehe bspw. Breuer (1997)). Dies bedeutet, daß der Wert eines Zahlungsstromes der Summe der Werte der einzelnen Zahlungen entspricht. Der Wert einer Aktie ergibt sich dann als Summe über die Werte der einzelnen Zahlungen:

$$W_t = \sum_{\tau=1}^{T} W_t(\tilde{D}_{t+\tau}). \tag{B.14}$$

Wird nun angenommen, daß der periodigenabhängige Kapitalkostensatz $K_{t+\tau,t+\tau+1}$ für alle erwartete Dividenden $E_t(\tilde{D}_{t+\tau})$ gleich hoch ist, d.h. $K_{t+\tau,t+\tau+1}(\tilde{D}_{t+T_1}) = K_{t+\tau,t+\tau+1}(\tilde{D}_{t+T_2}) = K_{t+\tau,t+\tau+1}$, dann gleicht der Wert einer Aktie dem folgenden Barwert aller erwarteten Dividenden:

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$W_t = \sum_{\tau=1}^{T} \frac{E_t(\tilde{D}_{t+\tau})}{\prod_{n=0}^{\tau-1}(1+K_{t+n,t+n+1})}. \tag{B.15}$$

Da der Kapitalkostensatz unter anderem das Risiko der Aktie quantifiziert, ist diese Annahme vor allem dann plausibel, wenn die Risiken der unsicheren Dividenden $\tilde{D}_{t+\tau}$ aus Sicht von t ähnlich sind und somit der Risikozuschlag zu risikolosen Zins gleich hoch ist. Bei einer Aktie, bei der keine signifikanten Änderungen in der Unternehmensstruktur und somit in ihrem Risikoprofil vorherzusehen sind, erscheint diese Annahme plausibel. In B.15 wird ein Zahlungsstrom $\tilde{D}_{t+1}, \tilde{D}_{t+2}, ..., \tilde{D}_{t+T}$ betrachtet, der sich auf einen beschränkten Zeitraum T beziehen. In der Regel zahlen Aktien jedoch für einen zunächst unbeschränkten Zeitraum Dividenden, so daß sich in diesem Fall B.15 zu

$$W_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t(\tilde{D}_{t+\tau})}{\prod_{n=0}^{\tau-1}(1+K_{t+n,t+n+1})} \tag{B.16}$$

ändert. Eine Aktienbewertung nach Gleichung B.16 erfordert die Bestimmung von unendlich vielen Kapitalkostensätzen $K_{t+\tau,t+\tau+1}$. Um die Bewertungsgleichung dennoch praktikabel zu halten, wird in der Regel die Vereinfachung getroffen, daß der Kapitalkostensatz von t aus gesehen in allen zukünftigen Perioden gleich hoch ist, d.h. $K_{t+n.t+n+1} = K_t$. Damit ein konstanter Kapitalkostensatz unterstellt werden kann, ist an die stochastische Entwicklung der erwarteten Dividende folgende Bedingung geknüpft (siehe bspw. Fama (1977) oder Schwetzler (2000)). Zwischen t und $t+\tau$ passen sich die Erwartungen gemäß zwischenzeitlich neuer Informationen $\tilde{\epsilon_t}$ an. Konkret bedeutet dies, daß die Unsicherheit der Dividende $\tilde{D}_{t+\tau}$ folgendermaßen modelliert wird: $\tilde{D}_{t+\tau} = E_{t+1}(\tilde{D}_{t+\tau}) \cdot \tilde{\epsilon}_{t+1}$. Dabei beträgt der Erwartungswert $E_t(\tilde{\epsilon}_{t+1})$ null. Die Entwicklung des Erwartungswertes der Dividende wird damit selbst zu einer Zufallsvariable und das Risiko der Dividende $\tilde{D}_{t+\tau}$ tritt nicht nur zu einem Zeitpunkt auf, sondern verteilt sich auf den gesamten Zeitraum zwischen t und $t+\tau$. Mit einem konstanten Kapitalkostensatz verändert sich B.16 zu

$$W_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t(\tilde{D}_{t+\tau})}{(1+K_t)^{\tau}}. \tag{B.17}$$

Gleichung B.17 ist in der Praxis die am weitesten verbreitete Grundlage zur Bewertung von Aktien und als Dividenden-Diskontierungsmodell

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

bekannt. Sie stellt auch in dieser Arbeit die zentrale Sichtweise des Wertes einer Aktie dar.

Der Wert einer Aktie ist jedoch ohne ökonomischen Gehalt, solange der Kapitalkostensatz $K_{t+\tau,t+\tau+1}$ nicht näher spezifiziert ist. Wie sich dieser Kapitalkostensatz im Gleichgewicht ableiten läßt, ist Inhalt des Kapitels II.. Neben diesem Bewertungskonzept wird in der Literatur noch ein weiteres Konzept diskutiert, welches im folgenden Abschnitt kurz skizziert wird.

Bewertung mit Sicherheitsäquivalenten

Anstatt der Diskontierung der erwarteten Dividende mit einem risikoadjustierten Diskontierungssatz kann die Dividende selbst risikoadjustiert werden. Ein Investor mißt einer unsicheren Dividende $\tilde{D}_t$ einen Erwartungsnutzen $E_t(U_t(\tilde{D}_{t+\tau}))$ bei, wobei U_t eine additive Nutzenfunktion ist. Zu einem bestimmten Erwartungsnutzen ist ein Sicherheitsäquivalent die sichere Zahlung zum Zeitpunkt $t+\tau$, die den gleichen Erwartungsnutzen hat. Zu einem Erwartungsnutzen $E_t(U_t(\tilde{D}_{t+\tau}))$ wird das zugehörige Sicherheitsäquivalent mit $S\ddot{A}(\tilde{D}_{t+\tau})$ bezeichnet. Anstatt der Diskontierung der Erwartungswerte unsicherer Dividenden mit einem risikoadjustierten Kapitalkostensatz lassen sich nun die entsprechenden Sicherheitsäquivalente mit den risikolosen Zinssätzen diskontieren:

$$W_t = \sum_{\tau=1}^{T} \frac{S\ddot{A}(\tilde{D}_{t+\tau})}{\prod_{n=0}^{\tau-1}(1+R_{f,t+n,t+n+1})}. \tag{B.18}$$

$R_{f,t+\tau,t+\tau+1}$ ist dabei nur von der zeitlichen Präferenz abhängig. Die Präferenz bzgl. des Risikos des unsicheren Dividendenstroms $\tilde{D}_t, \tilde{D}_{t+1}, ..., \tilde{D}_{t+T}$ spiegelt sich in der Nutzenfunktion U_t durch das Sicherheitsäquivalent $S\ddot{A}$ wider.

Bewertung mit risikoneutralen Wahrscheinlichkeiten

Das Sicherheitsäquivalent $S\ddot{A}$ läßt sich anstatt über die Nutzenfunktion auch über den *risikoneutralen Erwartungswert* berechnen. Voraussetzung dazu ist ein vollständiger Kapitalmarkt bei Arbitragefreiheit.[4] Dazu werden die Wahrscheinlichkeiten p_t^s der Dividenden in sogenannte *risikoneutrale* Wahrscheinlichkeiten $p_t^{*,s}$ transformiert (siehe bspw. Duffie (1996)).

[4] Ein vollständiger Kapitalmarkt ist dadurch gekennzeichnet, daß es mindestens so viele unabhängige Wertpapiere wie mögliche Umweltzustände gibt. Arbitragefreiheit heißt, daß Wertpapiere mit einer gleichen Verteilung der Dividenden keine unterschiedlichen Preise haben.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Das Symbol *Stern* kennzeichnet die Risikoneutralität. Der Erwartungswert einer unsicheren Dividendenzahlung $\tilde{D}_{t+\tau}$ unter der Annahme risikoneutraler Wahrscheinlichkeiten wird dann als *risikoneutraler* Erwartungswert $E_t^*(\tilde{D}_{t+\tau})$ bezeichnet. Unter den risikoneutralen Wahrscheinlichkeiten gibt es, wie die Bezeichnung schon andeutet, keine Präferenzen bzgl. des Risikos. Als Folge davon kann der risikoneutrale Erwartungswert mit den risikolosen Zinsen diskontiert werden:

$$W_t = \sum_{\tau=1}^{T} \frac{E_t^*(\tilde{D}_{t+\tau})}{\prod_{n=0}^{\tau-1}(1 + R_{f,t+n,t+n+1})}. \tag{B.19}$$

Ein Vergleich zwischen Gleichungen B.18 und B.19 zeigt, daß sich das Sicherheitsäquivalent und der risikoneutrale Erwartungswert in ihrer Größe entsprechen müssen. Jedoch unterscheidet sich die Berechnungsweise der beiden Konzepte. Während das Sicherheitsäquivalent auf Basis von Nutzenfunktionen abgeleitet wird, wird der risikoneutrale Erwartungswert mit Hilfe risikoneutralen Wahrscheinlichkeiten ermittelt, welche nur dann eindeutig existieren, wenn der Kapitalmarkt vollständig und arbitragefrei ist (Duffie (1996)). Die Voraussetzungen, daß eine Bewertung mit Hilfe risikoneutraler Wahrscheinlichkeiten vorgenommen werden kann, sind damit restriktiver als diejenige, die auf dem Nutzenkonzept basiert.

Die risikoneutrale Bewertung kann auf die Methode der elementaren Wertpapiere übertragen werden. Ein elementares Wertpapier ist dadurch gekennzeichnet, daß es zu einem Zeitpunkt t in einem Zustand s genau eine Geldeinheit auszahlt und in allen anderen Zuständen nichts. Der Wert $W_t(QE_{t+\tau}^s)$ eines elementaren Wertpapiers $QE_{t+\tau}^s$, welches zum Zeitpunkt $t+\tau$ eine Geldeinheit in Zustand s auszahlt, kann aus den risikoneutralen Wahrscheinlichkeiten folgendermaßen bestimmt werden:

$$W_t(QE_{t+\tau}^s) = \frac{p_{t+\tau}^{*,s}}{\prod_{n=0}^{\tau-1}(1 + R_{f,t+n,t+n+1})} \tag{B.20}$$

Der Grundgedanke des risikoneutralen Erwartungswertes und die Transformation von p_t^s in $p_t^{*,s}$ soll an einem Beispiel illustriert werden.

Beispiel zur risikoneutralen Wahrscheinlichkeit

Betrachtet wird eine Aktie, die zu einem Zeitpunkt $t = 1$ in zwei Zuständen Dividenden bezahlt. Der risikolose Zinssatz $R_{f,0,1}$ sei mit 5%

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

angenommen. Der linke Teil der Abbildung B.4 zeigt die zeit- und zustandsabhängigen Zahlungen unter der *richtigen* Wahrscheinlichkeit p_1^s. Die einzigen unbekannten Größen sind die risikoneutralen Wahrscheinlichkeiten $p_1^{*,s}$. Diese sind im rechten Teil der Grafik abgebildet.

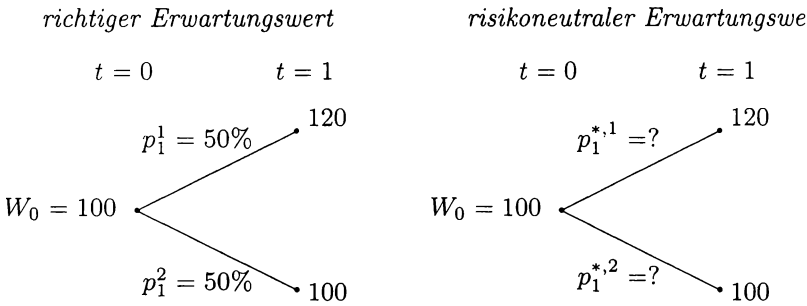


Abbildung B.4: Risikoneutrale Wahrscheinlichkeiten

Die unbekannten risikoneutralen Wahrscheinlichkeiten lassen sich folgendermaßen bestimmen. Nach Gleichung B.19 gilt

$$\begin{aligned} W_0 &= \frac{E_0^*(\tilde{D}_1)}{1+R_{f,0,1}}. \\ 100 &= \frac{p_1^{*,1}\cdot 120 + p_1^{*,2}\cdot 100}{1+5\%}. \end{aligned}$$

Des weiteren gilt $p_1^{*,1} + p_1^{*,2} = 1$. Für die risikoneutralen Wahrscheinlichkeiten ergibt sich dann

$$\begin{aligned} p_1^{*,1} &= 25\% \text{ und} \\ p_1^{*,2} &= 75\%. \end{aligned}$$

Die gleiche Bewertung ergibt sich mit Hilfe des risikoadjustierten Kapitalkostensatzes nach B.15, wenn dieser bei $K_{0,1} = 10\%$ liegt. Sind die risikoneutralen Wahrscheinlichkeiten bestimmt, dann lassen sich die Werte für beliebige Dividendenverteilungen leicht berechnen. So hat bspw. die unsichere Dividende $(D_1^1 = 140, D_1^2 = 80)$ den Wert $W_0 = \frac{25\%\cdot 140+75\%\cdot 80}{1+5\%} \approx 90,48$. Der gleiche Wert ergibt sich nach B.15 ebenfalls durch einen Kapitalkostensatz $K_{0,1}$ in Höhe von ca. 21,58%.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Zusammenfassung und Beurteilung der verschiedenen Konzepte

Wegen der Gleichheit des Sicherheitsäquivalents und des risikoneutralen Erwartungswertes kann man folglich zwei Konzepte der Aktienbewertung voneinander unterscheiden - kapitalkostenorientierte Diskontierung und Diskontierung von Sicherheitsäquivalenten. Diese sind in Abbildung B.5 für den beispielhaften Fall zusammengefaßt, daß es drei Zeitpunkte ($t = 0, 1, 2$), in $t = 1$ zwei mögliche Zustände ($s = 1, 2$) und in $t = 2$ vier mögliche Zustände ($s = 1, 2, 3, 4$) gibt.

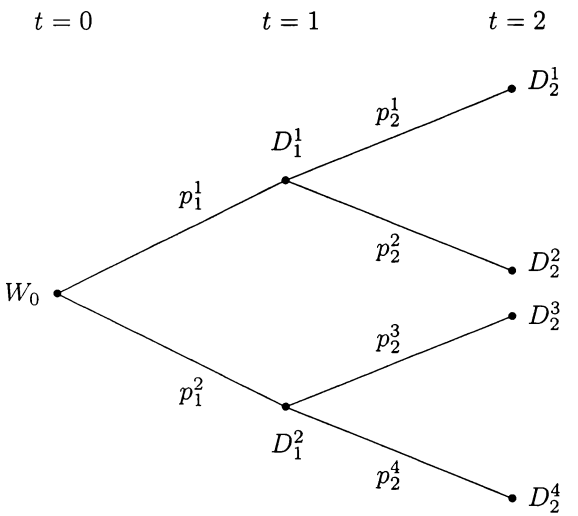
Unter praktischen Gesichtspunkten kommt dem Konzept der kapitalkostenorientierten Diskontierung die größte Bedeutung zu. Sind die Kapitalkosten bekannt, reicht es zur Bewertung aus, die erwartete Dividende und den Kapitalkostensatz zu schätzen. Erwartungen zu Dividenden können leicht aus Gewinnerwartungen abgeleitet werden, die in realen Kapitalmärkten sowohl von den Unternehmen selbst kommuniziert bzw. von Finanzanalysten prognostiziert werden. Zusätzlich ergibt sich ein weiterer Vorteil. Ist der Preis einer Aktie bekannt, und möchte ein Investor die zum Preis zugehörige erwartete Rendite schätzen, dann läßt sich unter bestimmten Voraussetzungen der Kapitalkostensatz auch als einperiodige erwartete Rendite interpretieren (Fama (1996)). Da die Bestimmung der Renditeerwartungen in dieser Arbeit Vordergrund steht, wird dieser Aspekt im nächsten Abschnitt näher diskutiert.

Im Gegensatz zur kapitalkostenorientierten Diskontierung finden die Konzepte der diskontierten Sicherheitsäquivalente und der risikoneutralen Erwartungswerte in der Praxis der Aktienbewertung wenig Beachtung. Gründe dafür können in der wenig intuitiven Vorgehensweise der beiden Methoden vermutet werden. Sowohl Nutzenfunktionen als auch risikoneutrale Wahrscheinlichkeiten (bzw. Preise elementarer Wertpapiere) sind in der Regel nicht zu beobachten. Damit erscheinen diese Konzepte dem bewertenden Investor als wenig intuitiv und erschweren somit den praktischen Einsatz. Steht, wie in dieser Arbeit die Bestimmung von Renditeerwartungen aus Bewertungsmodellen im Vordergrund, dann ist das Konzept des risikoangepaßten Kapitalkostensatzes vorzuziehen. Denn aus Sicherheitsäquivalenten lassen sich kaum erwartete Renditen schätzen.

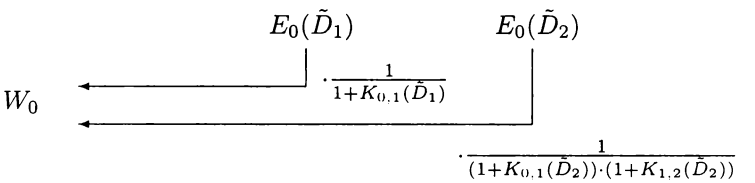
2. Kapitalkosten und erwartete Renditen

Vorrangiges Ziel eines Bewertungsmodells in dieser Arbeit ist die Bestimmung von Renditeerwartungen. Dabei wird unterschieden zwischen Renditeerwartungen in einem vollkommenen Kapitalmarkt, bezeichnet mit $E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t+\tau,t+\tau+1})$, und in einem realen Kapitalmarkt, gekennzeichnet durch $E_t(\tilde{R}_{t+\tau,t+\tau+1})$. Das griechische ρ kennzeichnet das rationale Verhalten der

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH



Bewertung mit risikoadjustierten Kapitalkostensätzen



Bewertung mit Sicherheitsäquivalenten

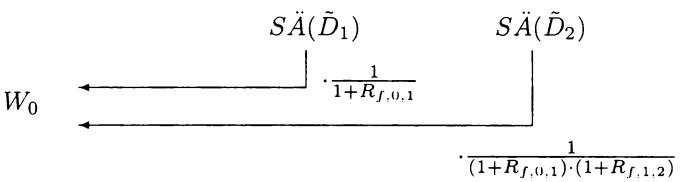


Abbildung B.5: Bewertungskonzepte von Aktien

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Marktteilnehmer, welches ein Merkmal des vollkommenen Kapitalmarktes ist. In diesem Abschnitt werden nun die Bedingungen untersucht, unter denen sich der Kapitalkostensatz $K_{t+\tau,t+\tau+1}$ in Bewertungsgleichung B.15 bzw. K_t in B.17 als erwartete Rendite interpretieren läßt. Dazu sind zunächst drei Unterscheidungen hinsichtlich der Renditeerwartung zu treffen:

- Renditeerwartung für die nächste Periode: $E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1})$
- Renditeerwartung für eine spätere Periode: $E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t+\tau,t+\tau+1})$ mit $\tau > 0$
- Renditeerwartung für mehrere Perioden: $E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+\tau})$ mit $\tau > 1$

Renditeerwartung für die nächste Periode: $E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1})$

Die einperiodige Renditeerwartung für die nächste Periode berechnet sich zu

$$\begin{aligned} E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1}) &= \frac{E_t(\tilde{D}_{t+1})}{W_t} - 1 \\ &= K_{t,t+1}. \end{aligned}$$

Die erwartete Rendite für die nächste Periode entspricht somit den Kapitalkosten $K_{t,t+1}$ in B.15. Dies ist durch Gleichsetzen von $T = 1$ in B.15 leicht ersichtlich. Im Ein-Perioden-Fall stimmen somit die Kapitalkosten mit den erwarteten Renditen überein.

Renditeerwartung für eine spätere Periode: $E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t+\tau,t+\tau+1})$ *mit* $\tau > 0$

Die einperiodige Renditeerwartung für eine zukünftige Periode, die über die nächste Periode herausgeht, stellt sich folgendermaßen dar:

$$\begin{aligned} E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t+\tau,t+\tau+1}) &= E_t\left(\frac{\tilde{E}_{t+\tau}(\tilde{D}_{t+\tau+1})}{\tilde{W}_{t+\tau}}\right) - 1 \\ &= E_t\left(\tilde{E}_{t+\tau}(\tilde{R}_{t+\tau,t+\tau+1})\right). \end{aligned} \tag{B.21}$$

Für den Kapitalkostensatz der entsprechenden Periode gilt:

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$K_{t+\tau,t+\tau+1} = \frac{E_t(\tilde{D}_{t+\tau+1})}{E_t(\tilde{W}_{t+\tau})} - 1. \tag{B.22}$$

Die erwartete Rendite $E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t+\tau,t+\tau+1})$ stimmt mit dem Kapitalkostensatz $K_{t+\tau,t+\tau+1}$ nur unter folgenden Bedingungen überein:

- $\frac{E^s_{t+\tau}(\tilde{D}_{t+\tau+1})}{W^s_{t+\tau}}$ ist in allen Zuständen s zum Zeitpunkt $t+\tau$ konstant, wobei $E^s_{t+\tau}(\tilde{D}_{t+\tau+1})$ der Erwartungswert in Zustand s der Dividende $\tilde{D}_{t+\tau+1}$ ist. Dies bedeutet, daß in allen Zuständen die erwartete Rendite gleich hoch ist. Damit ist der Erwartungswert der Rendite $E_{t+\tau}(\tilde{R}^{\rho}_{t+\tau,t+\tau+1})$ aus Sicht von t keine Zufallsvariable mehr.
- $W_{t+\tau}$ ist keine Zufallsvariable. Dies bedeutet, daß $W_{t+\tau}$ in allen Zuständen s zum Zeitpunkt $t+\tau$ gleich hoch ist.

Sind diese Bedingungen nicht erfüllt, dann weicht die erwartete Rendite $E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t+\tau,t+\tau+1})$ vom Kapitalkostensatz $K_{t+\tau,t+\tau+1}$ ab. Nachfolgendes Beispiel illustriert den Unterscheid zwischen erwarteter Rendite und Kapitalkosten.

Beispiel zu unterschiedlichen Renditeerwartungen in verschiedenen Zuständen

Betrachtet sei die zeit- und zustandsabhängige Entwicklung einer Aktie für drei Zeitpunkte in Abbildung B.6. Die Aktie zahlt zum Zeitpunkt $t = 2$ eine Dividende. In den Zeitpunkten $t = 0, t = 1$ zahlt die Aktie keine Dividende, dementsprechend sind die Werte W^s_t in Abbildung B.6 dargestellt.

Aus Sicht von $t = 0$ beträgt der Erwartungswert der Rendite nach Gleichung B.21

$$\begin{aligned}
E_0(\tilde{R}^{\rho}_{1,2}) &= E_0\left(\frac{\tilde{E}_1(\tilde{D}_2)}{\tilde{W}_1}\right) - 1 \\
&= E_0\left(\tilde{E}_1(\tilde{R}_{1,2})\right) \\
&= 50\% \cdot \left(\frac{50\% \cdot 14 + 50\% \cdot 10}{10} - 1\right) \\
&\qquad +50\% \cdot \left(\frac{50\% \cdot 25 + 50\% \cdot 35}{20} - 1\right) \\
&= 35\%.
\end{aligned}$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

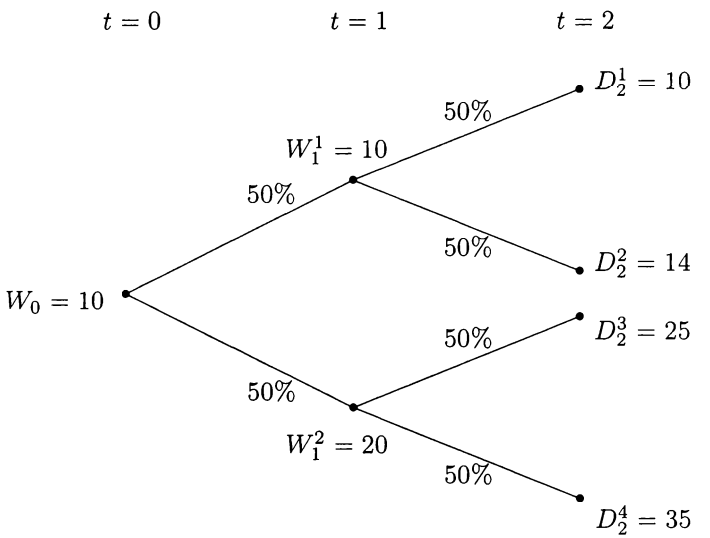


Abbildung B.6: Zeit- und zustandsabhängige Entwicklung der Dividenden und Werte

Der Kapitalkostensatz für die gleiche Periode beträgt nach B.22

$$\begin{aligned} K_{1,2} &= \frac{E_t(\tilde{D}_2)}{E_t(\tilde{W}_1)} - 1 \\ &= \frac{25\% \cdot 10 + 25\% \cdot 14 + 25\% \cdot 25 + 25\% \cdot 35}{50\% \cdot 10 + 50\% \cdot 20} - 1 \\ &= 40\%. \end{aligned}$$

Der Unterschied zwischen dem Erwartungswert der Rendite $E_0(\tilde{R}^{\rho}_{1,2}) = 35\%$ und dem Kapitalkostensatz $K_{1,2} = 40\%$ läßt sich vor allem damit begründen, daß die zustandsabhängige erwartete Rendite $\tilde{E}_1(\tilde{R}^{\rho}_{1,2})$ sich in Zustand $s = 1$ mit 20% auf einen Wert von $W_1^1 = 10$ bezieht, während sie sich in Zustand $s = 2$ mit 50% auf einen Wert von $W_1^2 = 20$ bezieht. Da auf einen höheren Wert eine höhere Rendite erzielt wird, liegt der Kapitalkostensatz, der auch als wertmäßiger Vermögenszuwachs über alle Zustände interpretiert werden kann, über dem Erwartungswert der Rendite.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Renditeerwartung für mehrere Perioden: $E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+\tau})$ mit $\tau > 1$

Wird anstatt des Erwartungswertes der einperiodigen Renditen, wie in den beiden letzten Abschnitten, der Erwartungswert von mehrperiodigen Renditen betrachtet, muß eine Differenzierung zwischen der erwarteten einperiodigen *diskreten* und *geometrischen* Rendite erfolgen (Fama (1996)). Um den Unterschied zu illustrieren, sei der Wert W_t einer unsicheren Dividende $\tilde{D}_{t+\tau}$ für $\tau > 1$ betrachtet. Ohne Beschränkung der Allgemeinheit sei $\tau = 2$ gewählt, für $\tau > 2$ lassen sich die nachstehenden Schlußfolgerungen ebenfalls ziehen. Für die realisierte Dividende in $t + 2$ gilt allgemein:

$$D_{t+2} = W_t \cdot (1 + R^{\rho}_{t,t+1}) \cdot (1 + R^{\rho}_{t+1,t+2}). \tag{B.23}$$

Erwartungswertbildung von B.23 führt zu

$$E_t(\tilde{D}_{t+2}) = W_t \cdot E_t\left((1 + \tilde{R}^{\rho}_{t,t+1}) \cdot (1 + \tilde{R}^{\rho}_{t+1,t+2})\right) \tag{B.24}$$

Nimmt man an, daß die Renditen $\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1}$ und $\tilde{R}^{\rho}_{t+1,t+2}$ unkorreliert sind (wird eine Dividende $D_{t+\tau}$ mit $\tau > 2$ betrachtet, muß eine gemeinsame Unabhängigkeit der Renditen angenommen werden), dann gilt:[5]

$$\begin{aligned} E_t(\tilde{D}_{t+2}) &= W_t \cdot E_t\left((1 + \tilde{R}^{\rho}_{t,t+1}) \cdot (1 + \tilde{R}^{\rho}_{t+1,t+2})\right) \\ &= W_t \cdot \left(1 + E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1})\right) \cdot \left(1 + E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t+1,t+2})\right) \end{aligned}$$

Wird zusätzlich angenommen, daß die einperiodige $E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t+\tau,t+\tau+1}) = E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1})$ für alle $\tau \geq 0$ konstant ist, gilt:

$$\begin{aligned} E_t\left(\tilde{D}_{t+2}\right) &= W_t \cdot \left(1 + E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1})\right) \cdot \left(1 + E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1})\right) \\ &= W_t \cdot \left(1 + E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1})\right)^2 \qquad \text{(B.25)} \\ \Rightarrow W_t &= \frac{E_t(\tilde{D}_{t+2})}{(1 + E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1}))^2} \\ &= \frac{E_t(\tilde{D}_{t+2})}{(1 + K_t)^2} \\ \Rightarrow K_t &= E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1}) \qquad \text{(B.26)} \end{aligned}$$

[5] Für unkorrelierte Zufallsvariablen gilt allgemein: $E(\tilde{X} \cdot \tilde{Y}) = E(\tilde{X}) \cdot E(\tilde{Y})$.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Mit den beiden Annahmen - Konstanz der Renditeerwartungen und gemeinsame Unabhängigkeit der Renditen - entspricht der Kapitalkostensatz K_t dem Erwartungswert der einperiodigen *diskreten* Rendite $E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1})$. Der Erwartungswert der einperiodigen *geometrischen* Rendite $E_t(\tilde{RK}^{\rho}_{t+1})$ weicht jedoch davon ab. Um dies zu zeigen, wird Gleichung B.23 auf Basis geometrischer Renditen dargestellt:

$$D_{t+2} = W_t \cdot (1 + RK^{\rho}_{t+1})^2, \tag{B.27}$$

wobei $RK^{\rho}_{t+1} = \sqrt{(1 + R^{\rho}_{t,t+1}) \cdot (1 + R^{\rho}_{t+1,t+2})} - 1$ entspricht. Die Dividende D_{t+2} ist in B.27 eine konvexe Funktion von RK^{ρ}_{t+1}. Aus diesem Grund gilt für die Erwartungswertbildung von B.27

$$\begin{aligned} E_t(\tilde{D}_{t+2}) &= W_t \cdot E_t\left((1 + \tilde{RK}^{\rho}_{t+1})^2\right) \\ &> W_t \cdot \left(1 + E_t(\tilde{RK}^{\rho}_{t+1})\right)^2. \end{aligned} \tag{B.28}$$

Ein Vergleich zwischen B.25 und B.28 zeigt, daß die erwartete einperiodige diskrete Rendite $E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1})$ wegen der Konvexität größer als die erwartete einperiodige geometrische Rendite $E_t(\tilde{RK}^{\rho}_{t+1})$ ist: $E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1}) > E_t(\tilde{RK}^{\rho}_{t+1})$. Nachfolgendes Zahlenbeispiel illustriert den Unterschied zwischen der erwarteten einperiodigen diskreten und geometrischen Rendite.

Beispiel zum Unterschied zwischen diskreter und geometrischer erwarteter Rendite

In der folgenden Abbildung B.7 wird eine unsichere Dividende $\tilde{D}_{t+2}$ betrachtet, die zum Zeitpunkt $t+2$ in den verschiedenen Zuständen s mit den Wahrscheinlichkeiten p^s_t die Werte D^s_{t+2} annehmen kann:

Unter der Annahme, daß die einperiodige Rendite $\tilde{R}_{t+1,t+2}$ einen Erwartungswert von 10% hat, lassen sich die zustandsabhängigen Werte im Zeitpunkt $t+1$ wie folgt bestimmen:

$$\begin{aligned} W^1_1 &= \frac{50\% \cdot 169 + 50\% \cdot 117}{1 + 10\%} \\ &= 130 \\ W^2_1 &= \frac{50\% \cdot 117 + 50\% \cdot 81}{1 + 10\%} \\ &= 90. \end{aligned}$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

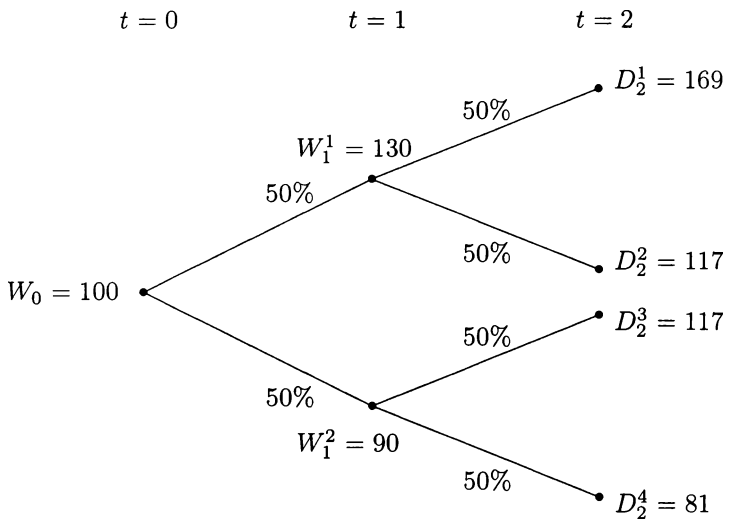


Abbildung B.7: Zeit- und zustandsabhängige Entwicklung der Dividenden und Werte

Der Erwartungswert der einperiodigen kontinuierlichen Rendite $E_0(\tilde{RK}^{\rho}_{t+1})$ läßt sich einfach durch Auflösen von Gleichung B.27 und Erwartungswertbildung berechnen:

$$E_0(\tilde{RK}^{\rho}_{t+1}) = E_0\left(\left(\frac{\tilde{D}_2}{W_0}\right)^{0,5} - 1\right).$$

Die Werte W_1^1 und W_1^2 werden dazu nicht benötigt:

$$\begin{aligned} E_0(\tilde{RK}^{\rho}_{t+1}) &= 25\% \cdot \left(\left(\frac{169}{100}\right)^{0,5} - 1\right) + 25\% \cdot \left(\left(\frac{117}{100}\right)^{0,5} - 1\right) \\ &\quad + 25\% \cdot \left(\left(\frac{117}{100}\right)^{0,5} - 1\right) + 25\% \cdot \left(\left(\frac{81}{100}\right)^{0,5} - 1\right) \\ &\approx 9,81\%. \end{aligned}$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Für die erwartete diskrete Rendite $E_0(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1})$ ergibt sich nach Gleichung B.25 $E_0(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1}) = 10\%$. $E_0(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1})$ liegt, wie es der Vergleich zwischen B.25 und B.28 impliziert, mit 10% über $E_0(\tilde{RK}^{\rho}_{t+1})$, welche ca. 9,81% beträgt. Einperiodige diskrete und geometrische Renditen sind also unterschiedlich hoch.

Renditeerwartungen aus realen Preisen

Die letzten Abschnitte haben gezeigt, daß die erwartete Rendite auf einem vollkommenen Kapitalmarkt den Kapitalkosten in einem Ein-Perioden-Kontext entspricht. In einem Mehr-Perioden-Kontext gleichen die Kapitalkosten den erwarteten Renditen nur dann, wenn die erwarteten Renditen nicht zeit- und zustandsabhängig sind und es sich um diskrete Renditen handelt. Unter diesen Bedingungen entspricht in einem *vollkommenen* Kapitalmarkt der konstante Kapitalkostensatz K_t der einperiodigen erwarteten diskreten Rendite $E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1})$.

In einem *realen* Kapitalmarkt können die zu beobachtenden Preise P_t jedoch von den Gleichgewichtspreisen W_t abweichen. Im Falle einer Differenz zwischen P_t und W_t gleicht der Kapitalkostensatz K_t nicht mehr der erwarteten Rendite $E_t(\tilde{R}_{t,t+1})$, die sich aufgrund des Preises P_t ergibt. Um dennoch Renditeerwartungen aus Preisen bestimmen zu können, wird Gleichung B.17 folgendermaßen abgewandelt:

$$P_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t(\tilde{D}_{t+\tau})}{(1+R^{\iota}_t)^{\tau}}. \tag{B.29}$$

R^{ι}_t wird als implizite Rendite (der griechische Buchstabe ι steht für implizit) bezeichnet. R^{ι}_t ist der Diskontierungssatz, der die zukünftig erwarteten Dividenden so abzinst, daß sich der zu beobachtende Preis P_t ergibt. Wie im Gleichgewicht der Kapitalkostensatz K_t unter den oben genannten Bedingungen der einperiodigen erwarteten diskreten Rendite $E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1})$ entspricht, so ist R^{ι}_t die einperiodige erwartete diskrete Rendite $E_t(\tilde{R}_{t,t+1})$ in einem realen Kapitalmarkt. Für die Gleichheit zwischen der impliziten Rendite R^{ι}_t und der erwarteten Rendite $E_t(\tilde{R}_{t,t+1})$ muß also Zeit- und Zustandsunabhängigkeit angenommen werden.

Sind diese Voraussetzungen nicht erfüllt, dann kann R^{ι}_t aus Gleichung B.29 jedoch als Schätzung für die einperiodige erwartete diskrete Rendite $E_t(\tilde{R}_{t,t+1})$ interpretiert werden. Da der Unterschied zwischen der impliziten Rendite und der *richtigen* Renditeerwartung in der Regel gering ausfallen dürfte, können die Eigenschaften des impliziten Schätzers gegenüber

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

statistischen Schätzmethoden vorteilhaft sein. Die Schätzeigenschaften der impliziten Rendite im Vergleich zum statistischen Schätzer *historischer Renditedurchschnitt* werden Inhalt des Kapitels 3. sein.

3. Vereinfachungen des Dividenden-Diskontierungsmodells

Gleichung B.17 erfordert zur Berechnung des Wertes sowohl die Spezifizierung der erwarteten zukünftigen Dividenden für einen unendlich langen Zeitraum als auch die Quantifizierung des Kapitalkostensatzes. Die Bestimmung der beiden Größen stellt sich in der Realität als schwierig dar. Um dennoch das Bewertungsmodell B.17 praktikabel zu gestalten, werden durch wenige Annahmen einfachere Zusammenhänge abgeleitet. Diese Annahmen beziehen sich auf die Entwicklung der Dividenden, die in verschiedene Wachstumsphasen eingeteilt werden.[6] Damit reduziert sich das Schätzproblem der Dividenden für einen unendlichen Zeitraum auf die Bestimmung von Wachstumsraten und der Länge der Wachstumsphasen. Im allgemeinen wird das Wachstum in ein, zwei oder drei Phasen unterteilt. Im folgenden werden die 1-Phasen-, 2-Phasen- und 3-Phasen-Modelle kurz erläutert.

1-Phasen-Modell: Gordon-Wachstumsmodell

Die einfachste Form der Bewertungsgleichung B.17 ist das Gordon-Wachstumsmodell (Gordon (1962)), welches auch 1-Phasen-Modell genannt wird. Statt explizit die erwarteten Dividenden $E_t(\tilde{D}_{t+\tau})$ zu bestimmen, wird die Entwicklung der Dividenden über ihre Wachstumsraten modelliert:

$$\begin{aligned} \tilde{D}_{t+1} &= D_t \cdot (1 + \tilde{g}_{t,t+1}) \\ \tilde{D}_{t+2} &= D_t \cdot (1 + \tilde{g}_{t,t+1}) \cdot (1 + \tilde{g}_{t+1,t+2}) \end{aligned}$$

$$\tilde{D}_{t+\tau+1} = D_t \cdot (1 + \tilde{g}_{t,t+1}) \cdot \ldots \cdot (1 + \tilde{g}_{t+\tau,t+\tau+1})$$

$\tilde{g}_{t+\tau,t+\tau+1}$ ist die Wachstumsrate der Dividenden zwischen den Zeitpunkten $t+\tau$ und $t+\tau+1$. Wird nun angenommen, daß die unsicheren Wachstumsraten der Dividenden $\tilde{g}_{t+\tau,t+\tau+1}$ den gleichen Erwartungswert $E_t(\tilde{g})$ haben, dann läßt sich $\tilde{g}_{t+\tau,t+\tau+1}$ wie folgt schreiben:

[6] Bzgl. des Kapitalkostensatzes wurden im letzten Abschnitt durch dessen Konstanz über zukünftige Perioden und für verschiedene Dividenden bereits Vereinfachungen getroffen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$\tilde{g}_{t+\tau,t+\tau+1} = E_t(\tilde{g}) + \tilde{\epsilon}_{t+\tau+1}. \tag{B.30}$$

$\tilde{\epsilon}_{t+\tau+1}$ ist ein zufälliger Störterm mit $E_t(\tilde{\epsilon}_{t+\tau+1}) = 0$. Damit ergibt sich für die erwartete Dividende

$$E_t(\tilde{D}_{t+\tau}) = D_t \cdot E_t\left(\prod_{n=0}^{\tau-1}(1 + E_t(\tilde{g}) + \tilde{\epsilon}_{t+n+1})\right). \tag{B.31}$$

Unter der zusätzlichen Annahme, daß die Störterme $\tilde{\epsilon}_{t+\tau+1}$ gemeinsam unabhängig sind, verändert sich B.31 zu

$$E_t(\tilde{D}_{t+\tau}) = D_t \cdot (1 + E_t(\tilde{g}))^{\tau}. \tag{B.32}$$

Wird der Erwartungswert der Dividenden $E_t(\tilde{D}_{t+\tau})$ in B.17 durch B.32 ersetzt, erhält man das Gordon-Wachstumsmodell:

$$\begin{aligned} W_t &= \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{D_t \cdot (1 + E_t(\tilde{g}))^{\tau}}{(1 + K_t)^{\tau}} \\ &= \frac{E_t(\tilde{D}_{t+1})}{K_t - E_t(\tilde{g})}. \end{aligned} \tag{B.33}$$

Damit ist der Wert einer Aktie um so höher, je niedriger Kapitalkostensatz K_t und je größer das erwartete Dividendenwachstum $E_t(\tilde{g})$ ist. Die Annahme eines konstanten Dividendenwachstums für die Unendlichkeit ist für die meisten Aktien unrealistisch. Um eine realistischere Abbildung des Dividendenwachstums zu erreichen, werden oft verschiedene Wachstumsphasen definiert. Danach werden sogenannte 2-Phasen- und 3-Phasen-Dividenden-Diskontierungsmodelle unterschieden.

2-Phasen-Dividenden-Diskontierungsmodell

Im 1-Phasen-Modell wurde unterstellt, daß der Erwartungswert der Dividendenwachstumsraten $E_t(\tilde{g}_{t+\tau,t+\tau+1})$ für alle τ gleich hoch ist. Diese Annahme wird im 2-Phasen-Modell verändert. Es wird angenommen, daß in der ersten Phase der Erwartungswert der Dividendenwachstumsraten $E_t(\tilde{g}_{t+\tau,t+\tau+1}) = E_t(\tilde{g}_1) \vee \tau \leq T_1$ beträgt. Des weiteren wird der Erwartungswert der Dividendenwachstumsraten mit $E_t(\tilde{g}_{t+\tau,t+\tau+1}) = E_t(\tilde{g}_2) \vee$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$\tau > T_1$ angenommen. Die Annahme der gemeinsamen Unabhängigkeit der Wachstumsraten bleibt unverändert. Mit diesen Annahmen folgt für das 2-Phasen-Dividenden-Diskontierungsmodell

$$\begin{aligned} W_t &= \sum_{\tau=1}^{T_1} \frac{D_t \cdot (1 + E_t(\tilde{g}_1))^\tau}{(1 + K_t)^\tau} \\ &+ \sum_{\tau=T_1+1}^{\infty} \frac{E_t(\tilde{D}_{T_1}) \cdot (1 + E_t(\tilde{g}_2))^{\tau - T_1}}{(1 + K_t)^\tau}, \end{aligned}$$

wobei $E_t(\tilde{D}_{T_1}) = D_t \cdot (1 + E_t(\tilde{g}_1))^{T_1}$ ist. Die erste Phase hat eine Länge von T_1 Jahren und wird oft als Phase des außergewöhnlichen Wachstums bezeichnet. Dividenden wachsen mit einer jährlichen erwarteten Rate von $E_t(\tilde{g}_1)$. Die zweite Phase beginnt nach T_1 Jahren. In dieser Phase entspricht das erwartete Dividendenwachstum dem langfristigen Wachstum $E_t(\tilde{g}_2)$. In der Praxis wird das langfristig erwartete Wachstum $E_t(\tilde{g}_2)$ oft mit dem langfristig erwarteten Wachstum des nominalen Bruttosozialproduktes (BSP) gleichgesetzt. Der Grund dafür liegt darin, daß über einen unendlich langen Zeitraum die Dividenden eines Unternehmens nicht schneller wachsen können als das BSP. Würden sie schneller wachsen, wären ab einem Zeitpunkt die Dividendenzahlungen größer als das BSP. Dieser Fall ist jedoch nicht möglich und dementsprechend auszuschließen. Die Länge der einzelnen Phasen kann von Aktie zu Aktie variieren. Das 2-Phasen-Dividenden-Diskontierungsmodell basiert auf dem Gedanken, daß die Dividenden von Unternehmen über einen begrenzten Zeitraum ein außergewöhnliches Wachstum aufweisen, langfristig sich aber wie der Durchschnitt aller Unternehmen entwickeln.

3-Phasen-Dividenden-Diskontierungsmodell

Wie das 2-Phasen-Modell hat das 3-Phasen-Dividenden-Diskontierungsmodell unterschiedliche Wachstumsphasen. Zwischen die erste und die zweite Phase des 2-Phasen-Modells wird zusätzlich eine Konvergenzphase gesetzt. Dabei wird angenommen, daß der Erwartungswert des Gewinnwachstums $E_t(\tilde{g}_1)$ in der Konvergenzphase gegen den Erwartungswert in der letzten Phase $E_t(\tilde{g}_3)$ konvergiert. Die Annahmen bzgl. der gemeinsamen Unabhängigkeit der Wachstumsraten bleiben bestehen. Damit lautet das 3-Phasen-Modell wie folgt:

$$W_t = \sum_{\tau=1}^{T_1} \frac{D_t \cdot (1 + E_t(\tilde{g}_1))^\tau}{(1 + K_t)^\tau}$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$+ \sum_{\tau=T_1+1}^{T_2} \frac{E_t(\tilde{D}_{T_1}) \cdot (1 + E_t(\tilde{g}_{2,\tau}))^{\tau - T_1}}{(1 + K_t)^{\tau}}$$

$$+ \sum_{\tau=T_2+1}^{\infty} \frac{E_t(\tilde{D}_{T_2}) \cdot (1 + E_t(\tilde{g}_3))^{\tau - T_2}}{(1 + K_t)^{\tau}}.$$

Die erste Phase hat eine Länge von T_1 Jahren, und es wird ein außergewöhnliches Wachstum von $E_t(\tilde{g}_1)$ erwartet. In der dritten Phase wird das langfristige erwartete Wachstum in Höhe von $E_t(\tilde{g}_3)$ unterstellt. In der zweiten Phase konvergiert das erwartete Dividendenwachstum von $E_t(\tilde{g}_1)$ gegen die langfristige erwartete Wachstumsrate $E_t(\tilde{g}_3)$. Diese Konvergenzphase ist der Unterschied zum 2-Phasen-Modell, in dem die Länge der Konvergenzphase null war. Üblicherweise wird ein lineares Konvergenzverhalten angenommen. Es sind jedoch beliebige andere Konvergenzverhalten denkbar. Mit einer linearen Konvergenzphase wird $E_t(\tilde{g}_{2,\tau})$ wie folgt berechnet:

$$E_t(\tilde{g}_{2,\tau}) = E_t(\tilde{g}_1) - [E_t(\tilde{g}_1) - E_t(\tilde{g}_3)] \cdot \frac{\tau - T_1}{T_2 - T_1}.$$

Die Abbildung B.8 faßt die unterschiedlichen Phasen für das erwartete Dividendenwachstum $E_t(\tilde{g}_\tau)$ der Dividenden-Diskontierungsmodelle in einer grafischen Visualisierung zusammen.

4. Residual-Income-Modell

Neben dem allgemeinen Dividenden-Diskontierungsmodell B.17 und seinen Vereinfachungen des letzten Kapitels hat in den letzten Jahren das Residual-Income-Modell an Bedeutung gewonnen. Insbesondere durch die Arbeiten von Ohlsen (1990, 1995) und Feltham und Ohlsen (1995) rückte es wieder verstärkt in das Interesse der Forschung.[7] Das Residual-Income-Modell bietet durch die Modellierung des Aktienwertes auf Basis von Eigenkapitalrenditen anstatt von Dividenden insbesondere in der empirischen Anwendung Vorteile. So führen Lee, Myers und Swaminathan (1999) an, daß

> „practical consideration, like the availability of analyst forecasts, make this model easier to implement."

[7] Das Konzept des Residual-Income-Modells reicht nach Kothari (2001) jedoch weiter zurück. Frühere Abhandlungen sind bei Hamilton (1777), Marshall (1890), Preinreich (1938) und Edwards und Bell (1961) zu finden. In der deutschsprachigen Literatur sei auf Lücke (1955) verwiesen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

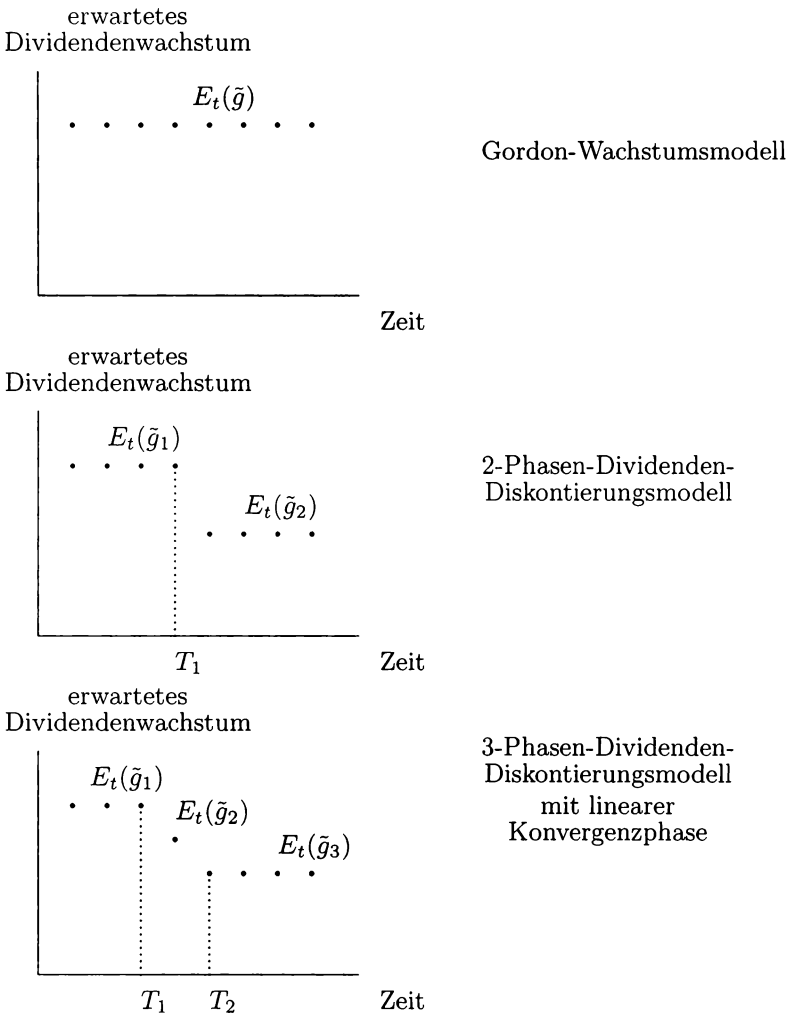


Abbildung B.8: Wachstumsphasen verschiedener Dividenden-Diskontierungsmodelle

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Um das Residual-Income-Modell aus dem Dividenden-Diskontierungsmodell B.17 abzuleiten, wird die Annahme getroffen, daß sich der Buchwert des Eigenkapitals $\tilde{B}_{t+\tau-1}$ von einer auf die folgende Periode um den Gewinn $\tilde{G}_{t+\tau+1}$ erhöht und um die ausgeschüttete Dividende $\tilde{D}_{t+\tau+1}$ vermindert. Eine externe Eigenkapitalfinanzierung findet also nicht statt:

$$\tilde{B}_{t+\tau} = \tilde{B}_{t+\tau-1} + \tilde{G}_{t+\tau} - \tilde{D}_{t+\tau}. \tag{B.34}$$

Wird B.34 nach der Dividende $\tilde{D}_{t+\tau}$ aufgelöst und in B.17 eingesetzt, so ergibt sich für die Bewertungsgleichung

$$W_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t(\tilde{B}_{t+\tau-1} - \tilde{B}_{t+\tau} + \tilde{G}_{t+\tau})}{(1+K_t)^\tau}. \tag{B.35}$$

Gleichung B.35 läßt sich wie folgt umformen:

$$\begin{aligned}
W_t &= \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t(\tilde{B}_{t+\tau-1}) - E_t(\tilde{B}_{t+\tau}) + E_t(\tilde{G}_{t+\tau})}{(1+K_t)^\tau} \\
&= \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t(\tilde{B}_{t+\tau-1})}{(1+K_t)^\tau} - \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t(\tilde{B}_{t+\tau})}{(1+K_t)^\tau} + \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t(\tilde{G}_{t+\tau})}{(1+K_t)^\tau} \\
&= \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t(\tilde{B}_{t+\tau-1})}{(1+K_t)^\tau} - \sum_{\tau=2}^{\infty} \frac{E_t(\tilde{B}_{t+\tau-1})}{(1+K_t)^{\tau-1}} + \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t(\tilde{G}_{t+\tau})}{(1+K_t)^\tau} \\
&= \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t(\tilde{B}_{t+\tau-1})}{(1+K_t)^\tau} - \sum_{\tau=2}^{\infty} \frac{E_t(\tilde{B}_{t+\tau-1}) \cdot (1+K_t)}{(1+K_t)^\tau} + \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t(\tilde{G}_{t+\tau})}{(1+K_t)^\tau} \\
&= \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t(\tilde{B}_{t+\tau-1})}{(1+K_t)^\tau} - \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t(\tilde{B}_{t+\tau-1}) \cdot (1+K_t)}{(1+K_t)^\tau} \\
&\qquad + E_t(\tilde{B}_{t+1-1}) + \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t(\tilde{G}_{t+\tau})}{(1+K_t)^\tau} \\
&= B_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t(\tilde{G}_{t+\tau})}{(1+K_t)^\tau} - \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t(\tilde{B}_{t+\tau-1}) \cdot K_t}{(1+K_t)^\tau}.
\end{aligned} \tag{B.36}$$

Die Eigenkapitalrendite EKR wird als

$$EKR_t \equiv \frac{G_t}{B_{t-1}} \tag{B.37}$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

definiert. Wird Definition B.37 nach G_t aufgelöst und in B.36 eingesetzt, dann ergibt sich mit der Annahme, daß $E\tilde{K}R_t$ und $\tilde{B}_{t-1}$ unkorreliert sind,

$$W_t = B_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t(\tilde{B}_{t+\tau-1}) \cdot E_t(E\tilde{K}R_{t+\tau})}{(1+K_t)^\tau} - \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t(\tilde{B}_{t+\tau-1}) \cdot K_t}{(1+K_t)^\tau}$$

$$\text{(B.38)} \quad = B_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t(\tilde{B}_{t+\tau-1}) \cdot \left(E_t(E\tilde{K}R_{t+\tau}) - K_t\right)}{(1+K_t)^\tau}.$$

Gleichung B.38 ist als Residual-Income-Modell bekannt. Sie stellt den Wert eines Unternehmens aus dem Buchwert und der Summe der diskontierten *ökonomischen Gewinne* dar. Der ökonomische Gewinn ist dabei die Differenz zwischen dem Gewinn des Unternehmens (Buchwert · Eigenkapitalrendite) abzüglich den Opportunitätskosten des Eigenkapitals (Buchwert · Kapitalkostensatz). Sind beide Größen gleich, so entspricht der Wert einer Aktie genau dem Buchwert des Eigenkapitals. Ein Unternehmen erzielt in diesem Fall keinen ökonomischen Gewinn. Ist die erwartete Eigenkapitalrendite jedoch größer (kleiner) als der Kapitalkostensatz, so liegt der Wert über (unter) dem Buchwert. Wird der Wert dem Preis gleichgesetzt, dann erhält man wie in Gleichung B.29 eine Bestimmungsgleichung für die implizite Rendite:

$$\text{(B.39)} \quad P_t = B_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t(\tilde{B}_{t+\tau-1}) \cdot \left(E_t(E\tilde{K}R_{t+\tau}) - R_t^i\right)}{(1+R_t^i)^\tau}.$$

Ähnlich wie bei Dividenden-Diskontierungsmodellen sind verschiedene Phasen bzgl. der Höhe der erwarteten Eigenkapitalrendite möglich. Im 1-Phasen-Modell wird eine konstant erwartete Eigenkapitalrendite angenommen:

$$\text{(B.40)} \quad E\tilde{K}R_{t+\tau} = E_t(E\tilde{K}R) + \tilde{\epsilon}_{t+\tau}.$$

$\epsilon_{t+\tau}$ ist ein zufälliger Störterm mit $E_t(\tilde{\epsilon}_{t+\tau}) = 0$. Es wird weiter angenommen, daß die Störterme gemeinsam unabhängig sind. Mit diesen Annahmen läßt sich das 1-Phasen-Modell in der folgenden Form darstellen:

$$\text{(B.41)} \quad W_t = B_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t(\tilde{B}_{t+\tau-1}) \cdot \left(E_t(E\tilde{K}R) - K_t\right)}{(1+K_t)^\tau}.$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Wie das Gordon-Wachstumsmodell eine einfachere Form des Dividenden-Diskontierungsmodells ist, so läßt sich Gleichung B.41 unter der Annahme, daß die Dividende als konstanter Anteil q des Gewinns ausgeschüttet wird, d.h. $\tilde{D}_t = q \cdot \tilde{G}_t$, alternativ darstellen. Gleichung B.34 verändert sich dann zu

$$\begin{aligned} \tilde{B}_{t+\tau} &= \tilde{B}_{t+\tau-1} + \tilde{G}_{t+\tau} - q \cdot \tilde{G}_{t+\tau} \\ &= \tilde{B}_{t+\tau-1} + \tilde{G}_{t+\tau} \cdot (1-q) \\ &= \tilde{B}_{t+\tau-1} \cdot (1 + E\tilde{K}R_{t+\tau} \cdot (1-q)). \end{aligned} \tag{B.42}$$

Die einperiodige Wachstumsrate des Buchwertes wird als konstant angenommen und als $g_B \equiv EKR \cdot (1-q)$ definiert. Erwartungswertbildung in B.42 und Ausweitung auf mehrere Perioden führt aufgrund der gemeinsamen Unabhängigkeit der $\tilde{\epsilon}_{t+\tau}$ in B.40 zu

$$\begin{aligned} E_t(\tilde{B}_{t+\tau}) &= E_t(B_t \cdot (1+\tilde{g}_B)^\tau) \\ &= B_t \cdot (1 + E_t(\tilde{g}_B))^\tau. \end{aligned} \tag{B.43}$$

Ersetzen des erwarteten Buchwertes in B.41 durch B.43 ergibt

$$\begin{aligned} W_t &= B_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{B_t \cdot (1 + E_t(\tilde{g}_B))^{\tau-1} \cdot \left(E_t(E\tilde{K}R) - K_t\right)}{(1+K_t)^\tau} \\ &= B_t + \left(E_t(E\tilde{K}R) - K_t\right) \cdot \frac{B_t}{K_t - E_t(\tilde{g}_B)} \\ &= B_t \cdot \frac{E_t(E\tilde{K}R) - E_t(\tilde{g}_B)}{K_t - E_t(\tilde{g}_B)}. \end{aligned} \tag{B.44}$$

Im 1-Phasen-Modell ist damit der Wert um so höher, je

- höher die erwartete Eigenkapitalrendite $E_t(E\tilde{K}R)$ ist und
- je niedriger der Kapitalkostensatz K_t ist.

In 2-Phasen-Modellen wird die Höhe der erwarteten Eigenkapitalrendite in zwei Phasen unterteilt:

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$
\begin{aligned}
W_t &= B_t + \sum_{\tau=1}^{T_1} \frac{E_t(\tilde{B}_{t-1+\tau}) \cdot (E_t(E\tilde{K}R_1) - K_t)}{(1+K_t)^\tau} \\
&+ \sum_{\tau=T_1+1}^{\infty} \frac{E_t(\tilde{B}_{t-1+\tau}) \cdot (E_t(E\tilde{K}R_2) - K_t))}{(1+K_t)^\tau}.
\end{aligned} \tag{B.45}
$$

Phase 1 (Länge T_1) entspricht der Phase einer außergewöhnlichen erwarteten Eigenkapitalrendite $E_t(E\tilde{K}R_1)$, Phase 2 einer langfristigen erwarteten Eigenkapitalrendite $E_t(E\tilde{K}R_2)$. Das 3-Phasen-Modell setzt zwischen die beiden Phasen noch eine Konvergenzphase:

$$
\begin{aligned}
W_t &= B_t + \sum_{\tau=1}^{T_1} \frac{E_t(\tilde{B}_{t-1+\tau}) \cdot (E_t(E\tilde{K}R_1) - K_t)}{(1+K_t)^\tau} \\
&+ \sum_{\tau=T_1+1}^{T_2} \frac{E_t(\tilde{B}_{t-1+\tau}) \cdot (E_t(E\tilde{K}R_{2,\tau}) - K_t)}{(1+K_t)^\tau} \\
&+ \sum_{\tau=T_2+1}^{\infty} \frac{E_t(\tilde{B}_{t-1+\tau}) \cdot (E_t(E\tilde{K}R_3) - K_t)}{(1+K_t)^\tau}.
\end{aligned} \tag{B.46}
$$

Mit einem 3-Phasen-Modell kann der Gewinnzyklus eines Unternehmens am besten abgebildet werden. In der ersten Phase (Länge T_1) wird erwartet, daß ein Unternehmen eine über- oder unterdurchschnittliche Rendite auf das Eigenkapital $E_t(E\tilde{K}R_1)$ erzielt. Diese Phase kann als Zeitraum des komparativen Vorteils (wenn die Eigenkapitalrendite über dem Durchschnitt vergleichbarer Unternehmen liegt) oder Nachteils (wenn die Eigenkapitalrendite unter dem Durchschnitt vergleichbarer Unternehmen liegt) interpretiert werden. In der zweiten Phase (Länge $T_2 - T_1$) geht der komparative Vor- oder Nachteil verloren, und die erwartete Eigenkapitalrendite konvergiert von $E_t(E\tilde{K}R_1)$ gegen den Durchschnitt $E_t(E\tilde{K}R_3)$. Daß Unternehmen ihren komparativen Vorteil verlieren, ist mit dem Gedanken vereinbar, daß der ökonomische Wettbewerb diesen reduziert. Komparative Nachteile sollten zu Anstrengungen des Unternehmens führen, um diese zu beseitigen. Dieser Prozeß wird von Investoren gefordert, die eine adäquate (d.h. keine unterdurchschnittliche) Eigenkapitalrentabilität verlangen. Damit werden Eigenkapitalrenditen mean-reverting, eine Eigenschaft, die in der Literatur dokumentiert ist (siehe bspw. Penman (1991)). Die verschiedenen Phasen der Residual-Income-Modelle sind in Abbildung B.9 exemplarisch dargestellt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

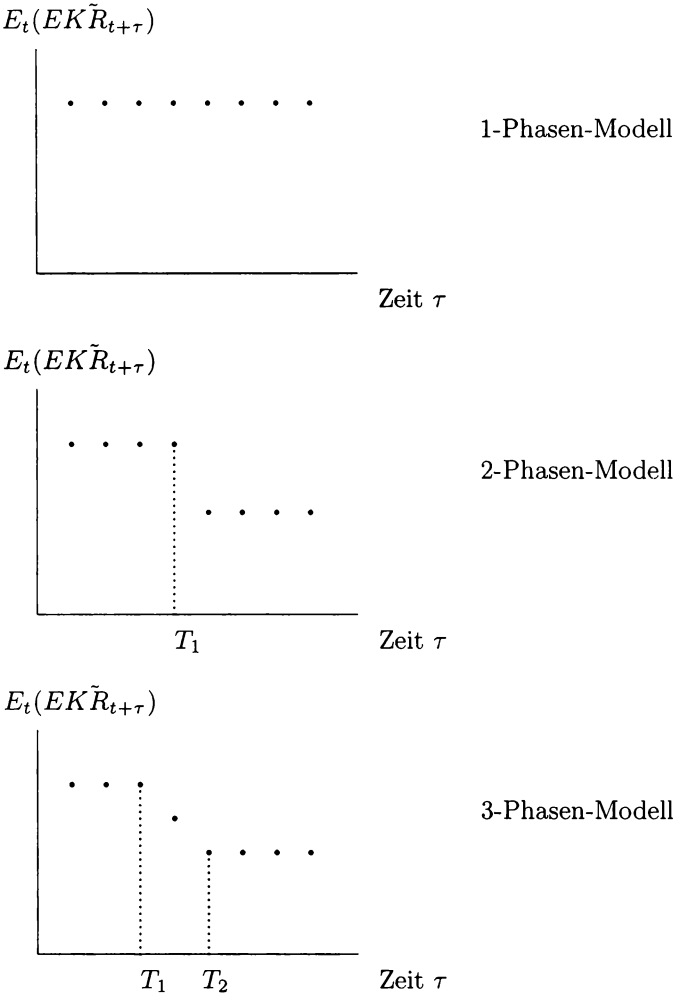


Abbildung B.9: Rentabilitätsphasen verschiedener Residual-Income-Modelle

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

5. Eigenschaften der Bewertungsmodelle

Nach den Bewertungsmodellen B.17 und B.38 hängt der Wert einer Aktie von zwei Faktoren ab:

- den Kapitalkosten und
- der erwarteten zukünftigen Ertragskraft (Dividenden oder Eigenkapitalrendite).

Bei Änderung von einem der Parameter ändert sich der Wert. Dabei haben die Bewertungsgleichungen folgende intuitive und ökonomisch sinnvolle Eigenschaften:

- Ein Sinken der Kapitalkosten führt zu einem höheren Wert.
- Ein Ansteigen der erwarteten Dividende oder Eigenkapitalrendite führt zu einem höheren Wert.

Abbildungen B.10 und B.11 veranschaulichen die Zusammenhänge an zwei Beispielen. Abbildung B.10 zeigt den Wert W_t einer Aktie in Abhängigkeit der Kapitalkosten K_t. Es wird angenommen, daß sich der Wert nach dem Gordon-Wachstumsmodell B.33 ergibt, und daß $E_t(\tilde{D}_{t+1}) = 20$ bzw. $E_t(\tilde{g}) = 5\%$ beträgt. In der Abbildung sind exemplarisch zwei Fälle eingezeichnet. Im Fall 1 beträgt der Kapitalkostensatz $K_t = 15\%$. Dadurch ergibt sich ein Wert von 200. Im Fall 2 beträgt der Kapitalkostensatz dagegen nur $K_t = 10\%$. Dadurch liegt der Wert mit 400 doppelt so hoch wie im Fall 1 (die angenommenen Parameter $E_t(\tilde{D}_{t+1}) = 20$ und $E_t(\tilde{g}) = 5\%$ haben sich dabei nicht verändert). Mit dem Sinken der Kapitalkosten steigt also der Wert. Dieser Effekt ist auch unter dem Stichwort Diskontierungseffekt bekannt, welcher in Kapitel 1. diskutiert wird.

Abbildung B.11 illustriert den Zusammenhang zwischen dem Wert W_t einer Aktie und der erwarteten Eigenkapitalrendite $E_t(E\tilde{K}R)$. Es wird angenommen, daß der Wert nach dem 1-Phasen-Residual-Income-Modell B.44 berechnet werden kann. Die notwendigen Parameter werden mit $K_t = 10\%$ und $B_t = 500$ festgesetzt. Es wird angenommen, daß erzielte Gewinne voll ausgeschüttet werden ($q = 100\%$). Es sind wieder exemplarisch zwei Fälle eingezeichnet. Im Fall 1 wird für ein Unternehmen eine Eigenkapitalrendite von $E_t(E\tilde{K}R) = 10\%$ erwartet. Damit ist ein Wert von 500 gerechtfertigt. Im Fall 2 beträgt die erwartete Eigenkapitalrendite $E_t(E\tilde{K}R) = 20\%$, ist also doppelt so hoch wie im Fall 1. Dadurch ist auch ein doppelt so hoher Wert gerechtfertigt. Mit dem Steigen der erwarteten Eigenkapitalrendite steigt also auch der Wert.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

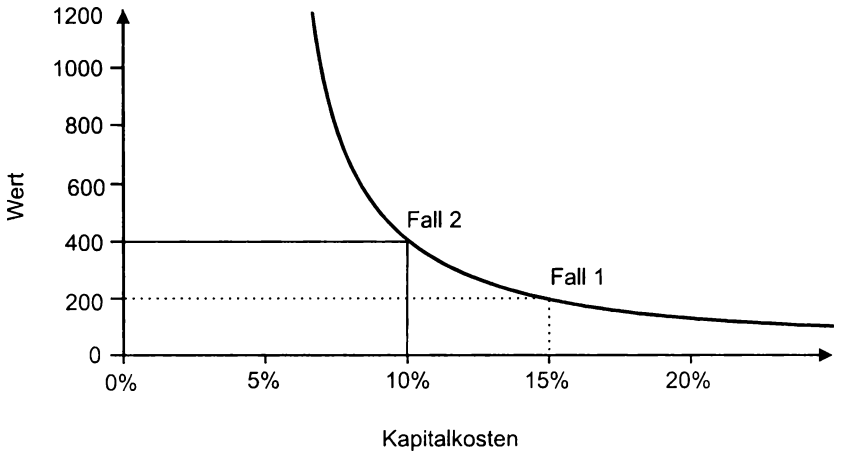


Abbildung B.10: Zusammenhang zwischen Wert und Kapitalkosten

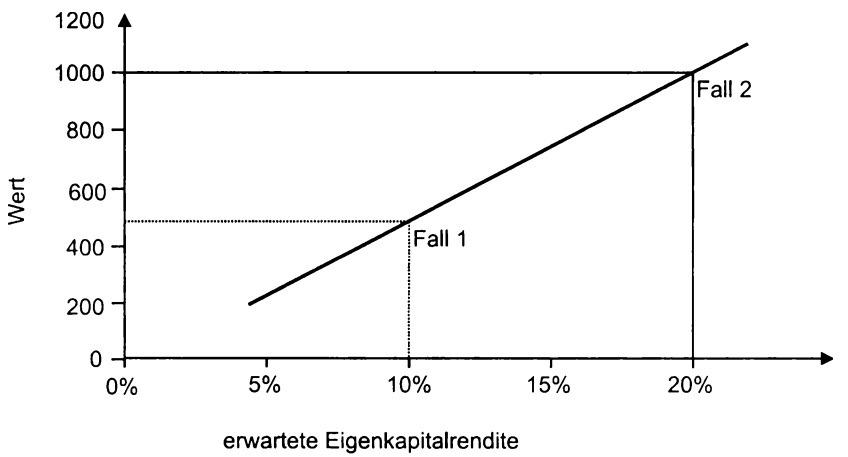


Abbildung B.11: Zusammenhang zwischen Wert und erwarteter Eigenkapitalrendite

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

III. Fehlbewertung

Der letzte Abschnitt hat Konzepte diskutiert, mit denen der Wert von Aktien berechnet werden kann. Durch die Differenz zwischen dem beobachtbaren Preis und dem Wert ist eine Bestimmung der Fehlbewertung möglich. Neben diesem direkten Vergleich kann die Fehlbewertung auch auf Basis von Renditen definiert werden, was verschiedene Vorteile mit sich bringt, die im übernächsten Abschnitt aufgezeigt werden.

1. Fehlbewertung auf Basis von Preisen

Sind der Preis, der auf einem realen Kapitalmarkt zu beobachten ist, und der Wert, der sich auf einem (fiktiven) vollkommenen Kapitalmarkt ergibt, gleich, dann ist eine Aktie richtig bewertet. Sind Preis und Wert unterschiedlich, dann ist der Kapitalmarkt im Ungleichgewicht und es ergibt sich die Fehlbewertung zu[8]

$$F_t = P_t - W_t. \tag{B.47}$$

Im allgemeinen wird ein Preis dann als effizient angesehen, wenn die Fehlbewertung null entspricht. In diesem Fall spiegelt er alle Informationen bzgl. den zukünftigen Cash-flows und den Präferenzen der Marktteilnehmer - also alle bewertungsrelevanten Parameter des Gleichgewichtsmodells - in der richtigen Weise wider.[9] Aus Gleichung B.47 wird sofort ersichtlich, daß eine Fehlbewertung nur unter der Annahme eines Gleichgewichtsmodells berechenbar ist.[10] Wenn also F_t ungleich null ist, können zwei Schlußfolgerungen gezogen werden. Entweder ist die Aktie fehlbewertet oder aber das unterstellte Gleichgewichtsmodell ist falsch. Eine eindeutige

[8] In der Literatur werden weitere Bezeichnungen für die Fehlbewertung verwendet. Übliche Begriffe sind *sentiment*, *fads*, *noise* oder *bubbles*. Während sentiment, fads und noise mean-reverting sind, d.h., sie werden mit zunehmender Zeit kleiner, ist bei bubbles das Verhalten explosiv, d.h., sie nehmen mit fortschreitender Zeit zu. Zur Diskussion von sentiment, fads und noise Modellen siehe Shiller (1984), Kyle (1985), Black (1986), Frankel und Froot (1986), Summers (1986), Campbell und Kyle (1993), De Long, Shleifer, Summers und Waldmann (1991), Froot, Scharfstein und Stein (1992) und Shleifer (2000). Zur Diskussion von bubbles siehe West (1987, 1988), Flood and Hodrick (1986, 1990, 1994) und Froot und Obstfeld (1991).

[9] Diese Defintion geht auf Fama (1970) zurück:

„A market in which prices always fully reflect available information is called efficient."(S. 383)

[10] Die Diskussion der Gleichgewichtsmodelle ist Inhalt des Kapitels II.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Schlußfolgerung auf eine der beiden Alternativen ist durch das Problem der verbundenen Hypothesen unmöglich (Fama (1991)).

Im Falle der Fehlbewertung modelliert Summers (1986) die zugehörige Stochastik mit folgendendem autoregressiven Prozeß:

$$F_t = \alpha \cdot F_{t-1} + v_t, \tag{B.48}$$

wobei $0 < \alpha < 1$ gilt und v_t ein zufälliger Störterm ist. In diesem Fall tendiert die Fehlbewertung gegen null und der Preis zu seinem gleichgewichtigen Wert. Wenn die Fehlbewertung einen autoregressiven Prozeß darstellt, dann weichen *temporär* Preise von ihren Werten ab, *langfristig* tendieren sie jedoch zu ihrem Gleichgewichtspreis und das Ungleichgewicht aus Sicht des vollkommenen Kapitalmarktes baut sich im Zeitablauf ab. Dies bedeutet jedoch nicht, daß der Preis zu seinem Gleichgewicht mit Sicherheit zurückkehrt. Zwischenzeitliche Störeinflüsse v_t können immer wieder zu neuen Abweichungen führen.

2. Fehlbewertung auf Basis von Renditen

Alternativ kann die Fehlbewertung folgendermaßen bestimmt werden. Anstatt des Einsetzens der Kapitalkosten in ein Bewertungsmodell und eines Vergleichs zwischen dem Wert W_t und Preis P_t kann der Renditeerwartung aus Marktpreisen $E_t(\tilde{R}_{t,t+1})$ die Renditeerwartung aus Gleichgewichtspreisen $E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1})$ gegenübergestellt werden. Analog zu B.47 ergibt sich die Fehlbewertung zu[11]

$$\underbrace{\Pi^{\epsilon}_t}_{\substack{\text{Fehlbewertung in den} \\ \text{Renditeerwartungen}}} = \underbrace{E_t(\tilde{R}_{t,t+1})}_{\substack{\text{aus Marktpreisen} \\ \text{abzuleiten}}} - \underbrace{E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1})}_{\substack{\text{aus Gleichgewichts-} \\ \text{modellen abzuleiten}}}. \tag{B.49}$$

Gleichung B.49 spiegelt eine zentrale Sichtweise dieser Arbeit wider. Aus Marktpreisen lassen sich Renditeerwartungen bestimmen. Der Teil, der sich nicht durch Gleichgewichtsmodelle erklären läßt, wird als *Fehlbewertung* bezeichnet. Wie die Fehlbewertung in B.49 operationalisiert und empirisch geschätzt werden kann, ist Gegenstand des Kapitels D. In Kapitel I. wird die implizite Rendite als Schätzung der erwarteten Rendite

[11] Streng genommen müßte sich die Fehlbewertung nicht nur die Renditeerwartungen der nächsten Periode beziehen, sondern auf alle Perioden darüber hinaus ebenfalls.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

aus Marktpreisen der historischen Rendite gegenübergestellt. Dort wird gezeigt, daß die implizite Rendite gegenüber der historischen Rendite zur Schätzung von Renditeerwartungen aus Marktpreisen verschiedene Vorteile hat. Solange jedoch die gleichgewichtige erwartete Rendite $E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1})$ nicht näher durch Zeit- und Risikopräferenzen der Investoren spezifiziert ist, ist die Berechnung der Fehlbewertung wenig konkret. Kapitel II. wird diese Lücke schließen.

Der Vorteil, die Fehlbewertung auf Basis von Renditen zu untersuchen, liegt insbesondere in folgenden zwei Punkten. Auf der einen Seite leiten Kapitalmarktmodelle im allgemeinen Renditeerwartungen und nicht Werte ab.[12] Dementsprechend ist es natürlicher, Renditeerwartungen direkt zu bestimmen, als den Umweg über Preise zu gehen. Auf der anderen Seite hat die Quantifizierung von Renditeerwartungen eine höhere praktische Relevanz als die Bestimmung von Werten. Im Portfoliomanagement werden mehr Renditeerwartungen gegeneinander abgewogen als Preise. So baut bspw. die moderne Portfoliotheorie basierend auf Markowitz (1952) (siehe Kapitel II.) auf Renditeerwartungen und nicht auf Werten auf. Möchte ein Investor ein effizientes Portfolio auf Basis von Werten bestimmen, so muß er diese nichtsdestotrotz in Renditeerwartungen transformieren.

3. Beispiel für eine Fehlbewertung

Basierend auf dem Dividenden-Diskontierungsmodell B.33 wird nun ein einfaches Beispiel den Zusammenhang einer Fehlbewertung auf Basis von Renditen und Preisen verdeutlichen. Es wird angenommen, daß der Preis einer Aktie $P_t = 200$, die erwartete Dividende $E_t(\tilde{D}_{t+1}) = 20$ und die erwartete Wachstumsrate $E_t(\tilde{g}) = 5\%$ beträgt. Die implizite Rendite errechnet sich nach B.29 zu $R^{\iota}_t = 15\%$ (siehe *aktueller Preis* in Abbildung B.12):

$$\begin{aligned} P_t &= \frac{E_t(\tilde{D}_{t+1})}{R^{\iota}_t - E_t(\tilde{g})} \\ 200 &= \frac{20}{R^{\iota}_t - 5\%} \\ \Rightarrow R^{\iota}_t &= 15\%. \end{aligned}$$

Es wird weiter angenommen, daß die gleichgewichtige Renditeerwartung $E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1}) = 10\%$ (= Kapitalkostensatz K_t) beträgt. Wird die er-

[12] Es ist natürlich möglich, die Renditeerwartungen mit Hilfe von Bewertungsmodellen in Werte zu transformieren.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

wartete Renidte aus Marktpreisen durch die implizite Rendite geschätzt, dann ist nach B.49 die Fehlbewertung

$$\begin{aligned} \Pi_t^{\epsilon} &= E_t(\tilde{R}_{t,t+1}) - E_t(\tilde{R}_{t,t+1}^{\rho}) \\ &= 15\% - 10\% \\ &= 5\%. \end{aligned}$$

Der Wert der Aktie errechnet sich nach B.33 zu (siehe auch *Bewertung im Gleichgewicht* in Abbildung B.12)

$$\begin{aligned} W_t &= \frac{E_t(\tilde{D}_{t+1})}{K_t - E_t(\tilde{g})} \\ &= \frac{20}{10\% - 5\%} \\ &= 400. \end{aligned}$$

In absoluten Preisen ist nach B.47 die Fehlbewertung

$$\begin{aligned} F_t &= P_t - W_t \\ &= 200 - 400 \\ &= -200. \end{aligned}$$

Damit ist die Aktie entweder um 200 unterbewertet, oder die implizite Rendite liegt um 5%-Punkte zu hoch. Abbildung B.12 veranschaulicht die Fehlbewertungen grafisch.

IV. Zusammenfassung

Dieses Kapitel hat Bewertungskonzepte von Aktien vorgestellt. Mit Hilfe der kapitalkostenorientierten Diskontierung - sei es in Form eines Dividenden-Diskontierungsmodells bzw. Residual-Income-Modells - läßt sich durch Gleichsetzen des Wertes mit dem beobachtbaren Preis die implizite Rendite bestimmen. Unter den Annahmen, daß zukünftige Renditeerwartungen konstant und daß Renditen gemeinsam unabhängig sind, gleicht der Kapitalkostensatz der einperiodigen diskreten Rendite. Eine weitere

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

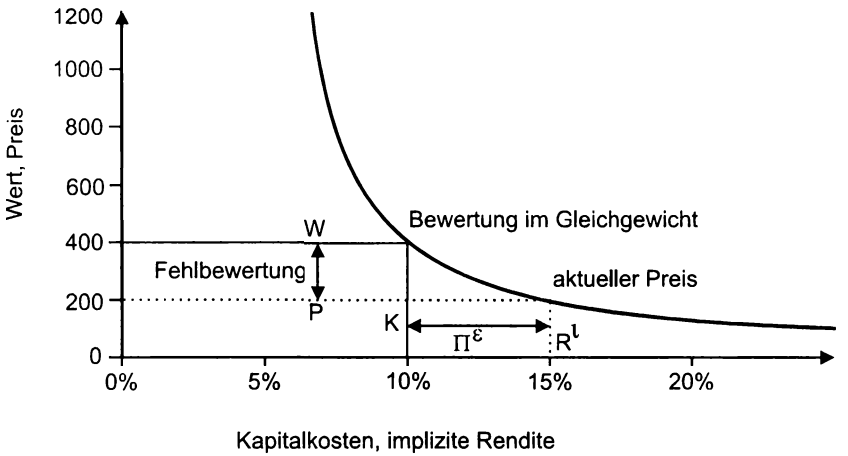


Abbildung B.12: Beispiel für eine Fehlbewertung

Voraussetzung dazu ist es, daß die zukünftige Verteilung der Dividenden bekannt ist. In der Realität sind diese Voraussetzungen mit hoher Wahrscheinlichkeit jedoch nicht erfüllt, so daß die implizite Rendite dann als Schätzung für die erwartete Rendite aus Marktpreisen interpretiert werden kann. Ein Vergleich mit den erwarteten Renditen im Gleichgewicht führt zur Fehlbewertung, die sowohl auf Basis von Preisen als auch Renditen spezifiziert wurde. Die Fehlbewertungen sind jedoch erst dann bestimmbar, wenn die implizite Rendite und die Kapitalkosten berechnet werden können. Kapitel D. wird sich mit dieser Fragestellung auseinandersetzen. Zunächst erfolgt im nächsten Kapitel eine Darstellung des Portfoliomanagements.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

C. Portfoliomanagement

I. Einführung in das Portfoliomanagement

In diesem Kapitel erfolgt zunächst eine allgemeine Übersicht über das Portfoliomanagement, welche die wichtigsten Strukturelemente wie Prozeßschritte, Benchmark und Managementarten umfaßt. Der Definition der Benchmark kommt dabei eine entscheidende Bedeutung zu. Von einem passiven Management spricht man, wenn die Benchmarkrendite möglichst genau erzielt werden soll, von einem aktiven Management ist die Rede, wenn überlegene Rendite- und Risikobeziehungen gegenüber der Benchmark erreicht werden sollen. Die Unterscheidung zwischen aktivem und passiven Management läßt sich vor allem aus der Sichtweise der Prognosemöglichkeit zukünftiger Renditen begründen. Zusätzlich wird je nach Definition der Benchmark zwischen absoluter und relativer Portfoliooptimierung unterschieden. Die Portfoliooptimierung ist die Transformation der Renditeerwartungen und Risiken in effiziente Portfolios. Von absoluter Portfoliooptimierung spricht man, wenn die Benchmark in Form einer Renditevorgabe (bspw. 5% pro Jahr) fixiert ist. Bei einer relativen Portfoliooptimierung ist die Benchmark in der Regel ein Index oder eine Kombination von Indizes. Als Abschluß des Kapitels werden die Ansätze der Literatur diskutiert, die durch Titelselektion von Aktien Überrenditen gegenüber Benchmarks erzielt haben und deswegen zum aktiven Portfoliomanagement gezählt werden können. Die inhaltliche Strukturierung dieses Kapitels wird in Abbildung C.1 wiedergegeben.

1. Prozeßschritte

Das Portfoliomanagement im allgemeinen wird klassischerweise als Verwaltung eines Bestandes an Vermögenswerten unter Rendite- und Risikoaspekten bezeichnet. Das Ziel des Portfoliomanagements ist damit das effiziente Managen von Renditeerwartungen und Risiken und die Bildung von effizienten Portfolios. Der Begriff *effizientes Portfolio* ergibt sich aus

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

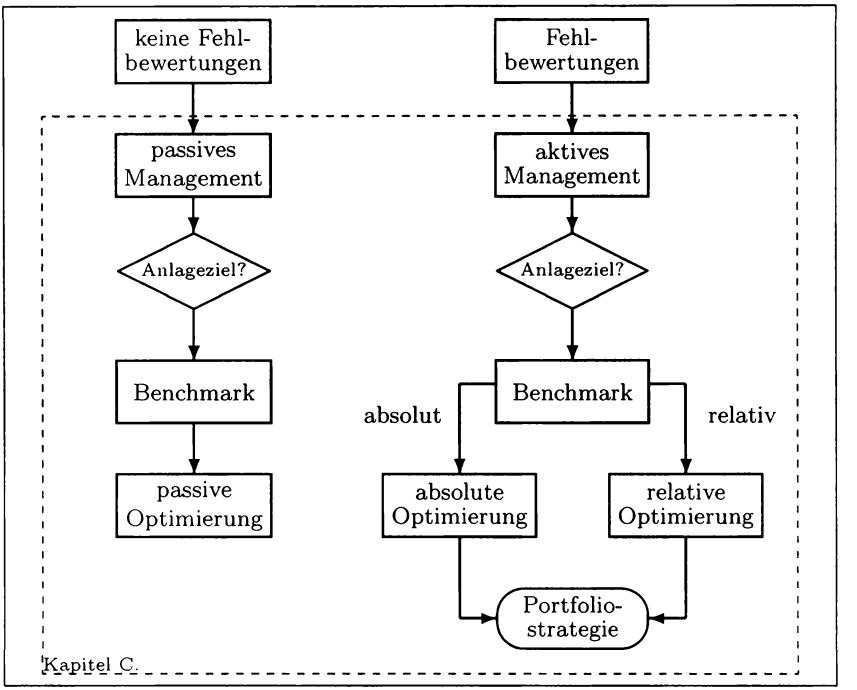


Abbildung C.1: Inhalt des Kapitels C.

den Präferenzen der Investoren, die im weiteren Verlauf des Kapitels spezifiziert werden.[1] Das Portfoliomanagement kann in drei Prozeßschritte unterteilt werden:

- Bestimmung der Anlageziele
- Asset Allocation
- Titelselektion

[1] Das Themengebiet Portfoliomanagement ist vielschichtig. In dieser Arbeit wird es vor allem aus der Perspektive des aktiven Portfoliomanagements betrachtet, und es werden die relevanten Punkte diskutiert, die sich aufgrund von Fehlbewertungen ergeben. Für allgemeinere Darstellungen des Portfoliomanagements siehe unter anderem Ingersoll (1987), Huang und Litzenberger (1988), Elton und Gruber (1995) und Breuer, Gürtler und Schuhmacher (1999).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die Bestimmung der Anlageziele umfaßt die Definition von Renditezielen und Risikorestriktionen. Dabei steht der *Erhöhung* des Vermögens (unter der Nebenbedingung verschiedener Auszahlungsbedingungen) die *Stabilität* des Vermögens gegenüber.

Die Asset-Allocation-Entscheidung trifft die Aufteilung des Vermögens auf die verschiedenen Asset-Klassen wie Aktien, Renten und liquide Mittel. Die geografische Aufteilung des Vermögens sowie die Aufteilung in verschiedene Branchen und Anlagestile können ebenfalls in diese Kategorie fallen. Die Asset Allocation wird in der Praxis im allgemeinen in eine *strategische* und eine *taktische* Entscheidung unterteilt. Während die strategische Asset Allocation einen Zeithorizont von mehreren Jahren haben kann, hat die taktische meist einen Horizont von wenigen Monaten. Die strategische wird dabei vor allem aus Risikorestriktionen bestimmt, während die taktische insbesondere versucht, kurzfristige Renditechancen und damit Fehlbewertungen und Marktineffizienzen auszunutzen.

Die Titelselektion wählt die einzelnen Titel in einer Asset-Klasse aus, die unter Rendite- und Risikogesichtspunkten am attraktivsten erscheinen. Dies gilt sowohl für die Asset-Klasse Aktien als auch die Asset-Klasse Renten (sowie weitere Asset-Klassen, falls danach unterschieden wird).

2. Benchmark

Ein Investor muß die Frage beantworten, ob er seine Vermögenswerte selbst verwalten oder ob er die Verwaltung an einen Portfoliomanager delegieren möchte. Beauftragt er einen Portfoliomanager, vergibt der Investor einen *Managementauftrag* (oder auch *Mandat* genannt).[2] In der Regel definiert der Investor im Rahmen des Managementauftrags eine *Benchmark*. Die Benchmark bildet dann eine Grundlage für die *Entscheidung* des Portfoliomanagers, wie er das Portfolio hinsichtlich der Asset-Klassen und der Einzeltitel strukturieren kann. Der Benchmark kommt also bei der Bestimmung eines Portfolios eine *Entscheidungsfunktion* zu. Diese Funktion der Benchmark wird ergänzt um eine *Kontroll-* bzw. *Entlohnungsfunktion*, die im nachfolgenden Kapitel angesprochen werden. Durch einen Vergleich

[2] Im weiteren Verlauf der Arbeit wird zwischen den Begriffen Investor und Portfoliomanager unterschieden. Ein Investor besitzt das Vermögen, ein Portfoliomanager verwaltet das Vermögen. Beispiel: Ein Privatanleger legt sein Vermögen in einen Publikumsfonds an. Damit ist er ein Investor. Er gibt, bewußt oder unbewußt, dadurch einen Managementauftrag an einen Publikumsfondsmanager weiter, der den Fonds managt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

zwischen Benchmark- und Portfoliorendite kann der Investor kontrollieren, welche Leistung der Portfoliomanager erbracht hat. Zusätzlich kann je nach Ausgestaltung des Mandats und nach erbrachter Managementleistung der Portfoliomanager anhand der Benchmark entlohnt werden. Damit hat die Benchmark sowohl *Ex-ante-Charakter* (durch ihre Entscheidungsfunktion) als auch *Ex-post-Charakter* (durch ihre Kontroll- und Entlohnungsfunktion).

Entscheidungsfunktion

Formal kann eine Benchmark **b** als ein Gewichtungsvektor von wertmäßigen Anteilen b_i einzelner Wertpapiere $i = 1, ..., n$ angesehen werden:

$$\text{(C.1)} \qquad \mathbf{b} \equiv (b_1, b_2, \cdots, b_n).$$

Üblicherweise besteht die Benchmark aus einem Marktindex oder einer Kombination von Marktindizes. In diesem Fall spricht man von einer *relativen Benchmark*. Bspw. kann eine Benchmark aus dem Aktienindex *DJ Stoxx 50* bestehen, wobei dann die Gewichte b_i den Indexgewichten des DJ Stoxx 50 Indexes entsprechen. Die Benchmark kann aber auch in Form einer Renditevorgabe festgelegt werden. Dann spricht man von einer *absoluten Benchmark*. Beauftragt der Investor den Portfoliomanager damit, eine Rendite von 5% innerhalb eines Jahres zu erzielen, so ist diese Vorgabe ein Beispiel für eine absolute Benchmark. Existiert für die Renditevorgabe kein Wertpapier (bzw. keine Kombination von Wertpapieren, mit der die Rendite dargestellt werden kann), dann kann die Benchmark C.1 auch *fiktive* Wertpapiere umfassen. Würde also kein Wertpapier mit einer Rendite von 5% vorliegen, dann müßte ein entsprechendes *fiktives* Wertpapier definiert werden. Der wichtigste Unterschied zwischen einer absoluten und relativen Benchmark besteht darin, daß die absolute Benchmark eine sichere Rendite darstellt, während die relative Benchmark durch eine unsichere Rendite gekennzeichnet ist.

Der Investor kann nun das Anlageziel auf zwei Arten an den Portfoliomanager weitergeben. Entweder gibt er dem Portfoliomanager das Ziel vor, die Benchmarkrendite (unter Risikonebenbedingungen) zu *übertreffen* oder die Benchmarkrendite genau zu *erreichen*. Soll die Benchmarkrendite genau erreicht werden, so spricht man von einem *passiven Management*. Im *aktiven Management* versucht der Portfoliomanager dagegen, die Benchmarkrendite unter Risikorestriktionen zu übertreffen. Die Managementarten *aktives Management* und *passives Management* werden im Kapitel 3. näher erläutert. Sowohl beim aktiven als auch passiven Management steht der Portfoliomanager vor dem Entscheidungsproblem, wie er die Wertpa-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

piere in seinem Portfolio gewichtet, d.h., wie er die einzelnen wertmäßigen Anteile x_i des Portfolios

$$\mathbf{x} \equiv (x_1, x_2, \cdots, x_n) \tag{C.2}$$

festlegt. Im weiteren Verlauf bezeichnet $\mathbf{x}$ ein gemanagtes Portfolio. Auf welcher Basis, d.h., mit welchem Entscheidungskalkül, die Bestimmung der x_i konkret erfolgt, ist Gegenstand des Kapitels II.

Kontrollfunktion, Vergütungsfunktion und weitere Aufgaben

Die Benchmark hat neben der Entscheidungsfunktion die weitere Aufgabe der *Qualitätskontrolle*. Sie ist damit der Maßstab, an dem die Managementqualität eines Portfoliomanagers objektiv gemessen werden kann. Im aktiven Management bedeutet dies, daß bei Übertreffen der Benchmarkrendite unter Einhaltung von Risikovorgaben die Managementleistung als gut bezeichnet werden kann. Dabei wird die Managementleistung als um so besser angesehen, je stärker die Benchmarkrendite übertroffen wird. Jedoch spielt das dabei eingegangene Risiko eine ebenso wichtige Rolle. Die Verbindung der erzielten Überrendite mit dem eingegangenen Risiko führt zu Performancemaßen, die in Kapitel 3. diskutiert werden.

In der Regel verknüpft der Investor mit der Benchmark auch die *Vergütung* des Portfoliomanagers. Die Vergütung kann sich dann komplett oder teilweise an der Managementleistung richten. So kann bspw. der Investor dem Manager einen prozentualen Anteil der erzielten Überrendite gegenüber der Benchmark als Entlohnung zukommen lassen. Durch die Anknüpfung der Entlohnung an die Überrendite gegenüber der Benchmark setzt der Investor dem Portfoliomanager einen Anreiz, den Managementauftrag zu erfüllen.[3]

Des weiteren hat die Benchmark für einen Investor, der die Managemententscheidung über seine Assets an einen Fondsmanager delegiert, weitere wichtige Eigenschaften. Er kann durch die Definition verschiedener Benchmarks unterschiedliche Fondsmanager mit dem Managementmandat beauftragen, ohne die einzelnen Portfolios im Detail zu kennen. Seine Hauptaufgabe besteht in dem Managen des richtigen Benchmark-Mixes. Dieses Konzept wird bspw. im Core-satellite-Ansatz institutionalisiert.[4]

[3] Zur Ausgestaltung von Vergütungsverträgen siehe bspw. Reichling (1997).

[4] Für eine praktische Einführung in das Core-satellite-Konzept siehe bspw. Coche und Stotz (2000).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Aus theoretischer Portfoliosicht unter der idealisierenden Annahme eines perfekten Kapitalmarktes hat eine Aufteilung der Assets in verschiedene Fonds, die unabhängig voneinander gemanagt werden, keinen Vorteil. Dort zählt nur die optimale Kombination zwischen erwarteten Renditen und Risiken. Jedoch ist unter praktischen Aspekten eine Aufteilung der Assets in verschiedene Fonds von Vorteil. Der Investor kann so die einzelnen Managementmandate besser kontrollieren. Des weiteren kann durch dieses Konzept das Spezialwissen des beauftragten Fondsmanagers besser ausgenutzt werden. Unter der Voraussetzung, daß ein Spezialist bessere Prognosen als ein Generalist erstellen kann, kann die Alternative, das Management an einen Generalisten zu vergeben, zu suboptimalen Entscheidungen führen.[5]

3. Managementarten

Passives Management

Das Portfoliomanagement läßt sich, wie im letzten Abschnitt erwähnt, in ein aktives und ein passives Management unterscheiden. Ziel des passiven Managements ist es, eine Benchmark zu replizieren. Abweichungen von der Benchmark werden entweder nicht vorgenommen, oder sie werden unter gegebenen Restriktionen minimiert. Die Rechtfertigung eines passiven Portfoliomanagements ist der Grundgedanke von nahezu effizienten Märkten, die implizieren, daß eine Benchmarkrendite durch aktive Entscheidungen nicht übertroffen werden kann. Prinzipiell kann eine Benchmark exakt repliziert werden. Jedoch führen praktische Restriktionen dazu, daß eine genaue Replikation nicht immer möglich ist. Folgende Punkte liefern Beispiele dazu:

- maximale Anzahl von Aktien in einem Portfolio,
- minimale Gewichtungen einzelner Aktien in einem Portfolio,
- maximale Gewichtungen einzelner Aktien in einem Portfolio,
- dynamische Liquiditätsquote (Kassenbestand) wegen Zu- oder Abflüssen des Portfolios,
- Wiederanlage zwischenzeitlicher Dividendenzahlungen.

[5] Ein Fondsmanager, der Spezialist für amerikanische High-Tech-Werte ist und gute Prognosen für diese Aktien erstellen kann, ist wahrscheinlich kein Spezialist für südostasiatische Standardaktien. Seine Prognosekraft in diesem Marktsegment sollte in der Regel schlechter ausfallen als die eines entsprechenden Spezialisten.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Eine Beschränkung der Anzahl von Aktien in einem Portfolio kann sich bspw. aufgrund einer Losgrößenproblematik wegen eines zu geringen Portfoliovolumens ergeben. Beauftragt ein Investor einen Portfoliomanager mit dem Management eines 500.000-Euro-Portfolios und gibt ihm als Benchmark den S&P 500 Index vor, so wird der Portfoliomanager den Index nicht exakt nachbilden können. Denn dieser Index umfaßt Aktien, deren Gewichtung unter 0,01% liegt.[6] Bei einer exakten Nachbildung des Index würde dann ein Indexgewicht von 0,01% eine Anlage von 50 Euro in einer Aktie bedeuten. In der Realität lassen sich solche Größenordnungen nicht umsetzen, es entsteht eine *Losgrößenproblematik*. Liegt bspw. die Mindestgröße einer einzelnen Aktienposition bei 5000 Euro, ergibt sich dadurch eine maximale Anzahl von 100.

Eine minimale Gewichtung einer Aktie kann sich bspw. aus dem *strategischen* Interesse eines Investors ergeben. Möchte eine Versicherung eine Beteiligung von 10% an einer Bank XYZ halten, dann ergibt sich für den Portfoliomanager die Restriktion, daß diese Aktien nicht verkauft werden dürfen. Dementsprechend haben die Aktien der Bank XYZ eine minimale Gewichtung.

Nach dem deutschen Kapitalanlagegesetz darf der wertmäßige Anteil eines Wertpapiers in einem Investmentfonds 10% nicht überschreiten. Dadurch ergibt sich automatisch eine maximale Gewichtsbeschränkung. Hat nun eine einzelne Aktie in einem Index eine Gewichtung von mehr als 10%,[7] so kann ein Portfoliomanager eines Investmentfonds nach deutschem Recht den Index aufgrund der gesetzlichen 10%-Gewichtsbeschränkung nicht genau abbilden.

Fließt einem Investmentfonds Liquidität von einem Investor zu, so kann die zuvor dargestellte Losgrößenproblematik ebenfalls entstehen. Erhält bspw. ein Fonds mit der Benchmark S&P 500 einen neu anzulegenden Betrag von 50000 Euro an einem Tag, so müßte er in eine Aktie mit einem Indexgewicht von 0,01% 5 Euro investieren. Praktisch ist dies in der Regel unmöglich. Zeitliche Inkongruenzen zwischen der Verrechnung der Liquidität mit dem Investor und der Anlage der Liquidität im Investmentfonds können ebenfalls zu einer temporär ungenauen Abbildung des Index führen.

Zahlt ein Wertpapier eines Indexes eine Dividende, so wird bei der Indexberechnung einiger Performanceindizes der Dividendenbetrag in den

[6] Am 29.08.02 bspw. lag das Gewicht der S&P 500-Aktie *Parametric Technologies* bei ca. 0,008%.

[7] Die Siemens-Aktie hatte bspw. im DAX 30 Index (Deutscher Aktienindex) am 29.08.02 ein Indexgewicht von ca. 10,8%.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

gesamten Index reinvestiert.[8] Dies bedeutet, daß die Dividendenzahlung einer Aktie den wertmäßigen Anteilen aller Aktien im Index entsprechend aufgeteilt und reinvestiert wird. Die zuvor dargestellte Losgrößenproblematik verhindert auch in diesem Fall die exakte Nachbildung des Indexes in der Realität.

Die vorangegangenen Beispiele zeigen, daß eine exakte Nachbildung eines Indexes in der Realität kaum möglich ist. In der Praxis spielt jedoch das passive Portfoliomanagement im Vergleich zum aktiven Portfoliomanagement eine weniger wichtige Rolle. Aus diesem Grund liegt der Schwerpunkt der Diskussion dieser Arbeit auf dem aktiven Management.

Aktives Management

Das Ziel des aktiven Managements ist es vor allem, Portfolios zusammen zu stellen, mit denen eine höhere Rendite als die Benchmark erwartet wird und auch realisiert wird. Doch nicht jede Form der Überrendite wird dabei als gleichwertig angesehen. Deshalb ist es zunächst hilfreich, die beiden Formen der Erzielung einer Überrendite gegenüberzustellen:

- Eine höhere Rendite kann durch eine Erhöhung des Risikos erzielt werden.
- Eine höhere Rendite kann durch das Ausnutzen von Fehlbewertungen erreicht werden.

Beauftragt ein Investor einen Portfoliomanager mit einem Managementmandat, so möchte er in der Regel, daß dieser die Überrendite durch das Ausnutzen von Fehlbewertungen erzielt. Dies ist auch die Leistung, nach der er ihn entlohnen sollte. An einer höheren Rendite allein aufgrund einer Erhöhung des Risikos ist der Investor in der Regel nicht interessiert. Dementsprechend sollte diese Form der Überrendite zu keiner höheren Entlohnung führen. Zu welchen Effekten eine Überrendite durch Risikoerhöhung führen kann, soll an folgendem kleinen Beispiel veranschaulicht werden. Gibt ein Investor einem Portfoliomanager eine Benchmark mit 100% risikolosem Zins vor, dann kann der Portfoliomanager diese Benchmark (auf lange Sicht) leicht übertreffen, wenn er zu 100% in Aktien investiert. Unter der Annahme, daß sich die höhere Renditeerwartung von Aktien gegenüber dem risikolosen Zins langfristig auch realisiert, erzielt der Portfoliomanager eine Überrendite gegenüber seiner Benchmark. Jedoch kann diese Überrendite kaum auf die Managementleistung zurückgeführt werden, ist sie doch allein das Resultat einer Erhöhung des Risikos.

[8] Die Indexberechnung des DJ Stoxx Indexes wird nach diesem Verfahren vorgenommen. Siehe dazu www.stoxx.com.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Um die Managementleistung beurteilen zu können, die sich aufgrund des Ausnutzens von Fehlbewertungen ergibt, ist die Rendite um das Risiko zu adjustieren. Die *risikoadjustierte Rendite* wird als die Differenz zwischen der Rendite eines Wertpapiers (oder eines Portfolios) und der erwarteten Rendite, die das Risiko widerspiegelt (also die erwartete Rendite im Gleichgewicht) definiert: $\tilde{R}_{risikoadjustiert,t,t+1} = \tilde{R}_{t,t+1} - E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1})$. Um risikoadjustierte Renditen zu erzielen, ist es für das aktive Portfoliomanagement nun wichtig, daß diese prognostizierbar sind. Im folgenden wird dargestellt, unter welchen Voraussetzungen eine (positive) risikoadjustierte Rendite $\tilde{R}_{t,t+1} - E_t(R^{\rho}_{t,t+1})$ erwartet werden kann. Dazu wird der Erwartungswert der risikoadjustierten Rendite $E_t\left(\tilde{R}_{t,t+1} - E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1})\right)$ gebildet und wie folgt umgeformt (zur Vereinfachung sei angenommen, daß in $t+1$ keine Dividenden ausgeschüttet werden[9]):

$$
\begin{aligned}
E_t\left(\tilde{R}_{t,t+1} - E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1})\right) &= E_t\left(\tilde{R}_{t,t+1} - \tilde{R}^{\rho}_{t,t+1}\right) \\
&= E_t\left(\frac{\tilde{P}_{t+1} - P_t}{P_t} - \frac{\tilde{W}_{t+1} - W_t}{W_t}\right) \\
&= E_t\left(\frac{\tilde{F}_{t+1} - F_t - (\tilde{W}_{t+1} - W_t) \cdot \frac{F_t}{W_t}}{P_t}\right) \\
&= E_t\left(\frac{\tilde{F}_{t+1} - F_t}{P_t} - \frac{(\tilde{W}_{t+1} - W_t) \cdot \frac{F_t}{W_t}}{P_t}\right) \\
&= E_t\left(\frac{(\tilde{F}_{t+1} - F_t) \cdot F_t}{P_t \cdot F_t} - \frac{(\tilde{W}_{t+1} - W_t) \cdot F_t}{P_t \cdot W_t}\right) \\
&= E_t\left(\frac{(\tilde{F}_{t+1} - F_t)}{F_t} - \frac{(\tilde{W}_{t+1} - W_t)}{W_t}\right) \cdot \frac{F_t}{P_t} \\
&= E_t\left(\frac{\Delta\tilde{F}_{t+1}}{F_t} - \tilde{R}^{\rho}_{t,t+1}\right) \cdot \frac{F_t}{P_t}. \qquad \text{(C.3)}
\end{aligned}
$$

Δ bezeichnet den Differenzenoperator. So ist $\Delta F_{t+1} = F_{t+1} - F_t$. Nach Gleichung C.3 setzt sich die erwartete risikoadjustierte Rendite aus zwei Faktoren zusammen:

- $\frac{\Delta\tilde{F}_{t+1}}{F_t}$: Änderung der Fehlbewertung

[9] Werden Dividenden ausgeschüttet, verändert sich der Term auf der rechten Seite um einen Dividendenfaktor.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

- $\frac{F_t}{P_t}$: prozentuale Fehlbewertung

Der erste Faktor, $\frac{\Delta \tilde{F}_{t+1}}{F_t}$, spiegelt die Veränderung der Fehlbewertung wider. Je größer die Veränderung $\frac{\Delta \tilde{F}_{t+1}}{F_t}$ erwartet wird, desto größer wird die erwartete risikoadjustierte Rendite ausfallen.[10]

Der zweite Faktor $\frac{F_t}{P_t}$ spiegelt das Ausmaß der Fehlbewertung wider. Je höher die Fehlbewertung ist, desto größer wird die risikoadjustierte Rendite ausfallen. Ist die Fehlbewertung $F_t = 0$, dann wird eine risikoadjustierte Rendite von null erwartet. Folgendes Beispiel illustriert die Gleichung C.3:

Beispiel

Angenommen sei eine Aktie mit dem Preis $P_t = 100$. Die Aktie sei zu 30 unterbewertet, dementsprechend beträgt $F_t = -30$. Des weiteren wird angenommen, daß die gleichgewichtige erwartete Rendite für die nächste Periode $E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1}) = 10\%$ beträgt. Es wird erwartet, daß sich die Fehlbewertung in der nächsten Periode auf -24 reduziert, sich also um $E_t(\Delta \tilde{F}_{t+1}) = -24 - (-30) = 6$ ausgleicht. Dies bedeutet, daß $E_t(\Delta \tilde{F}_{t+1}/F_t) = 6/-30 = -20\%$ beträgt. Welche risikoadjustierte Rendite $E_t(\tilde{R}_{t,t+1} - E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1}))$ kann nach C.3 erwartet werden?

$$
\begin{aligned}
E_t\left(\tilde{R}_{t.t+1} - E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1})\right) &= E_t\left(\frac{\Delta \tilde{F}_{t+1}}{F_t} - \tilde{R}^{\rho}_{t,t+1}\right) \cdot \frac{F_t}{P_t} \\
&= \left(\frac{6}{-30} - 10\%\right) \cdot \frac{-30}{100} \\
&= (-20\% - 10\%) \cdot (-30\%) \\
&= 9\%.
\end{aligned}
$$

Bei einer Unterbewertung von 30% und einem Ausgleich der Unterbewertung von 20% kann also eine risikoadjustierte Überrendite von 9%-Punkten erwartet werden. Eine risikoadjustierte Überrendite ist nach C.3

[10] Eine spezielle Konstellation ergibt sich, wenn die erwartete Veränderung der Fehlbewertung der gleichgewichtigen Renditeerwartung entspricht, also $E_t(\frac{\Delta \tilde{F}_{t+1}}{F_t}) = E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1})$. In diesem Fall wird keine risikoadjustierte Rendite erwartet, obwohl gleichzeitig das Wertpapier fehlbewertet sein kann. Ist bspw. eine Aktie überbewertet, so würde man eine risikoadjustierte Rendite von null genau dann erwarten, wenn sich die Fehlbewertung in der Höhe der gleichgewichtigen Renditeerwartung ausweitet. Diese Situation entspricht dem Fall einer bubble. Es wird also erwartet, daß überbewertete Aktien ihre Überbewertung weiter ausbauen und nicht zu ihrem Gleichgewichtspreis tendieren.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

aber auch dann zu erwarten, wenn die Fehlbewertung $\frac{F_t}{P_t}$ einer Aktie konstant bleibt, wenn also $\Delta F_{t+1} = 0$ beträgt:

$$\begin{aligned} E_t\left(\tilde{R}_{t,t+1} - E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1})\right) &= E_t\left(\frac{\Delta\tilde{F}_{t+1}}{F_t} - \tilde{R}^{\rho}_{t,t+1}\right) \cdot \frac{F_t}{P_t} \\ &= (0 - 10\%) \cdot \frac{-30}{100} \\ &= (-10\%) \cdot (-30\%) \\ &= 3\%. \end{aligned}$$

Auch wenn sich die Fehlbewertung nicht ausgleicht, ist aufgrund der Unterbewertung eine risikoadjustierte Überrendite von 3%-Punkten zu erwarten. Der Grund dafür liegt in dem zu niedrigen Preis. Die risikoadjustierte Überrendite reduziert sich gegenüber den 9% zwar deutlich, liegt aber immer noch über null.

Der Erwartungswert der risikoadjustierten Rendite ist nach Gleichung C.3 dann von null verschieden, wenn Wertpapiere fehlbewertet sind und von einem Ausgleich der Fehlbewertung ausgegangen werden kann. Damit ist eine Verbindung zwischen dem aktiven Management, welches eine Überrendite ohne Risikozunahme erzielen möchte, und der Fehlbewertung hergestellt. Eine wichtige Aufgabe des aktiven Managements ist es folglich, Fehlbewertungen zu bestimmen. Sind Märkte effizient und ist dementsprechend die Fehlbewertung null, dann können nach C.3 keine risikoadjustierten Renditen erwartet werden. Nur in ineffizienten Märkten mit Fehlbewertungen läßt sich das Ziel des aktiven Managements systematisch erreichen. Die Bestimmung von Fehlbewertungen kann sich sowohl auf den Prozeßschritt Asset Allocation als auch auf den Bereich Titelselektion beziehen. Im Bereich Asset Allocation stellt sich die Frage, ob einzelne Asset-Klassen wie Aktien oder Renten fehlbewertet sind. Sind bspw. Aktien überbewertet, ergibt sich die Entscheidung, daß sie gegenüber der Benchmark untergewichtet werden sollten. Bei der Titelselektion ist die Frage, wie die einzelnen Aktien zueinander fehlbewertet sind, und welche Aktien dementsprechend über- und untergewichtet werden.

Die Mehrzahl der Fondsmanager in der Praxis sind aktive Manager. So gibt Bernstein (1992) an, daß nur 15% aller Aktienportfolios passiv gemanagt werden. Die Deutsche Bundesbank (2001) dokumentiert ebenfalls, daß die Mehrzahl (90%) der Fondsmanager den Anspruch hat, höhere Renditen als die Benchmark zu erzielen. Die Sichtweise der Fondsmanager kann so interpretiert werden, daß sie glauben, die Märkte seien ineffizient, und daß sich auf Basis von Fehlbewertungen Möglichkeiten der Prognose von risikoadjustierten Renditen ergeben.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die Frage, ob aktives Management einen Nutzen stiftet, hat auch akademisches Interesse auf sich gezogen. Jensen (1968) hat als eine der frühesten Untersuchungen dokumentiert, daß die Mehrzahl der Fonds eine niedrigere Rendite als ein Vergleichsindex erreicht. Jüngere Studien bestätigen dieses Bild. Nach Malkiel (1995), Gruber (1996) und Carhart (1997) erreicht der durchschnittliche Fonds die Benchmarkrendite ebenfalls nicht. Jedoch sind drei Aspekte bei Untersuchungen der Rendite von Investmentfonds von besonderem Interesse, die die realisierten Renditen von aktiv gemanagten Fonds differenzierter darstellen:

- Managementgebühren
- Transaktionskosten
- Managementstil

Nach Carhart (1997) hängt im Durchschnitt die realisierte Rendite eines Fonds im Vergleich zur realisierten Benchmarkrendite negativ mit den Managementgebühren zusammen. In der Regel werden für einen aktiv gemanagten Fonds höhere Gebühren bezahlt, und es fallen mehr Transaktionskosten an, so daß die Rendite nach Gebühren und Kosten im Durchschnitt unter der Benchmark liegt. Grinblatt und Titman (1989, 1993) und Wermers (1997, 2000) untersuchen die Rendite der Aktien in den Fonds vor Gebühren. Sie dokumentieren, daß die Rendite der Aktien vor Gebühren im Durchschnitt höher als die der Benchmark liegt. Den aktiven Fonds ist dementsprechend eine Selektionsfähigkeit zuzuschreiben. Diese Selektionsfähigkeit führen Daniel, Grinblatt, Titman und Wermers (1997) und Grinblatt, Titman und Wermers (1995) auf die *Value-Prämie*[11] zurück. Aus den Untersuchungen von Wermers (2000) ergibt sich, daß die Aktienselektionsfähigkeiten im Durchschnitt zu einer aktiven Rendite von 1,3%-Punkten pro Jahr führen. Diese werden durch Managementgebühren und Transaktionskosten von 1,6%-Punkten pro Jahr etwas überkompensiert. Wermers argumentiert, daß diese Größenverhältnisse von Überrenditen (positive aktive Rendite vor Gebühren) und Kosten der Überrendite (Managementgebühren und Transaktionskosten) mit der Sichtweise eines effizienten Marktes nach Grossman und Stiglitz (1980) vereinbar sind. Die Ergebnisse der Literatur zeigen, daß im Durchschnitt die Überrendite des aktiven Management nach Gebühren gering, in einigen Fälle sogar negativ ist. Dieser Aspekt wird im allgemeinen als Argument dafür benutzt, daß aktives Management keinen Nutzen stiftet und daß Märkte effizient

[11] Die *Value-Prämie* sagt aus, daß unterbewertete Aktien im Durchschnitt eine höhere Rendite als überbewertete haben. Die *Value-Prämie* ist Gegenstand des Kapitels III.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

sind. Jedoch warnt Shiller (1984) davor, die kaum vorhandenen Prognosemöglichkeiten von Renditen als Beweis für die Markteffizienz zu interpretieren:

> „Returns on speculative assets are nearly unforecastable; this fact is the basis of the most important argument in the oral tradition against a role of mass psychology in speculative markets.[12] One form of this argument claims that because real returns are nearly unforecastable, the real price of stocks is close to the intrinsic value, that is, the present value with constant discount rate of optimally forecasted future real dividends. This argument ... is one of the most remarkable errors in the history of economic thought."

Nach Shiller (1984) sind die empirischen Ergebnisse der aktiven Portfoliomanager nicht so zu interpretieren, daß Märkte effizient, der Preis einer Aktie ihrem Wert entspricht und nach C.3 durch ein aktives Management keine risikoadjustierten Renditen zu erwarten sind. Sein Hauptargument gegen effiziente Märkte basiert in erster Linie auf der empirischen Beobachtung, daß Aktienkurse stärker Schwanken als es Veränderungen von Dividenden rechtfertigen. Seiner Meinung nach wird diese (zu hohe) Volatilität durch ein Nachfrageverhalten von Investoren beeinflußt, welches vor allem durch Stimmungen geprägt ist und nicht durch Nachrichten zu fundamentalen Daten wie Gewinne und Dividenden.

Arten des aktiven Portfoliomanagements

Nach Fuller (1998) gibt es drei Arten des aktiven Portfoliomanagements. Der Unterschied liegt vor allem darin, wie Renditeerwartungen bzw. Fehlbewertungen bestimmt werden:

- Traditionelles Portfoliomanagement
- Quantitatives Portfoliomanagement
- Verhaltensorientiertes Portfoliomanagement

Das *traditionelle* Portfoliomanagement versucht durch *überlegene Informationen* den Wert einer Aktie und damit die Renditeerwartungen und Fehlbewertungen zu schätzen. Solche Informationen können bspw. bessere Gewinnschätzungen von Unternehmen sein. Der Grundgedanke ist, daß nicht alle Informationen dem Markt zugänglich sind. Die Mehrzahl der Portfoliomanager und alle Researchabteilungen rechtfertigen sich mit diesem Ansatz.

[12] speculative markets = ineffiziente Märkte.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Das *quantitative* Portfoliomanagement versucht, durch den Einsatz von besseren Verarbeitungsmethoden von Informationen Werte mit größerer Genauigkeit zu schätzen. Der Grundgedanke ist, daß den Marktteilnehmern die gleiche Informationsmenge zur Verfügung steht, aber nicht alle Marktteilnehmer die Informationen in der richtigen Weise verarbeiten. Durch die falsche Verarbeitung der Informationen entstehen Fehlbewertungen.

Das *verhaltensorientierte* Management versucht aufgrund des Verhaltens von Investoren und Portfoliomanagern Fehlbewertungen zu bestimmen. Diesem Ansatz liegt der Gedanke zugrunde, daß Marktteilnehmer in bestimmten Situationen systematisch auf Informationen falsch reagieren und daß dieses Verhalten prognostizierbar ist. Somit lassen sich Schlüsse auf die zukünftige Kursentwicklung ziehen. Mittlerweile gibt es einige Asset Manager, die den verhaltensorientierten Ansatz am Markt anbieten. LSV Asset Management, die Gesellschaft von Lakonishok, Shleifer und Vishny, Fuller und Thaler Asset Management oder ABN Amro Asset Management sind nur drei Beispiele.

Gliederung des Portfoliomanagements

Abbildung C.2 faßt die Struktur des Portfoliomanagements nochmals zusammen. Das Portfoliomanagement kann in drei Prozeßschritte unterteilt werden: Definition der Anlageziele, Asset Allocation und Titelselektion. Für die beiden Prozeßschritte Asset Allocation und Titelselektion gibt es unterschiedliche Managementarten: aktives oder passives Management mit absoluter oder relativer Benchmark. Der Aspekt der aktiven Titelselektion der Asset-Klasse Aktien steht im Mittelpunkt des empirischen Teils der Arbeit (fett umrahmt in der Abbildung). Die weiteren Aufgaben des Portfoliomanagements, die Bestimmung der Rendite- und Risikoziele, die Asset Allocation sowie die Titelselektion anderer Asset-Klassen werden nicht betrachtet. Die Titelselektion im Aktienbereich zieht die größte Aufmerksamkeit der Öffentlichkeit auf sich und beansprucht im Portfoliomanagement den größten Teil der Ressourcen. Dieser Wichtigkeit entsprechend beschränkt sich die Arbeit im empirischen Teil auf diesen Aspekt.

II. Portfoliooptimierung

Dieser Abschnitt konkretisiert das Entscheidungsproblem eines Portfoliomanagers, d.h., auf welcher Basis kann er je nach Mandat das gemanagte Portfolio $\mathbf{x}$ bestimmen. Die Lösung dieses Portfolioselektionsproblems sowie die moderne Portfoliotheorie im allgemeinen gehen auf Markowitz

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

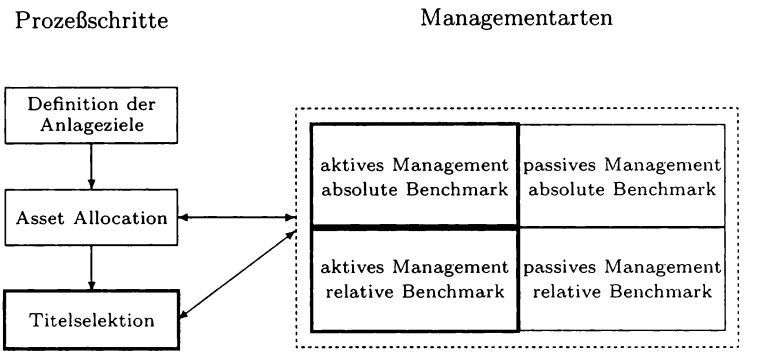


Abbildung C.2: Gliederung des Portfoliomanagements

(1952, 1959) zurück. Die zu optimierende Zielfunktion hängt vom Auftrag des Investors ab, der, wie im letzten Abschnitt dargestellt, entweder aktives oder passives Management umfasst. Daraus ableitend lassen sich also folgende zwei Optimierungsansätze unterscheiden:

- passive Portfoliooptimierung
- aktive Portfoliooptimierung

In der passiven Portfoliooptimierung spielen Renditeerwartungen keine Rolle. Vielmehr gilt es, die Benchmark (absolute oder relative) mit möglichst geringen Abweichungen abzubilden.[13] In der aktiven Portfoliooptimierung sind dagegen die Renditeerwartungen der einzelnen Wertpapiere von zentraler Bedeutung. Je nachdem, welche Benchmark (absolute oder relative) ein Portfoliomanager als Auftrag hat, lassen sich zwei weitere Optimierungsverfahren unterscheiden:

- aktive Portfoliooptimierung mit absoluter Benchmark
- aktive Portfoliooptimierung mit relativer Benchmark

Die beiden Optimierungsverfahren unterscheiden sich dadurch, wie Renditeerwartungen und Risiken quantifiziert werden. Im Fall einer *absoluten*

[13] Es gilt ebenfalls, die Kosten des Managements zu minimieren. Kostenfragen werden jedoch in dieser Arbeit nicht berücksichtigt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Benchmark bezieht sich der Optimierungskalkül auf die absolute Portfoliorendite $E_t(\tilde{R}_{P,t,t+1}) = \mu_{P,t,t+1}$ und die Standardabweichung $\sigma(\tilde{R}_{P,t,t+1})$ der Portfoliorendite. Dieser Optimierungskalkül ist als $(\mu - \sigma)$-Prinzip bekannt.

Im Fall einer *relativen* Benchmark bezieht sich der Optimierungskalkül auf die aktive Portfoliorendite im Vergleich zur Benchmark $E_t(\tilde{R}_{P,t,t+1} - \tilde{R}_{B,t,t+1}) = E_t(\tilde{AR}_{P,t,t+1}) = \alpha_{P,t,t+1}$ und die Standardabweichung $\sigma(\tilde{AR}_{P,t,t+1}) = TE_{P,t,t+1}$ der aktiven Portfoliorendite. Dieser Kalkül wird in dieser Arbeit als $(\alpha - TE)$-Kalkül bezeichnet. Wird im $(\alpha - TE)$-Kalkül die Überrendite $\alpha_{P,t,t+1}$ allein aufgrund von Fehlbewertungen erwartet, führt dies zum $(\Pi^{\epsilon} - TE)$-Kalkül.

Im folgenden werden die verschiedenen Verfahren der Portfoliooptimierung vorgestellt: die passive Portfoliooptimierung, die aktive Portfoliooptimierung mit absoluter Benchmark und die aktive Portfoliooptimierung mit relativer Benchmark.

1. Passive Portfoliooptimierung

Im passiven Portfoliomanagement steht die Abbildung einer Benchmark $\mathbf{b_t}$ in ein Portfolio $\mathbf{x_t}$ im Vordergrund. Ziel ist dabei, das aktive Risiko zwischen der Benchmark $\mathbf{b_t}$ und dem Portfolio $\mathbf{x_t}$ zu minimieren. Dieses Ziel kann bspw. durch die Minimierung des Tracking Error erreicht werden. Der Entscheidungskalkül eines passiven Portfoliomanagers wird deshalb vor allem durch das aktive Risiko beeinflußt. Renditeerwartungen spielen im Gegensatz zum aktiven Management keine Rolle. Der Tracking Error einperiodiger Renditen eines Portfolios P ist wie folgt definiert:

$$
\begin{aligned}
TE_{P,t,t+1} &\equiv \sqrt{(\mathbf{x_t} - \mathbf{b_t})\mathbf{\Sigma}(\tilde{\mathbf{R}}_{\mathbf{t},\mathbf{t+1}})(\mathbf{x_t} - \mathbf{b_t})^{\mathbf{T}}} \\
&= \sigma(\tilde{AR}_{t,t+1}). \qquad \text{(C.4)}
\end{aligned}
$$

$\mathbf{\Sigma}(\tilde{\mathbf{R}}_{\mathbf{t},\mathbf{t+1}}) \equiv \mathbf{\Sigma_{t+1}}$ ist die Kovarianzmatrix der einperiodigen Renditen mit

$$
\mathbf{\Sigma_{t+1}} = \begin{pmatrix} \sigma^2_{1,t+1} & \sigma_{12,t+1} & & \sigma_{1n,t+1} \\ \sigma_{12,t+1} & \sigma^2_{2,t+1} & & \sigma_{2n,t+1} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ \sigma_{1n,t+1} & \sigma_{2n,t+1} & \cdots & \sigma^2_{n,t+1} \end{pmatrix}, \qquad \text{(C.5)}
$$

wobei $\sigma^2_{i,t+1} = Var(\tilde{R}_{i,t,t+1})$ und $\sigma_{ij,t+1} = Cov(\tilde{R}_{i,t,t+1}, \tilde{R}_{j,t,t+1})$ gilt. $\mathbf{x_t} = (x_{1,t}, ..., x_{n,t})$ ist der Portfoliogewichtungsvektor mit $x_{i,t}$ der wert-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

mäßige Anteil der Aktie i zum Zeitpunkt t und $\mathbf{x_t} \cdot \mathbf{1^T} = 1$. $\mathbf{b_t} = (b_{1,t}, ..., b_{n,t})$ ist der Benchmarkgewichtungsvektor mit b_i das Benchmarkgewicht der Aktie i und $\mathbf{b_t} \cdot \mathbf{1^T} = 1$. Der Tracking Error ist dann null, wenn das Portfolio und die Benchmark exakt übereinstimmen, d.h. $\mathbf{x_t} = \mathbf{b_t}$. Ein Tracking Error von bspw. 5% pro Periode bedeutet, daß die Rendite des Portfolios $\mathbf{x_t}$ von der Rendite der Benchmark $\mathbf{b_t}$ um bis zu 5% pro Periode mit einer Wahrscheinlichkeit von 68% abweicht.[14] Positive wie negative aktive Renditen werden dabei als gleichwertig angesehen. Prinzipiell lassen sich andere aktive Risikomaße definieren, die positive und negative aktive Renditen unterschiedlich bewerten. Solche Maße werden in diesem Kapitel jedoch nicht berücksichtigt.

Um effiziente Portfolios zu bestimmen, muß zunächst definiert werden, wann ein Portfolio gegenüber einem anderen präferiert wird. Mit folgendem (TE)-Prinzip werden die Präferenzen eines Portfoliomanagers, der ein passives Portfolio managt, gekennzeichnet:

Entscheidungskalkül eines passiven Portfoliomanagers: (TE)-Prinzip

Angenommen sei ein Portfoliomanager, dessen Präferenzen mit folgender allgemeiner Funktion k[15] beschrieben werden können:

(C.6) $$k(TE)$$

mit

(C.7) $$\frac{\partial k}{\partial TE} < 0.$$

Dieser Portfoliomanager zieht immer ein Portfolio mit geringerem Tracking Error vor. Bzgl. der Renditeerwartungen bildet der Portfoliomanager keine Präferenzen. Diese Präferenzen würde der Portfoliomanager dann bilden, wenn er vom Investor ausschließlich auf Basis des Tracking Error entlohnt wird. Diese Form der Vergütung der Managementleistung hört sich zunächst sehr theoretisch an, scheint sich doch ein Portfoliomanagement in erster Linie an einer positiven Renditeerzielung zu orientieren. Unter praktischen Gesichtspunkten jedoch kann ein Investor durch eine solche Vergütungsform einen Portfoliomanager dazu bewegen, die Benchmark möglichst genau abzubilden. Ein Beweggrund eines solchen Investors

[14] Unterstellt wird dabei die Normalverteilung des Tracking Errors.
[15] k wird in der Regel als Nutzenfunktion bezeichnet.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

könnte bspw. sein, daß er die Märkte als nahezu effizient ansieht. Als Folge davon würde dieser Investor nicht daran glauben, daß die Rendite einer Benchmark (i.a. ein Marktindex) ohne das Eingehen zusätzlicher Risiken übertroffen werden kann.

Ein Portfolio mit einem Tracking Error von null ($\mathbf{x_t} = \mathbf{b_t}$) ist damit immer das optimale Portfolio. Aufgrund verschiedener Nebenbedingungen, wie sie in Kapitel 3. exemplarisch aufgezeigt wurden, kann es jedoch sein, daß dieses optimale Portfolio in der Praxis nicht umgesetzt werden kann. Für ein (TE)-effizientes passives Portfolio ergibt sich demnach folgende Definition:

Definition eines (TE)-effizienten passiven Portfolios

Ein Portfolio P ist dann (TE)-effizient passiv, wenn es

- kein Portfolio P' gibt, welches unter Einhaltung der Nebenbedingungen einen geringeren Tracking Error hat: $TE_{P,t,t+1} > TE_{P',t,t+1}$ ist dann ausgeschlossen.

Um das effiziente passive Portfolio zu bestimmen, muß folgendes quadratisches Optimierungsproblem mit Nebenbedingungen gelöst werden:

$$\min_{x_{i,t}} TE_{P,t,t+1} = \sqrt{(\mathbf{x_t} - \mathbf{b_t})\mathbf{\Sigma_{t+1}}(\mathbf{x_t} - \mathbf{b_t})^{\mathbf{T}}} \tag{C.8}$$

unter den Nebenbedingungen

$$\mathbf{x_t} \cdot \mathbf{1}^{\mathbf{T}} = 1 \tag{C.9}$$

$$x_{t,i} \geq 0 \tag{C.10}$$

sonstige Nebenbedingungen. (C.11)

Ohne Nebenbedingung C.11 würde Optimierung C.8 bis C.10 das Benchmarkportfolio $\mathbf{b_t}$ liefern. Im passiven Portfoliomanagement beeinflussen vor allem die sonstigen Nebenbedingungen das effiziente Portfolio. Der (TE)-Entscheidungskalkül soll an dieser Stelle jedoch nicht weiter vertieft werden.

2. Aktive Portfoliooptimierung mit absoluter Benchmark

Im Gegensatz zum passiven Management steht beim aktiven Management im Vordergrund, erwartete Rendite- und Risikopositionen mit einem

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Portfolio $\mathbf{x_t}$ gegenüber einer Benchmark $\mathbf{b_t}$ zu übertreffen. Die Benchmark kann dabei absolut oder relativ festgesetzt werden. Dementsprechend unterscheidet man zwischen aktiver Portfoliooptimierung mit *absoluter* und *relativer* Benchmark. Bei einer aktiven Portfoliooptimierung mit absoluter Benchmark ist das Ziel das Übertreffen einer absoluten Rendite $E_t(\tilde{R}_{P,t,t+1}) \geq \breve{\mu}$ bei Kontrolle der Standardabweichung $\sigma(\tilde{R}_{P,t,t+1})$. Portfolios werden dementsprechend über Renditeerwartungen μ und Standardabweichungen σ verglichen.[16] Um effiziente Portfolios zu bestimmen, muß zunächst definiert werden, wann ein Portfolio einem anderen Portfolio gegenüber präferiert wird. Mit folgendem $(\mu - \sigma)$-Prinzip werden die Präferenzen beschrieben:

Entscheidungskalkül eines aktiven Portfoliomanagers mit absoluter Benchmark: $(\mu - \sigma)$-Prinzip

Angenommen sei ein Portfoliomanager, dessen Präferenzen mit folgender allgemeiner Funktion f beschrieben werden:

$$f(E_t(\tilde{R}_{t,t+1}), \sigma(\tilde{R}_{t,t+1})) \tag{C.12}$$

mit

$$\frac{\partial f}{\partial E_t(\tilde{R}_{t,t+1})} > 0 \tag{C.13}$$

$$\frac{\partial f}{\partial \sigma(\tilde{R}_{t,t+1})} < 0. \tag{C.14}$$

Diese Eigenschaften kennzeichnen einen Portfoliomanager, der risikoavers ist.[17] Dieser präferiert bei gleicher Standardabweichung eine höhere erwartete Rendite und bei gleicher erwarteter Rendite eine geringere Standardabweichung. Ein Investor kann einen Portfoliomanager bspw. durch die Anreizstruktur der Entlohnung dazu bewegen, daß er nach diesen Präferenzen handelt. Dazu wird dem Portfoliomanager dann eine höhere Vergütung versprochen, wenn er eine höhere Rendite erzielt. Die Vergütung wird jedoch mit zunehmender Standardabweichung sinken.

[16] Bei Annahme der Normalverteilung der Renditen ist die Verteilung vollständig beschrieben. Sind höhere Momente von null verschieden, kann sich der Risikobegriff ändern (siehe bspw. Breuer, Gürtler und Schuhmacher (1999)).

[17] Diese Annahmen bzgl. den Präferenzen bei dem Problem der Portfoliooptimierung sind Standard in der Literatur.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Für die Rendite eines Portfolios P von n Aktien gilt:

$$E_t(\tilde{R}_{P,t,t+1}) = \mathbf{x_t} E(\tilde{\mathbf{R}}^{\mathbf{T}}_{\mathbf{t},\mathbf{t+1}}). \tag{C.15}$$

$\mathbf{x_t} = (x_{1,t}, ..., x_{n,t})$ ist der Portfoliogewichtungsvektor, wobei $x_{i,t}$ der wertmäßige Anteil der Aktie i zum Zeitpunkt t ist, und $\mathbf{x_t} \cdot \mathbf{1^T} = 1$ gilt. Die Standardabweichung eines Portfolios wird wie folgt berechnet :

$$\sigma(\tilde{R}_{P,t,t+1}) = \sqrt{\mathbf{x_t \Sigma_{t+1} x_t^T}}. \tag{C.16}$$

Aus dem Entscheidungskalkül ergibt sich eine Menge von effizienten Portfolios.

Definition eines $(\mu - \sigma)$-effizienten aktiven Portfolios

Ein Portfolio P ist dann $(\mu - \sigma)$-effizient, wenn es kein Portfolio P' gibt, welches

- bei gleicher Standardabweichung eine höhere erwartete Rendite hat: Die Konstellation $\sigma(\tilde{R}_{P,t,t+1}) = \sigma(\tilde{R}_{P',t,t+1})$ und $E_t(\tilde{R}_{P,t,t+1}) < E_t(\tilde{R}_{P',t,t+1})$ ist ausgeschlossen.
- bei gleicher erwarteter Rendite eine geringere Standardabweichung hat: Die Konstellation $E_t(\tilde{R}_{P,t,t+1}) = E_t(\tilde{R}_{P',t,t+1})$ und $\sigma(\tilde{R}_{P,t,t+1}) > \sigma(\tilde{R}_{P',t,t+1})$ ist ausgeschlossen.

Um die Menge der effizienten Portfolios zu berechnen, kann folgendes Optimierungsproblem gelöst werden:

$$\max_{x_{i,t}} E_t(\tilde{R}_{P,t,t+1}) = \mathbf{x_t} E_t(\tilde{\mathbf{R}}^{\mathbf{T}}_{\mathbf{t},\mathbf{t+1}}) \tag{C.17}$$

unter den Nebenbedingungen

$$Var(\tilde{R}_{P,t,t+1}) = \mathbf{x_t \Sigma_{t+1} x_t^T} \stackrel{!}{=} \check{\sigma}^2 \tag{C.18}$$

$$x_{i,t} \geq 0 \tag{C.19}$$

$$\mathbf{x_t} \cdot \mathbf{1^T} = 1. \tag{C.20}$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Dieses lineare Optimierungsproblem mit quadratischer Nebenbedingung kann äquivalent als quadratisches Optimierungsproblem mit linearen Nebenbedingungen formuliert werden, um somit leichter eine Lösung zu finden. Beide Optimierungsprobleme sind äquivalent (siehe bspw. Korn (1997)). Das äquivalente Optimierungsproblem lautet folgendermaßen:

$$\min_{x_{i,t}} Var(\tilde{R}_{P,t,t+1}) = \mathbf{x_t \Sigma_{t+1} x_t^T} \tag{C.21}$$

unter den Nebenbedingungen

$$E_t(\tilde{R}_{P,t,t+1}) = \mathbf{x_t} E_t(\mathbf{\tilde{R}_{t,t+1}^T}) \stackrel{!}{=} \check{\mu} \tag{C.22}$$

$$x_{i,t} \geq 0 \tag{C.23}$$

$$\mathbf{x_t} \cdot \mathbf{1^T} = 1. \tag{C.24}$$

Um für einen spezifischen Portfoliomanager das optimale Portfolio zu berechnen, muß die Funktion f spezifiziert und entsprechend maximiert werden. Die $(\mu - \sigma)$-Effizienzlinie kann folgendermaßen berechnet werden: $\check{\mu}$ wird in beliebig kleinen Schritten zwischen dem Minimum Varianz Portfolio (MVP) und der höchsten erwarteten Rendite (MAX) aller Wertpapiere variiert. Das MVP stellt das Portfolio dar, welches aus der Kombination aller Wertpapiere die geringste Varianz hat. Das MVP kann aus der Optimierung C.21 bis C.24 berechnet werden, wenn Nebenbedingung C.22 nicht berücksichtigt wird. Das Portfolio MAX ist das Portfolio, welches aus dem Wertpapier mit der höchsten erwarteten Rendite besteht. Gibt es mehrere Wertpapiere, die die gleiche Renditeerwartung wie MAX haben, dann wird das Wertpapier mit der geringsten Varianz herangezogen. Abbildung C.3 zeigt exemplarisch eine Menge von $(\mu - \sigma)$-effizienten Portfolios. Die $(\mu - \sigma)$-Effizienzlinie stellt die Portfolios dar, die bei gegebener Varianz keine höhere erwartete Rendite erzielen und bei gegebener erwarteter Rendite keine niedrigere Varianz aufweisen.

Annahme einer risikolosen Anlage

Bisher wurde eine risikolose Anlage $R_{f,t,t+1}$ in der Portfoliooptimierung nicht berücksichtigt. Hat ein Portfoliomanager die Möglichkeit, in eine risikolose Anlage zu investieren (oder sich darin zu verschulden), so stellen sich die erwartete Rendite und deren Standardabweichung einer Kombination eines $(\mu - \sigma)$-effizienten Portfolios gemäß C.17 bis C.20 und der risikolosen Anlage wie folgt dar:

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

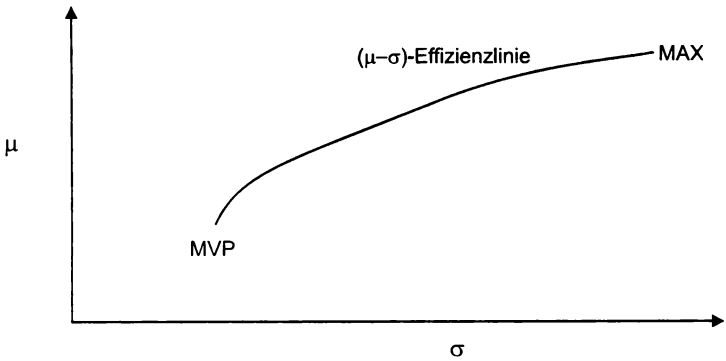


Abbildung C.3: $(\mu - \sigma)$-Effizienzlinie

$$(C.25)\quad E_t(\tilde{R}^{ges}_{t,t+1}) = x_{R_f} \cdot R_{f,t,t+1} + (1 - x_{R_f}) \cdot E_t(\tilde{R}_{P,t,t+1}).$$

$E_t(\tilde{R}^{ges}_{t,t+1})$ ist die Renditeerwartung der Kombination aus risikolosem Zins $R_{f,t,t+1}$ und eines $(\mu - \sigma)$-effizienten Portfolio $E_t(\tilde{R}_{P,t,t+1})$ gemäß C.17 bis C.20. Die Standardabweichung dieser Kombination beträgt

$$(C.26)\qquad \sigma(\tilde{R}^{ges}_{t,t+1}) = \sqrt{(1 - x_{R_f})^2 \cdot \sigma^2(\tilde{R}_{P,t,t+1})}.$$

Die erwartete Rendite $E_t(\tilde{R}^{ges}_{t,t+1})$ der Kombination eines $(\mu - \sigma)$-effizienten Portfolios mit dem risikolosen Zins läßt sich nun als linearer Zusammenhang zu der zugehörigen Standardabweichung darstellen:

$$(C.27)\, E_t(\tilde{R}^{ges}_{t,t+1}) \;=\; R_{f,t,t+1} + \frac{E_t(\tilde{R}_{P,t,t+1}) - R_{f,t,t+1}}{\sigma(\tilde{R}_{P,t,t+1})} \cdot \sigma(\tilde{R}^{ges}_{t,t+1}).$$

In Abbildung C.4 ist der lineare Zusammenhang C.27 zwischen der erwarteten Rendite eines Portfolios P^* und seiner Standardabweichung exemplarisch dargestellt (zusätzlich ist die *bisherige* $(\mu - \sigma)$-Effizienzlinie aus Abbildung C.3 zu sehen). Im Gleichgewicht (siehe Kapitel 1.) wird diese Linie auch als *Kapitalmarktlinie* bezeichnet. Diese Bezeichnung wird auch im folgenden benutzt. Das Portfolio P^* ist dadurch gekennzeichnet,

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

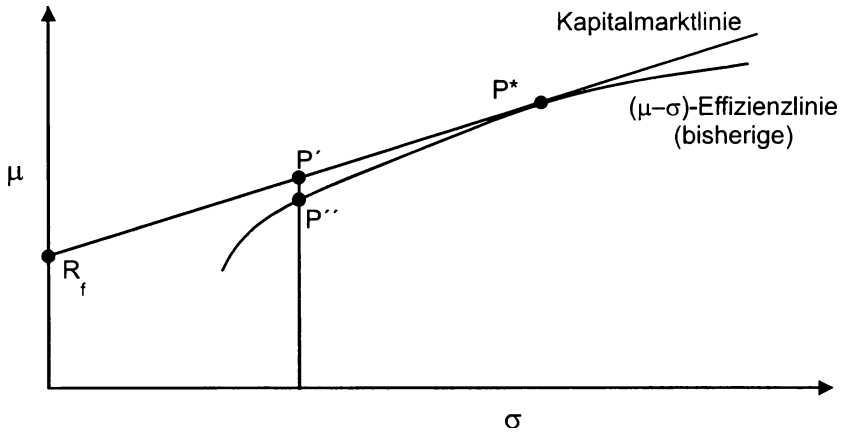


Abbildung C.4: Kapitalmarktlinie

daß die *bisherige* $(\mu-\sigma)$-Effizienzlinie und der lineare Zusammenhang C.27 die gleiche Steigung aufweisen. Diesem Portfolio P^* kommt dann eine besondere Bedeutung zu, wenn ein Portfoliomanager gemäß den Präferenzen C.12 bis C.14 handelt. In diesem Fall ist für ihn nicht mehr jedes Portfolio auf der *bisherigen* $(\mu-\sigma)$-Effizienzlinie effizient. Vielmehr stellt sich allein das Portfolio P^* als effizient heraus.[18] Ein anderes Portfolio auf der $(\mu-\sigma)$-Effizienzlinie, bspw. P', wird von einer Kombination zwischen dem risikolosen Zins R_f und dem Portfolio P^* auf der Kapitalmarktlinie dominiert (gekennzeichnet durch P''). P'' hat bei gleicher Standardabweichung der Rendite eine höhere Renditeerwartung als P'. Für den Portfoliomanager sind ausschließlich Kombinationen zwischen dem risikolosen Zins und dem Portfolio P^* effizient, welche auf der Kapitalmarktlinie liegen. $\frac{E_t(\tilde{R}_{P^*,t,t+1})-R_{f,t,t+1}}{\sigma(\tilde{R}_{P^*,t,t+1})}$ gibt die Steigung der Geraden an, welche auch als Sharpe Ratio SR (Sharpe (1966)) bekannt ist. Die Sharpe Ratio kann auch für ein beliebiges Portfolio P berechnet werden. Sie ist dann folgendermaßen definiert:

$$SR_{P,t,t+1} \equiv \frac{E_t(\tilde{R}_{P,t,t+1}) - R_{f,t,t+1}}{\sigma(\tilde{R}_{P,t,t+1})}. \tag{C.28}$$

[18] Voraussetzung dazu ist jedoch, daß die erwartete Rendite des MVP über der des risikolosen Zinssatzes liegt, d.h. $E_t(\tilde{R}_{MVP,t,t+1}) > R_{f,t,t+1}$.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Das Portfolio P^* ist unabhängig von der Spezifikation der Präferenzfunktion f eines Portfoliomanagers. Dies bedeutet, daß jeder Portfoliomanager das gleiche Portfolio P^* kauft. Der wertmäßige Anteil $(1 - x_{R_f})$, mit dem es mit dem risikolosen Zinssatz kombiniert wird, kann jedoch zwischen den Portfoliomanagern variieren. Das Ergebnis, daß sich genau ein $(\mu - \sigma)$-effizientes Portfolio P^* aus risikobehafteten Wertpapieren unabhängig von der konkreten Präferenzfunktion eines Portfoliomanagers bestimmen läßt, ist nach Tobin (1958) als *Tobin-Separation* bekannt. Formal läßt sich das effiziente Portfolio P^* also durch die Maximierung der Sharpe Ratio auf folgende Art berechnen:

$$\max_{x_{i,t}} SR_{P,t,t+1} = \frac{E_t(\tilde{R}_{P,t,t+1}) - R_{f,t,t+1}}{\sigma(\tilde{R}_{P,t,t+1})} \tag{C.29}$$

unter der Nebenbedingung

$$\mathbf{x_t} \cdot \mathbf{1^T} = 1. \tag{C.30}$$

Für einen Portfoliomanager, der keine Leerverkäufe in den einzelnen Wertpapieren eingehen darf, wird obiges Optimierungsproblem um eine Nebenbedingung ergänzt:

$$\max_{x_{i,t}} SR_{P,t,t+1} = \frac{E_t(\tilde{R}_{P,t,t+1}) - R_{f,t,t+1}}{\sigma(\tilde{R}_{P,t,t+1})} \tag{C.31}$$

unter den Nebenbedingungen

$$x_{i,t} \geq 0 \tag{C.32}$$

$$\mathbf{x_t} \cdot \mathbf{1^T} = 1. \tag{C.33}$$

3. Aktive Portfoliooptimierung mit relativer Benchmark

Die relative Portfoliooptimierung hat einen anderen Ansatzpunkt als die absolute. Während bei der absoluten Portfoliooptimierung die absolut erwartete Rendite $E_t(\tilde{R}_{P,t,t+1})$ im Vordergrund steht, ist bei der relativen Portfoliooptimierung die erwartete aktive Rendite zur Benchmark $\alpha_{P,t,t+1} = E_t(\tilde{R}_{P,t,t+1} - \tilde{R}_{B,t,t+1}) = E_t(\tilde{AR}_{t,t+1})$ zentraler Ausgangspunkt. Der relativen Portfoliooptimierung kommt in der Praxis eine wichtige Rolle zu. Shleifer (2000) faßt dies folgendermaßen zusammen:

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

> „... many institutional investors simply do not care about the absolute valuations of the stock they hold, since they are evaluated and compensated not on their absolute performance, but on the performance relative to the very index they are close to holding"(S. 181)

Das Risiko wird ebenfalls relativ betrachtet. Der Tracking Error $TE_{P,t,t+1} = \sigma(\tilde{AR}_{t,t+1})$ ist dazu der entscheidende Parameter. Ziel ist es, eine hohe erwartete aktive Rendite $\alpha_{P,t,t+1}$ bei Kontrolle des aktiven Risikos $TE_{P,t,t+1}$ zu erreichen. Um effiziente Portfolios zu bestimmen, muß zunächst definiert werden, wann ein Portfolio gegenüber einem anderen präferiert wird. Mit folgendem $(\alpha - TE)$-Prinzip werden die Präferenzen beschrieben:

Entscheidungskalkül eines aktiven Portfoliomanagers mit relativer Benchmark: $(\alpha - TE)$-Prinzip

Angenommen sei ein Portfoliomanager, dessen Präferenzen mit folgender allgemeiner Funktion beschrieben werden:

$$g(E_t(\tilde{AR}_{t,t+1}), TE_{P,t,t+1}) \tag{C.34}$$

mit

$$\frac{\partial g}{\partial E_t(\tilde{AR}_{t,t+1})} > 0 \tag{C.35}$$

$$\frac{\partial g}{\partial TE_{P,t,t+1}} < 0. \tag{C.36}$$

Dieser Portfoliomanager präferiert bei gleichem Tracking Error eine höhere aktive Rendite bzw. bei gleicher aktiver Rendite einen geringeren Tracking Error. Es gibt verschiedene Möglichkeiten, wie ein Investor die Anreizstruktur ausgestalten kann, damit ein Portfoliomanager sich nach dem $(\alpha - TE)$-Prinzip richtet (siehe bspw. Reichling (1997)).

Für die aktive Rendite eines Portfolios P von n Aktien gilt:

$$E_t(\tilde{AR}_{t,t+1}) = \mathbf{x_t} E_t(\tilde{\mathbf{AR}}^{\mathbf{T}}_{\mathbf{t,t+1}}). \tag{C.37}$$

$\mathbf{x_t} = (x_{1,t}, ..., x_{n,t})$ ist der Portfoliogewichtungsvektor mit $x_{i,t}$ das Gewicht der Aktie i und $\mathbf{x_t} \cdot \mathbf{1^T} = 1$. Für den Tracking Error eines Portfolios gilt:

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$TE_{P,t,t+1} = \sqrt{(\mathbf{x_t} - \mathbf{b_t})\mathbf{\Sigma_{t+1}}(\mathbf{x_t} - \mathbf{b_t})^{\mathbf{T}}}, \tag{C.38}$$

wobei $\mathbf{b_t} = (b_{1,t}, ..., b_{n,t})$ der Gewichtungsvektor der Benchmark $\mathbf{\Sigma_{t+1}}$ die Kovarianzmatrix der Renditen ist.

Dieser Optimierungskalkül führt zu einer Menge von $(\alpha - TE)$-effizienten Portfolios, welche wie folgt definiert werden:

Definition eines $(\alpha - TE)$-effizienten aktiven Portfolios

Ein Portfolio P ist dann $(\alpha - TE)$-effizient, wenn es kein Portfolio P' gibt, welches

- bei gleichem Tracking Error eine höhere erwartete aktive Rendite hat: Die Konstellation $TE_{P,t,t+1} = TE_{P',t,t+1}$ und $\alpha_{P,t,t+1} < \alpha_{P',t,t+1}$ ist ausgeschlossen.
- bei gleicher erwarteter aktiver Rendite einen geringeren Tracking Error hat: Die Konstellation $\alpha_{P,t,t+1} = \alpha_{P',t,t+1}$ und $TE_{P,t,t+1} > TE_{P',t,t+1}$ ist ausgeschlossen.

Um die $(\alpha - TE)$-Effizienzlinie zu berechnen, kann folgendes lineares Optimierungsproblem mit quadratischen Nebenbedingungen

$$\max_{x_{i,t}} \alpha_{P,t,t+1} = \mathbf{x_t} E_t(\tilde{\mathbf{A}}\mathbf{R}^{\mathbf{T}}_{\mathbf{t,t+1}}) \tag{C.39}$$

unter den Nebenbedingungen

$$TE_{P,t,t+1} = \sqrt{(\mathbf{x_t} - \mathbf{b_t})\mathbf{\Sigma_{t+1}}(\mathbf{x_t} - \mathbf{b_t})^{\mathbf{T}}} \stackrel{!}{=} \check{TE} \tag{C.40}$$

$$x_{i,t} \geq 0 \tag{C.41}$$

$$\mathbf{x_t} \cdot \mathbf{1}^{\mathbf{T}} = 1. \tag{C.42}$$

oder folgendes quadratisches Optimierungsproblem mit linearen Nebenbedingungen

$$\min_{x_{i,t}} TE_{P,t,t+1} = \sqrt{(\mathbf{x_t} - \mathbf{b_t})\mathbf{\Sigma_{t+1}}(\mathbf{x_t} - \mathbf{b_t})^{\mathbf{T}}} \tag{C.43}$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

unter den Nebenbedingungen

$$E_t(\tilde{AR}_{P,t,t+1}) = \mathbf{x_t} E_t(\tilde{\mathbf{AR}}^{\mathbf{T}}_{\mathbf{t,t+1}}) \stackrel{!}{=} \check{\alpha} \tag{C.44}$$

$$x_{i,t} \geq 0 \tag{C.45}$$

$$\mathbf{x_t} \cdot \mathbf{1}^{\mathbf{T}} = 1 \tag{C.46}$$

gelöst werden. Die $(\alpha - TE)$-Effizienzlinie kann mit dem gleichen Verfahren wie bei der aktiven Optimierung mit absoluter Benchmark berechnet werden. Dazu wird $\check{\alpha}$ in beliebig kleinen Schritten zwischen null und α_{max}, der Differenz zwischen der höchsten erwarteten Rendite und der erwarteten Benchmarkrendite, variiert und C.43 bis C.46 gelöst. Um für einen spezifischen Portfoliomanager das optimale Portfolio zu berechnen, muß die Funktion g spezifiziert und entsprechend maximiert werden. Abbildung C.5 stellt exemplarisch eine Menge von $(\alpha - TE)$-effizienten Portfolios dar. Die $(\alpha - TE)$-Effizienzlinie faßt alle Portfolios zusammen, die bei gegebenem aktivem Risiko keine höhere aktive Rendite erzielen und bei gegebener aktiver Rendite kein geringeres aktives Risiko erreichen. Die $(\alpha - TE)$-Effizienzlinie verläuft immer durch den Koordinatenursprung, da ein aktives Risiko von null genau dann möglich ist, wenn das Portfolio der Benchmark entspricht.

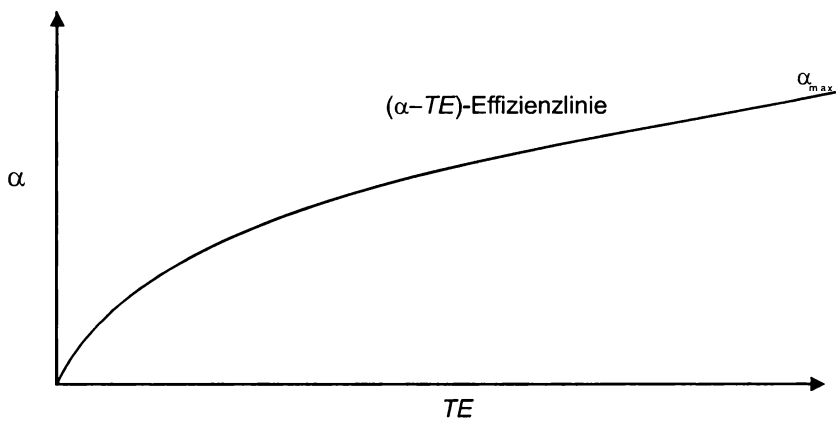


Abbildung C.5: $(\alpha - TE)$-Effizienzlinie

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Entscheidungskalkül eines aktiven Portfoliomanagers mit relativer Benchmark unter Berücksichtigung der gleichgewichtigen Risikoprämie $\Pi^{\rho}_{t,t+1}$*: (*$\Pi^{\epsilon} - TE$*)-Prinzip*

Im allgemeinen führt ein $(\alpha - TE)$-effizientes Portfolio zu einer Erhöhung des Risikos gegenüber der Benchmark. Die Risikoerhöhung macht sich darin bemerkbar, daß das $(\alpha - TE)$-effiziente Portfolio eine höhere gleichgewichtige Risikoprämie $\Pi^{\rho}_{t,t+1}$ aufweist als die Benchmark. Dies kann wie folgt gezeigt werden. Für die erwartete aktive Rendite $E_t(\tilde{AR}_{P,t,t+1})$ gilt

$$E_t(\tilde{AR}_{P,t,t+1}) = E_t(\tilde{R}_{P,t,t+1}) - E_t(\tilde{R}_{B,t,t+1}). \tag{C.47}$$

Die erwartete Rendite des aktiven Portfolios $E_t(\tilde{R}_{P,t,t+1})$ setzt sich zusammen aus

$$E_t(\tilde{R}_{P,t,t+1}) = R_{f,t,t+1} + \Pi^{\rho}_{P,t,t+1} + \Pi^{\epsilon}_{P,t} \tag{C.48}$$

und die erwartete Rendite der Benchmark $E_t(\tilde{R}_{B,t,t+1})$ aus

$$E_t(\tilde{R}_{B,t,t+1}) = R_{f,t,t+1} + \Pi^{\rho}_{B,t,t+1} + \Pi^{\epsilon}_{B,t}. \tag{C.49}$$

Die erwartete Rendite eines Portfolios wird durch drei Faktoren bestimmt: einer risikolosen Rendite $R_{f,t,t+1}$, einer gleichgewichtigen Risikoprämie $\Pi^{\rho}_{t,t+1}$ und einer Fehlbewertung Π^{ϵ}_{t}. Einsetzen von C.48 und C.49 in C.47 ergibt für die erwartete aktive Rendite $E_t(\tilde{AR}_{P,t,t+1})$:

$$\begin{aligned} E_t(\tilde{AR}_{P,t,t+1}) &= E_t(\tilde{R}_{P,t,t+1}) - E_t(\tilde{R}_{B,t,t+1}) \\ &= R_{f,t,t+1} + \Pi^{\rho}_{P,t,t+1} + \Pi^{\epsilon}_{P,t} - (R_{f,t,t+1} + \Pi^{\rho}_{B,t,t+1} + \Pi^{\epsilon}_{B,t}) \\ &= \underbrace{\Pi^{\rho}_{P,t,t+1} - \Pi^{\rho}_{B,t,t+1}}_{\substack{\text{Risikodifferenz} \\ = \alpha \text{ eating}}} + \underbrace{(\Pi^{\epsilon}_{P,t} - \Pi^{\epsilon}_{B,t})}_{\text{Fehlbewertungsdifferenz}}. \end{aligned} \tag{C.50}$$

Die erwartete aktive Rendite $E_t(\tilde{AR}_{P,t,t+1})$ setzt sich nach C.50 durch zwei Faktoren zusammen, durch eine Risikodifferenz, welche in der Praxis auch als α *eating* bezeichnet wird, und durch eine Fehlbewertungsdifferenz.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

α eating ist also die Erhöhung der erwarteten aktiven Rendite durch eine höhere gleichgewichtige Risikoprämie.

Wenn ein Investor einem Portfoliomanager ein Mandat anvertraut, dann erwartet der Investor, daß der Portfoliomanager eine Rendite erzielt, die über der Benchmarkrendite liegt. Werden keine Restriktionen bzgl. des Risikos definiert, so ist eine (erwartete) Überrendite einfach dadurch zu erzielen, daß das Risiko erhöht wird. Ein Investor möchte in der Regel aber, daß der Portfoliomanager nur dann Abweichungen von der Benchmark vornimmt, wenn sich eine positive aktive Renditeerwartung über das Risiko hinaus ergibt (also eine Fehlbewertung vorliegt). Nur für diese Überrendite wird er den Fondsmanager entlohnen. Er wird ihn jedoch nicht dafür entlohnen, daß er durch das Eingehen von Risiken eine Überrendite erreicht. Dazu setzt er in einer zusätzlichen Restriktion die gleichgewichtige Risikoprämie des Portfolios und der Benchmark gleich. Damit stellt der Investor sicher, daß sich aktive Renditen nicht aufgrund von Risikoerhöhungen, sondern nur auf Fehlbewertungen beziehen. Ein α *eating* wird somit verhindert.

Das α *eating* ist im übrigen mit der Diskussion in der Literatur identisch, ob sich am Kapitalmarkt risikoadjustierte Überrenditen erzielen lassen. Dieser Aspekt wird in Kapitel III. dargestellt, welches die verschiedenen *Renditeanomalien* diskutiert. In effizienten Märkten sind Überrenditen das Ergebnis von gleichgewichtigen Risikoprämien, und sie lassen sich dem α *eating* zuschreiben. In ineffizienten Märkten können Überrenditen das Ergebnis von Fehlbewertungen sein, und sie lassen sich dann nur teilweise dem α *eating* zuschreiben.

Um dem α *eating* bei der Bestimmung effizienter aktiver Portfolios vorzubeugen, wird das $(\alpha - TE)$-Prinzip folgendermaßen abgewandelt und als $(\Pi^{\epsilon} - TE)$-Prinzip bezeichnet. Mit diesem Prinzip wird erreicht, daß die erwartete Überrendite maximiert wird, ohne daß dabei die gleichgewichtige Risikoprämie erhöht wird. Dazu sei ein Portfoliomanager angenommen, dessen Präferenzen mit folgender allgemeiner Funktion beschrieben werden:

$$h(E_t(\tilde{AR}_{t,t+1}), TE_{P,t,t+1}, \Pi^{\rho}_{P,t,t+1}) \tag{C.51}$$

mit

$$\frac{\partial h}{\partial E_t(\tilde{AR}_{t,t+1})} > 0 \tag{C.52}$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$\frac{\partial h}{\partial TE_{P,t,t+1}} < 0 \tag{C.53}$$

$$\Pi^{\rho}_{P,t,t+1} = \Pi^{\rho}_{B,t,t+1}. \tag{C.54}$$

Dieser Portfoliomanager präferiert bei gleichem Tracking Error eine höhere erwartete aktive Rendite bzw. bei gleicher erwarteter aktiver Rendite einen geringeren Tracking Error. Dabei ist Bedingung, daß die gleichgewichtige Risikoprämie des Portfolios $\Pi^{\rho}_{P,t,t+1}$ und der Benchmark $\Pi^{\rho}_{B,t,t+1}$ gleich ist. Aus diesem Entscheidungskalkül ergibt sich eine Menge von effizienten Portfolios, die wie folgt definiert ist.

Definition eines ($\Pi^{\epsilon} - TE$)-effizienten aktiven Portfolios

Ein Portfolio P ist dann ($\Pi^{\epsilon} - TE$)-effizient, wenn es kein Portfolio P' gibt, welches

- bei gleichem Tracking Error und identischer gleichgewichtiger Risikoprämie eine höhere aktive Rendite hat: Die Konstellation $TE_{P,t,t+1} = TE_{P',t,t+1}$, $\Pi^{\rho}_{P,t,t+1} = \Pi^{\rho}_{P',t,t+1}$ und $E_t(\tilde{AR}_{P,t,t+1}) < E_t(\tilde{AR}_{P',t,t+1})$ ist ausgeschlossen.
- bei gleicher aktiver Rendite und identischer gleichgewichtiger Risikoprämie einen geringeren Tracking Error hat: Die Konstellation $E_t(\tilde{AR}_{P,t,t+1}) = E_t(\tilde{AR}_{P',t,t+1})$, $\Pi^{\rho}_{P,t,t+1} = \Pi^{\rho}_{P',t,t+1}$ und $TE_{P,t,t+1} > TE_{P',t,t+1}$ ist ausgeschlossen.

Um die ($\Pi^{\epsilon} - TE$)-Effizienzlinie zu berechnen, kann folgendes lineares Optimierungsproblem mit quadratischen Nebenbedingungen gelöst werden:

$$\max_{x_{i,t}} \alpha_{P,t,t+1} = \mathbf{x_t} E_t(\tilde{\mathbf{AR}}^{\mathbf{T}}_{\mathbf{t,t+1}}) \tag{C.55}$$

unter den Nebenbedingungen

$$TE_{P,t,t+1} = \sqrt{(\mathbf{x_t} - \mathbf{b_t})\mathbf{\Sigma_{t+1}}(\mathbf{x_t} - \mathbf{b_t})^{\mathbf{T}}} \stackrel{!}{=} \check{TE} \tag{C.56}$$

$$x_{i,t} \geq 0 \tag{C.57}$$

$$\mathbf{x_t} \cdot \mathbf{1}^{\mathbf{T}} = 1 \tag{C.58}$$

$$\Pi^{\rho}_{P,t,t+1} \stackrel{!}{=} \Pi^{\rho}_{B,t,t+1}. \tag{C.59}$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Alternativ kann folgendes quadratisches Optimierungsproblem mit linearen Nebenbedingungen gelöst werden:

$$\min_{x_{i,t}} TE_{P,t,t+1} = \sqrt{(\mathbf{x_t} - \mathbf{b_t})\mathbf{\Sigma_{t+1}}(\mathbf{x_t} - \mathbf{b_t})^{\mathbf{T}}} \tag{C.60}$$

unter den Nebenbedingungen

$$E_t(\tilde{AR}_{P,t,t+1}) = \mathbf{x}E_t(\tilde{\mathbf{AR}}^{\mathbf{T}}_{\mathbf{t,t+1}}) \stackrel{!}{=} \check{\alpha} \tag{C.61}$$

$$x_{i,t} \geq 0 \tag{C.62}$$

$$\mathbf{x_t} \cdot \mathbf{1}^{\mathbf{T}} = 1 \tag{C.63}$$

$$\Pi^{\rho}_{P,t,t+1} \stackrel{!}{=} \Pi^{\rho}_{B,t,t+1}. \tag{C.64}$$

Die Effizienzlinie wird wie beim $(\alpha - TE)$-Prinzip berechnet. Um für einen Portfoliomanager das optimale Portfolio zu berechnen, muß die Funktion h in C.51 spezifiziert und entsprechend maximiert werden. Durch dieses Optimierungsverfahren wird die erwartete Fehlbewertung des Portfolios $\Pi^{\epsilon}_{P,t}$ maximiert, ohne dabei die gleichgewichtige Risikoprämie $\Pi^{\rho}_{B,t,t+1}$ der Benchmark zu übertreffen. Durch die Nebenbedingung $\Pi^{\rho}_{P,t,t+1} = \Pi^{\rho}_{B,t,t+1}$ wird die erwartete aktive Rendite risikoadjustiert und die Menge der $(\Pi^{\epsilon} - TE)$-effizienten Portfolios liegt nie über der $(\alpha - TE)$-Effizienzlinie. Die $(\Pi^{\epsilon} - TE)$-Effizienzlinie, welche in Abbildung C.6 dargestellt ist, umfaßt also die Portfolios, die bei gegebenem aktiven Risiko keine höhere Fehlbewertungen erreichen können und die bei gegebener Fehlbewertung kein geringeres aktives Risiko haben. Die Differenz zwischen der $(\alpha - TE)$-Effizienzlinie und der $(\Pi^{\epsilon} - TE)$-Effizienzlinie entspricht genau dem α *eating*. Die $(\Pi^{\epsilon} - TE)$-Effizienzlinie entspricht im Fall einer Benchmark ohne Fehlbewertungen der x-Achse. Dies heißt, daß die erwartete aktive Rendite bei null liegt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

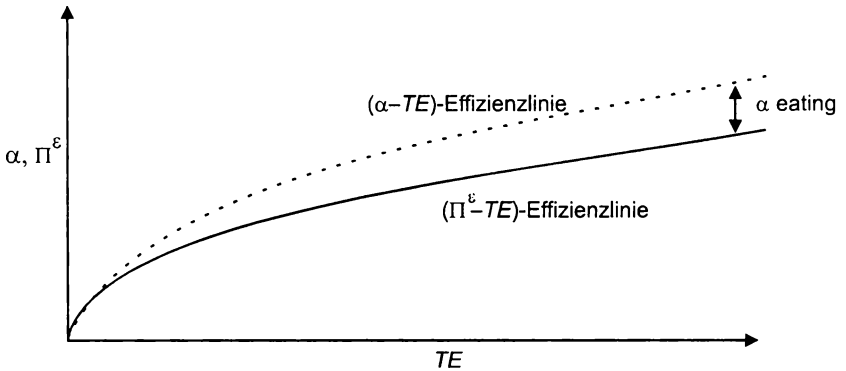


Abbildung C.6: $(\Pi^{\epsilon} - TE)$-Effizienzlinie und α eating

Beurteilung des aktiven Managements

Das aktive Management hat das Ziel, eine positive aktive Rendite gegenüber der Benchmark zu erzielen. Die Güte des aktiven Managements kann danach beurteilt werden, ob und wie dieses Ziel erreicht wurde. Dazu wird zunächst folgender Maßstab definiert, welcher in der Praxis als Information Ratio (IR) bezeichnet wird:

$$\begin{aligned} IR_{P,t,t+1} &\equiv \frac{E_t(\tilde{R}_{P,t,t+1} - \tilde{R}_{B,t,t+1})}{\sigma(\tilde{R}_{P,t,t+1} - \tilde{R}_{B,t,t+1})} \\ &= \frac{E_t(\tilde{AR}_{P,t,t+1})}{TE_{P,t,t+1}}. \end{aligned} \tag{C.65}$$

Die Information Ratio kann als Verallgemeinerung der Sharpe Ratio interpretiert werden; beide Größen sind gleich, wenn die Benchmark dem risikolosen Zins gleichgesetzt wird:

$$\begin{aligned} SR_{P,t,t+1} &= \frac{E_t(\tilde{R}_{P,t,t+1}) - R_{f,t,t+1}}{\sigma(\tilde{R}_{P,t,t+1} - R_{f,t,t+1})} \\ &= \frac{E_t(\tilde{R}_{P,t,t+1} - \tilde{R}_{B,t,t+1})}{\sigma(\tilde{R}_{P,t,t+1} - \tilde{R}_{B,t,t+1})} \\ &= IR_{P,t,t+1} \end{aligned} \tag{C.66}$$

Aufgrund der Ähnlichkeit der beiden Ratios verwendet bspw. Sharpe (1994) für die Information Ratio ebenfalls den Begriff Sharpe Ratio.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Gleichungen C.65 und C.66 sind Ex-ante-Maße. Sie geben an, welche (aktive) Rendite pro (aktiver) Risikoeinheit zu erwarten ist. Während die Sharpe Ratio C.66 in der Ex-ante-Form als Entscheidungskriterium zur Portfolioselektion verwendet werden kann (siehe Kapitel 2.), kommt der Information Ratio in der Portfolioselektion nicht die gleiche Bedeutung zu. Sie wird vielmehr dazu herangezogen, um die Güte von realisierten Portfoliorenditen im Vergleich zur Benchmarkrendite zu beurteilen. Dazu ist es jedoch notwendig, die Ex-ante-Version C.65 in eine Ex-post-Form zu transformieren:

$$IR_{r,P,t,t+1} = \frac{1}{T} \frac{\sum_{\tau=1}^{T} (R_{P,t+\tau,t+\tau+1} - R_{B,t+\tau,t+\tau+1})}{\sqrt{\frac{1}{T-1} \sum_{\tau=1}^{T} (R_{P,t,t+1} - R_{B,t,t+1} - \overline{R_{P,t,t+1} - R_{B,t,t+1}})^2}}$$

$$= \frac{\overline{AR_{t,t+1}}}{\sigma(AR_{t,t+1})} \tag{C.67}$$

Die realisierte Information Ratio IR_r berücksichtigt sowohl die durchschnittlich erreichte aktive Rendite $\overline{AR_{t,t+1}}$ als auch deren Schwankungsbreite $\sigma(AR_{t,t+1})$. Damit hängt die Information Ratio IR_r mit der t-Statistik der realisierten aktiven Rendite $\overline{AR_{t,t+1}}$ eng zusammen, welche wie folgt definiert ist:

$$\begin{aligned} t - Statistik(\overline{AR_{t,t+1}} = 0) &\equiv \frac{\overline{AR_{t,t+1}}}{\sigma(\overline{AR_{t,t+1}})} \\ &= \frac{\overline{AR_{t,t+1}}}{\sigma(\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} AR_{t,t+1})} \\ &= \frac{\overline{AR_{t,t+1}}}{\frac{1}{T}\sigma(\sum_{t=1}^{T} AR_{t,t+1})} \\ &= \frac{\overline{AR_{t,t+1}}}{\frac{1}{\sqrt{T}}\sigma(AR_{t,t+1})} \\ &= IR_r \cdot \sqrt{T}. \end{aligned} \tag{C.68}$$

T ist dabei die Anzahl der Perioden, für die $\overline{AR_{t,t+1}}$ berechnet wird. Für die Ableitung von C.68 muß angenommen werden, daß die aktiven Renditen unabhängig identisch verteilt sind. Die t-Statistik gibt dann an, wie signifikant die durchschnittliche aktive Rendite von null abweicht. Bei einem t-Wert von 1,96 weicht $\overline{AR_{t,t+1}}$ mit einem Signifikanzniveau von 5% von null ab. Grinold und Kahn (2000) untersuchen, welche realisierten

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Information Ratios IR_r zu beobachten sind. Sie berechnen IR_r für 300 Publikumsfonds im Zeitraum Januar 1991 bis Dezember 1993 und für 367 institutionelle Fonds im Zeitraum Oktober 1995 bis Dezember 1996. Die Ergebnisse sind in Tabelle C.1 dargestellt. Die realisierten Information Ratios der aktiv gemanagten Fonds liegen um null, und nur etwas mehr als 10% der aktiven Manager realisiert eine Information Ratio von über eins. Grinold und Kahn (2000) schließen aus den empirischen Ergebnissen, daß eine realisierte IR_r von eins und darüber ein sehr guter Wert ist. Diese Schlußfolgerung ist natürlich nur vor dem Hintergrund eines beschränkten Stichprobenumfangs zu interpretieren und kann deshalb allenfalls als Indikation für ein gutes aktives Management dienen. Aus Gleichung C.68 ergibt sich im übrigen ein interessanter Zusammenhang für den Zeitraum, der benötigt wird, um eine signifikante Überrendite für einen Fondsmanager festzustellen. Liegt die Information Ratio IR_r auf Basis jährlicher Renditen für einen sehr guten Fondsmanager bei eins und soll das Signifikanzniveau 5% betragen (daraus folgt ein t-Wert von 1,96), dann erhält man aus Gleichung C.68 für T einen Wert von ca. 3,84. Dies bedeutet, daß es selbst für einen sehr guten Fondsmanager knapp 4 Jahre dauert, bis statistisch signifikant eine Überrendite nachgewiesen werden kann. Für einen guten Fondsmanager mit einer Information Ratio von 0,5 verlängert sich dieser Zeitraum sogar auf etwas mehr als 15 Jahre.

Tabelle C.1
Verteilung der realisierten Information Ratios IR_r

Quantil	Publikumsfonds	Institutionelle Fonds
90%	1,33	1,25
75%	0,78	0,63
50%	0,32	-0,01
25%	-0,08	-0,56
10%	-0,47	-1,03

4. Zusammenhänge zwischen den effizienten Portfolios

Für das aktive Management wurden sowohl absolute Entscheidungskalküle ($(\mu-\sigma)$-Prinzip) als auch relative Entscheidungskalküle ($(\alpha-TE)$- bzw. $(\Pi^{\epsilon}-TE)$-Prinzip) vorgestellt. Es stellt sich die Frage, ob die verschiedenen Entscheidungskalküle zu gleichen oder zu unterschiedlichen effizienten Portfolios führen. Führen sie zu gleichen Portfolios, dann wäre eine Differenzierung zwischen den Entscheidungskalkülen nicht notwendig. Ob ein Portfoliomanager absolute oder relative Präferenzen hat, würde in diesem Fall zu keinem unterschiedlichen Management führen. Führen die

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

verschiedenen Entscheidungskalküle jedoch zu unterschiedlichen Portfolios, kann die Unterscheidung in absolute oder relative Präferenzen wichtig werden.

Für den Fall, daß die Benchmark der risikolose Zins ist, ist eine Unterscheidung zwischen absoluter und relativer Benchmark nicht notwendig. In diesem Fall ist jedes $(\alpha - TE)$-effiziente Portfolio auch $(\mu - \sigma)$-effizient, was leicht gezeigt werden kann:

Dazu sei angenommen, daß es ein risikoloses Wertpapier und n Aktien gibt. Der Benchmarkvektor lautet dann $\mathbf{b} = (b_1, b_2, ..., b_n, b_{n+1}) = (0, 0, ..., 0, 1)$, wobei $b_{n+1} = 1$ das Benchmarkgewicht des risikolosen Wertpapiers ist. Da die Kovarianz zwischen der Rendite des risikolosen Wertpapiers und allen Aktien null beträgt, gilt für den Tracking Error eines Portfolios P

$$TE_{P,t,t+1} = \sigma(\tilde{R}_{P,t,t+1}). \tag{C.69}$$

Die aktive Rendite beträgt

$$E_t(\tilde{AR}_{P,t,t+1}) = E_t(\tilde{R}_{P,t,t+1}) - R_{f,t,t+1}. \tag{C.70}$$

Wegen der Gleichheit des Tracking Error mit der Standardabweichung der Portfoliorendite und eines konstanten Unterschieds zwischen der erwarteten aktiven Rendite und der erwarteten Rendite führen das $(\mu - \sigma)$- und $(\alpha - TE)$-Prinzip zu gleichen effizienten Portfolios.

Für den Fall, daß die Benchmark beliebig ist (und damit eine unsichere Rendite $\tilde{R}_{B,t,t+1}$ hat), zeigt Roll (1992), daß nur im Fall einer Benchmark, die $(\mu - \sigma)$-effizient ist, ein $(\alpha - TE)$-effizientes Portfolio auch $(\mu - \sigma)$-effizient ist. In diesem Fall spielt es also keine Rolle, ob nach dem absoluten oder relativen Entscheidungskalkül optimiert wird. Ist jedoch die Benchmark nicht $(\mu - \sigma)$-effizient, dann sind auch die zugehörigen $(\alpha - TE)$-effizienten Portfolios nicht $(\mu - \sigma)$-effizient. Folgendes Beispiel illustriert, wie unterschiedlich die Zusammensetzung der effizienten Portfolios ausfallen kann, je nachdem, ob eine Benchmark $(\mu - \sigma)$-effizient ist oder nicht.

Beispiel zu $(\alpha - TE)$-effizienten Portfolios mit $(\mu - \sigma)$-effizienter und ineffizienter Benchmark

Die Vereinigten Automobilwerke haben eine erwartete Rendite von $E_t(\tilde{R}_{1,t,t+1}) = 14\%$ bei einer Standardabweichung von $\sigma_{1,t+1} = 6\%$. Die

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Versicherung Felsenfest hat eine erwartete Rendite von $E_t(\tilde{R}_{2,t,t+1}) = 8\%$ und eine Standardabweichung von $\sigma_{2,t+1} = 3\%$. Das Unternehmen Netzwerksysteme verspricht eine erwartete Rendite von $E_t(\tilde{R}_{3,t,t+1}) = 20\%$ bei einer Standardabweichung von $\sigma_{3,t+1} = 15\%$. Die Kovarianz zwischen den Vereinigten Automobilwerken und der Versicherung Felsenfest beträgt $\sigma_{12,t+1} = 9\%^2$, zwischen den Vereinigten Automobilwerken und den Netzwerksystemen $\sigma_{13,t+1} = 18\%^2$ und zwischen der Versicherung Felsenfest und den Netzwerken $\sigma_{23,t+1} = 18\%^2$. Um die $(\mu - \sigma)$ und $(\alpha - TE)$-effizienten Portfolios zu bestimmen, müssen die Optimierungsprobleme C.21 bis C.24 bzw. C.43 bis C.46 gelöst werden. Die Bestimmung der effizienten Portfolios aufgrund dieser Optimierungsprobleme ist in Anhang I. dargestellt. Aus der Lagrange-Funktion dieser Optimierungsprobleme resultieren die Matrizen $\mathbf{A}$, $\mathbf{z_i}$ und die Lagrange-Parameter λ_1 und λ_2 (siehe Anhang I.). Das $(\mu - \sigma)$-effiziente Portfolio läßt sich damit wie folgt lösen: $\mathbf{x} = \mathbf{A}^{-1}\mathbf{z_1}$. Für das $(\alpha - TE)$-effiziente Portfolio sieht die Lösung folgendermaßen aus: $\mathbf{x} = \mathbf{A}^{-1}\mathbf{z_2}$. Damit lassen sich die effizienten Portfolios leicht bestimmen. Für die Matrix $\mathbf{A}$ ergibt sich

$$\text{(C.71)} \qquad \mathbf{A} = \begin{pmatrix} 0,36\% & 0,09\% & 0,18\% & 14\% & 1 \\ 0,09\% & 0,09\% & 0,18\% & 8\% & 1 \\ 0,18\% & 0,18\% & 2,25\% & 20\% & 1 \\ 14\% & 8\% & 20\% & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 0 & 0 \end{pmatrix},$$

die Matrix $\mathbf{A}^{-1}$

$$\text{(C.72)} \quad \mathbf{A}^{-1} \approx \begin{pmatrix} 130,7 & -65,4 & -65,4 & 10,8 & -0,8 \\ -65,4 & 32,7 & 32,7 & -13,7 & 2,1 \\ -65,4 & 32,7 & 32,7 & 2,9 & -0,3 \\ 10,8 & -13,7 & 2,9 & -0,5 & 0,0 \\ -0,8 & 2,1 & -0,3 & 0,0 & -0,0 \end{pmatrix},$$

den Vektor $\mathbf{z_1}$

$$\text{(C.73)} \qquad \mathbf{z_1} = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ \check{\mu} \\ 1 \end{pmatrix},$$

und den Vektor $\mathbf{z_2}$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$\text{(C.74)} \qquad \mathbf{z_2} = \begin{pmatrix} 0,36\% \cdot b_1 + 0,09\% \cdot b_2 + 0,18\% \cdot b_3 \\ 0,09\% \cdot b_1 + 0,09\% \cdot b_2 + 0,18\% \cdot b_3 \\ 0,18\% \cdot b_1 + 0,18\% \cdot b_2 + 2,25\% \cdot b_3 \\ \check{\mu} \\ 1 \end{pmatrix}.$$

Für die Spezifizierung der effizienten Portfolios ist die explizite Angabe der Parameter λ_1 und λ_2 nicht notwendig, und im weiteren Verlauf wird aus Gründen der Übersichtlichkeit darauf verzichtet. Der Vektor $\mathbf{x}$ wird nur mit den Portfoliogewichten der drei Wertpapiere dargestellt.

Wie sehen die $(\alpha - TE)$-effizienten Portfolios aus, wenn die Benchmark $\mathbf{b}$ $(\mu - \sigma)$-effizient (Benchmark 1) ist und wenn sie nicht $(\mu - \sigma)$-effizient (Benchmark 2) ist? Betrachtet wird dabei eine Benchmark, die eine Rendite von $\mu_{B,t,t+1} = 14\frac{2}{3}\%$ verspricht. Das aktive Portfolio soll eine Überrendite von $\alpha_{P,t,t+1} = \frac{1}{3}\%$ erzielen, dies entspricht einer Portfoliorendite von $\mu_{P,t,t+1} = 15\%$. Abbildung C.7 gibt einen Überblick über Lage der Portfolios im $(\mu - \sigma)$-Diagramm.

Benchmark 1: $\mathbf{b}$ *ist* $(\mu - \sigma)$*-effizient*

Ist die Benchmark $\mathbf{b}$ $(\mu - \sigma)$-effizient und beträgt die erwartete Benchmarkrendite $\mu_{B,t,t+1} = 14\frac{2}{3}\%$, dann lauten die Gewichte der einzelnen Aktien für das $(\mu - \sigma)$-effiziente Portfolio

$$\mathbf{b_1} \approx (77,78\%, 5,56\%, 16,67\%) \equiv \text{Benchmark 1}.$$

Die Standardabweichung $\sigma(\tilde{R}_{B,t,t+1})$ beträgt ca. $5,82\%$.

Für den Vektor $\mathbf{z_2}$ ergibt sich:

$$\text{(C.75)} \qquad \mathbf{z_2} \approx \begin{pmatrix} 0,315\% \\ 0,105\% \\ 0,525\% \\ 15\% \\ 1 \end{pmatrix}.$$

Das $(\alpha - TE)$-effiziente Portfolio setzt sich wie folgt zusammen:

$$\mathbf{x_1} \approx (81,37\%, 0,98\%, 17,65\%) \equiv \text{aktives Portfolio 1},$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

mit der Standardabweichung $\sigma(\tilde{R}_{P,t,t+1}) \approx 6,02\%$. Dieses Portfolio hat einen Tracking Error von ca. $0,23\%$ und ist sowohl $(\mu - \sigma)$-effizient als auch $(\alpha - TE)$-effizient.

Benchmark 2: $\mathbf{b}$ *ist nicht* $(\mu - \sigma)$*-effizient*

Ist die Benchmark $\mathbf{b}$ nicht $(\mu-\sigma)$-effizient, so gibt es unendlich viele Gewichtungskombinationen, die zu einer erwarteten Rendite von $\mu_{B,t,t+1} = 14\frac{2}{3}\%$ führen. Exemplarisch wird folgende Zusammensetzung angenommen:

$$\mathbf{b_2} \approx (20\%, 34,44\%, 45,56\%) \equiv \text{Benchmark 2.}$$

Diese Benchmark hat eine Standardabweichung $\sigma(\tilde{R}_{B,t+1})$ von ca. $7,71\%$ und liegt damit über der Standardabweichung des $(\mu-\sigma)$-effizienten Portfolios mit der gleichen erwarteten Rendite. Diese betrug ca. $5,82\%$. Für den Vektor $\mathbf{z_2}$ ergibt sich:

$$\mathbf{z_2} \approx \begin{pmatrix} 0,185\% \\ 0,131\% \\ 1,123\% \\ 15\% \\ 1 \end{pmatrix}. \tag{C.76}$$

Daraus ergibt sich für das $(\alpha - TE)$-effiziente Portfolio

$$\mathbf{x_2} = (23,59\%, 29,87\%, 46,54\%) \equiv \text{aktives Portfolio 2,}$$

welches eine Standardabweichung von ca. $7,86\%$ hat. Der Tracking Error zur Benchmark beträgt ca. $0,23\%$. Die Lage der beiden Benchmarks und der beiden $(\alpha-TE)$-effizienten Portfolios ist in Abbildung C.7 dargestellt.

Die Gewichte der einzelnen Aktien der beiden $(\alpha - TE)$-effizienten Portfolios sehen wie folgt aus. Die Vereinigten Automobilwerke sind mit $23,59\%$ bei der ineffizienten Benchmark gegenüber $81,37\%$ bei der effizienten Benchmark gewichtet. Die Gewichtung liegt damit näher an der Benchmark als am $(\mu-\sigma)$-effizienten Portfolio. Die Versicherung Felsenfest ist mit $29,87\%$ gegenüber $0,98\%$ ebenfalls deutlich unterschiedlich gewich-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

tet. Dieser Unterschied ist auch bei dem Unternehmen Netzwerksysteme zu beobachten, welches mit 46,54% gegenüber 17,65% gewichtet ist. Insgesamt liegen die Gewichte des $(\alpha - TE)$-effizienten Portfolios deutlich näher an der $(\mu-\sigma)$-*ineffizienten* Benchmark als an der $(\mu-\sigma)$-*effizienten* Benchmark. Tabelle C.2 stellt die Gewichte der Benchmarks und der aktiven effizienten Portfolios zum Vergleich zusammen.

Tabelle C.2
Beispiel zum Dilemma des aktiven Portfoliomanagements

	Gewichte der Benchmark $\mu_{B,t,t+1} = 14\frac{2}{3}\%$	Gewichte des aktiven Portfolios $\mu_{P,t,t+1} = 15\%$
Benchmark $(\mu-\sigma)$-effizient	$\mathbf{b_1} \approx$ (77,78%, 5,56%, 16,67%)	$\mathbf{x_1} \approx$ (81,37%, 0,98%, 17,65%)
Benchmark nicht $(\mu-\sigma)$-effizient	$\mathbf{b_2} \approx$ (20%, 34,44%, 45,56%)	$\mathbf{x_2} \approx$ (23,59%, 29,87%, 46,54%)

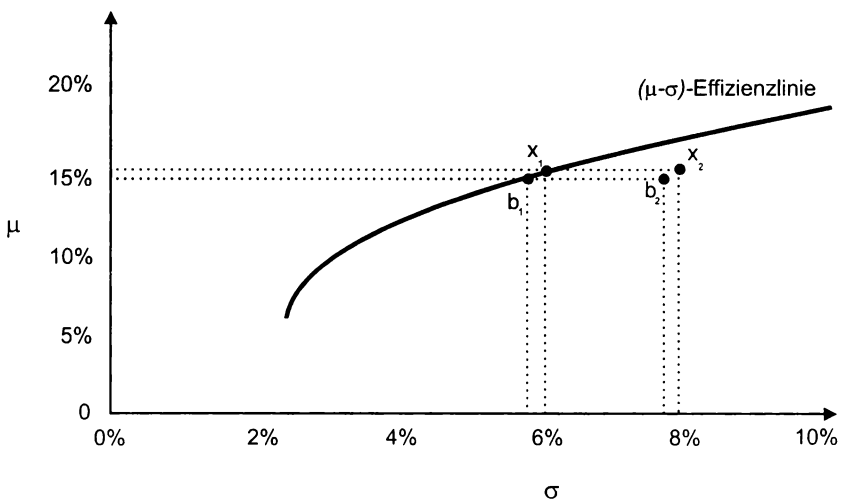


Abbildung C.7: Vergleich von $(\alpha - TE)$- und $(\mu-\sigma)$-effizienten Portfolios

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Dilemma des aktiven Portfoliomanagements

Aus dem soeben dargestellten Beispiel ergibt sich dann ein Dilemma im aktiven Portfoliomanagement, wenn ein Investor[19] ein Managementmandat an einen Portfoliomanager gibt und dabei eine Benchmark vereinbart, die $(\mu - \sigma)$-ineffizient ist. Zunächst einmal sei angemerkt, daß dieser Fall in der Praxis recht häufig auftauchen kann. Denn im Portfoliomanagement vertraut ein Großteil der Investoren die Verwaltung ihres Vermögens Portfoliomanagern an. An folgendem kleinen Beispiel ist das Investor-Portfoliomanager-Verhältnis leicht erkennbar. Ein Privatanleger kauft einen aktiv gemanagten Publikumsfonds. Damit beauftragt er, bewußt oder unbewußt, den Portfoliomanager einer Fondsgesellschaft mit dem Management seiner angelegten Mittel. Dabei wird meist ein (marktbreiter) Aktienindex als Benchmark vereinbart, wobei der Manager das Ziel vorgegeben bekommt, die Benchmarkrendite zu übertreffen. A priori ist nicht gewährleistet, daß die vereinbarte Benchmark $(\mu - \sigma)$-effizient ist. Im praktischen Portfoliomanagement ist dieser Fall jedoch nicht die Ausnahme, sondern die Regel (siehe auch Zitat von Shleifer (2000) auf S. 91). Der Investor muß jedoch davon ausgehen, daß der Portfoliomanager Informationen hat, die zu überlegenen Rendite- und Risikobeziehungen führen. Denn alternativ könnte der Investor die Benchmarkrendite leicht ohne den Fondsmanager erreichen, indem er den Index passiv abbildet. Die Leistung des Fondsmanagers besteht also darin, die Rendite der Benchmark zu schlagen. Dadurch entsteht aber, wie durch Roll (1992) gezeigt,[20] das Problem, daß bei einer $(\mu - \sigma)$-ineffizienten Benchmark der Portfoliomanager ein Portfolio wählt, welches nicht $(\mu - \sigma)$-effizient ist (und damit nicht effizient im Sinne des Investors). Der Portfoliomanager verschenkt für den Investor also mögliche zusätzliche erwartete Renditen, indem er seine Informationen nicht optimal für den Investor ausnutzt. Admati und Pfleiderer (1997) zeigen, daß diese Reduktion substantiell sein kann. Dabei kann es, je nach Präzision der Information des Fondsmanagers,[21] wenn ein Marktindex als Benchmark herangezogen wird, sogar zu einer negativen erwarteten Rendite führen. So gilt bspw. für eine mittlere Genauigkeit

[19] Vorausgesetzt wird ein Investor mit einem $(\mu - \sigma)$-Kalkül. Dieser ist also daran interessiert, daß der Wert seines Vermögens steigt und gleichzeitig die Schwankungsbreite seines Vermögens gering ist.

[20] Roll (1992) setzt dabei nicht voraus, daß der Portfoliomanager überlegene Informationen besitzt. Er unterscheidet folglich nicht zwischen der Effizienzlinie, die sich aufgrund der Informationen des Investors bzw. der Informationen des Portfoliomanagers ergeben. Diese können sich voneinander unterscheiden, wenn der Informationsstand unterschiedlich ist.

[21] Admati und Pfleiderer (1997) nehmen an, daß der Fondsmanager keine exakten Informationen über die zukünftige Rendite $\tilde{R}$ hat.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

des Signals,[22] daß eine Information, die zu einer zusätzlichen Renditeerwartung gegenüber der Benchmarkrendite von bspw. 4,07% führt, durch die Festlegung eines Indexes als Benchmark *nur* in einer zusätzlichen erwarteten Rendite von 0,41% resultiert. Als Lösung des Problems schlagen Admati und Pfleiderer (1997) vor, die Benchmark dem Minimum-Varianz-Portfolio gleichzusetzen oder ganz auf eine Benchmark zu verzichten. Eine weitere Möglichkeit, die von ihnen nicht genannt wird, bestünde in dem direkten Verkauf der Informationen an den Investor, der dann sein Portfolio selbst managen könnte. Die Schlußfolgerungen von Admati und Pfleiderer ändern sich im übrigen nicht, wenn die Kosten der Managerentlohnung von der Rendite des gemanagten Portfolio abgezogen werden.

Es stellt sich die Frage, ob die beiden Lösungsansätze in der Praxis realistisch sind. Das Minimum-Varianz-Portfolios ist nicht beobachtbar und muß dementsprechend auf Basis einer Schätzung der Varianz-Kovarianzmatrix der Renditen $\mathbf{\Sigma_{t+1}}$ bestimmt werden. Dies widerspricht der Forderung von Investoren, daß eine Benchmark objektiv sein sollte (siehe bspw. Bailey und Tierney (1993)), da die unterstellte Varianz-Kovarianzmatrix eine subjektive Schätzung darstellt.

Ein Verzicht auf eine relative Benchmark wäre der zweite Lösungsweg, um das Dilemma zu vermeiden. Dieser Weg führt jedoch dazu, daß einem Portfoliomanager größere Entscheidungsfreiheiten in seiner Portfolioselektion eingeräumt werden, da er durch das Fehlen einer Benchmark auf eine größere Auswahl an Wertpapieren zurückgreifen kann. Dies bedeutet, daß er sich bei der Portfolioselektion nicht mehr ausschließlich auf die Wertpapiere der Benchmark beschränken muß und daß deren Benchmarkgewichte für ihn keine Rolle spielen.[23] Im letzten Beispiel wurde dies daran sichtbar, daß ein $(\alpha - TE)$-effizientes Portfolio weniger starke Gewichtungsabweichungen von der Benchmark hatte als ein $(\mu - \sigma)$-effizientes Portfolio.

Obwohl die Lösung in der Theorie recht einfach erscheint, findet sie in der Praxis kaum eine Anwendung. Dort wird die Benchmark überwiegend mit Hilfe von Marktindizes relativ definiert, so daß der Portfoliomanager nach dem $(\alpha - TE)$- bzw. $(\Pi^{\epsilon} - TE)$-Kalkül entscheidet. Marktindizes werden vor allem wegen ihrer Verfügbarkeit und Objektivität als Benchmarks verwendet. Für die Asset-Klasse Aktien bedeutet dies, daß bspw. ein Aktienindex wie der DJ Stoxx oder MSCI Index zugrunde gelegt wird. Da die einzelnen Indizes ähnlich konstruiert sind, führt eine ineffiziente Benchmark dazu, daß Fondsmanager durch ihre Beschränkung des aktiven Ri-

[22] Admati und Pfleiderer (1997) spezifizieren nicht genau, wie sie die Güte messen.

[23] Vergibt bspw. ein Investor ein Aktienmandat für europäische Aktien, so verhindert er mit der Definition der Benchmark durch einen europäischen Aktienindex, daß der Fondsmanager Emerging Markt Anleihen kauft.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

sikos (siehe Nebenbedingung C.40 bzw. C.56) gezwungen werden können, Aktien in ihren Portfolios zu halten, die sie für überbewertet einschätzen.[24] Dadurch können Fehlbewertungen länger am Aktienmarkt bestehen, weil diese sogenannte *Indexnachfrage* den Ausgleich der Fehlbewertungen verlangsamt. Diese Frage wird in dieser Arbeit jedoch nicht untersucht und bietet somit für zukünftige Forschungen ein interessantes Feld.

III. Literaturüberblick

Ein Ziel des aktiven Portfoliomanagements ist es, risikoadjustierte Renditen gegenüber einer Benchmark zu erreichen. In der Literatur gibt es eine Vielzahl von Untersuchungen zur Frage, ob sich risikoadjustierte Renditen prognostizieren lassen und ob dementsprechend Wertpapiere fehlbewertet sind. Fama (1991) bezeichnet die Prognose risikoadjustierter Renditen als einen der kontroversesten Aspekte in der Diskussion zur Markteffizienz.[25]

Die Literatur zur Prognose risikoadjustierter Renditen war und ist immer noch im Zentrum der wissenschaftlichen Diskussion. Dieses Kapitel stellt dar, welche Untersuchungen im Bereich Titelselektion von Aktien diskutiert wurden. Berücksichtigt werden dabei Arbeiten, die die Thematik risikoadjustierter Renditen auf Basis von Portfoliostrategien untersuchen.

[24] Dies war bspw. Anfang 2000 im Zuge der Technologie- und Telekomblase der Fall. Obwohl absolut gesehen die Telekommunikationswerte extrem überbewertet waren, konnte es sich kaum ein aktiver Portfoliomanager mit relativer Benchmark leisten, Telekomaktien nicht in seinem Portfolio zu halten. Dies hätte zu einem zu hohen aktiven Risiko geführt. Hätte bspw. ein Portfoliomanager die Telekomaktien mit null in seinem Portfolio gewichtet und hätte sich die Blase für einige Zeit weiter ausgeweitet, so hätte er eine deutlich negative aktive Rendite erzielt.

[25] Welche ökonomischen Auswirkungen sich aus der Prognosemöglichkeit ergeben können, machen Farmer und Lo (1999) an einem einfachen Beispiel deutlich:

Angenommen, im Januar 1926 hätte ein Investor in 1-Monats-Treasury Bills (kurzfristige Verbindlichkeiten der USA, entspricht einer der sichersten Anlagen in den USA) investiert und hätte bis Dezember 1996 jeden Monat die gleiche Anlage gewählt, dann wäre sein Vermögen von 1$ in 1926 auf 14$ in 1996 angewachsen. Hätte er anstatt in die Treasury Bills in den S&P 500 Index investiert, so wäre sein Vermögen auf 1370$ angewachsen (aufgrund der Risikoprämie der Aktien wurde ein deutlich höheres Vermögen erzielt). Angenommen, der Investor hätte in jedem Monat prognostizieren können, welche der beiden Anlagen die bessere Rendite erzielt und er hätte sein Vermögen in die Anlage mit der höheren Rendite investiert, dann wäre sein Vermögen auf 2.296.183.456$ angewachsen. Die perfekte Voraussicht hätte also zu einem ansehnlichen Vermögen geführt.

Dieses Beispiel zeigt, welche Auswirkungen sich aus der Prognosemöglichkeit ergeben. Auch wenn die perfekte Voraussicht nie erreichbar ist, so können sich selbst geringe Prognosemöglichkeiten in ökonomischen Profiten niederschlagen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Diese kommen dem Aspekt des aktiven Portfoliomanagements, der in Kapitel H. betrachtet wird, am nächsten. Dort wird unter anderem empirisch überprüft, ob sich durch die Titelselektion von Aktien überlegene Rendite- und Risikobeziehungen gegenüber einer Benchmark erreichen lassen. Die im Folgenden diskutierten Untersuchungen sind auch unter dem Stichwort *Renditeanomalien* bekannt.

1. Vorgehensweise in der Literatur

Zunächst werden einige methodische Unterschiede zwischen der Literatur und dieser Arbeit abgegrenzt. Wie am Anfang des Kapitels dargestellt, kann der Prozeß des aktiven Portfoliomanagements in zwei Schritte unterteilt werden:

- Bestimmung der Renditeerwartungen bzw. Fehlbewertungen
- Transformation der Renditeerwartungen bzw. Fehlbewertungen in ein effizientes Portfolio

Renditeerwartungen bzw. Fehlbewertungen sind i.a. nicht direkt beobachtbar.[26] In der Literatur werden sie deshalb in der Regel durch beobachtbare Kennzahlen approximiert. Folgende Kennzahlen sind gängige Größen:

- Kurs-zu-Buchwert-Verhältnis KBV
- Kurs-zu-Cash-flow-Verhältnis KCV
- Kurs-zu-Gewinn-Verhältnis KGV
- Vergangene Kursentwicklung $R_{t-T,t}$
- Marktkapitalisierung MK

[26] Eine Ausnahme bei Fehlbewertungen bildet bspw. das sogenannte *closed-end fund puzzle*. Bei einem closed-end fund entspricht der Wert W der Summe aller enthaltenen Vermögensgegenstände (net asset value). Liegt der Marktpreis P darüber oder darunter, kann die Fehlbewertung F direkt bestimmt werden. Empirisch ist zu beobachten, daß der Preis des closed-end funds von dem net asset value abweicht und somit eine Fehlbewertung hervorruft. Zur Diskussion des closed-end fund puzzles siehe unter anderem Boudreaux (1973), Lee, Shleifer und Thaler (1990, 1991), DeLong und Shleifer (1992), Chen, Kan und Miller (1993) Chopra, Lee, Shleifer und Thaler (1993) und Pontiff (1995). Aus den empirischen Untersuchungen geht hervor, daß die Fehlbewertung eine Indikation für zukünftige risikoadjustierte Renditen darstellt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Diese Approximationen liefern keinen genauen Wert für die erwartete Rendite $E_t(\tilde{R}_{t,t+1})$ und die Fehlbewertung F_t bzw. Π_t^ε, welche für die Berechnung effizienter Portfolios notwendig wären. Folglich ist eine Portfoliooptimierung auf Basis der Approximationen schwierig, und es stellt sich die Frage, wie die Gewichte der einzelnen Wertpapiere in den Portfolios festgelegt werden. Die Literatur zieht dazu in aller Regel die Methode der Quantilportfolios[27] heran. Dazu werden Aktien entsprechend der Größe der Kennzahlen nach geordnet (von unterbewerteten hin zu überbewerteten Aktien) und zu Quantilen zusammengefaßt, die dann Portfolios bilden. Die Gewichtung ist in der Regel eine Gleichgewichtung (in Ausnahmefällen eine Marktwertgewichtung). Somit umfaßt das niedrigste Quantilportfolio die Aktien, die am stärksten unterbewertet sind, das höchste Quantilportfolio die Aktien, die am stärksten überbewertet sind. Bei der Bildung der Quantilportfolios wird folglich die Frage vernachlässigt, mit welchem Entscheidungskalkül ein Portfoliomanager sein effizientes Portfolio bestimmt.

Damit lassen sich zwei Unterschiede zwischen der Methode der Quantilportfolios und der in dieser Arbeit gewählten Vorgehensweise charakterisieren:

- Die Renditeerwartungen bzw. Fehlbewertungen werden in dieser Arbeit anhand eines Bewertungsmodells bestimmt anstatt mit approximativen Kennzahlen.
- Die Portfolios werden gemäß dem Entscheidungskalkül eines Portfoliomanagers bestimmt anstatt mit Quantilportfolios.

Der prinzipielle Aufbau der Untersuchung ist damit zwar gleich (Bestimmung von Renditeerwartungen bzw. Fehlbewertungen und Transformation in Portfolios). Jedoch erscheint die in dieser Arbeit gewählte Methodik vor dem Hintergrund eines praktischen Einsatzes im aktiven Portfoliomanagement im Gegensatz zur bisherigen Literatur geeigneter.

Die Portfoliostrategien der Literatur werden anhand von zwei Kenngrößen vorgestellt. Die erste Kenngröße vergleicht die durchschnittliche realisierte Rendite des niedrigsten Quantilportfolios Q_1 (unterbewertetste Aktien) mit der des höchsten Quantilportfolios Q_n (überbewertetste Aktien). Diese wird als

$$\overline{R_{t,t+1}^{Q_1-Q_n}} = \overline{R_{t,t+1}^{Q_1}} - \overline{R_{t,t+1}^{Q_n}} \tag{C.77}$$

bezeichnet. Ein Teil dieser Renditedifferenz ist jedoch durch den Unterschied in der gleichgewichtigen Risikoprämie zu erklären (siehe auch die

[27] Die Methode der Quantilportfolios ist im Anhang II. erläutert.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Diskussion zum α *eating* im Kapitel 3.). Aus diesem Grund wird die realisierte Renditedifferenz $\overline{R_{t,t+1}^{Q_1-Q_n}}$ um die nach einem Kapitalmarktmodell erwartete durchschnittliche Renditedifferenz $\overline{E_t(\tilde{R}_{t,t+1}^{\rho,Q_1-Q_n})}$ bereinigt und als *Value-Prämie* $VP^{Q_1-Q_n}$ bezeichnet:

$$(C.78) \quad VP^{Q_1-Q_n} = \underbrace{\overline{R_{t,t+1}^{Q_1-Q_n}}}_{\text{realisierte Rendite}} - \underbrace{\overline{E_t(\tilde{R}_{t,t+1}^{\rho,Q_1-Q_n})}}_{\text{Risikoadjustierung}}$$

Die realisierte $VP^{Q_1-Q_n}$ setzt sich nach C.78 aus zwei Faktoren zusammen. Einerseits bestimmt die realisierte Rendite $R_{t,t+1}^{Q_1-Q_n}$ zwischen den Quantilportfolios Q_1 und Q_n die realisierte $VP^{Q_1-Q_n}$. Andererseits bestimmt die Differenz in der durchschnittlichen gleichgewichtigen Renditeerwartung $\overline{E_t(\tilde{R}_{t,t+1}^{\rho,Q_1-Q_n})}$, welche als Risikoadjustierung bezeichnet wird, die $VP^{Q_1-Q_n}$. Wenn Aktien nicht fehlbewertet sind, sollte $VP^{Q_1-Q_n}$ nach C.3 bzw. C.78 nicht systematisch von null abweichen, und jede Renditedifferenz sollte sich durch eine unterschiedliche gleichgewichtige Renditeerwartung erklären lassen. Die Beobachtung einer Renditedifferenz $\overline{R_{t,t+1}^{Q_1-Q_n}}$ ist demnach kein hinreichender Grund für die Existenz von Fehlbewertungen und damit für die Ineffizienz eines Marktes.

2. Ergebnisse der Literatur

Die folgenden Abschnitte fassen die Ergebnisse verschiedener Untersuchungen in der Literatur zusammen. Für die im letzten Abschnitt genannten Approximationen ($KBV, KCV, KGV, R_{t-T,t}$ und MK) werden die realisierten Renditedifferenzen zwischen den niedrigsten und höchsten Quantilportfolios $\overline{R_{t,t+1}^{Q_1-Q_n}}$ und die Value-Prämie $VP^{Q_1-Q_n}$ dargestellt.

Kurs-zu-Buchwert-Verhältnis KBV

Ein niedriger Kurs im Verhältnis zum Buchwert des Eigenkapitals (KBV niedrig) impliziert eine Unterbewertung, ein hoher Kurs im Verhältnis zum Buchwert (KBV hoch) dagegen eine Überbewertung. Das Kurs-zu-Buchwert-Verhältnis KBV zeigt in verschiedenen Untersuchungen, daß es einen Einfluß auf die Rendite hat (siehe bspw. Stattman (1980), Rosenberg, Reid und Lanstein (1985), Chan, Hamao und Lakonishok (1991), Fama und French (1992) oder Lakonishok, Shleifer und Vishny (1994)). Ein niedriges KBV ist mit einer hohen Rendite und ein hohes KBV mit einer niedrigen Rendite verbunden. Wird ein niedriges KBV als Unterbewertung interpretiert, dann bedeutet dies, daß unterbewertete Aktien im

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Durchschnitt höher als überbewertete Aktien rentieren. Dies ist nach C.3 zu erwarten, wenn aus dem KBV die Fehlbewertung F abgeleitet werden kann. Tabelle C.3 gibt exemplarisch für den amerikanischen Markt anhand der Untersuchung von Fama und French (1992)[28] wieder, wie hoch die realisierten Renditen der einzelnen Quantilportfolios geordnet nach dem KBV ausgefallen sind (siehe auch Tabelle IV, S. 442, Fama und French (1992)). Der Untersuchungszeitraum reicht von Juli 1963 bis Dezember 1990 und umfaßt die NYSE, AMEX und NASDAQ Aktien. Dabei werden die Quantilportfolios einmal jährlich neu gebildet. Das Quantilportfolio mit den 5% günstigsten Aktien (Portfolio Q_{1A}, Q_{1B} entspricht den danach folgenden 5% günstigsten Aktien) rentiert im Durchschnitt pro Monat mit 1,83%. Dagegen erzielt das Portfolio mit den 5% teuersten Aktien (Portfolio Q_{10B}, Q_{10A} umfaßt die folgenden 5% teuersten Aktien) eine monatliche Rendite von nur 0,3%. Daraus ergibt sich eine monatliche Differenz in den realisierten Renditen $\overline{R_{t,t+1}^{Q_{1A}-Q_{10B}}}$ von 1,53%-Punkten. Wird diese Renditedifferenz mit Gleichung C.78 risikoadjustiert,[29] so liegt die *Value-Prämie* $VP^{Q_{1A}-Q_{10B}}$ ebenfalls bei 1,53%. Die beiden Quantilportfolios unterscheiden sich hinsichtlich $\overline{R_{t+1}^{Q_{1A}-Q_{10B}}}$ und $VP^{Q_{1A}-Q_{10B}}$ nur unwesentlich, weil sie ein ähnliches Risiko haben.

Kurs-zu-Cash-flow-Verhältnis KCV

Wie im Fall des KBV deutet ein niedriger Kurs zum Cash-flow (KCV niedrig) auf eine Unterbewertung hin, während ein hoher Kurs im Vergleich zum Cash-flow (KCV hoch) eine Überbewertung bedeuten kann. Verschiedene Untersuchungen dokumentieren, daß das Kurs-zu-Cash-flow-Verhältnis KCV mit der zukünftigen Rendite zusammenhängt (siehe bspw. Chan, Hamao und Lakonishok (1991), Lakonishok, Shleifer und Vishny (1994)). Unterbewertete Aktien, gekennzeichnet durch ein niedriges KCV, rentieren im Durchschnitt besser als überbewertete Aktien (hohes KCV). Tabelle C.4 faßt exemplarisch für den amerikanischen Markt auf Basis der Untersuchung von Lakonishok, Shleifer und Vishny (1994) (siehe Tabellen I, S. 1548 und VIII, S. 1572) zusammen, wie die Quantilportfolios, geordnet

[28] Die Untersuchung von Fama und French gilt als die bedeutendste Referenz in diesem Gebiet. Das Journal of Finance zeichnete 1992 diese Untersuchung als besten Artikel aus.

[29] Zur Risikoadjustierung wird das CAPM (siehe Kapitel 1.) unterstellt. Die β-Faktoren werden von Fama und French (1992) angegeben und sind in Tabelle C.3 wiedergegeben. Als Marktrisikoprämie wird vom Autor exemplarisch 4% unterstellt. Die Höhe der Marktrisikoprämie von 4% ist nicht kritisch in der Diskussion der Ergebnisse. Sie liegt zudem in der gleichen Größenordung, die üblicherweise in der Literatur verwendet wird (siehe bspw. Campbell und Viceira (2002)). Wenn nicht anders angegeben, wird diese Vorgehensweise der Risikoadjustierung auch in den folgenden Abschnitten vorgenommen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle C.3
Ergebnisse der Quantilportfolios der Untersuchung von Fama und French (1992), geordnet nach dem Kurs-zu-Buchwert-Verhältnis

Aktien sortiert nach KBV						
	Aktien mit niedrigem KBV					
Portfolio	Q_{1A}	Q_{1B}	Q_2	Q_3	Q_4	Q_5
monatliche Rendite	1,83%	1,92%	1,59%	1,50%	1,44%	1,30%
CAPM-β	1,35	1,33	1,29	1,27	1,27	1,27
	Aktien mit hohem KBV					
Portfolio	Q_6	Q_7	Q_8	Q_9	Q_{10A}	Q_{10B}
monatliche Rendite	1,17%	1,04%	0,97%	0,87%	0,67%	0,30%
CAPM-β	1,27	1,28	1,30	1,32	1,34	1,36

nach dem KCV in der Vergangenheit, rentierten. Der Untersuchungszeitraum reicht von Juli 1963 bis April 1990, und in der Untersuchung werden alle Aktien der NYSE und AMEX berücksichtigt. Die Dezilportfolios werden einmal jährlich neu gebildet. In dieser Untersuchung erzielten die 10% aller Aktien mit dem niedrigsten KCV eine durchschnittliche jährliche Rendite von 18,3% (Portfolio Q_1), die Aktien mit dem höchsten KCV von 8,4% (Portfolio Q_{10}). Die Differenz der realisierten Rendite zwischen beiden Portfolios $\overline{R_{t,t+1}^{Q_1-Q_{10}}}$ beträgt 9,9%. Wird diese Rendite risikoadjustiert, so liegt die realisierte risikoadjustierte Rendite $VP^{Q_1-Q_{10}}$ bei ca. 9,4%. Die Risikoadjustierung führt also zu einer leichten Reduktion der realisierten Renditedifferenz $\overline{R_{t,t+1}^{Q_1-Q_{10}}}$, weil die unterbewerteten Aktien etwas risikoreicher sind als die überbewerteten.

Tabelle C.4
Ergebnisse der Quantilportfolios der Untersuchung von Lakonishok, Shleifer und Vishny (1994), geordnet nach dem Kurs-zu-Cash-flow-Verhältnis

Aktien sortiert nach KCV					
	Aktien mit niedrigem KCV				
Portfolio	Q_1	Q_2	Q_3	Q_4	Q_5
jährliche Rendite	18,3%%	18,3%%	17,8%%	15,7%%	14,8%%
CAPM-β	1,384	1,224	1,247	1,182	1,237
	Aktien mit hohem KCV				
Portfolio	Q_6	Q_7	Q_8	Q_9	Q_{10}
jährliche Rendite	15,3%	14,0%%	14,0%	12,4%	8,4%
CAPM-β	1,318	1,333	1,321	1,293	1,268

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Kurs-zu-Gewinn-Verhältnis KGV

Das Kurs-zu-Gewinn-Verhältnis KGV ist in der Praxis die wohl populärste Bewertungskennzahl. Sie gehört zum Standard jeder Bewertungsanalyse eines Investors und Portfoliomanagers. Ein niedriges KGV kann als Unterbewertung interpretiert werden, ein hohes KGV als Überbewertung. Auch in der Literatur gibt es eine Vielzahl von Untersuchungen, die den Einfluß des KGV auf die zukünftige Kursentwicklung beleuchten (siehe bspw. Ball (1978), Basu (1977, 1983), Fama und French (1992), Lakonishok, Shleifer und Vishny (1994)). Exemplarisch für die große Anzahl an Untersuchungen werden die Ergebnisse auf Basis von Fama und French (1992) (siehe Tabelle IV, S. 442) dargestellt. Tabelle C.5 zeigt die durchschnittlich realisierten Renditen der nach dem KGV geordneten Quantilportfolios. Die 5% aller Aktien mit dem niedrigsten KGV erzielten im Durchschnitt eine monatliche Rendite von 1,72% (Portfolio Q_{1A}). Dagegen rentierten die Aktien mit dem höchsten KGV (Portfolio Q_{10B}) mit 1,04% deutlich niedriger. Die Rendite zwischen beiden Portfolios $\overline{R_{t,t+1}^{Q_{1A}-Q_{10B}}}$ ergibt sich also zu 0,68%. Wird diese Rendite risikoadjustiert, so ergibt sich die realisierte risikoadjustierte Rendite $VP^{Q_{1A}-Q_{10B}}$ zu 0,71%. In diesem Fall sind die unterbewerteten Aktien etwas risikoärmer als die überbewerteten Aktien.

Tabelle C.5
Ergebnisse der Quantilportfolios der Untersuchung von Fama und French (1992), geordnet nach dem Kurs-zu-Gewinn-Verhältnis

Aktien sortiert nach KGV						
	Aktien mit niedrigem KGV					
Portfolio	Q_{1A}	Q_{1B}	Q_2	Q_3	Q_4	Q_5
monatliche Rendite	1,72%	1,74%	1,57%	1,46%	1,42%	1,33%
CAPM-β	1,31	1,28	1,24	1,23	1,24	1,26
	Aktien mit hohem KGV					
Portfolio	Q_6	Q_7	Q_8	Q_9	Q_{10A}	Q_{10B}
monatliche Rendite	1,22%	1,18%	1,03%	0,94%	0,93%	1,04%
CAPM-β	1,25	1,26	1,28	1,31	1,35	1,40

Vergangene Kursentwicklung $R_{t-T,t}$

Werden Aktien aufgrund ihrer vergangenen Kursentwicklung miteinander verglichen, kann eine sehr schlechte Kursentwicklung ($R_{t-T,t}$ niedrig) darauf hindeuten, daß diese Aktie in der Vergangenheit stärker verkauft wurde als es die fundamentalen Daten widerspiegeln (auch wenn diese nicht explizit berücksichtigt werden). Diese *Loser-Aktien* tendieren also dazu,

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

unterbewertet zu sein. Dagegen können Aktien, die eine sehr gute vergangene Kursentwicklung ($R_{t-T,t}$ hoch) hatten, zu stark gekauft worden sein, und somit kann der Kurs über dem Wert liegen. Diese *Winner-Aktien* neigen dementsprechend zu einer Überbewertung. Dies ist der *Winner-Loser-Effekt* bzw. *Overreaction-Effekt* von DeBondt und Thaler (1985). Der *Overreaction-Effekt* wurde in verschiedenen Artikeln untersucht (siehe bspw. DeBondt und Thaler (1985, 1987), Chan (1988), Ball und Kothari (1989), Zarowin (1989), Chan und Chen (1991) und Chopra, Lakonishok und Ritter (1992)). Die Ergebnisse werden exemplarisch anhand der Untersuchungen von Chopra, Lakonishok und Ritter (1992) (siehe Tabelle I, S. 241) dargestellt. Der Untersuchungszeitraum umfaßt die Jahre von 1930 bis 1981 und die Aktien setzen sich zusammen aus Aktien der NYSE. Chopra, Lakonishok und Ritter (1992) ordnen die Aktien nach der Rendite der vergangenen fünf Jahre und fassen die Aktien jeweils zu 20 Quantilportfolios zusammen, so daß jedes Portfolio 5% aller Aktien umfaßt. Das Portfolio Q_1 umfaßt die 5% aller Aktien, die in den letzten fünf Jahren die schlechteste Rendite hatten (*Loser-Portfolio*), Q_{20} umfaßt die 5% aller Aktien mit den jeweils höchsten Renditen (*Winner-Portfolio*). Die Quantilportfolios werden einmal jährlich neu gebildet. Wie aus Tabelle C.6 zu entnehmen ist, liegt die Rendite des extremsten *Loser-Portfolios* (Portfolio Q_1) durchschnittlich mit 27,3% deutlich über dem extremsten *Winner-Portfolio* (Portfolio Q_{20}) mit 13,3%. Die Renditedifferenz zwischen beiden Portfolios $\overline{R_{t,t+1}^{Q_1-Q_{20}}}$ beträgt 14%-Punkte pro Jahr. Wird diese Rendite risikoadjustiert, dann erhält man für die realisierte *Value-Prämie* $VP^{Q_1-Q_{20}}$ einen Wert von 10,84%. Die *Value-Prämie* fällt aufgrund des höheren Risikos des *Loser-Portfolios* gegenüber dem *Winner-Portfolio* niedriger aus.

Marktkapitalisierung MK

Als letzte Variable wird die Marktkapitalisierung vorgestellt. Auch diese Variable hängt mit der zukünftigen Kursentwicklung zusammen (siehe bspw. Banz (1981), Keim (1983) und Fama und French (1992)). Banz (1981) prägte für diese Beobachtung den Begriff *Size effect*. Dieser Effekt spielte insbesondere in den 80er Jahren eine größere Rolle, hat aber seitdem an Bedeutung verloren, da er in jüngster Vergangenheit nicht mehr empirisch beobachtet werden kann. Nichtsdestotrotz soll er in diesem Rahmen zumindest vorgestellt werden. Aktien, die eine niedrige Marktkapitalisierung haben (MK niedrig), sind meistens Aktien, die in der Vergangenheit eine niedrige Rendite realisiert haben, die ineffizient produzieren, die schlechte Finanzkennzahlen oder Cash-flow-Probleme haben (Chan und Chen (1991)). Aktien mit einer hohen Marktkapitalisierung (MK hoch) zeichnen sich durch das Gegenteil aus. Dementsprechend können Investoren bei den kleinen Aktien mit geringer MK aufgrund der schlechten Fi-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle C.6
Ergebnisse der Quantilportfolios der Untersuchung von Chopra, Lakonishok und Ritter (1992), geordnet nach der Rendite

Aktien sortiert nach der vergangenen Rendite					
	Vergangene Verlierer				
Portfolio	Q_1	Q_2	Q_3	Q_4	Q_5
jährliche Rendite	27,3%	23,0%	21,0%	21,2%	20,5%
CAPM-β	1,65	1,31	1,20	1,16	1,09
Portfolio	Q_6	Q_7	Q_8	Q_9	Q_{10}
jährliche Rendite	19,9%	19,4%	18,5%	17,6%	17,8%
CAPM-β	1,08	1,09	0,94	0,95	0,94
Portfolio	Q_{11}	Q_{12}	Q_{13}	Q_{14}	Q_{15}
jährliche Rendite	16,9%	16,6%	16,7%	16,1%	15,5%
CAPM-β	0,91	0,89	0,90	0,88	0,84
	Vergangene Gewinner				
Portfolio	Q_{16}	Q_{17}	Q_{18}	Q_{19}	Q_{20}
jährliche Rendite	15,3%	14,6%	14,5%	14,3%	13,3%
CAPM-β	0,85	0,76	0,85	0,84	0,86

nanzkennzahlen nach unten übertrieben haben und folglich sind die Aktien billig. Auf der anderen Seite kann bei Aktien mit guten Nachrichten und einem entsprechend hohen MK nach oben übertrieben worden sein und die Aktien sind entsprechend teuer. Anhand der Ergebnisse von Fama und French (1992) (siehe Tabelle II, S. 436) werden exemplarisch die Renditeergebnisse von Quantilportfolios dargestellt, die nach ihrer Marktkapitalisierung geordnet werden. Tabelle C.7 zeigt einen negativen Zusammenhang zwischen der Größe eines Unternehmens und der realisierten Rendite. So erzielten die Aktien mit der geringsten MK (Portfolio Q_{1A}) eine durchschnittliche monatliche Rendite von 1,64%. Die Aktien mit der höchsten MK (Portfolio Q_{10B}) rentierten mit 0,99% deutlich niedriger. Damit ergibt sich für die Renditedifferenz $\overline{R_{t,t+1}^{Q_{1A}-Q_{10B}}}$ ein Wert von 0,65%. Wird diese Rendite risikoadjustiert, so ergibt sich für die Value-Prämie $VP^{Q_{1A}-Q_{10B}}$ ein geringerer Wert von 0,47%, weil kleine Aktien im Durchschnitt risikoreicher als große Aktien sind.

Fazit der Untersuchungen

Zum Abschluß der Darstellung der empirischen Resultate der Literatur zu Portfoliostrategien auf Basis von Titelselektion einzelner Aktien werden die Ergebnisse zusammengefaßt und soweit wie möglich miteinander vergleichbar gemacht. Dazu werden die realisierten Renditen zwischen den höchsten und niedrigsten Dezilportfolios auf jährliche Renditen standardi-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle C.7
Ergebnisse der Quantilportfolios der Untersuchung von Fama und French (1992), geordnet nach der Marktkapitalisierung

Aktien sortiert nach Marktkapitalisierung						
	Aktien mit niedriger Marktkapitalisierung					
Portfolio	Q_{1A}	Q_{1B}	Q_2	Q_3	Q_4	Q_5
monatliche Rendite	1,64%	1,16%	1,29%	1,24%	1,25%	1,29%
CAPM-β	1,44	1,44	1,39	1,34	1,33	1,24
	Aktien mit hoher Marktkapitalisierung					
Portfolio	Q_6	Q_7	Q_8	Q_9	Q_{10A}	Q_{10B}
monatliche Rendite	1,17%	1,07%	1,10%	0,95%	0,88%	0,99%
CAPM-β	1,22	1,16	1,08	1,02	0,95	0,90

siert. $\overline{R_{t,t+1}^{Q_1-Q_{10}}}$ ist der Renditeunterschied zwischen dem ersten und dem letzten Dezilportfolio, $VP^{Q_1-Q_{10}}$ ist der nach dem CAPM risikoadjustierte Renditeunterschied. KBV, KGV und MK beziehen sich auf die Ergebnisse von Fama und French (1992), KCV bezieht sich auf Lakonishok, Shleifer und Vishny (1994) und $R_{t-T,t}$ auf Chopra, Lakonishok und Ritter (1992). Die Dezilportfolios von Fama und French (1992) werden durch ein einfaches arithmetisches Mittel der Portfolios 1A und 1B bzw. 10A und 10B der Tabellen C.3, C.5 und C.7 berechnet. Die Dezilportfolios von Chopra, Lakonishok und Ritter (1992) werden durch ein einfaches arithmetisches Mittel der Portfolios 1 und 2 bzw. 19 und 20 der Tabelle C.6 gebildet. Der Durchschnitt in der letzten Zeile in Tabelle C.8 ist das arithmetische Mittel über alle fünf Untersuchungen. Im Durchschnitt liegt die realisierte *Value-Prämie* $VP^{Q_1-Q_{10}}$ bei jährlich 9,98% auf Basis des niedrigsten und höchsten Dezilportfolios (siehe Tabelle C.8).

Tabelle C.8
Zusammenfassung der Ergebnisse zur Value-Prämie

	$\overline{R_{t,t+1}^{Q_1-Q_{10}}}$	$VP^{Q_1-Q_{10}}$
KBV	16,68%	16,72%
KCV	9,9%	9,4%
KGV	10,37%	10,69%
$R_{t-T,t}$	11,35%	8,83%
MK	6,34%	4,28%
Durchschnitt	10,93%	9,98%

Damit ist $VP^{Q_1-Q_{10}}$ etwas geringer als die nicht risikoadjustierte Renditedifferenz $\overline{R_{t,t+1}^{Q_1-Q_{10}}}$ der beiden extremsten Dezilportfolios, die 10,93%

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

beträgt. Diese Differenz zwischen 10,93% und 9,98% kann mit einer etwas höheren gleichgewichtigen Risikoprämie der unterbewerteten Aktien gegenüber überbewerteten Aktien erklärt werden. Die *Value-Prämie* ist ein über verschiedene Märkte hinweg zu beobachtendes Phänomen (Fama und French (1998)), wobei die Höhe der *Value-Prämie* schwankt.[30]

Diese Renditedifferenz hat im Portfoliomanagement den Begriff *Value-Investing* geprägt. Value-Investing ist ein Portfoliomanagementstil, der in Aktien investiert, die unterbewertet sind, also in die Titel, die bspw. ein niedriges KGV haben. Im Gegensatz dazu gibt es den Managementstil *Growth-Investing*. Dieser investiert in Wachstumsaktien, für die ein hohes Wachstum der Gewinne in der Zukunft erwartet wird. Sie sind bspw. durch ein hohes KGV gekennzeichnet sind. Im Durchschnitt, wie es auch die Ergebnisse der Literatur dokumentiert haben, ist das Value-Investing rentabler als das Growth-Investing. Dies geht aus den vielen Vergleiche zwischen *Value-Fonds* und *Growth-Fonds*, wie sie von Fondsratingagenturen durchgeführt werden (siehe bspw. Morningstar), hervor. In Kapitel 3. wurde die Selektionsfähigkeit aktiver Fonds ebenfalls der Value-Prämie zugerechnet (Daniel, Grinblatt, Titman und Wermers (1997) und Grinblatt, Titman und Wermers (1995)). Das Value-Investing hat eine lange Historie, die bis auf Graham und Dodd (1934) zurückreicht. Der in der Gegenwart wohl bekannteste Value-Investor ist Warren Buffett. Der Erfolg seiner Strategie wird bspw. in seiner Holding Gesellschaft Berkshire Hathaway deutlich.

[30] Die *Value-Prämie* sagt nichts darüber aus, wie stark die Aktien fehlbewertet sind. Mit Gleichung C.3 kann jedoch aus der *Value-Prämie* bestimmt werden, wie groß die Fehlbewertung ist. Dazu müssen allerdings drei Annahmen getroffen werden. Erstens wird angenommen, daß sich die *Value-Prämie* zwischen unterbewerteten und überbewerteten Aktien gleichmäßig verteilt. Dementsprechend gilt für die unterbewerteten Aktien nach C.3

$$E_t\left(\tilde{R}_{t,t+1} - E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1})\right) = \frac{9,98\%}{2}$$

Zweitens wird der Ausgleich der Fehlbewertung festgelegt. Es werden exemplarisch $E_t(\Delta\tilde{F}_{t+1}/F_t) = 20\%$ unterstellt. Drittens wird für die gleichgewichtige Renditeerwartung $E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1})$ exemplarisch ein Wert von 10% unterstellt. Mit diesen drei Annahmen ergibt sich für die Fehlbewertung

$$\begin{aligned} E_t\left(\tilde{R}_{t,t+1} - E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1})\right) &= E_t\left(\frac{\Delta\tilde{F}_{t+1}}{F_t} - \tilde{R}^{\rho}_{t,t+1}\right)\cdot\frac{F_t}{P_t} \\ \frac{9,98\%}{2} &= (-20\% - 10\%)\cdot\frac{F_t}{P_t} \\ \Rightarrow \frac{F_t}{P_t} &\approx 16,63\%. \end{aligned}$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

So erzielte diese Holding im Zeitraum zwischen 1978 und 2000 eine jährliche Rendite von 31,2%. Im Gegensatz dazu erreichte ein vergleichbarer Index (MSCI USA Total Return Index) im selben Zeitraum eine jährliche Rendite von *nur* 15,8%. Obwohl die Ergebnisse in der Literatur und in der Praxis ein eindeutiges Votum für das Value-Investing aussprechen, gibt es nichtsdestotrotz in der Praxis eine große Anhängerschaft für das Growth-Investing.

Die Value-Prämie kann, wenn das CAPM das richtige Gleichgewichtsmodell zur Risikoadjustierung ist, als Indiz gegen die Markteffizienz interpretiert werden. Aktienrenditen sollten sich im Querschnitt nur durch Risikofaktoren erklären lassen. Die Risikoadjustierung kann jedoch, wie in Tabelle C.8 abgeschätzt, nur einen geringen Teil der Rendite erklären (von 10,93%-Punkten bleiben 9,98%-Punkte durch Risikofaktoren unerklärbar). Dieser Umstand hat in der Literatur alternative Erklärungsmöglichkeiten hervorgebracht, mit denen die *Value-Prämie* begründet wird.

Alternative Erklärungen der Value-Prämie

Wird die Value-Prämie als Fehlbewertung interpretiert, ist dies mit der *Marktineffizienz* vereinbar. Vertreter der *Markteffizienz* haben dagegen die Auffassung, daß die Value-Prämie nicht aufgrund von Fehlbewertungen hervorgerufen wird. Sie diskutieren alternative Erklärungsansätze der Value-Prämie. Die alternativen Erklärungsansätze werden anhand der Gleichung C.78 strukturiert:

$$VP^{Q_1-Q_n} = \underbrace{\overline{R_{t,t+1}^{Q_1-Q_n}}}_{\text{realisierte Rendite}} - \underbrace{\overline{E_t(\tilde{R}_{t,t+1}^{\rho,Q_1-Q_n})}}_{\text{Risikoadjustierung}} \tag{C.78}$$

Empirisch zu beobachten ist, daß die realisierte Rendite $\overline{R_{t,t+1}^{Q_1-Q_{10}}}$ positiv ist. Dies kann nach C.3 mit einer Fehlbewertung erklärt werden. Die Fehlbewertung hängt jedoch von der gleichgewichtigen Renditeerwartung $\overline{E_t(\tilde{R}_{t,t+1}^{\rho,Q_1-Q_n})}$ ab. So kann das unterstellte Modell zur Bestimmung der gleichgewichtigen Renditeerwartung falsch sein, oder die gleichgewichtige Renditeerwartung kann empirisch falsch bestimmt sein.

An dem ersten Punkt, dem falschen Modell der Bestimmung der gleichgewichtigen Renditeerwartung, setzen bspw. Fama und French (1996) an. Sie argumentieren, daß die zu beobachtende Renditedifferenz $\overline{R_{t,t+1}^{Q_1-Q_{10}}}$ das Ergebnis von Risikofaktoren ist, die nicht in dem Modell zur Risikoadjustierung modelliert werden.[31] Dementsprechend ist die positive Rendite-

[31] Zur Risikoadjustierung wurde das CAPM unterstellt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

differenz $\overline{R_{t,t+1}^{Q_1-Q_{10}}}$ die Kompensation für ein übernommenes Risiko. Sie postulieren, daß die Aktien bspw. mit einem geringen KBV aus dem Grund risikoreicher sind, weil sie finanziell angeschlagen sind, und dementsprechend hoch ist die Gefahr eines Konkurses. Die finanzielle Angeschlagenheit wird sichtbar in einer geringen Eigenkapitalrendite (Fama und French (1995)). Die Eigenkapitalrendite ist aus dem Grund gering, weil finanziell angeschlagene Unternehmen niedrige oder sogar negative Gewinne erzielen. Unternehmen dagegen, die finanziell gesund sind, weisen einen hohen Gewinn relativ zum Buchwert auf. Sie sind dann weniger risikoreich. Dementsprechend spiegelt ein niedriges KBV die finanzielle Angeschlagenheit eines Unternehmens wider und nicht seine Unterbewertung, so die Argumentation von Fama und French (1995).

Jedoch wird keine explizite Beziehung zwischen dem Kurs-zu-Buchwert-Verhältnis auf der einen Seite und der erwarteten Eigenkapitalrendite und der gleichgewichtigen Renditeerwartung auf der anderen Seite hergestellt. Nach Gleichung B.44 gilt für das Verhältnis des Wertes einer Aktie zu ihrem Buchwert folgendes:

$$\text{(C.79)} \qquad \frac{W_t}{B_t} = \frac{E_t(E\tilde{K}R) - E_t(\tilde{g}_B)}{K_t - E_t(\tilde{g}_B)}.$$

Eine Verbindung zwischen der erwarteten Eigenkapitalrentabilität und den Kapitalkosten (= erwartete Rendite im Gleichgewicht) läßt sich jedoch nicht herstellen. Richtig ist nach C.79, daß mit zunehmender erwarteter Eigenkapitalrendite der Wert einer Aktie im Verhältnis zu ihrem Buchwert (entspricht dem KBV im Gleichgewicht) ceteris paribus zunehmen sollte. Diese Schlußfolgerung ist folgerichtig, denn ein Unternehmen, welches rentabler wirtschaftet (höhere erwartete Eigenkapitalrendite), sollte (bei gleichem Buchwert) einen höheren Wert haben. Daß mit zunehmender erwarteter Eigenkapitalrendite auch gleichzeitig das Risiko der Aktie abnehmen und somit die Kapitalkosten sinken sollten, ist nicht zu erkennen. Diese Schlußfolgerung von Fama und French (1995) läßt sich theoretisch zumindest nach C.79 nicht ableiten. Ein Zusammenhang zwischen der erwarteten Eigenkapitalrendite und dem Risiko einer Aktie ist aber auch empirisch nicht festzustellen (siehe bspw. Lakonishok, Shleifer und Vishny (1994)). Somit erscheint die Schlußfolgerung, daß die Renditedifferenz $\overline{R_{t,t+1}^{Q_1-Q_{10}}}$ aufgrund von Risikofaktoren erzielt wurde, fragwürdig. Der gleiche Effekt, daß günstige Aktien risikoreicher als teure Aktien sind, wird im Zusammenhang mit dem *Size-Effekt* genannt (Chan und Chen (1988, 1991)).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Der zweite Punkt, die empirisch falsche Bestimmung der gleichgewichtigen Renditeerwartung, ist insbesondere bei der Diskussion des *Overreaction-Effektes* von Bedeutung. Die gleichgewichtige Renditeerwartung wird durch das CAPM-β bestimmt, welches auf Basis der realisierten Renditen durch einen Regressionsansatz berechnet wird. Chan (1988) argumentiert, daß der Zeitraum, in dem die Regression bestimmt wird, das Ergebnis der Value-Prämie beeinflußt. Er dokumentiert, daß die Berechnung des CAPM-β (und damit die empirische Bestimmung der gleichgewichtigen Renditeerwartung) vom Regressionszeitraum abhängt. Das CAPM-β kann in der Formationsperiode (die Periode, in der $R_{t-T,t}$ erzielt wird) oder in der Testperiode (die Periode, in der $\overline{R_{t,t+1}^{Q_1-Q_{10}}}$ erzielt wird) berechnet werden. Für Winner-Aktien fällt das CAPM-β von der Formationsperiode zur Testperiode, für Loser-Aktien steigt das CAPM-β. Dementsprechend sinkt die gleichgewichtige Renditeerwartung für Winner-Aktien und steigt für Loser-Aktien, und $\overline{E_t(\tilde{R}_{t,t+1}^{\rho,Q_1-Q_n})}$ wird größer. Dies hat zur Folge, daß $VP^{Q_1-Q_n}$ kleiner wird. Chan (1988) argumentiert, daß die Berechnung des β-Faktors in der Testperiode angemessener sei. Wird die realisierte Rendite $\overline{R_{t,t+1}^{Q_1-Q_{10}}}$ mit der von Chan (1988) vorgeschlagenen Methode risikoadjustiert, dann reduziert sich die Value-Prämie deutlich.

Die Diskussion um die Value-Prämie hat in der Literatur bislang zu keinem allgemein akzeptierten Ergebnis geführt. Es gibt weiter Vertreter der Markteffizienz, die die Value-Prämie als Resultat von nicht berücksichtigten Risikofaktoren sehen. Die Vertreter der Marktineffizienz interpretieren die Value-Prämie als Effekt von Fehlbewertungen am Aktienmarkt. Solange das *richtige* Kapitalmarktmodell der Marktteilnehmer zur Bestimmung der gleichgewichtigen Renditeerwartung nicht bekannt ist, wird eine endgültige Entscheidung zwischen beiden Erklärungsansätzen nicht möglich sein. Denn die Fehlbewertungshypothese und die Markteffizienzhypothese können nur in Verbindung mit einem Kapitalmarktmodell akzeptiert oder abgelehnt werden.

3. Abgrenzung zum aktiven Portfoliomanagement

Welche Implikationen ergeben sich aus den eben dargestellten Untersuchungen der Literatur für das Portfoliomanagement? Die Antwort auf diese Frage ist vor dem Hintergrund der Aufgabe des aktiven Portfoliomanagements zu verstehen. Im Kapitel 3. wurden die Prozeßschritte des aktiven Managements mit der Bestimmung von Renditeerwartungen bzw. Fehlbewertungen und deren Transformation in effiziente Portfolios identifiziert. Wie die Methodik und die Ergebnisse der Literatur vor diesem

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Hintergrund zu bewerten sind, wird in den nächsten beiden Abschnitten dargestellt.

Bestimmung der Fehlbewertung

Im letzten Abschnitt wurde angesprochen, daß die diskutierten Bewertungskennzahlen wie bspw. das KBV die Fehlbewertungen allenfalls approximativ darstellen. Folgendes Beispiel illustriert den Sachverhalt nochmals:

Beispiel

Betrachtet werden zwei Aktien A und B, die sich in ihrem KBV unterscheiden. Aktie A hat ein KBV von 5, Aktie B hat ein KBV von 2. Nach den empirischen Ergebnissen zum KBV könnte geschlußfolgert werden, daß Aktie A zu teuer und Aktie B zu billig ist. Mit Hilfe des Residual-Income-Modells aus Kapitel 4. wird der Bewertungsunterschied relativiert. Wäre die Aktie richtig bewertet, dann ist nach C.79 das KBV im Gleichgewicht

$$\text{(C.79)} \qquad \frac{W_t}{B_t} = \frac{E_t(E\tilde{K}R) - E_t(\tilde{g}_B)}{K_t - E_t(\tilde{g}_B)}.$$

Dabei ist die Wachstumsrate g_B des Buchwertes aus der *clean surplus relation* abgeleitet: $g_B \equiv \frac{B_t}{B_{t-1}} - 1 = EKR \cdot (1-q)$. Wird nun angenommen, daß die Ausschüttungsquote q mit 50% bei beiden Aktien gleich hoch ist, die Eigenkapitalkosten K_t mit 11% ebenfalls gleich hoch, die erwartete Eigenkapitalrendite bei Aktie A mit 20% und bei Aktie B mit 12% erwartet wird, dann sollte nach C.79 Aktie A ein Kurs-zu-Buchwert-Verhältnis von

$$\begin{aligned} \frac{W_t}{B_t} &= \frac{20\% - 50\% \cdot 20\%}{11\% - 10\%} \\ &= 10 \end{aligned}$$

und Aktie B von

$$\begin{aligned} \frac{W_t}{B_t} &= \frac{12\% - 50\% \cdot 12\%}{11\% - 6\%} \\ &= 1,2 \end{aligned}$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

haben. Nach C.79 ist für Aktie A ein KBV von 10 gerechtfertigt. Dieses wird mit KBV_t^{ρ} bezeichnet (rationales KBV). Beobachtet wird jedoch aktuell ein KBV von nur 5, welches KBV_t^{ι} genannt wird (implizites KBV). Das implizite KBV_t^{ι} zu einem Zeitpunkt t kann wie folgt dargestellt werden:

$$KBV_t^{\iota} = KBV_t^{\rho} + KBV_t^{\epsilon}. \tag{C.80}$$

Damit beträgt die Fehlbewertung $KBV_t^{\epsilon} = -5$. Diese Fehlbewertung läßt sich problemlos in erwartete Renditen umrechnen. R_t^{ι} beträgt $12\% = \frac{20\%-10\%}{5} + 10\%$, und damit liegt die Fehlbewertung Π_t^{ϵ} bei 1%.

Für Aktie B ergibt sich das rationale KBV_t^{ρ} zu 1,2. Das implizite KBV_t^{ι} liegt dagegen bei 2. Damit beträgt die Fehlbewertung $KBV_t^{\epsilon} = 0,8$. Diese Fehlbewertung läßt sich in erwartete Renditen umrechnen. R_t^{ι} beträgt $9\% = \frac{12\%-6\%}{2} + 6\%$, und damit liegt die Fehlbewertung Π_t^{ϵ} bei -2%. Tabelle C.9 faßt die Über- und Unterbewertungen der beiden Aktien nochmals zusammen.

Tabelle C.9
Beispiel zur Bewertung mit dem Kurs-zu-Buchwert-Verhältnis

Parameter	Aktie A	Aktie B
$E_t(\tilde{R}_{t,t+1}^{\rho})$	11%	
R_t^{ι}	12%	9%
Π_t^{ϵ}	1%	-2%
KBV_t^{ρ}	10	1,2
KBV_t^{ι}	5	2
KBV_t^{ϵ}	-5	0,8

Obwohl Aktie A ein deutlich höheres KBV als Aktie B hat, ist Aktie A unter- und Aktie B überbewertet. Aktie A hat trotz des höheren KBV eine höhere implizite Rendite R_t^{ι} als Aktie B. Eine Ableitung der Fehlbewertung auf Basis des KBV ohne die Berücksichtigung der erwarteten Rentabilität des Unternehmens kann zu falschen Schlußfolgerungen führen. Eine direkte Ableitung der erwarteten Rendite aus dem KBV kann dementsprechend zu widersprüchlichen Ergebnissen führen.

Wie das obige Beispiel zeigt, sind Bewertungskennzahlen nur indirekte Stellvertreter für Fehlbewertungen. So kann eine Aktie mit hohem KBV unterbewertet und eine Aktie mit niedrigem KBV überbewertet sein. Es gibt vor allem zwei Gründe für ungenaue Approximationen der Fehlbewertung durch Bewertungskennzahlen. Der erste liegt darin, daß

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

die gleichgewichtige Renditeerwartung $E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1})$ nicht in der Bewertungskennzahl vorhanden ist. Der zweite umfaßt das zukünftige Ertragspotential $E_t(E\tilde{K}R)$, welches ebenfalls nicht in der Bewertungskennzahl KBV berücksichtigt ist. Entsprechende Begründungen gelten für die Kennzahlen KCV und KGV. Der erste Grund wird in den empirischen Untersuchungen dadurch berücksichtigt, daß, wie in den letzten Abschnitten dargestellt wurde, die Rendite nachträglich risikoadjustiert wird. Der zweite Grund wird dagegen nicht in die Untersuchungen integriert. Bei den Kennzahlen $R_{t-T,t}$ und MK finden dagegen fundamentale Größen wie Buchwerte, Cash-flows und Gewinne keine Berücksichtigung. Sie ziehen ihre Berechtigung zur Approximation der Fehlbewertung aus dem Verhalten der Marktteilnehmer, die auf fundamentale Informationen über- bzw. untertreiben. Es kann vermutet werden, daß ihre Approximation zur Fehlbewertung ebenfalls ungenau ist.

Die Lösung für die genannten Probleme liegt darin, die Bewertungsmodelle anzuwenden, die in Kapitel II. vorgestellt wurden. Diese Bewertungsmodelle berücksichtigen sowohl das zukünftige Gewinnsteigerungspotential, also den Zukunftswert eines Unternehmens, als auch die gleichgewichtigen Renditeerwartungen.

Umsetzung der Fehlbewertung in Portfolios

Die Methode der Quantilportfolios faßt die einzelnen Aktien in der Regel gleichgewichtet in einem Portfolio zusammen. Damit sind die Quantilportfolios im allgemeinen nicht effizient im Hinblick auf die möglichen Entscheidungskalküle eines Portfoliomanagers. Für das Entscheidungsproblem eines aktiven Portfoliomanagers mit einer relativen Benchmark im Bereich Titelselektion ist damit die in der Literatur gewählte Methodik, um Portfoliogewichte zu bestimmen, nicht optimal. Dies hängt jedoch mit der Zielsetzung der Untersuchungen der Literatur zusammen. Diese haben in der Regel nicht den Ansatzpunkt, konkrete Handlungsanweisungen (also die Bestimmung eines effizienten Portfolios) an einen aktiven Portfoliomanager zu geben. Vielmehr steht bei ihnen im Mittelpunkt, die Markteffizienzhypothese zu untersuchen. Dieses Ziel kann mit der Methode der Quantilportfolios erreicht werden, die praktische Anwendung für den Fall eines aktiven Portfoliomanagers bleibt dagegen unberücksichtigt. Der Grund für die Bildung von Quantilportfolios geht auf Fama und MacBeth (1973) und Black, Jensen und Scholes (1972) zurück. Ziel war es zu untersuchen, ob sich risikoadjustierte Renditen prognostizieren lassen. Prinzipiell ist dieses Ziel auf Basis von einzelnen Aktien möglich. Jedoch liefern Portfolios eine stabilere Schätzung von Renditen und Risikofaktoren. Durch die Bildung von Quantilportfolios wird dieses Ziel erreicht. Das Ziel war also nicht, den Entscheidungskalkül eines Portfoliomanagers abzubilden.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Zur Bestimmung von effizienten Portfolios ist eine möglichst exakte Schätzung der Renditeerwartung $E_t(\tilde{R}_{t,t+1})$ bzw. der Fehlbewertung Π_t^ϵ notwendig. Diese Voraussetzung ist mit den approximativen Fehlbewertungen nicht erfüllt. Die Problematik wurde an einem Beispiel im letzten Abschnitt dargestellt. So können approximative Fehlbewertungen zu falschen Entscheidungen führen. Entsprechend ist eine Transformation der Approximationen in eine exaktere Fehlbewertung notwendig. Dieser Schritt setzt jedoch die Anwendung eines Bewertungsmodells voraus. Damit gewinnt die Methodik basierend auf approximativen Kennzahlen gegenüber der Bestimmung der Renditeerwartung bzw. Fehlbewertung aus impliziten Renditen nichts. Die dargestellten Bewertungskennzahlen helfen zwar dem aktiven Portfoliomanager, worauf er bei der Strukturierung seiner Portfolios achten kann. Sie befreien ihn jedoch nicht von der Aufgabe einer kompletten Bewertungsanalyse und Renditeschätzung.

IV. Zusammenfassung

Dieses Kapitel hat die Grundlagen des Portfoliomanagements vorgestellt. Ein Investor delegiert das Management eines Portfolios an einen Portfoliomanager und definiert eine Benchmark - entweder absolut oder relativ. Absolut bedeutet, daß das Anlageziel bspw. mit 7% pro Jahr quantifiziert wird. Relativ bedeutet, daß sich das Anlageziel an einem Index oder an einer Kombination von Indizes orientiert. Je nachdem, ob die Benchmark passiv abgebildet werden soll oder durch aktive Entscheidungen in ihrer Rendite übertroffen werden soll, können die zugrunde liegenden Entscheidungskalküle formuliert werden, auf deren Basis Portfolios selektiert werden. Entscheidende Faktoren in der Portfolioselektion eines aktiven Portfoliomanagements sind die Bildung von Renditeerwartungen und die Bestimmung von Fehlbewertungen. Davon hängt es ab, ob sich durch aktive Titelselektion überlegene Rendite- und Risikoprositionen erzielen lassen.

In der Literatur gibt es eine Vielzahl von Untersuchungen, die dokumentieren, daß im Bereich Titelselektion von Aktien risikoadjustierte Renditen möglich sind. Portfolios, die unterbewertete Aktien enthalten, erzielen im Durchschnitt eine höhere Rendite als Portfolios mit überbewerteten Aktien. Diese empirische Beobachtung ist als *Value-Prämie* bekannt. Die in der Literatur angewandte Methodik der Portfoliostrategien zeigt vor dem Hintergrund eines praktischen Einsatzes im aktiven Portfoliomanagement jedoch zwei problematische Aspekte. So werden die Renditeerwartungen bzw. die Fehlbewertungen in der Regel nur approximativ über Bewertungskennzahlen wie dem Kurs-zu-Gewinnverhältnis oder

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

dem Kurs-zu-Buchwertverhältnis dargestellt. Auf der anderen Seite wird die Gewichtungsfrage der einzelnen Titel in einem Portfolio in der Regel einfach gestaltet und zwar mit Hilfe einer Gleichgewichtung. Die so bestimmten Portfolios sind im Durchschnitt nicht effizient für einen aktiven Portfoliomanager.

Um effiziente Portfolios anhand der vorgestellten Entscheidungskalküle zu bestimmen, ist eine Schätzung der Renditeerwartung $E_t(\tilde{R}_{t,t+1})$ bzw. Fehlbewertung Π_t^ϵ notwendig. Die grundsätzliche Vorgehensweise wurde bereits in Kapitel III. vorgestellt. Diese wird nun im nächsten Kapitel näher spezifiziert und operationalisiert.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

D. Renditeerwartung und Fehlbewertung

Die Diskussion der Grundlagen des Portfoliomanagements im letzten Kapitel stellte die Bestimmung der Renditeerwartung und der Fehlbewertung als wichtige Schritte im aktiven Management dar. Nach Gleichung B.49 ist die Fehlbewertung die Differenz zwischen den Renditeerwartungen aus Marktpreisen und Renditeerwartungen aus Gleichgewichtsmodellen:

$$\text{(B.55)} \qquad \underbrace{\Pi_t^{\epsilon}}_{\text{Fehlbewertung}} = \underbrace{E_t(\tilde{R}_{t,t+1})}_{\substack{\text{erwartete Rendite} \\ \text{aus Marktpreisen}}} - \underbrace{E_t(\tilde{R}_{t,t+1}^{\rho})}_{\substack{\text{erwartete Rendite} \\ \text{im Gleichgewicht}}}.$$

Zur Bestimmung der Fehlbewertung muß einerseits die erwartete Rendite $E_t(\tilde{R}_{t,t+1})$ berechnet werden, die sich aus aktuellen Marktpreisen ergibt. Mit der impliziten Rendite R_t^i wurde in Kapitel 2. eine Möglichkeit vorgestellt. Diese Methode wird in diesem Kapitel konkretisiert und einem weit verbreiteten Verfahren zur Renditeschätzung - dem Durchschnitt realisierter Renditen - gegenübergestellt. Auf der anderen Seite muß ein Gleichgewichtsmodell unterstellt werden, welches die Renditeerwartung im Gleichgewicht $E_t(\tilde{R}_{t,t+1}^{\rho})$ (bzw. unterteilt in einen risikolosen Anteil $R_{f,t,t+1}$ und eine gleichgewichtige Risikoprämie $\Pi_{t,t+1}^{\rho}$) widerspiegelt. Als Differenz zwischen beiden Größen ergibt sich die Fehlbewertung.

Dieses Kapitel stellt die Vorgehensweise vor, wie Fehlbewertungen berechnet werden und diskutiert bei den einzelnen Schritten mögliche Alternativen. Das Ziel dieses Kapitels ist es also, die Berechnung der Fehlbewertung zu operationalisieren. Abschließend werden Ansätze vorgestellt, mit denen Fehlbewertungen auf Basis von beschränktem rationalen Verhalten der Marktteilnehmer erklärt werden können. Wie sich dieses Kapitel inhaltlich strukturiert, ist in Abbildung D.1 wiedergegeben.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

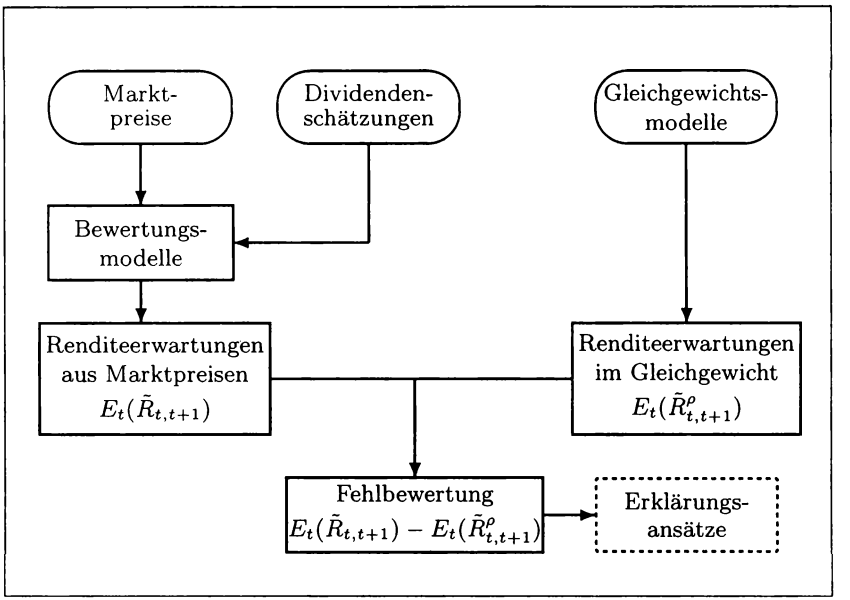


Abbildung D.1: Inhalt des Kapitels D.

I. Erwartete Rendite aus Marktpreisen

Um Fehlbewertungen zu bestimmen, müssen im ersten Schritt aus Marktpreisen die Renditeerwartungen zu einem Zeitpunkt t bestimmt werden. Neben der Schätzung durch implizite Renditen aus Bewertungsmodellen wie B.29 ist ein übliches Vorgehen in der Literatur die Schätzung durch realisierte Renditen. Die folgenden Abschnitte diskutieren und vergleichen die Eigenschaften der beiden Schätzmethoden.

1. Schätzung der erwarteten Rendite durch realisierte Renditen

Der Durchschnitt realisierter einperiodiger Renditen $\overline{R_{t,t+1}}$ wird in der Literatur oft als Schätzung für die einperiodige Renditeerwartung $E_t(\tilde{R}_{t,t+1})$ herangezogen. Dieser Durchschnitt berechnet sich wie folgt:

$$\overline{R_{t,t+1}} = \frac{1}{T}\sum_{\tau=0}^{T-1} R_{t+\tau,t+\tau+1}. \tag{D.1}$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die realisierte Rendite $R_{t+\tau,t+\tau+1}$ läßt sich in eine zum Zeitpunkt $t+\tau$ erwartete Rendite $E_{t+\tau}(\tilde{R}_{t+\tau,t+\tau+1})$ und eine unerwartet realisierte Rendite $\epsilon_{t+\tau,t+\tau+1}$ aufspalten:

$$(D.2) \qquad R_{t+\tau,t+\tau+1} = E_{t+\tau}(\tilde{R}_{t+\tau,t+\tau+1}) + \epsilon_{t+\tau,t+\tau+1}.$$

Daß realisierte Renditen $R_{t+\tau,t+\tau+1}$ von ihren Erwartungswerten $E_{t+\tau}(\tilde{R}_{t+\tau,t+\tau+1})$ abweichen, ist bei Aktien eher die Regel denn die Ausnahme. Abweichungen der Realisierungen von den Erwartungen können bspw. durch Informationen verursacht werden, die von ihrem Erwartungswert abweichen. Veröffentlicht bspw. ein Unternehmen Gewinnzahlen, die über den Markterwartungen liegen, so ist ein unerwarteter Kursanstieg in der Regel die Folge. Der Grundgedanke bei der Schätzung der Renditeerwartung $E_t(\tilde{R}_{t,t+1})$ durch $\overline{R_{t,t+1}}$ ist folgender: die unerwartet realisierten Renditen $\epsilon_{t,t+1}$ sind zufällig, und positive und negative unerwartete Informationen heben sich in einem Untersuchungsintervall gegenseitig auf, d.h. $\sum_{\tau=1}^{T} \epsilon_{t+\tau,t+\tau+1} \approx 0$. Formal kann dieser Grundgedanke anhand des Gesetzes der großen Zahlen gezeigt werden (siehe bspw. Bronstein und Semandjajew (1991)). Dazu wird Gleichung D.2 in D.1 für $R_{t+\tau,t+\tau+1}$ eingesetzt, und es ergibt sich für den Durchschnitt realisierter Renditen folgender Zusammenhang:

$$(D.3) \qquad \overline{R_{t,t+1}} = \frac{1}{T}\sum_{\tau=0}^{T-1}\left(E_{t+\tau}(\tilde{R}_{t+\tau,t+\tau+1}) + \epsilon_{t+\tau,t+\tau+1}\right).$$

Nach dem Gesetz der großen Zahlen gilt unter der Voraussetzung der Konstanz des Erwartungswerts $E_{t+\tau}(\tilde{R}_{t+\tau,t+\tau+1})$, also $E_{t+\tau}(\tilde{R}_{t+\tau,t+\tau+1}) = E(\tilde{R}_{t,t+1})$, daß mit zunehmendem Schätzzeitraum T der Schätzfehler des Durchschnittes kleiner wird:

$$\begin{aligned} \overline{R_{t,t+1}} &= \frac{1}{T}\sum_{\tau=0}^{T-1}\left(E_{t+\tau}(\tilde{R}_{t+\tau,t+\tau+1}) + \epsilon_{t+\tau,t+\tau+1}\right) \\ &= \frac{1}{T}\sum_{\tau=0}^{T-1}\left(E(\tilde{R}_{t,t+1}) + \epsilon_{t+\tau,t+\tau+1}\right) \\ \Leftrightarrow \underbrace{\overline{R_{t,t+1}} - E(\tilde{R}_{t,t+1})}_{Schätzfehler} &= \underbrace{\frac{1}{T}\sum_{\tau=0}^{T-1}(\epsilon_{t+\tau,t+\tau+1})}_{lim_{T\to\infty}=0} \end{aligned}$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$= \overline{\epsilon_{t,t+1}}. \tag{D.4}$$

Mit zunehmendem Schätzzeitraum T sollte die Qualität des Schätzers $\overline{R_{t,t+1}}$ nach D.4 zunehmen. Der Durchschnitt realisierter Renditen zur Schätzung erwarteter Renditen ist in der Literatur weit verbreitet (siehe bspw. Siegel (1992) oder Elton (1999)). Damit der Schätzer unverzerrt ist, muß die Konstanz der erwarteten Rendite vorausgesetzt werden. Variieren dagegen die Renditeerwartungen $E_t(\tilde{R}_{t,t+1})$, dann liefert der historische Durchschnitt jedoch nur einen Wert für die zeitlich *unbedingte* Renditeerwartung $\overline{E_t(\tilde{R}_{t,t+1})}$:

$$\begin{aligned} \overline{R_{t,t+1}} &= \frac{1}{T}\sum_{\tau=0}^{T-1}\left(E_{t+\tau}(\tilde{R}_{t+\tau,t+\tau+1}) + \epsilon_{t+\tau,t+\tau+1}\right) \\ \Leftrightarrow \overline{R_{t,t+1}} - \overline{E_t(\tilde{R}_{t,t+1})} &= \frac{1}{T}\sum_{\tau=0}^{T-1}\left(\epsilon_{t+\tau,t+\tau+1}\right) \\ &= \overline{\epsilon_{t,t+1}}. \end{aligned}$$

Die zeitlich *bedingte* Renditeerwartung $E_t(\tilde{R}_{t,t+1})$ wird in den meisten Fällen durch den historischen Durchschnitt $\overline{R_{t,t+1}}$ verzerrt geschätzt. Daß Renditeerwartungen im Zeitablauf variieren, ist jedoch mittlerweile Konsens in der jüngsten Literatur.

Ein Grund für die Verzerrung der Schätzung durch den historischen Durchschnitt liegt im negativen Zusammenhang zwischen realisierter und erwarteter Rendite. Sinkt die erwartete Rendite in einer Periode, so liegt die realisierte Rendite in der gleichen Periode über der erwarteten. Dieser Effekt ist als *Diskontierungseffekt* bekannt. Ein weiterer Aspekt, der gegen die Schätzung von Renditeerwartungen auf Basis von Realisierungen spricht, wird von Elton (1999) genannt. Sein Argument liegt darin, daß die durchschnittlichen unerwartet realisierten Renditen $\overline{\epsilon_{t,t+1}}$ selbst in langen Untersuchungsintervallen nicht gegen null tendieren. Beide Punkte, Diskontierungseffekt und Eltons Kritik, werden im folgenden kurz erläutert.

Diskontierungseffekt

Der Diskontierungseffekt sagt aus, daß erwartete Renditen und realisierte Renditen negativ voneinander abhängen. Fama und French (1988a) beschreiben diesen Effekt als ökonomisch intuitiv:

> „The economic intuition is that shocks to expected returns (discount rates) can generate opposite shocks to current prices"(S. 251)

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Wenn die (geforderten) erwarteten Renditen fallen, dann steigen die realisierten Renditen (und umgekehrt). Formal kann dieser Zusammenhang anhand des Dividenden-Diskontierungsmodells veranschaulicht werden. Wird in B.17 der Wert nach den Kapitalkosten K_t abgeleitet, so ergibt sich der folgende Zusammenhang:[1]

$$\frac{\partial W_t}{\partial K_t} = \sum_{\tau=1}^{\infty} -\tau \cdot \frac{E_t(\tilde{D}_{t+\tau})}{(1+K_t)^{\tau+1}} < 0. \tag{D.5}$$

Wird der Wert dem Preis gleichgesetzt, dann hat ein Fallen der Kapitalkosten K einen Preisanstieg und damit eine positive Rendite zur Folge (unter der Voraussetzung, daß sich die Dividendenerwartungen nicht geändert haben). Anhand des folgenden Beispiels wird der Diskontierungseffekt illustriert.

Beispiel für den Diskontierungseffekt

Betrachtet wird eine Aktie zum Zeitpunkt t. Für jede zukünftige Periode $t+\tau$ wird eine Dividende $E_t(\tilde{D}_{t+\tau})$ von 5 Euro erwartet. Es wird angenommen, daß der Preis P_t seinem Wert W_t gemäß dem Dividenden-Diskontierungsmodell B.17 entspricht. Der Kapitalkostensatz (= geforderte erwartete Rendite $E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1})$) beträgt 10%. Mit diesen Annahmen berechnet sich der Preis zu

$$\begin{aligned} P_t &= \frac{5}{(1+10\%)^1} + \frac{5}{(1+10\%)^2} + \frac{5}{(1+10\%)^3} + \cdots \\ &= 50. \end{aligned}$$

Wie wirkt sich nun eine unerwartete Erhöhung bzw. Reduzierung der Kapitalkosten von K_t auf K_{t+1} aus? Angenommen, K_{t+1} steigt um 1%-Punkt auf 11%. Dann liegt der Preis P_{t+1} bei

$$\begin{aligned} P_{t+1} &= \frac{5}{(1+11\%)^1} + \frac{5}{(1+11\%)^2} + \frac{5}{(1+11\%)^3} + \cdots \\ &\approx 45,45. \end{aligned}$$

Die realisierte Rendite $R_{t,t+1}$ beträgt in diesem Fall unter der Annahme, daß die in t erwartete Dividende $E_t(\tilde{D}_{t+1}) = 5$ auch in $t+1$ realisiert wird,

[1] Die Ableitung D.5 ist mit der Macauly Duration für einen Bond verwandt. Zur Definition der Macauly Duration siehe bspw. Fabozzi (1993).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$\begin{aligned} R_{t,t+1} &= \frac{45,45+5}{50} - 1 \\ &\approx 0,91\%. \end{aligned}$$

Ein Anstieg der Kapitalkosten führt also dazu, daß die realisierte Rendite mit 0,91% im Zeitraum des Anstiegs unter ihren Erwartungen in Höhe von 10% liegt (wenn sich an den Dividendenerwartungen nichts ändert). Ein Sinken der Kapitalkosten führt dagegen zu einer realisierten Rendite über den Erwartungen. Sinken die Kapitalkosten in $t+1$ auf 9%, dann liegt der Preis P_{t+1} bei

$$\begin{aligned} P_{t+1} &= \frac{5}{(1+9\%)^1} + \frac{5}{(1+9\%)^2} + \frac{5}{(1+9\%)^3} + \cdots \\ &\approx 55,56 \end{aligned}$$

und die realisierte Rendite $R_{t,t+1}$ bei

$$\begin{aligned} R_{t,t+1} &= \frac{55,56+5}{50} - 1 \\ &\approx 21,11\%. \end{aligned}$$

Dies ist genau der von Fama und French (1988a) beschriebene Diskontierungseffekt. Steigen die Kapitalkosten (= (geforderte) erwartete Renditen), dann fallen die Preise, fallen die Kapitalkosten, dann steigen die Preise. Der historische Schätzer wird dadurch verzerrt, daß sich eine Veränderung in den Kapitalkosten (= Renditeerwartung) gegenteilig auf die realisierte Rendite auswirkt. Angenommen, obige Aktie wird über einen Zeitraum von 5 Perioden betrachtet. In t=0 liegt der Kapitalkostensatz K_0 bei 10%. In t=5 verändert er sich auf 11%. Änderungen in den Dividendenerwartungen gibt es nicht, und die Dividenden werden ihrem Erwartungswert entsprechend ausgeschüttet, d.h., in jeder Periode werden 5 Euro ausbezahlt. Zum Zeitpunkt $t=5$ liegt die Renditeerwartung bei 11%, die durch den Durchschnitt der realisierten Renditen wie folgt geschätzt wird: $\overline{R_{t,t+1}} = \frac{1}{5}\sum_{\tau=1}^{5} R_{t+\tau,t+\tau+1} = \frac{1}{5} \cdot (4 \cdot 10\% + 0,91\%) = 8,18\%$. Die durchschnittliche realisierte Rendite in Höhe von 8,18% schätzt damit die richtige Renditeerwartung von 11% mit einer Verzerrung von 2,82%-Punkte.

Dieses einfache Beispiel macht neben dem Diskontierungseffekt zusätzlich einen weiteren Aspekt deutlich. Eine leichte Änderung in der erwarteten Rendite führt dazu, daß realisierte Renditen sehr stark schwanken

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

können. Sinken (steigen) die erwarteten Renditen in einem Untersuchungszeitraum, dann führt der Diskontierungseffekt dazu, daß die realisierten Renditen über (unter) den erwarteten Renditen liegen. Damit können bei einem Schätzzeitraum mit einem zeitlichen Trend der erwarteten Rendite nach oben oder unten die realisierten Renditen zu einer Verzerrung der Schätzung führen.[2] Abschnitt 3. wird unter anderem diese Problematik anhand des Durchschnittes realisierter Renditen für den S&P 500 auf Basis der Untersuchung von Fama und French (2002) behandeln.

Eltons Kritik

Zusätzlich zur zeitlichen Variabilität nennt Elton (1999) einen weiteren Grund, warum der Durchschnitt der historischen Renditen zur Schätzung von Renditeerwartungen nicht geeignet sein kann („... realized returns are a very poor measure of expected returns"). Elton argumentiert, daß sich unerwartete Renditen $\epsilon_{t+\tau,t+\tau+1}$ nicht gegenseitig aufheben und somit $\overline{\epsilon_{t,t+1}}$ in üblichen Schätzzeiträumen der Länge T (wobei T mehrere Jahrzehnte betragen kann) im Mittelwert nicht gegen null tendiert. Als Begründung nennt er signifikante unwahrscheinliche Informationen $\tilde{I}_t$ (Sonderereignisse), deren Einfluß auf die realisierte Rendite so hoch ist, daß deren Mittelwert $\overline{I_t}$ im Untersuchungsintervall von null abweicht. Als Beispiele für solche Ereignisse mit einem deutlich Einfluß auf die Rendite kann an eine Umstrukturierung eines Unternehmens oder der Entwicklung eines erfolgreichen Produkts gedacht werden, also Nachrichten, die die Erwartungen des zukünftigen Gewinnpotentials deutlich beeinflussen und sich somit auf die realisierten Renditen niederschlagen. Aber auch Nachrichten, die die Diskontierungsfaktoren beeinflussen, können als solche Sonderereignisse interpretiert werden. So wurde bspw. die Reduzierung des Zinsniveaus Ende der 90er Jahre zuvor nicht erwartet. Um diese Sonderereignisse zu modellieren, wird die realisierte Rendite im Vergleich zu D.2 wie folgt aufgeteilt:

$$(D.6)\quad R_{t+\tau,t+\tau+1} = E_{t+\tau}(\tilde{R}_{t+\tau,t+\tau+1}) + I_{t+\tau,t+\tau+1} + e_{t+\tau,t+\tau+1}.$$

D.6 unterscheidet sich von D.2 dadurch, daß die unewartete Rendite $\epsilon_{t+\tau,t+\tau+1}$ in zwei Faktoren aufgespalten wird: (1) in einen Einfluß auf die Rendite durch ein Sonderereignis $I_{t+\tau,t+\tau+1}$, welches in den meisten Zeitpunkten null entspricht, dafür aber in wenigen Zeitpunkten einen hohen

[2] Der Diskontierungseffekt in Form des Rückgangs der erwarteten Renditen (insbesondere durch das niedrigere Zinsniveau) hat zu der außerordentlich guten Aktienmarktperformance in den 90er Jahren geführt. Es stellt sich die Frage, ob diese gute Performance in den nächsten Jahren wiederholt werden kann (Shiller (2000)). Siehe auch Kapitel III. zur Entwicklung der Renditeerwartung in den 90er Jahren.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

positiven (oder negativen) Wert annimmt und (2) in eine *normale* unerwartete Rendite $e_{t+\tau,t+\tau+1}$. Der Erwartungswert der beiden unerwarteten Renditen beträgt null. Tritt ein Sonderereignis in dem Untersuchungsintervall auf, wirkt sich dieses auf die Berechnung des Mittelwerts der realisierten Renditen so stark aus, daß der Mittelwert $\overline{I_{t,t+1}}$ dann selbst in langen Untersuchungsintervallen von null abweicht. Der zeitliche Mittelwert der realisierten Renditen verändert sich zu

$$\text{(D.7)} \qquad \overline{R_{t,t+1}} = \overline{E_t(\tilde{R}_{t,t+1})} + \underbrace{\overline{I_{t,t+1}}}_{\neq 0} + \underbrace{\overline{e_{t,t+1}}}_{\approx 0}.$$

Nur ein Untersuchungsintervall, welches sehr groß ist, kann den Einfluß eines Sonderereignisses $I_{t+\tau,t+\tau+1}$ so reduzieren, daß die realisierte Rendite die erwartete hinreichend genau schätzt. Wie sich eine signifikante Information $I_{t+\tau,t+\tau+1}$ auf den Durchschnitt der historischen Renditen $\overline{R_{t,t+1}}$ auswirken kann, wird mit folgendem Beispiel veranschaulicht.

Beispiel für Eltons Kritik

Eine Aktie hat zu jedem Zeitpunkt t eine gleichgewichtige Renditeerwartung $E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1})$ von 10% für das nächste Jahr (und alle folgenden Jahre). Die Gleichung B.17 spiegelt diese Erwartungen zu jedem Zeitpunkt wider, der Preis der Aktie entspricht ihrem Wert, so daß R^{t}_{t} ebenfalls 10% beträgt. Über mehrere Jahre hinweg veröffentlicht das Unternehmen keine überraschenden Nachrichten, so daß die jährliche realisierte Rendite ebenfalls 10% beträgt ($e_{t+\tau,t+\tau+1}$ und $I_{t+\tau,t+\tau+1}$ sind null). In einem Jahr meldet das Unternehmen eine für sehr unwahrscheinlich eingeschätzte positive Nachricht $I_{t+\tau,t+\tau+1}$, die dazu führt, daß das Ertragsniveau verdoppelt wird, und entsprechend verdoppeln sich die Dividenden ebenfalls. Gemäß B.17 verarbeitet der Markt sofort die Information mit einer Kursverdopplung. In diesem Jahr beträgt die realisierte Rendite 120%. An der erwarteten Rendite im Gleichgewicht $E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1})$ und impliziten Rendite R^{t}_{t} ändert sich nichts, sie bleiben bei 10% pro Jahr. Wie würde nun der historische Schätzer $\overline{R_{t,t+1}}$ aussehen? Wird der Schätzzeitraum mit bspw. zehn Jahren angenommen, so liegt $\overline{R_{t,t+1}}$ bei $21\%(= \frac{9 \cdot 10\% + 1 \cdot 120\%}{10})$, also mehr doppelt so hoch wie der zu schätzende Wert. Wird der Zeitraum der Schätzung auf 50 Jahre ausgedehnt, so liegt $\overline{R_{t,t+1}}$ mit $12,2\%(= \frac{49 \cdot 10\% + 1 \cdot 120\%}{50})$ immer noch um 22% zu hoch. Um die erwartete Rendite mit 5%iger Genauigkeit zu messen, wäre ein Zeitraum von 219 Jahre notwendig (unter der Voraussetzung, daß sich weitere unerwartete Renditen $I_{t+\tau,t+\tau+1}$ und $e_{t+\tau,t+\tau+1}$ gegenseitig aufheben). Die erwartete Rendite wird über kurze Zeiträume entsprechend ungenau geschätzt. Selbst bei einer Information, die *nur* zu

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

einer unerwarteten Dividendensteigerung von 10% führt, wäre ein Zeitraum von 21 Jahren notwendig, damit die erwartete Rendite mit 5%iger Genauigkeit geschätzt werden kann.

Das vorangegangene Beispiel zeigt, daß selbst bei einmaligen Informationen, die sich auf die Renditerealisierungen nicht sehr hoch auswirken, lange Untersuchungszeiträume notwendig sind, damit die erwartete Rendite durch den Durchschnitt realisierter Renditen mit zuverlässiger (bspw. 5%iger) Genauigkeit geschätzt werden kann. Im Gegensatz zu Aktienindizes ist die Wahrscheinlichkeit solcher Informationen für einzelne Aktien höher, wie die Kursentwicklungen zeigen. Selbst Tagesschwankungen von mehr als 10% sind bei einzelnen Aktien aufgrund unerwarteter Informationen häufiger zu beobachten als bei Indizes.[3] Damit ist insbesondere bei der Schätzung von Renditeerwartungen einzelner Aktien der historische Durchschnitt vorsichtig zu interpretieren. Für die Rendite des Gesamtmarktes oder einer Gruppe von Aktien reduziert sich jedoch das Problem, daß einzelne signifikante Informationen die historische Rendite beeinflussen, wenn davon auszugehen ist, daß sie kaum miteinander korreliert sind (die Kovarianz $Cov(\tilde{I}_{i,t+\tau,t+\tau+1}, \tilde{I}_{j,t+\tau,t+\tau+1})$ zwischen Aktie i und Aktie j sollte nahe bei null sein). Werden jedoch alle Aktien durch ein Sonderereignis in ähnlicher Weise beeinflußt (bspw. durch einen Ölschock), dann sind die Informationen wiederum voneinander abhängig und der historische Schätzer führt zu Verzerrungen. Allgemein läßt sich festhalten, daß historische Schätzer einer Gruppe von Aktien geringer von signifikanten Informationen beeinflußt werden als einzelne Aktien.

2. Schätzung der erwarteten Rendite durch implizite Renditen

Die zeitliche Variabilität der Renditeerwartungen, die sich durch den Diskontierungseffekt auf Renditerealisierungen auswirkt, und ein möglicher hoher Einfluß von Sondereignissen können dazu führen, daß der Durchschnitt realisierter Renditen zur Schätzung der erwarteten Rendite verzerrt sein kann. Eine Alternative zu realisierten Renditen stellt die Schätzung der erwarteten Rendite durch die implizite Rendite aus einem Dividenden-Diskontierungsmodell bzw. Residual-Income-Modell dar, welche in der jüngsten Vergangenheit eine stärkere Verbreitung gefunden hat (Blanchard (1993), Khorana, Moyer und Patel (1999), Lee, Myers und Swaminathan (1999), Easton, Taylor, Shroff und Sougiannis (2000), Claus und Thomas (2001), Gebhardt, Lee und Swaminathan (2001) und Fama und French (2002)).

[3] So verlor bspw. die Allianz Aktie am 31. Juli 2002 aufgrund einer Gewinnwarnung mehr als 11%.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Vorgehensweise bei der Schätzung durch implizite Renditen

Um die implizite Rendite R_t^i zu berechnen, wird die Dividenden-Diskontierungsgleichung

$$P_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t(D_{t+\tau})}{(1+R_t^i)^\tau} \tag{B.35}$$

oder die Residual-Income-Gleichung

$$P_t = B_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t(B_{t+\tau-1}) \cdot (E_t(EKR_{t+\tau}) - R_t^i)}{(1+R_t^i)^\tau} \tag{B.45}$$

nach R_t^i aufgelöst. Mit der impliziten Rendite werden die zuvor angesprochenen Problematiken des historischen Schätzers, die sich durch den Diskontierungseffekt und den Einfluß von Sonderereignissen ergeben, vermieden. Die implizite Rendite wird genau der zukünftig realisierten Rendite entsprechen, wenn die implizite Rendite unverändert bleibt und sich die Dividenden ihren Erwartungen entsprechend realisieren. Die Erwartungswerte zukünftiger Dividenden, die bis in die Unendlichkeit vorliegen müssen, wie es Gleichung B.29 erfordert, sind in der Regel den Marktteilnehmern nicht bekannt und müssen dementsprechend geschätzt werden. Dadurch wird auch die implizite Rendite zu einer Schätzung für die erwartete Rendite. Prinzipiell lassen sich für die Dividendenschätzung zwei Verfahren voneinander unterscheiden:

- Verwendung statistischer Modelle für zukünftige Dividenden bzw. Gewinne
- Verwendung von Erwartungen zukünftiger Dividenden bzw. Gewinne

Im folgenden werden einzelne Problempunkte beider Verfahren diskutiert.

Verwendung statistischer Modelle für zukünftige Dividenden

Werden statistische Modelle zur Berechnung von Dividendenerwartungen herangezogen, so werden die Erwartungen abhängig vom unterstellten Modell. Statistische Modelle verwenden in der Regel nur vergangene Realisierungen von Größen, deren Erwartungen geschätzt werden müssen. Dadurch ist der Umfang der Informationen auf vergangene, realisierte Größen beschränkt (Keane und Runkle (1998)).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die Kritik von Elton (1999), daß die Schätzung von Renditen auf Basis realisierter Renditen ein ungeeignetes Verfahren ist, läßt sich ebenfalls auf die Schätzung von Gewinnen oder Dividenden übertragen. Führen unwahrscheinliche Ereignisse dazu, daß die Gewinne außergewöhnlich hoch ausfallen, so muß dies in einem statistischen Modell ebenfalls berücksichtigt werden. Dementsprechend scheint die ausschließliche Verwendung realisierter Größen zur Schätzung von Erwartungen ungeeignet. Richtet sich bspw. ein Unternehmen strategisch neu aus,[4] so lassen sich die Gewinne des alten Unternehmens mit der neuen Ausrichtung nur schwer vergleichen.

Verwendung von Erwartungen zukünftiger Dividenden

Die Verwendung von Markterwartungen für zukünftige Dividenden hat den Vorteil, daß sich die Renditeerwartungen auf Daten beziehen, die die Zukunft abschätzen. Daten für die Markterwartungen zukünftiger Dividenden lassen sich bspw. aus Gewinnschätzungen von Analysten ableiten. Dem Erwartungsbildungsprozeß der Analysten kann zwar ebenfalls unterstellt werden, daß dieser durch vergangene Erfahrungen geprägt ist. Im Gegensatz zu statistischen Modellen kann jedoch ein Analyst auf sich ändernde Rahmenbedingungen flexibler reagieren. So sind Änderungen bei Unternehmen, wie bspw. eine strategische Neuausrichtung, durch Analystenschätzungen leichter zu verarbeiten als durch statistische Modelle. Werden Analystenschätzungen herangezogen, so stellt sich die berechtigte Frage, ob die Schätzungen geeignet sind. Ein vielfach erhobener Vorwurf von Analystenschätzungen ist es, daß diese durch Interessenkonflikte verzerrt und im Durchschnitt zu optimistisch sind. Jedoch spielt ein optimistischer Bias, wenn er vorliegt, bei der relativen Betrachtung von Aktien, wie sie in den Kapiteln II. und III. im Vordergrund steht, eine geringere Rolle als bei der absoluten Betrachtung. Bei einer relativen Betrachtung *kürzt* sich der positive Bias heraus, wenn bei allen Aktien der Bias gleich hoch ist. Auch wenn der positive Bias bei verschiedenen Aktien unterschiedlich ausfallen dürfte, so wird durch die relative Betrachtung der Bias reduziert.

Auch wenn sich die Verzerrung von Analystenschätzungen durch die relative Betrachtung verringert, wird die Thematik im folgenden kurz diskutiert, da sie in der jüngsten Vergangenheit verstärktes akademisches Interesse auf sich gezogen hat. Empirisch läßt sich beobachten, daß die Schätzungen von Analysten im Durchschnitt einen Bias haben. Nach De-Bondt und Thaler (1990), Aberbanell (1991) und Aberbanell und Ber-

[4] Mannesmann hat sich bspw. in den 90er Jahren von einem Stahl- und Röhrenkonzern zu einem Mobilfunkunternehmen gewandelt, bevor es im Jahr 2000 von Vodafone übernommen wurde. Damit hatte sich die Gewinnentwicklung von Mannesmann deutlich verändert. Diese Veränderung läßt sich mit statistischen Verfahren nur schwer modellieren.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

nard (1992) haben Analystenschätzungen einen positiven Bias. Zur Frage, wodurch diese Verzerrung in den Analystenschätzungen hervorgerufen wird, werden verschiedene Erklärungsalternativen diskutiert, wobei folgende zwei Punkte wichtig sind:

- Agency Problematik
- Kognitive Fehler

Agency Problematik

Der positive Bias läßt sich mit der Agency Problematik erklären (Michaely und Womack (1999)). Es kann vermutet werden, daß Analysten, die bei Investmentbanken beschäftigt sind, welche weitere Beziehungen zum Unternehmen haben (bspw. Emissionsgeschäft, M&A Beziehungen), im Durchschnitt das Unternehmen positiver beurteilen. Ein möglicher Grund liegt im zusätzlichen wirtschaftlichen Interesse, welches durch eine zu schlechte Einschätzung behindert würde. Damit kann die Unabhängigkeit der Analysten angezweifelt werden.[5] Lin und McNichols (1998) bestätigen die Vermutung, daß Analysten von Investmentbanken für Unternehmen, mit denen weitere Geschäftsbeziehungen bestehen, mehr Kaufempfehlungen abgegeben werden als für Unternehmen, die keine zusätzlichen Geschäftsbeziehungen haben. Jedoch gilt dieser Zusammenhang in der Höhe der Gewinnschätzungen nicht. Hier zeigen zusätzliche Geschäftsbeziehungen keinen Einfluß auf die Verzerrung der Gewinnschätzungen.

Kognitive Fehler

Kognitive Fehler können dazu führen, daß Gewinnschätzungen einen Bias haben (Rouette (2001)). DeBondt und Thaler (1990) argumentieren, daß Analysten bei außergewöhnlichen Ereignissen zu Überreaktionen tendieren und dementsprechend die Erwartungen zu extrem formulieren. Aberbanell und Bernard (1992) dokumentieren dagegen eine Unterreaktion der Analysten auf vergangene Gewinninformationen. Aus den Untersuchungen von Easterwood und Nutt (1999) geht hervor, daß Analysten

[5] Diese Thematik hat sich insbesonders in den Jahren 2000 und 2001 mit der Zunahme des Emissions- und M&A Geschäftes verstärkt. Nach einer Studie von Barber, Lehavy, McNichols und Trueman (2001b) performte im Jahr 2000 ein Portfolio, welches aus Aktien bestand, für die mehr Kauf- als Verkaufsempfehlungen von Analysten vorlagen, um ca. 80% schlechter als ein Portfolio aus Aktien mit mehr Verkaufsempfehlungen. Dies steht im Kontrast zu den Jahren davor, in denen die Aktien mit überwiegenden Kaufempfehlungen stets besser als die Aktien mit Verkaufsempfehlungen waren (Barber, Lehavy, McNichols und Trueman (2001a)).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

auf negative Informationen zu Gewinnen unterreagieren und auf positive Nachrichten überreagieren. Wenn Analysten als eine Gruppe von Marktteilnehmern auf Kapitalmärkten kognitive Fehler begehen, so kann vermutet werden, daß auch Investoren den gleichen kognitiven Fehlern unterliegen. Kognitive Fehler sind bei dieser Gruppe von Marktteilnehmeren durch die empirischen Studien von DeBondt und Thaler (1985) ebenfalls dokumentiert.

In dieser Arbeit wird für die Verwendung von Analystenschätzungen folgende Konvention festgelegt, welche im Einklang mit den Annahmen von Claus und Thomas (2001) ist. Die Analystenschätzungen werden in ihrem Durchschnitt als repräsentativ für die Markterwartungen angenommen, unabhängig davon, ob die Schätzungen verzerrt oder nicht verzerrt sind. Die Ergebnisse auf Basis von kognitiven Fehlern sprechen dafür, daß die Gewinnschätzungen, auch wenn sie verzerrt sind, dennoch repräsentativ für den Markt sein können. Die Vorteile von Analystenschätzungen gegenüber einer statistischen Modellierung für die Schätzung von Markterwartungen kann damit angenommen werden. Die Literatur bestätigt diese Sichtweise (siehe bspw. Cragg und Malkiel (1968), Elton und Gruber (1972), Crichfield, Dyckman und Lakonishok (1978), Brown und Rozeff (1978), Fried and Givoly (1982), Elton, Gruber und Gultekin (1984) und O'Brien (1988, 1990)).

Auch unter praktischen Gesichtspunkten ist die Modellierung von Gewinnerwartungen durch Analystenschätzungen vorzuziehen. Es ist zu beobachten, daß Analystenschätzungen einen Einfluß auf die Kursentwicklung haben und somit ein Indiz für die Repräsentativität der Analystenschätzungen für die Markterwartungen sind (siehe bspw. Lys und Sohn (1990)).

Jedoch liegen Analystenschätzungen für zukünftige Perioden nur für einen begrenzten Zeitraum vor, das Dividenden-Diskontierungsmodell und das Residual-Income-Modell benötigen dagegen Schätzungen für einen unendlichen Zeitraum. Um das Modell für den empirischen Einsatz praktikabel zu gestalten, müssen vereinfachende Annahmen getroffen werden (siehe Diskussion der Bewertungsmodelle in Kapitel II.). Die genaue Kalibrierung der Modelle wird in Kapitel F. dargestellt.

Wägt man die Vor- und Nachteile der zwei Schätzverfahren (statistische Modelle versus Analystenschätzungen) gegeneinander ab, so überwiegen die Vorteile der Methode basierend auf Analystenschätzungen. Aus diesem Grund werden in dieser Arbeit die Markterwartungen auf Basis von Analystenschätzungen bzgl. zukünftiger Dividenden und Gewinne herangezogen. Dieser Ansatz wird ebenfalls in der jüngsten Literatur verfolgt (siehe bspw. Claus und Thomas (2001)).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

3. Vergleich der Schätzmethode implizite Rendite versus realisierte Rendite

Die Problematiken des Durchschnitts realisierter Renditen zur Schätzung von Erwartungen wurde theoretisch in Kapitel 1. diskutiert. Dieses Kapitel vergleicht die Eigenschaften der beiden Schätzmethoden implizite Rendite und realisierte Rendite. Dazu ist zunächst eine Unterscheidung des Schätzers für die *bedingte* und *unbedingte* erwartete Rendite notwendig. Unter der bedingten erwarteten Rendite wird die Rendite verstanden, die sich zu einem Zeitpunkt t ergibt, also $E_t(\tilde{R}_{t,t+1})$. Die unbedingte Rendite dagegen ist unabhängig vom Zeitpunkt t und kann als durchschnittliche Renditeerwartung verstanden werden, also $\overline{E_t(\tilde{R}_{t,t+1})}$. Für einen Portfoliomanager ist die bedingte Renditeerwartung deutlich wichtiger. Die in Kapitel II. vorgestellten Entscheidungskalküle umfassen nur die bedingten, nicht aber die unbedingten Renditeerwartungen. In der Literatur kommt jedoch der unbedingten Renditeerwartung eine nicht unbedeutende Rolle zu, denn ein Großteil der (empirischen) Untersuchungen ist mehr daran interessiert, wie hoch die Renditeerwartungen im Durchschnitt ausfallen als ihre aktuelle Höhe (siehe bspw. Fama und French (2002) und Constantinides (2002)). Sie sollen deswegen im übernächsten Kapitel diskutiert werden.

Bedingte erwartete Rendite

Eine richtige Schätzung der bedingten erwarteten Rendite durch die realisierte setzt voraus, daß die Renditeerwartung $E_t(\tilde{R}_{t,t+1})$ im Zeitablauf konstant ist (siehe Voraussetzung des Gesetzes der großen Zahlen im Zusammenhang mit Gleichung D.4). Ist diese Bedingung erfüllt, dann unterscheiden sich die beiden Schätzer nur durch den Einfluß von unerwarteten Renditen, die sich im Schätzzeitraum nicht ausgleichen (Eltons Kritik). Theoretisch gleicht in diesem Fall die bedingte erwartete Rendite der unbedingten. Sind die Renditeerwartungen nicht konstant, unterscheiden sich die beiden Schätzer zusätzlich durch den Einfluß des Diskontierungseffektes. Auch theoretisch sind die beiden Schätzer unterschiedlich. Für die beiden Fälle, konstante und variierende Renditeerwartung, werden in den nächsten Abschnitten die Eigenschaften der beiden Schätzmethoden miteinander verglichen.

Konstante Renditeerwartungen

Mittels des Zeit- und Zustandsbaums in Abbildung D.2 werden die unterschiedlichen Eigenschaften der historischen und impliziten Rendite miteinander verglichen. Dazu wird angenommen, daß die zeit- und zustandsunabhängige Renditeerwartung $E_t(\tilde{R}_{t+\tau,t+\tau+1}) = 10\% \ \forall \tau$ beträgt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

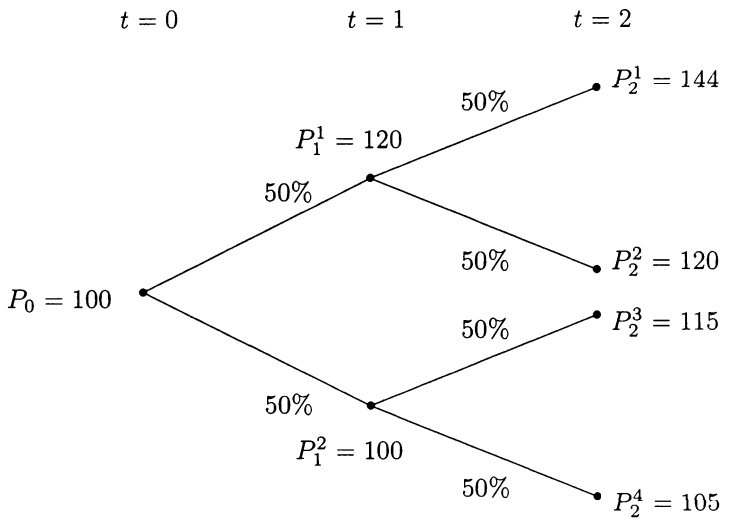


Abbildung D.2: Zeit- und zustandsabhängige Entwicklung der Preise bei konstanten Renditeerwartungen

Wie sehen nun der historische Schätzer und die implizite Rendite in den zwei Zuständen zum Zeitpunkt $t = 1$ aus? In Zustand $s = 1$ beläuft sich der historische Schätzer auf $\overline{R^{s=1}_{t,t+1}} = 20\%$. In Zustand $s = 2$ beträgt $\overline{R^{s=2}_{t,t+1}} = 0\%$. Die Schätzung durch die realisierte Rendite ist damit pfadabhängig. Die erwartete Rendite beträgt jedoch in jedem Zustand $E_1(\tilde{R}_{1,2}) = 10\%$. Diese wird auch durch die implizite Rendite R^i_1 immer richtig bestimmt.

Durch die Vergangenheitsorientierung der historischen Rendite kann eine Pfadabhängigkeit dieses Schätzers nicht vermieden werden. Diese Pfadabhängigkeit ist eine weitere Illustration von Eltons Kritik. Weicht in dem realisierten Pfad die erzielte Rendite von der erwarteten ab ($\epsilon_{t,t+1} \neq 0$), dann ist der historische Schätzer verzerrt. Die Zukunftsorientierung der impliziten Rendite vermeidet diese Pfadabhängigkeit. Als zusätzlicher Effekt ergibt sich dadurch eine höhere Volatilität des Schätzers $\overline{R_{t,t+1}}$ gegenüber R^i_t. Dementsprechend kann die historische Rendite gegenüber der impliziten Rendite selbst im Fall konstanter Renditeerwartungen nur ungenauere Schätzungen liefern.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Variable Renditeerwartungen

Für bedingte Schätzungen bei variablen Renditeerwartungen ist der historische Schätzer ungeeignet, wie die Diskussion des Diskontierungseffektes ergab. An dieser Stelle soll ein Vergleich mit der impliziten Rendite diese Schlußfolgerung nochmals verdeutlichen. Dazu wird dagegen angenommen, daß in dem Zeit- und Zustandsbaum D.3 die Renditeerwartung $E_t(\tilde{R}_{t+\tau,t+\tau+1})$ wie folgt aussehen: $E_0(\tilde{R}_{0,1}) = 10\%$, $E_1(\tilde{R}_{1,2}^{s=1}) = 15\%$ und $E_1(\tilde{R}_{1,2}^{s=2}) = 5\%$. Damit wird die Renditeerwartung $\tilde{E}_1(\tilde{R}_{1,2})$ aus Sicht von $t = 0$ zur Zufallsvariablen.

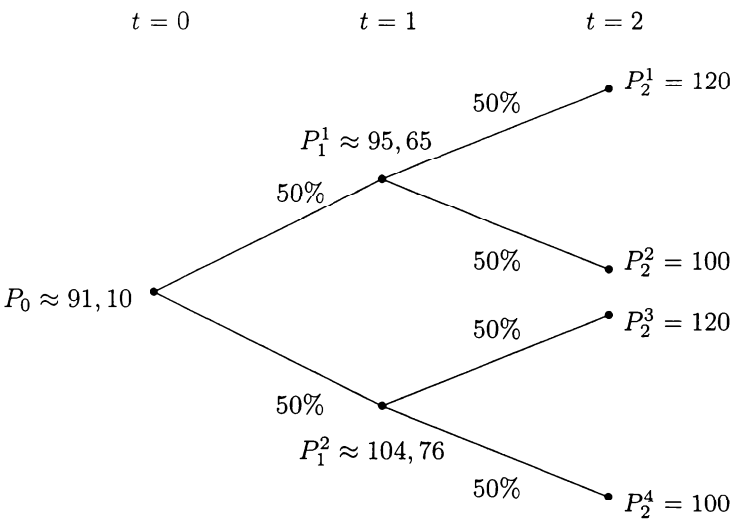


Abbildung D.3: Zeit- und zustandsabhängige Entwicklung der Preise bei zeitlich variierenden Renditeerwartungen

Welche Werte erreichen die historischen und impliziten Schätzungen zum Zeitpunkt $t = 1$ für die erwartete Rendite $E_1(\tilde{R}_{1,2})$? In Zustand $s = 1$ beträgt der historische Schätzer $\overline{R_{t,t+1}^{s=1}} = \frac{P_1^1 - P_0}{P_0} = 5\%$. Die Renditeerwartung in diesem Zustand beträgt jedoch 15%. Dieser Wert wird genau mit der impliziten Rendite geschätzt. In Zustand $s = 2$ liegt die historische Schätzung bei $\overline{R_{t,t+1}^{s=2}} = \frac{P_1^2 - P_0}{P_0} = 15\%$. Im Gegensatz dazu beträgt die Renditeerwartung in diesem Zustand nur 5%. Die implizite Rendite liegt auch in diesem Zustand bei der erwarteten. Der soeben dargestell-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

te gegenläufige Effekt zwischen $\overline{R_{t,t+1}}$ und $E_t(\tilde{R}_{t,t+1})$ zeigt nochmals die Wirkungen des Diskontierungseffektes. Diese werden durch die impliziten Renditen vermieden.

Unbedingt erwartete Rendite

Für einen Portfoliomanager ist die bedingte Renditeerwartung wichtiger als die unbedingte. Die unbedingte Renditeerwartung hat jedoch in der jüngsten Literatur eine verstärkte Aufmerksamkeit auf sich gezogen und soll in diesem Kapitel skizziert werden.

Um die implizite Rendite mit der historischen zu vergleichen, ist es zunächst einmal hilfreich, die möglichen Einflußfaktoren der unerwarteten Rendite $\epsilon_{t,t+1}$ in D.2 genauer zu spezifizieren. Diese umfassen auch die unwahrscheinlichen Ereignisse $I_{t,t+1}$, fortan wird jedoch zwischen I und e, wie es Elton (1999) vornimmt, nicht mehr unterschieden. Auf Basis des Dividenden-Diskontierungsmodells lassen sich insgesamt drei Faktoren identifizieren, die eine von ihrem Erwartungswert $E_t(\tilde{R}_{t,t+1})$ abweichende Realisation der Rendite $R_{t,t+1}$ bewirken. Es kann (1) die realisierte Dividende D_{t+1} von ihrem Erwartungswert $E_t(\tilde{D}_{t+1})$ abweichen, (2) die Erwartungswerte $E_{t+1}(\tilde{D}_{t+\tau})$ können sich von ihren Erwartungswerten eine Periode zuvor $E_t(\tilde{D}_{t+\tau})$ verändern und (3) die Kapitalkosten K_{t+1} können sich zu den Kapitalkosten K_t von einer Periode auf eine andere Periode ändern. Weichen die Renditerealisationen von ihren Erwartungswerten ab, führt dies beim historischen Schätzer zu Verzerrungen ($\overline{\epsilon_{t,t+1}}$ in D.4 ist von null verschieden). $\epsilon_{t,t+1}$ aus D.2 kann im Dividenden-Diskontierungsmodell B.17 in die oben genannten drei Faktoren nicht untergliedert werden, da der Preis (und damit die Rendite) in nichtlinearer Form von den Kapitalkosten abhängt. Um dennoch die Einflüsse der drei Faktoren auf die unerwartete Rendite zu illustrieren, wird das vereinfachte Gordon-Wachstumsmodell herangezogen. Alternativ könnte die Dividenden-Diskontierungsgleichung B.17 linearisiert werden (siehe Campbell und Shiller (1988a) oder Kapitel 4.).

Nach dem Gordon-Wachstumsmodell berechnet sich die realisierte Rendite wie folgt (zur Vereinfachung sei $t = 0$ gesetzt und $P_t = W_t$ angenommen):

$$R_{0,1} = \frac{P_1 + D_1}{P_0} - 1, \tag{D.8}$$

mit

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$P_0 = \frac{E_0(\tilde{D}_1)}{K_0 - E_0(\tilde{g})}, \tag{D.9}$$

$$P_1 = \frac{E_1(\tilde{D}_2)}{K_1 - E_1(\tilde{g})}. \tag{D.10}$$

D_1, K_1, $E_1(\tilde{g})$ und $E_1(\tilde{D}_2)$ werden nun mit Hilfe von unerwarteten Änderungen ϵ_D (repräsentiert die Abweichung D_1 von $E_0(\tilde{D}_1)$), ϵ_K (spiegelt die unerwartete Änderung von K_0 auf K_1 wider) und ϵ_g (entspricht der Veränderung der Wachstumserwartung von $E_0(\tilde{g})$ auf $E_1(\tilde{g})$) aus Sicht von $t = 0$ beschrieben:

$$D_1 = E_0(\tilde{D}_1) \cdot (1 + \epsilon_D), \tag{D.11}$$

$$K_1 = K_0 + \epsilon_K, \tag{D.12}$$

$$E_1(\tilde{g}) = E_0(\tilde{g}) + \epsilon_g. \tag{D.13}$$

In Gleichung D.10 ist die in $t = 1$ erwartete Dividende $E_1(\tilde{D}_2)$ noch zu bestimmen. Sie läßt sich mit Hilfe von ϵ_D und ϵ_g folgendermaßen darstellen:

$$\begin{aligned} E_1(\tilde{D}_2) &= D_1 \cdot (1 + E_1(\tilde{g})) \\ &= E_0(D_1) \cdot (1 + \epsilon_D) \cdot (1 + E_0(\tilde{g}) + \epsilon_g). \end{aligned} \tag{D.14}$$

Mit den in D.11 bis D.13 getroffenen Annahmen verändert sich die einperiodige realisierte Rendite im Gordon-Wachstumsmodell zu

$$\begin{aligned} R_{0,1} &= \frac{P_1 + D_1}{P_0} - 1 \\ &= \frac{\frac{E_1(D_2)}{K_1 - E_1(\tilde{g})} + D_1}{\frac{E_0(D_1)}{K_0 - E_0(\tilde{g})}} - 1 \\ &= \frac{\frac{E_0(D_1)\cdot(1+\epsilon_D)\cdot(1+E_0(\tilde{g})+\epsilon_g)}{K_0+\epsilon_K-(E_0(\tilde{g})+\epsilon_g)} + E_0(D_1)\cdot(1+\epsilon_D)}{\frac{E_0(D_1)}{K_0 - E_0(\tilde{g})}} - 1 \\ &= \frac{(1+\epsilon_D)\cdot(1+E_0(\tilde{g})+\epsilon_g)\cdot(K_0 - E_0(\tilde{g}))}{K_0 + \epsilon_K - (E_0(\tilde{g}) + \epsilon_g)} \\ &\quad +(1+\epsilon_D)\cdot(K_0 - E_0(\tilde{g})) - 1. \end{aligned} \tag{D.15}$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die unerwartete Rendite $R_{0,1} - K_0$ läßt sich in D.15 nicht explizit berechnen. Um dennoch den Einfluß der unerwarteten Änderungen ϵ_K, ϵ_D und ϵ_g auf die unerwartete Rendite zu illustrieren, werden nun die drei Möglichkeiten betrachtet, in denen jeweils zwei Abweichungsfaktoren null entsprechen und gleichzeitig ein Faktor von null abweicht:

- $\epsilon_K = \epsilon_g = 0$
- $\epsilon_D = \epsilon_g = 0$
- $\epsilon_K = \epsilon_D = 0$

Um zu illustrieren, wie wichtig die einzelnen Einflußfaktoren ϵ_D, ϵ_K und ϵ_g für die unerwartete Rendite sind, wird ihre Größe so bestimmt, daß in D.15 die Rendite $R_{0,1}$ null beträgt. Damit liegt die unerwartete Rendite bei $-K_0$.

Fall 1: $\epsilon_K = \epsilon_g = 0$

$$R_{0,1} = K_0 + \epsilon_D \cdot (1 + K_0) \tag{D.16}$$

Die realisierte Rendite $R_{0,1}$ beträgt genau dann null, wenn $\epsilon_D = -\frac{K_0}{1+K_0}$ ist. Bei einem beispielhaft angenommenen Kapitalkostensatz von 10% wird eine Aktie eine Rendite $R_{0,1} = 0\%$ erzielen, wenn die realisierte Dividende D_1 um ca. 9,09% unter der erwarteten Dividende $E_0(\tilde{D}_1)$ liegt.

Fall 2: $\epsilon_D = \epsilon_g = 0$

$$R_{0,1} = \frac{(1 + E_0(\tilde{g})) \cdot (K_0 - E_0(\tilde{g}))}{(K_0 - E_0(\tilde{g})) + \epsilon_K} + (K_0 - E_0(\tilde{g})) - 1 \tag{D.17}$$

Es wird genau dann eine Rendite $R_{0,1}$ von 0% erzielt, wenn $\epsilon_K = \frac{K_0}{1+E_0(\tilde{g})-K_0} \cdot (K_0 - E_0(\tilde{g}))$ ist. Bei einem angenommenen Kapitalkostensatz $K_0 = 10\%$ und einer erwarteten Wachstumsrate $E_0(\tilde{g}) = 6\%$ wird dann eine Rendite von 0% erzielt, wenn der Kapitalkostensatz K_t (= erwartete Rendite) von $t = 0$ in $t = 1$ um ca. 0,42%-Punkte steigt.

Fall 3: $\epsilon_K = \epsilon_D = 0$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$(D.18)\ R_{0,1} = \frac{(1 + E_0(\tilde{g}) + \epsilon_g) \cdot (K_0 - E_0(\tilde{g}))}{(K_0 - E_0(\tilde{g})) - \epsilon_g} + (K_0 - E_0(\tilde{g})) - 1$$

Die Rendite $R_{0,1}$ beträgt dann 0%, wenn $\epsilon_g = -K_0 \cdot (K_0 - E_0(\tilde{g}))$. Bei einem angenommenen Kapitalkostensatz $K_0 = 10\%$ und einer erwarteten Wachstumsrate $E_0(\tilde{g}) = 6\%$ wird dann eine Rendite von 0% erzielt, wenn die erwartete Dividendenwachstumsrate $E_t(\tilde{g})$ von $t = 0$ in $t = 1$ um 0,4%-Punkte fällt.

Es zeigt sich, daß die realisierte Rendite in erster Linie dann von ihrer Erwartung abweicht, wenn sich Änderungen in den Wachstumserwartungen der Dividenden und der Kapitalkosten ergeben. Dadurch führen Änderungen in diesen Faktoren zum Teil zu deutlichen Verzerrungen in den historischen Renditen und lassen diese als Schätzung für die Renditeerwartung ungeeignet erscheinen. Anhand der Untersuchung von Fama und French (2002) wird diese Schlußfolgerung auf Basis der empirischen Entwicklung des amerikanischen Aktienmarktes illustriert. Fama und French (2002) schätzen die erwartete Rendite ebenfalls durch die implizite Rendite, die sich aus dem Gordon-Wachstumsmodell B.33 ergibt. Wird der Preis dem Wert gleichgesetzt, ergibt sich für die implizite Rendite

$$(D.19)\qquad R_t^i = \frac{E_t(\tilde{D}_{t+1})}{P_t} + E_t(\tilde{g}).$$

Um die empirischen Eigenschaften von R_t^i zu untersuchen, wird der zeitliche Durchschnitt $\overline{R_t^i}$ betrachtet. Dieser Durchschnitt soll die unbedingte erwartete Rendite $\overline{E_t(\tilde{R}_{t,t+1})}$ schätzen. Wird $DP_{t+1} \equiv \frac{D_{t+1}}{P_t}$ als das Dividenden-zu-Preis-Verhältnis bezeichnet (im Vergleich dazu spricht man bei $DY_t \equiv \frac{D_t}{P_t}$ von der Dividendenrendite), dann läßt sich der zeitliche Durchschnitt $\overline{R_t^i}$ über D.19 wie folgt darstellen:

$$(D.20)\qquad \overline{R_t^i} = \overline{E_t(\tilde{DP}_{t+1})} + \overline{E_t(\tilde{g})}.$$

Um $\overline{R_t^i}$ zu bestimmen, müssen die durchschnittlichen erwarteten Dividenden-zu-Preis-Verhältnisse $\overline{E_t(\tilde{DP}_{t+1})}$ und erwartete Dividendenwachstumsraten $\overline{E_t(\tilde{g})}$ geschätzt werden. Fama und French (2002) bestimmen diese durch zeitliche Durchschnitte von realisierten Dividenden-zu-Preis-Relationen $\overline{DP_{t+1}}$ und von realisierten, einperiodigen Wachstumsraten der Dividenden $\overline{g_{t+1}}$. Die Wahl von realisierten fundamentalen Daten hat bei

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

der Berechnung des Durchschnittes der impliziten Rendite den Vorteil einer größeren Stichprobe. Bei einer Untersuchung bspw. des S&P 500 Indexes können realisierte Größen bis 1872 zurückverfolgt werden. Erwartungswerte hinsichtlich Dividendenwachstumsraten sind dagegen erst seit gut 15 Jahren in ausreichender Qualität verfügbar. Mit den durchschnittlichen Dividenden-zu-Preis-Relationen $\overline{DP_{t+1}}$ und den durchschnittlichen Wachstumsraten der Dividenden $\overline{g_{t+1}}$ ergibt sich für den Durchschnitt der impliziten Rendite $\overline{R_t^i}$:

$$\overline{R_t^i} = \overline{DP_{t+1}} + \overline{g_{t+1}}. \tag{D.21}$$

Fama und French vergleichen den impliziten Schätzer $\overline{R_t^i}$ mit dem historischen Schätzer $\overline{R_{t,t+1}}$ anhand des S&P Indexes für den Zeitraum von 1872 bis 2000 auf Basis von Jahresrenditen. In diesem Zeitraum beträgt $\overline{R_{t,t+1}} = 8,81\%$ und $\overline{R_t^i} = 6,78\%$ (siehe Tabelle D.1).

Tabelle D.1
Empirische Entwicklung des S&P 500 Indexes

Zeitraum	$\overline{R_{t,t+1}}$	$\overline{R_t^i}$	$\overline{DP_{t+1}}$	$\overline{g_{t+1}}$
1872 bis 2000	8,81%	6,78%	4,70%	2,08%
1872 bis 1950	8,30%	8,07%	5,34%	2,74%
1951 bis 2000	9,62%	4,74%	3,70%	1,05%

Bevor die statistischen und ökonomischen Eigenschaften der Schätzer diskutiert werden, soll zunächst dieser auffällige Unterschied in beiden Schätzgrößen erklärt werden. Dieser Unterschied begründet sich vor allem durch den Zeitraum zwischen 1951 und 2000 (siehe Tabelle D.1). Während zwischen 1872 und 1950 die beiden Schätzungen mit 8,30% und 8,07% fast identisch waren, ergibt sich für den späteren Zeitraum mit 9,62% zu 4,74% ein deutlicherer Unterschied. Wenn angenommen wird, daß die Kapitalkosten den impliziten Renditen gleichen, dann kann nach dem Gordon-Wachstumsmodell B.33 und Gleichung D.15 die Differenz $\overline{R_{t,t+1}} - \overline{R_t^i}$ für den Zeitraum 1951 bis 2000 mit folgenden drei Aspekten begründet werden:

- Das realisierten Dividenden waren zwischen 1951 und 2000 höher als 1950 erwartet: $\epsilon_D > 0$.
- Das erwartete Dividendenwachstum war Ende 2000 höher als 1950: $\epsilon_g > 0$.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

- Die (zeitlich bedingten) erwarteten Renditen sind im Zeitraum 1951 bis 2000 gefallen: $\epsilon_K < 0$.

Fama und French (2002) argumentieren, daß im Zeitraum 1951 bis 2000 die *realisierten* Dividenden nicht über den Erwartungen von 1950 lag. Das mittlere realisierte Dividendenwachstum $\overline{g_{t+1}}$ lag im Zeitraum 1951 bis 2000 um 1,69%-Punkte unter dem des Zeitraums zwischen 1872 und 1950 (siehe Tabelle D.1). Obwohl die Dividendenwachstumsraten im späteren Zeitraum niedriger als im früheren Zeitraum lagen, hätten die Erwartungen im Jahr 1950 für den späteren Zeitraum noch niedriger sein können. Dies ist vor dem Hintergrund des kurz zuvor zu Ende gegangenen zweiten Weltkrieges und der weltwirtschaftlichen Depression davor nicht auszuschliessen. Jedoch ist der Unterschied zwischen 9,62% realisierter Rendite und 4,74% impliziter Rendite so groß, daß dieser nur durch ein erwartetes negatives (inflationsbereinigtes) Dividendenwachstum zu begründen wäre. Diese Annahme bzgl. der Erwartungen erscheint unrealistisch. Fama und French (2002) schlußfolgern, daß ϵ_D in diesem Zeitraum nahe bei null liegt und somit nicht für eine positive Abweichung der realisierten Rendite von den Erwartungen verantwortlich ist.

Auch für den zweiten Aspekt, daß das erwartete Dividendenwachstum Ende 2000 sehr hoch lag, finden Fama und French (2002) keine Begründung. Sie schließen sich der in der Literatur weit verbreiteten Meinung an, daß langfristige Dividendenwachstumsraten kaum zu prognostizieren sind (Campbell (1991), Cochrane (1991, 1994), Campbell und Shiller (1998)), und daß sich die Erwartungen bzgl. der langfristigen Dividendenwachstumsraten kaum verändern sollten. Entsprechend setzen Fama und French (2002) ϵ_g ebenfalls mit null an.

Bleibt für die Erklärung des Unterschiedes zwischen $\overline{R_{t,t+1}}$ und $\overline{R_t^\iota}$ die Änderung im Kapitalkostensatz K_t. Dieser Argumentationslinie folgen Fama und French (2002). Sie argumentieren, daß in 2000 die erwarteten Renditen $E_{2000}(\tilde{R}_{t,t+1})$ unter dem langfristigen Durchschnitt $\overline{E_t(\tilde{R}_{t,t+1})}$ lagen. Die Höhe der durchschnittlich realisierten Rendite $\overline{R_{t,t+1}} = 9,62\%$ kann dann wie folgt begründet werden. Unter der Annahme, daß zum Zeitpunkt $t = 1950$ der Kapitalkostensatz K_{1950} der durchschnittlichen impliziten Rendite (Zeitraum 1872 bis 1950) $\overline{R_{1872-1950}^\iota} = 8,07\%$ (siehe Tabelle D.1) entsprochen hat, und daß der Kapitalkostensatz im Jahr 2000 auf $K_{2000} = R_{2000}^\iota = DP_{2001} + E_{2000}(\tilde{g}) \approx 1,22\% + 2,74\% = 3,96\%$[6] (siehe Gleichung D.19) gesunken ist, dann liegt ϵ_K nach D.12 für die Periode von 1951 bis 2000 bei 8,07% - 3,96% = 4,11%. Die Kapitalkosten sind mit

[6] Die Größen sind inflationsbereinigt, so wie sie von Fama und French (2002) dokumentiert sind.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

diesen Annahmen in der zweiten Hälfte des 20. Jahrhunderts unerwartet deutlich um 4,11%-Punkte gesunken. Nimmt man nun weiter an, daß dieser Rückgang sich über die 50 Jahre gleichmäßig verteilt hat, dann beträgt ϵ_K für ein Jahr $\frac{4,11\%}{50} = 0,0822\%$. Werden diese Größen in Gleichung D.17 eingesetzt, so erhält man für die einperiodige Rendite $R_{0,1}$ einen Wert von

$$\begin{aligned} R_{0,1} &= \frac{(1+E_0(\tilde{g}))\cdot(K_0-E_0(\tilde{g}))}{K_0+\epsilon_K-E_0(\tilde{g})} + (K_0-E_0(\tilde{g})) - 1 \\ &= \frac{(1+2,74\%)\cdot(8,07\%-2,74\%)}{8,07\%-0,0822\%-2,74\%} + (8,07\%-2,74\%) - 1 \\ &\approx 9,68\% \end{aligned}$$

$R_{0,1}$ stimmt mit der von Fama und French (2002) dokumentierten durchschnittlichen realisierten Rendite $\overline{R_{t,t+1}} = 9,62\%$ fast überein. Die realisierte Rendite im Zeitraum von 1951 bis 2000 kann also gut durch die oben getroffenen Annahmen und das Gordon-Wachstumsmodell erklärt werden, wenn die Kapitalkosten (=erwartete Renditen) der impliziten Rendite gleichen.

Die zurückgehenden erwarteten Renditen zwischen 1950 und 2000 haben also dazu geführt, daß die Kurse stärker gestiegen sind als erwartet (Diskontierungseffekt). Damit liegen die realisierten Renditen über den erwarteten. Wie deutlich die Kurssteigerungen ausgefallen sind, zeigt sich zusätzlich im Vergleich zu den Dividendensteigerungen. So sind die Kurse zwischen 1950 und 2000 im Vergleich zu den Dividenden fast sechsmal so stark gewachsen.

Die historische Entwicklung der Aktienrenditen des S&P 500 zwischen 1950 und 2000 kann demnach so interpretiert werden, daß (1) die erwarteten Renditen deutlich gesunken sind, und (2) durch den Diskontierungseffekt die realisierten Renditen über den erwarteten lagen. Diese Beobachtungen lassen den Durchschnitt der realisierten Rendite zur Schätzung der erwarteten Rendite ungeeignet erscheinen, da ein Rückgang in den erwarteten Renditen ($\epsilon_K < 0$) den historischen Schätzer $\overline{R_{t,t+1}}$ durch den unerwarteten Kurszuwachs nach oben verzerrt. Der implizite Schätzer R_t^i paßt sich jedoch durch das zurückgehende Dividenden-zu-Preis-Verhältnis (aufgrund des gestiegenen Preises) den reduzierten Renditeerwartungen an. Zusätzlich dazu nennen Fama und French (2002) weitere Gründe für die Vorteilhaftigkeit der impliziten gegenüber der realisierten Rendite:

- Die impliziten Renditen schätzen die erwartete Rendite präziser als die realisierten Renditen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

- Die impliziten Renditen liefern Sharpe Ratios, die ökonomisch vernünftiger sind als bei Schätzung der Erwartungen durch realisierte Renditen.
- Die impliziten Renditen schätzen die Eigenkapitalkosten in einer Größenordnung, die unter den Eigenkapitalrenditen liegt.

Der erste Grund für die Vorteilhaftigkeit der impliziten Rendite gegenüber der realisierten Rendite umfaßt die besseren statistischen Eigenschaften der impliziten Rendite. Der Schätzer für die Renditeerwartung auf Basis des Gordon-Wachstumsmodells hat einen Standardfehler, der weniger als die Hälfte des Durchschnittes der realisierten Renditen ausmacht. Die implizite Rendite schätzt die erwartete Rendite folglich genauer. Die genauere Schätzung wurde bereits im Rahmen der Diskussion der Pfadabhängigkeit des historischen Schätzers angesprochen und bestätigt sich hier empirisch.

Der zweite Grund wird aus der Betrachtung der Sharpe Ratios ersichtlich. Wird das Sharpe Ratio aus impliziten Renditen berechnet, dann liegt es im Zeitraum 1872 bis 1950 bei 0,22, im Zeitraum 1951 bis 2000 bei 0,15. Bei Bestimmung durch die realisierte Rendite verdoppelt es sich fast von 0,23 (1872 bis 1950) auf 0,44 (1951 bis 2000). Aus dem Sharpe Ratio kann die durchschnittliche Risikoaversion des Marktes abgeleitet werden. Ein höheres Sharpe Ratio bedeutet eine stärkere Risikoaversion, ein geringeres Sharpe Ratio entsprechend eine niedrigere. Fama und French (2002) argumentieren, daß eine Erhöhung der Risikoaversion, wie es die Schätzung basierend auf realisierten Renditen impliziert, nicht plausibel ist.

Die Betrachtung der Eigenkapitalrendite liefert den dritten Grund für die Vorteilhaftigkeit der impliziten gegenüber der realisierten Rendite. Wenn nach Gleichung B.38 die erwarteten Eigenkapitalrenditen die geforderten Eigenkapitalkosten übersteigen (dazu wird der Wert dem Preis gleichgesetzt), dann ist das Preis-zu-Buchwert-Verhältnis $\frac{P_t}{B_t}$ größer als eins (und umgekehrt):

$$E_t(E\tilde{K}R_{t+\tau}) > E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1}) \Leftrightarrow \frac{P_t}{B_t} > 1 \tag{D.22}$$

$$E_t(E\tilde{K}R_{t+\tau}) < E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1}) \Leftrightarrow \frac{P_t}{B_t} < 1 \tag{D.23}$$

Wird die erwartete Eigenkapitalrendite durch den Durchschnitt realisierter Eigenkapitalrenditen geschätzt und die durchschnittlichen Eigenkapitalkosten (1) durch die implizite Rendite $\overline{R^i_t}$ und (2) durch die realisierte Rendite $\overline{R_{t,t+1}}$, so erhält man folgende Beziehungen:

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

(D.24) $$\underbrace{\overline{EKR_{t+1}}}_{=7,60\%} > \underbrace{\overline{R_t^i}}_{=4,74\%}$$

(D.25) $$\underbrace{\overline{EKR_{t+1}}}_{=7,60\%} < \underbrace{\overline{R_{t,t+1}}}_{=9,62\%}$$

Aus D.24 folgt, daß das Preis-zu-Buchwert-Verhältnis größer als eins sein sollte. Aus D.25 dagegen folgt, daß das Preis-zu-Buchwert-Verhältnis unter eins liegen sollte. Was läßt sich empirisch beobachten? Im Zeitraum zwischen 1951 und 2000 lag das durchschnittliche Preis-zu-Buchwert-Verhältnis bei 1,5, wobei in nur sechs von 50 Jahren ein Wert von unter eins zu beobachten war und 0,89 nie unterschritten wurde. Aus dieser empirischen Beobachtung kann nach D.22 geschlußfolgert werden, daß die erwartete Eigenkapitalrendite über den geforderten Eigenkapitalkosten liegen sollte. Mit der impliziten Rendite $\overline{R_t^i}$ ist diese Beziehung nach D.24 erfüllt, die realisierte Rendite $\overline{R_{t,t+1}}$ widerspricht jedoch dieser Beziehung nach D.25. Damit liefert der Durchschnitt der realisierten Rendite eine ökonomisch unvernünftige Schätzung für die erwartete Rendite. Sie impliziert, daß die Investitionen im Durchschnitt aller Unternehmen des S&P 500 Indexes im Zeitraum 1951 bis 2000 einen negativen ökonomischen Gewinn erzielt haben. Diese Implikation erscheint nicht nur unvernünftig, sie stimmt auch nicht mit den empirischen Beobachtungen überein.

Neben der Problematik zeitlich variierender Renditeerwartungen, die sich durch den Diskontierungseffekt auf die realisierte Renditen auswirken, und Eltons Kritik sind die statistischen und ökonomischen Eigenschaften des Durchschnitts der realisierten Renditen gegenüber der impliziten Rendite als nachteilig anzusehen. Fama und French (2002) bspw. fassen die Vorteilhaftigkeit der Schätzung erwarteter Renditen durch implizite statt realisierter Renditen folgendermaßen zusammen:

> „An advantage of the expected return estimates from fundamentals (= implizite Renditen) is that they are likely to be less sensitive than the average return to longlived shocks to dividend or earnings growth rates (= Eltons Kritik) or the expected stock return (= Diskontierungseffekt).“(S. 643)

Die bisherigen Untersuchungen behandelten die implizite Rendite vor allem als *deskriptive* Größe mit dem Ziel, die Höhe der durchschnittlichen erwarteten Renditen und Risikoprämien zu beschreiben (Claus und Thomas (2001), Fama und French (2002)), und es stand damit die unbedingte

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Renditeerwartung im Vordergrund. Im Portfoliomanagement geht es jedoch eher um die Frage eines *entscheidungsorientierten* Einsatzes von Renditeerwartungen und ob durch verbesserte Schätzungen für Renditeerwartungen ein Investor zu besseren Portfolioselektionsentscheidungen kommt. Welche effizienten Portfolios sich mit den beiden Schätzmethoden erzielen lassen und wie sich die Rendite- und Risiko-Eigenschaften der Portfolios darstellen, wenn sie auf Basis (1) impliziter Renditen und (2) realisierter Renditen bestimmt werden, wird unter anderem in Kapitel H. untersucht.

II. Erwartete Rendite im Gleichgewicht

Um Fehlbewertungen zu bestimmen, sind neben den Renditeerwartungen aus Marktpreisen auch Renditeerwartungen aus Gleichgewichtsmodellen notwendig. Diese zu diskutieren, steht im Vordergrund dieses Kapitels.

1. CAPM

Bereits in Kapitel 2. zeigte die Tobin-Separation, daß ein $(\mu - \sigma)$-effizientes Portfolio aus risikobehafteten Wertpapieren für alle Investoren die gleiche wertmäßige Zusammensetzung hat. Dieses $(\mu - \sigma)$-effiziente Portfolio P^* ist unabhängig von den jeweiligen Präferenzen der Portfoliomanager. Die absolute Zusammensetzung (ausgedrückt in Geldeinheiten) der Portfolios der einzelnen Portfoliomanager kann jedoch differieren. An sie wurde keine Bedingung geknüpft. Mit der optimalen wertmäßigen Zusammensetzung $(x_1, ..., x_n)$ lassen sich dann nur relative Preise bestimmen, absolute Preise jedoch nicht. Wird nun zusätzlich angenommen, daß sich der Kapitalmarkt im Gleichgewicht befindet, dann stimmt die Nachfrage nach den einzelnen Wertpapieren (ausgedrückt in Geldeinheiten) mit dem Angebot überein. Eine Folge der Tobin-Separation und dieser Gleichgewichtsbedingung ist es nun, daß die ausstehenden Wertpapiere entsprechend der wertmäßigen Zusammensetzung $(x_1, ..., x_n)$ des Portfolios P^* nachgefragt werden, wobei die Höhe der Gesamtnachfrage dem Marktwert aller Wertpapiere entspricht. Dieses Portfolio wird im folgenden als Marktportfolio M bezeichnet. Aus dieser Gleichgewichtsbedingung ergibt sich eine Beziehung für die Renditeerwartung eines Wertpapiers i und des Marktportfolios M. Um die Renditeerwartung eines einzelnen Wertpapiers $E_t(\tilde{R}^{\varrho}_{i,t,t+1})$ im Gleichgewicht zu bestimmen, wird auf die Herleitung von Sharpe (1964) zurückgegriffen. Dazu wird eine Kombination aus dem Wertpapier i und dem Marktportfolio M gebildet (die möglichen Kombinationen sind beispielhaft in Abbildung D.4 durch die Linie iMi' dargestellt). Die erwartete Rendite dieser Kombination $E_t(\tilde{R}^{\varrho}_{iM,t,t+1})$ ist

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$(D.26) E_t(\tilde{R}^{\rho}_{iM,t,t+1}) = x_i \cdot E_t(\tilde{R}^{\rho}_{i,t,t+1}) + (1 - x_i) \cdot E_t(\tilde{R}^{\rho}_{M,t,t+1}),$$

und die Standardabweichung der Renditen beträgt

$$(D.27) \sigma(\tilde{R}^{\rho}_{iM,t,t+1}) = \sqrt{x_i^2 \cdot \sigma^2(\tilde{R}^{\rho}_{i,t,t+1}) + (1-x_i)^2 \cdot \sigma^2(\tilde{R}^{\rho}_{M,t,t+1}) + 2 \cdot x_i \cdot (1-x_i) \cdot Cov(\tilde{R}^{\rho}_{i,t,t+1}, \tilde{R}^{\rho}_{M,t,t+1})}.$$

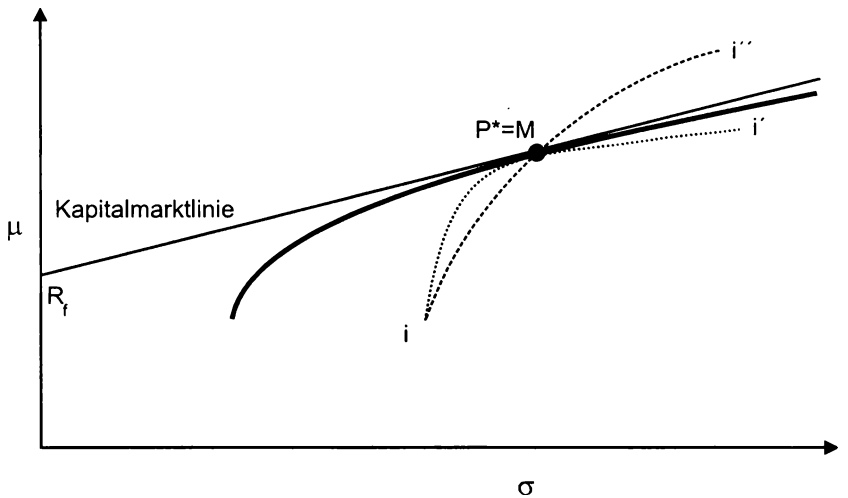


Abbildung D.4: Marktportfolio M

An der Stelle $x_i = 0$ muß die Ableitung der erwarteten Rendite $E_t(\tilde{R}^{\rho}_{iM,t,t+1})$ nach $\sigma(\tilde{R}^{\rho}_{iM,t,t+1})$ der Sharpe Ratio des Marktportfolios $SR_{M,t,t+1} = (E_t(\tilde{R}^{\rho}_{M,t,t+1}) - R_{f,t,t+1})/\sigma(\tilde{R}^{\rho}_{M,t,t+1})$, also der Steigung der Kapitalmarktlinie, entsprechen (siehe Abbildung D.4). Wäre dies nicht der Fall, dann hätte die Linie aller Renditeerwartungen und Standardabweichungen, die sich aus einer Kombination aus i und M erzielen lassen, einen Schnittpunkt mit der Kapitalmarktlinie (dargestellt durch die Linie iMi''). Somit ergäben sich Kombinationen aus i und M, die eine höhere Sharpe Ratio als M allein hätten, und M wäre nicht mehr das allein aus riskanten Wertpapieren bestehende Portfolio mit der höchsten Sharpe Ratio. Dieser Umstand ist jedoch ausgeschlossen, da M das Portfolio ist, welches die Sharpe Ratio maximiert. Die Ableitung lautet dann folgendermaßen:

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$\text{(D.28)} \quad \frac{dE_t(\tilde{R}^{\rho}_{iM,t,t+1})}{d\sigma(\tilde{R}^{\rho}_{iM,t,t+1})}\Big|_{x_i=0} = \frac{\partial E_t(\tilde{R}^{\rho}_{iM,t,t+1})}{\partial x_i} \cdot \frac{\partial x_i}{\partial \sigma(\tilde{R}^{\rho}_{iM,t,t+1})}\Big|_{x_i=0}$$
$$= \frac{\sigma(\tilde{R}^{\rho}_{M,t,t+1})}{Cov(\tilde{R}^{\rho}_{i,t,t+1},\tilde{R}^{\rho}_{M,t,t+1})-\sigma^2(\tilde{R}^{\rho}_{M,t,t+1})} \cdot \left(E_t(\tilde{R}^{\rho}_{i,t,t+1}) - E_t(\tilde{R}^{\rho}_{M,t,t+1})\right).$$

Die Steigung der Kapitalmarktlinie entspricht der Sharpe Ratio:

$$\text{(D.29)} \quad \frac{dE_t(\tilde{R}^{\rho}_{iM,t,t+1})}{d\sigma(\tilde{R}^{\rho}_{iM,t,t+1})} = \frac{E_t(\tilde{R}^{\rho}_{M,t,t+1}) - R_{f,t,t+1}}{\sigma(\tilde{R}^{\rho}_{M,t,t+1})}.$$

Durch Gleichsetzen von Gleichung D.28 mit D.29 erhält man

$$\frac{\sigma(\tilde{R}^{\rho}_{M,t,t+1}) \cdot \left(E_t(\tilde{R}^{\rho}_{i,t,t+1}) - E_t(\tilde{R}^{\rho}_{M,t,t+1})\right)}{Cov(\tilde{R}^{\rho}_{i,t,t+1}, \tilde{R}^{\rho}_{M,t,t+1}) - \sigma^2(\tilde{R}^{\rho}_{M,t,t+1})} = \frac{E_t(\tilde{R}^{\rho}_{M,t,t+1}) - R_{f,t,t+1}}{\sigma(\tilde{R}^{\rho}_{M,t,t+1})}. \quad \text{(D.30)}$$

Umformung von Gleichung D.30 führt zur gleichgewichtigen Renditeerwartung eines einzelnen Wertpapiers

$$\frac{\sigma(\tilde{R}^{\rho}_{M,t,t+1})\cdot\left(E_t(\tilde{R}^{\rho}_{i,t,t+1})-E_t(\tilde{R}^{\rho}_{M,t,t+1})\right)}{Cov(\tilde{R}^{\rho}_{i,t,t+1}, \tilde{R}^{\rho}_{M,t,t+1}) - \sigma^2(\tilde{R}^{\rho}_{M,t,t+1})} = \frac{E_t(\tilde{R}^{\rho}_{M,t,t+1}) - R_{f,t,t+1}}{\sigma(\tilde{R}^{\rho}_{M,t,t+1})}$$
$$\Leftrightarrow \quad \sigma^2(\tilde{R}^{\rho}_{M,t,t+1})\cdot\left(E_t(\tilde{R}^{\rho}_{i,t,t+1})-E_t(\tilde{R}^{\rho}_{M,t,t+1})\right)$$
$$= \left(E_t(\tilde{R}^{\rho}_{M,t,t+1})-R_{f,t,t+1}\right)\cdot\left(Cov(\tilde{R}^{\rho}_{i,t,t+1}, \tilde{R}^{\rho}_{M,t,t+1})-\sigma^2(\tilde{R}^{\rho}_{M,t,t+1})\right)$$
$$\Leftrightarrow \quad \sigma^2(\tilde{R}^{\rho}_{M,t,t+1}) \cdot \left(E_t(\tilde{R}^{\rho}_{i,t,t+1}) - E_t(\tilde{R}^{\rho}_{M,t,t+1}) + E_t(\tilde{R}^{\rho}_{M,t,t+1}) - R_{f,t,t+1}\right)$$
$$= \left(E_t(\tilde{R}^{\rho}_{M,t,t+1}) - R_{f,t,t+1}\right) \cdot \left(Cov(\tilde{R}^{\rho}_{i,t,t+1}, \tilde{R}^{\rho}_{M,t,t+1})\right)$$
$$\Rightarrow \quad E_t(\tilde{R}^{\rho}_{i,t,t+1})$$
$$= R_{f,t,t+1} + \frac{Cov(\tilde{R}^{\rho}_{i,t,t+1}, \tilde{R}^{\rho}_{M,t,t+1})}{\sigma^2(\tilde{R}^{\rho}_{M,t,t+1})} \cdot \left(E_t(\tilde{R}^{\rho}_{M,t,t+1}) - R_{f,t,t+1}\right). \quad \text{(D.31)}$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Wird $\beta_{i,CAPM,t} \equiv Cov(\tilde{R}^{\rho}_{i,t,t+1}, \tilde{R}^{\rho}_{M,t,t+1})/\sigma^2(\tilde{R}^{\rho}_{M,t,t+1})$ definiert, ergibt sich aus D.31 die bekannte CAPM-Gleichung[7] für die gleichgewichtige Renditeerwartung eines Wertpapiers:

$$E_t(\tilde{R}^{\rho}_{i,t,t+1}) = R_{f,t,t+1} + \beta_{i,CAPM,t} \cdot (E_t(\tilde{R}^{\rho}_{M,t,t+1}) - R_{f,t,t+1}). \quad \text{(D.32)}$$

Die gleichgewichtige Risikoprämie eines einzelnen Wertpapiers lautet dann

$$\Pi^{\rho}_{i,t,t+1} = \beta_{i,CAPM,t} \cdot \Pi^{\rho}_{M,t,t+1}. \quad \text{(D.33)}$$

Gleichung D.32 gilt für die einperiodige erwartete Rendite im Gleichgewicht . Ein Portfoliomanager, der die einperiodige Rendite nach dem ($\Pi^{\epsilon} - TE$)-Kalkül maximiert, kann Nebenbedingung C.59 bzw. C.64 mit Hilfe der Gleichung D.32 spezifizieren. In diesem Fall entspricht der CAPM-β-Faktor des gemanagten Portfolios dem der Benchmark. Für die Bewertung einer Aktie, bspw. nach Gleichung B.17, sind jedoch Kapitalkostensätze (= Renditeerwartungen im Gleichgewicht) nicht nur für die nächste Periode erforderlich, sondern ebenfalls für alle Perioden darüber hinaus. Fama (1977) zeigt, daß sich die nach D.32 berechneten Kapitalkosten auch für unsichere Dividenden im Mehr-Perioden-Kontext anwenden lassen. Dazu ist es jedoch Bedingung, daß der Erwartungswert der Rendite für zukünftige Perioden aus Sicht des Bewertungszeitpunktes keine Zufallsvariable ist. Damit sind zukünftige Kapitalkosten bekannt. Es ist jedoch nicht zwingend vorauszusetzen, daß die erwartete Rendite zu allen Zeitpunkten und in allen Zuständen gleich hoch ist, so wie es in Gleichung B.17 unterstellt wurde.

2. CCAPM

Der Einperioden-Kontext des CAPM setzt implizit voraus, daß Marktteilnehmer am Ende der Periode ihr Vermögen konsumieren und damit eine Wiederanlage zum Zeitpunkt $t+1$ nicht berücksichtigt wird. Wird jedoch ein Marktteilnehmer unterstellt, der von einer (teilweisen) Wiederanlage seines Vermögens in zukünftigen Perioden ausgeht und nur Teile seines Vermögens konsumiert, gelangt man zu einem Mehrperiodenkontext. Für diesen Fall zeigt Breeden (1979), daß sich eine ähnliche Gleichung wie

[7] CAPM = Capital Asset Pricing Model.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

D.32 ableiten läßt. Die erwartete Rendite im Falle des CCAPM[8] (Breeden (1979)) setzt sich für eine Aktie i wie folgt zusammen:

$$E_t(\tilde{R}^{\rho}_{i,t,t+1}) = R_{f,t,t+1} + \frac{\beta_{i,CCAPM,t}}{\beta_{M,CCAPM,t}} \left(E_t(\tilde{R}^{\rho}_{M,t,t+1} - R_{f,t,t+1}) \right). \tag{D.34}$$

Die CCAPM-β-Faktoren werden wie folgt berechnet:

$$\beta_{i,CCAPM,t} \equiv \frac{Cov(\tilde{R}^{\rho}_{i,t,t+1}, \frac{\Delta\tilde{C}_{t+1}}{C_t})}{Var(\frac{\Delta\tilde{C}_{t+1}}{C_t})}, \tag{D.35}$$

$$\beta_{M,CCAPM,t} \equiv \frac{Cov(\tilde{R}^{\rho}_{M,t,t+1}, \frac{\Delta\tilde{C}_{t+1}}{C_t})}{Var(\frac{\Delta\tilde{C}_{t+1}}{C_t})}. \tag{D.36}$$

Damit ist die erwartete Rendite abhängig von der erwarteten Rendite des Marktportfolios M und den Faktoren $\beta_{i,CCAPM,t}$ und $\beta_{M,CCAPM,t}$, die die Sensitivität der erwarteten Rendite zum Konsumwachstum berechnen. Für die gleichgewichtige Risikoprämie ergibt sich folglich:

$$\Pi^{\rho}_{i,t,t+1} = \frac{\beta_{i,CCAPM,t}}{\beta_{M,CCAPM,t}} \cdot \Pi^{\rho}_{M,t,t+1}. \tag{D.37}$$

Korreliert die Marktrendite perfekt mit dem Konsumwachstum, so führen das CAPM und das CCAPM zum selben Ergebnis für die erwartete Rendite im Gleichgewicht.

3. Modelle zur Bestimmung der Marktrisikoprämie

Gleichungen D.32 und D.34 leiten die Höhe der erwarteten Rendite im Gleichgewicht *relativ* zur Höhe der erwarteten Rendite des Marktportfolios ab. Wie hoch jedoch die erwartete Rendite des Marktportfolios ausfällt, läßt sich innerhalb des CAPM und des CCAPM nicht bestimmen. Dazu müssen weitere Annahmen, wie bspw. eine Konkretisierung der Präferenzen der Marktteilnehmer, vorgenommen werden. Dieser Aspekt wird in diesem Abschnitt diskutiert und im Hinblick auf eine praktikable Umsetzung bewertet.

[8] CCAPM = Consumption Capital Asset Pricing Model.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Eine genauere Spezifizierung der Marktteilnehmer erfolgt meistens durch eine Nutzenfunktion, die sich auf seinen zukünftigen Konsumstrom $(C_t, \tilde{C}_{t+1}, ..., \tilde{C}_{t+T})$ bezieht. Eine weit verbreitete Annahme für eine Nutzenfunktion ist ihre zeitliche Separierbarkeit. Zeitlich separierbar bedeutet, daß der Nutzen des Konsums einzelner Perioden addiert werden kann, $U_t(C_t, \tilde{C}_{t+1}, ..., \tilde{C}_{t+T}) = \sum_{\tau=1}^{T} U_t(\tilde{C}_{t+\tau})$. Wird der Nutzen einer Periode mit

$$U_t(C_t) = \frac{C_t^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma} \tag{D.38}$$

angenommen,[9] so ist der Marktteilnehmer durch eine konstante relative Risikoaversion γ gekennzeichnet. Diese ist allgemein als

$$\gamma \equiv -C_t \cdot U_t''(C_t)/U_t'(C_t) \tag{D.39}$$

definiert ist (Pratt (1964)). Eine konstante relative Risikoaversion bedeutet, daß die Risikoaversion unabhängig von der Konsumhöhe ist. Eine konstante relative Risikoaversion kann empirisch nachgewiesen werden (Arrow (1971)) und ist eine sinnvolle Eigenschaft, deren Verletzung bedeuten würde, daß mit steigender Wirtschaftsleistung und dem damit einhergehenden steigenden Konsum die Risikoaversion entweder zu- oder abnimmt. Dies hätte dann zur Folge, daß die Marktteilnehmer mit steigendem Konsum risikoaverser oder weniger risikoavers werden. Diese Folge einer Nutzenfunktion erscheint wenig realistisch. Unter empirischen Gesichtspunkten ist eine Beschreibung der Risikoprämie mit einer zeitlich separierbaren Nutzenfunktion jedoch wenig erfolgreich. Mehra und Prescott (1985) zeigen, daß sich die historische Risikoprämie in den USA in Höhe von 6,18% pro Jahr bei Unterstellung der Nutzenfunktion D.38 nur mit hohen relativen Risikoaversionsparametern von über 10 erklären läßt. Wird statt der der historischen Risikoprämie die implizite unterstellt, ändert sich daran wenig. Arrow (1971) bspw. argumentiert, daß realistischerweise der Risikoaversionskoeffizient bei eins liegen sollte. Daß die historische Risikoprämie im Rahmen einer zeitlich separierbaren Nutzenfunktion nur mit hohen Risikoaversionsparametern erklärt werden kann, wurde zuerst von Mehra und Prescott (1985) in der Literatur diskutiert. Sie prägten für diese Beobachtungen den Begriff *equity premium puzzle.*

[9] $U_t(C_t)$ ist eine spezielle Form einer HARA-Nutzenfunktion. Bei einem Wert von $\gamma = 1$ wird $U_t(C_t) = ln(C_t)$ gesetzt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die Nutzenfunktion D.38 hat die wenig wünschenswerte Eigenschaft, daß die Risikopräferenz und die intertemporale Präferenz mit Hilfe eines Parameters modelliert werden (siehe bspw. Meyer (1999)). Eine hohe Risikoaversion ist dabei mit einer niedrigen Elastizität der intertemporalen Substitution verbunden (und umgekehrt). Dieser Zusammenhang ist intuitiv zunächst nicht zwingend notwendig (Hall (1988)). Die Risikoaversion beschreibt die Präferenz zwischen unsicheren Umweltzuständen und ist auch in Modellen sinnvoll, in denen die zeitliche Komponente fehlt. Auf der anderen Seite ist die intertemporale Präferenz auch dann vernünftig, wenn Modelle deterministisch sind und ihnen die stochastische Komponente fehlt.

Epstein und Zin (1989) erreichen eine Trennung der relativen Risikoaversion von der intertemporalen Substitution dadurch, daß sie die Annahme der zeitlichen Additivität aufgeben und die Nutzenfunktion rekursiv definieren. Dies bedeutet, daß der Nutzen des Konsums der nächsten Periode mit dem erwarteten Nutzen des Konsumstroms aller Perioden darüber hinaus aggregiert wird. Diese Aggregation bewirkt eine Trennung der Risikopräferenz von der intertemporalen Präferenz. Die Folge davon ist, daß zum relativen Risikoaversionsparameter ein zusätzlicher Parameter die intertemporale Substitution beschreibt. Mit dieser Modellierung wird somit theoretisch eine Beschreibung der Risikoprämie aufgrund einer getrennten Modellierung dieser beiden Präferenzen möglich.

Eine weitere theoretische Erklärung des *equity premium puzzles* wird von Campbell und Cochrane (1999) vorgeschlagen. Sie modellieren die Höhe der relativen Risikoaversion zeitabhängig, geben aber die Annahme einer zeitlichen Additivität der Nutzenfunktion nicht auf. In ihrer Modellierung steigt die relative Risikoaversion dann an, wenn sich der Konsum einem bestimmten Niveau annähert. Dieses Niveau bezeichnet sie als Gewohnheitskonsum.[10] Intuitiv ist dieses Vorgehen leicht nachzuvollziehen. Einem Mensch, der immer einen Mercedes gefahren ist, wird es schwerer fallen, auf einen Golf umzusteigen, als einem Menschen, der immer Polo gefahren ist. Campbell und Cochrane (1999) zeigen mit Hilfe von Simulationen, daß mit diesem Modell eine theoretische Möglichkeit des *equity premium puzzles* besteht.

Es stellt sich die Frage, ob die Modelle mit einer zeitlich separierbaren Nutzenfunktion, mit einer rekursiven Nutzenfunktion (Epstein und Zin (1989)) oder einer vom Gewohnheitskonsum abhängigen Risikoaversion (Campbell und Cochrane (1999)) es ermöglichen, eine zeitlich bedingte Risikoprämie zu schätzen. Wird ein Investor unterstellt, der den

[10] Alternative Modellierungen des Gewohnheitskonsums finden sich bspw. bei Abel (1990), Constantinides (1990) und Gali (1994).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Erwartungsnutzen einer zeitlich separierbaren Nutzenfunktion maximiert, führt dies nur dann zu realistischen Risikoprämien, wenn eine hohe relative Risikoaversion unterstellt wird. Die Modellierung der Risikoprämie mit Hilfe dieses Modells erscheint dementsprechend wenig vielversprechend. Modelle mit einer rekursiven Nutzenfunktion oder einer von einem Gewohnheitskonsum abhängigen Risikoaversion erlauben zwar eine realistischere Abbildung der Marktrisikoprämie, sie werden jedoch hauptsächlich dazu herangezogen, entweder die vergangene Renditeentwicklung von Aktien zu *erklären* (siehe bspw. Epstein und Zin (1991)) oder einen fiktiven Kapitalmarkt zu *simulieren*. Dann werden die statistischen Eigenschaften der so simulierten fiktiven Preise mit denen von realen Kapitalmärkten verglichen (siehe bspw. Campbell und Cochrane (1999)). Beide Ansätze, die Erklärung der vergangenen Rendite oder die Simulation von Preisen, sind jedoch nicht zielführend bei der Entscheidungsproblematik eines Investors, der an einer Schätzung der zeitlich bedingten Renditeerwartungen interessiert ist. Um die zeitlich bedingten Renditeerwartungen zu berechnen, müßten die Modellparameter zu jedem Zeitpunkt geschätzt werden. Dies würde bedeuten, daß die entsprechenden Parameter ebenfalls zeitlich bedingt geschätzt werden müßten. Dazu bietet die Literatur bislang keine allgemein akzeptierten Lösungsansätze. Dementsprechend stellt sich die Berechnung der zeitlich bedingten gleichgewichtigen Marktrisikoprämie $\Pi^{\varrho}_{M,t,t+1}$ als schwierig heraus. Im Fall der vorgestellten drei Entscheidungskalküle ($(\mu-\sigma)$, $(\alpha-TE)$ und $(\Pi^{\epsilon}-TE)$) ist die Bestimmung der gleichgewichtigen Marktrisikoprämie jedoch nicht zwingend notwendig. Nur beim $(\Pi^{\epsilon}-TE)$-Kalkül wird in Nebenbedingung C.59 bzw. C.64 die gleichgewichtige Risikoprämie des gemanagten Portfolios der Benchmark gleichgesetzt. Wird zur Berechnung der gleichgewichtigen Risikoprämie jeweils auf das CAPM bzw. CCAPM zurückgegriffen, ist wiederum die Höhe der Marktrisikoprämie an sich nicht relevant. In diesem Fall müssen *nur* die β-Faktoren des gemanagten Portfolios und der Benchmark übereinstimmen. Somit beschränkt sich die Problematik der gleichgewichtigen Risikoprämie auf die Berechnung der β-Faktoren (CAPM bzw. CCAPM). Dazu wird auf die übliche Methodik in der Literatur zurückgegriffen, die β-Faktoren auf Basis historischer Regressionen zu berechnen. Prinzipiell ist die Berechnung der β-Faktoren mit Hilfe von Regressionen der gleichen Problematik wie die Berechnung der Renditeerwartungen unterworfen. Dies bedeutet, daß sich verändernde Renditeerwartungen und Eltons Kritik ebenfalls auf die Berechnung auswirken. Jedoch sollten sich die Auswirkungen insbesondere auf den CAPM-β-Faktor deutlich geringer auswirken als auf den Durchschnitt der realisierten Renditen. Denn bei dem CAPM-β-Faktor

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

handelt es sich um einen Term, der zwei Renditen relativ ins Verhältnis setzt.[11]

Aus den oben dargestellten Gründen wird zur Berechnung der Marktrisikoprämie $\Pi^{\rho}_{M,t,t+1}$ auf die zuvor diskutierten Modelle verzichtet. Um dennoch die Marktrisikoprämie zeitlich bedingt schätzen zu können und damit die Berechnung der Fehlbewertung nach B.49 operationalisierbar zu gestalten, wird die pragmatische Annahme getroffen, daß die implizite Marktrisikoprämie $\Pi^{\iota}_{M,t,t+1}$ und die gleichgewichtige Marktrisikoprämie $\Pi^{\rho}_{M,t,t+1}$ gleich hoch sind. Mit dieser Annahme wird der Markt als richtig bewertet angesehen. Diese Annahme hat insbesondere vor der dargestellten Entscheidungsproblematik eines Portfoliomanagers, der ein Portfolio von ausschließlich risikobehafteten Wertpapieren zusammenstellt, nur geringe Auswirkungen.

III. Fehlbewertung

1. Bestimmung der Fehlbewertung

Sind die Renditeerwartungen aus Marktpreisen $E_t(\tilde{R}_{t,t+1})$ und die Renditeerwartungen im Gleichgewicht $E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1})$ bestimmt, können sie miteinander verglichen werden, und die Berechnung der Fehlbewertung nach B.49 ist trivial:

$$\Pi^{\epsilon}_t = E_t(\tilde{R}_{t,t+1}) - E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1}). \tag{B.55}$$

Da sowohl die Renditeerwartung aus Marktpreisen $E_t(\tilde{R}_{t,t+1})$ als auch die gleichgewichtige Renditeerwartung $E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1})$ durch Modelle quantifiziert werden, ist die Fehlbewertung abhängig von den unterstellten Modellen. Sie kann falsch sein, wenn eines oder beide Modelle die Realität nicht in ausreichendem Maße beschreiben. Für beide Größen werden im empirischen Teil deshalb verschiedene Berechnungsverfahren unterstellt,

[11] Der β-Faktor berechnet sich zu $\beta_{i,CAPM,t} \equiv \frac{Cov(\tilde{R}_{i,t,t+1}, \tilde{R}_{M,t,t+1})}{\sigma^2(\tilde{R}_{M,t,t+1})}$. Wenn bspw. die realisierten Renditen aufgrund des Diskontierungseffektes von ihren Erwartungen abweichen, dann wirkt sich dieser sowohl auf die realisierte Rendite der Aktie i als auch des Marktes M aus (unter der Annahmen, daß es sich um einen marktweiten Einfluß handelt wie bspw. ein sinkendes Zinsniveau). Durch die Bildung des Verhältnisses zwischen der Kovarianz der Renditen von i und M und der Renditevarianz von M hebt sich der Einfluß zumindest teilweise auf. Die Problematik, unternehmensspezifischer Einzelereignisse, die Elton (1999) angesprochen hat, bleibt jedoch bestehen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

um somit die Sensitivität der Ergebnisse auf die Berechnung der Fehlbewertung zu untersuchen. Kapitel F. wird die Einzelheiten darstellen.

2. Modelle zur Erklärung der Fehlbewertung

Die in Kapitel II. vorgestellten Modelle leiteten die erwartete Rendite und Risikoprämie aus dem Nutzen über den zukünftigen Konsum ab. Erkenntnisse der Behavioral Finance zeigen, daß die Nutzenfunktion der Marktteilnehmer auch auf anderen Präferenzen basieren kann. Das Konzept der Verlustaversion basierend auf der *Prospect Theory* von Kahneman und Tversky (1979) steht dabei im Mittelpunkt. Aber auch andere Konzepte wie ein zu hohes Selbstvertrauen in das eigene Wissen und die eigenen Fähigkeiten (*overconfidence*) oder die sogenannte Mentale Kontenführung (*mental accounting*) können die Präferenzen beeinflussen. Diese alternativen Präferenzen werden im allgemeinen als nicht rational angesehen. Ein Grenze zwischen einem rationalen und irrationalen Verhalten zu ziehen, ist jedoch schwierig. Unterstellt man das Bernoulli-Prinzip als die Grenze, dann sind die in diesem Kapitel diskutierten Entscheidungsgrundlagen dem irrationalen Verhalten zuzuordnen. Sie haben dementsprechend weniger einen normativen Charakter, wie bspw. das CAPM, sondern eher einen deskriptiven Charakter. Damit ergeben sich Möglichkeiten, die entstehenden Fehlbewertungen durch alternative Präferenzen zu erklären. Deswegen spiegelt sich das Entscheidungsverhalten nicht in der gleichgewichtigen Renditeerwartung, sondern in der Fehlbewertung in Gleichung B.49 wider:

$$\underbrace{\Pi_t^{\epsilon}}_{\substack{\text{bspw. mental}\\ \text{accounting}}} = \underbrace{E_t(\tilde{R}_{t,t+1})}_{\substack{\text{Renditeerwartung}\\ \text{aus Marktpreisen}}} - \underbrace{E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1})}_{\substack{\text{Renditeerwartung}\\ \text{im Gleichgewicht}}}. \tag{B.55}$$

Verlustaversion

Verlustaversion heißt, daß Verluste relativ zu einem Status quo durch einen stärkeren Nutzenrückgang empfunden werden als ein Nutzenzuwachs durch einen gleich hohen Gewinn. Dies gilt zwar auch bei einer Nutzenfunktion mit abnehmendem Grenznutzen. Die Verlustaversion zeichnet sich jedoch dadurch aus, daß der marginale Nutzenverlust am Status quo größer ist als der marginale Nutzengewinn, die Nutzenfunktion weist also am Status quo einen Knick auf und ist damit nicht differenzierbar. Zusätzlich wird im Gewinnbereich eine Risikoaversion, im Verlustbereich dagegen eine

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Risikofreude modelliert. Kahneman und Tversky's (1979) *prospect theory* modelliert eine sogenannte Wertefunktion[12] über Renditen wie folgt:

$$(D.39) \quad U(R_{t,t+1}) = \begin{cases} (R_{t,t+1})^{\psi_1} & für \quad R_{t,t+1} \geq 0 \\ -\lambda_v(-R_{t,t+1})^{\psi_2} & für \quad R_{t,t+1} < 0 \end{cases}$$

Dabei ist λ_v der Verlustaversionskoeffizient. Kahneman und Tversky (1979) spezifizieren empirisch $\psi_1 = \psi_2 = 0,88$ und und $\lambda_v = 2,25$. Ein Verlust wird also durch einen mehr als doppelt so hohen Nutzenrückgang empfunden als ein Gewinn in der gleichen Großenordnung. Ein exemplarischer Verlauf der Wertefunktion ist in Abbildung D.5 wiedergegeben.

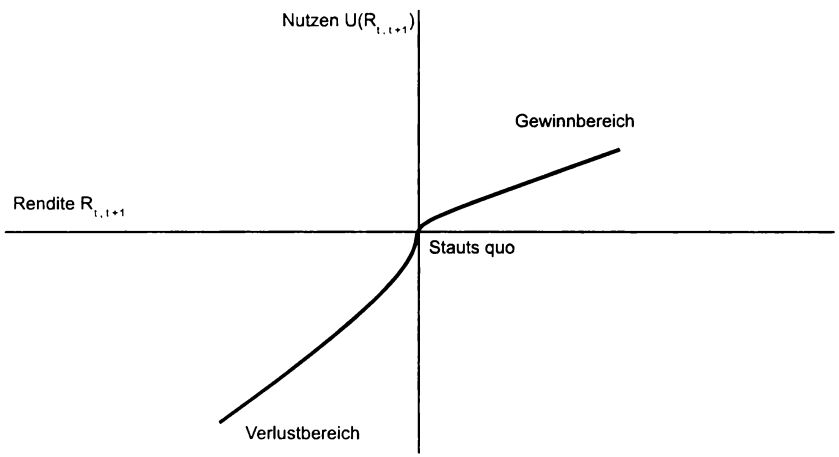


Abbildung D.5: Exemplarischer Verlauf der Wertefunktion im Fall von Verlustaversion

Statische Verlustaversion

Benartzi und Thaler (1995) argumentieren, daß durch eine Verlustaversion die Risikoprämie von Aktien beeinflußt wird und sich somit zu einer Erklärung des *equity premium puzzle* führen kann. Der Nutzen U einer unsicheren Entscheidung, bspw. des Kaufs einer Aktie, basierend auf der Wertefunktion definieren Benartzi und Thaler (1995) wie folgt:

[12] Die Wertefunktion wird in Analogie zur Nutzenfunktion ebenfalls mit U bezeichnet.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$U(\tilde{R}_{t,t+1}) = \sum_s \omega(p^s) U(R^s_{t,t+1}). \tag{D.40}$$

$\omega(p^s)$ ist dabei das Entscheidungsgewicht für die Realisation $R^s_{t,t+1}$ der Rendite $\tilde{R}_{t,t+1}$ im Zustand s. $\omega(\cdot)$ ist eine Transformation der Wahrscheinlichkeitsverteilung von $\tilde{R}_{t,t+1}$ und wird üblicherweise die *Wahrscheinlichkeitsgewichtefunktion* genannt. Die Wahrscheinlichkeitsgewichtefunktion läßt sich durch Ergebnisse von Experimenten mit Individuen begründen, die reale Wahrscheinlichkeiten p^s unsicherer Ereignisse s falsch einschätzen. So ist bspw. zu beobachten, daß die Wahrscheinlichkeit eines seltenen Ereignisses s systematisch überschätzt wird, d.h. $\omega(p^s) > p^s$ für p^s sehr klein. Operationalisierungen von $\omega(\cdot)$ schlagen bspw. Kahneman und Tversky (1979) oder von Nitzsch und Friedrich (1999) vor.

Die Verlustaversion führt dazu, daß Risiko in Abhängigkeit von der sogenannten Evaluierungsperiode bewertet wird. Die Evaluierungsperiode gibt an, in welchem Zeitraum ein Individuum den Wert seines Portfolios bestimmt. Kennt ein Individuum den Wert seines Portfolios nicht, so stören ihn zwischenzeitliche Schwankungen nicht. Die Wahrscheinlichkeitsverteilung des Portfoliowertes ist abhängig vom Evaluierungszeitraum. Je kürzer der Zeitraum, desto stärker ist die Schwankung im Portfoliowert. Der Grund dafür liegt in der Unabhängigkeit von Renditen. Die nahezu unabhängigen Renditen führen zu einem zeitlichen Diversifikationseffekt, bei dem das Risiko (gemessen in Standardabweichung) von Anlage in Aktien mit zunehmender Evaluierungsperiode T nur mit $\sqrt{T}$ wächst, die Rendite dagegen wächst mit T. Dementsprechend nimmt die Wahrscheinlichkeit eines Wertverlustes mit zunehmender Evaluierungsperiode ab, und vor dem Hintergrund der Verlustaversion nimmt die Attraktivität zu. So liegt die Wahrscheinlichkeit eines Wertverlustes bei Aktien bei täglicher Evaluierungsperiode T bei nahezu 50% und nimmt mit zunehmendem T ab. Abbildung D.6 veranschaulicht den Verlauf der Verlustwahrscheinlichkeit in Abhängigkeit der Evaluierungsperiode.

Anleger, die eine kurze Evaluierungsperiode haben und die durch Verlustaversion charakterisiert werden können, messen Aktienrenditen einen weniger hohen Nutzen bei als Anleger mit einer längeren Evaluierungsperiode. Dementsprechend kann die Risikoprämie von Aktien von der Evaluierungsperiode abhängen.

Benartzi und Thaler (1995) untersuchen mit Hilfe von Simulationen,[13] wie hoch die Evaluierungsperiode sein muß, um die historische Risiko-

[13] Die Simulationen basieren auf CRSP Daten für amerikanische Aktien und Renten für den Zeitraum 1926 bis 1990.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

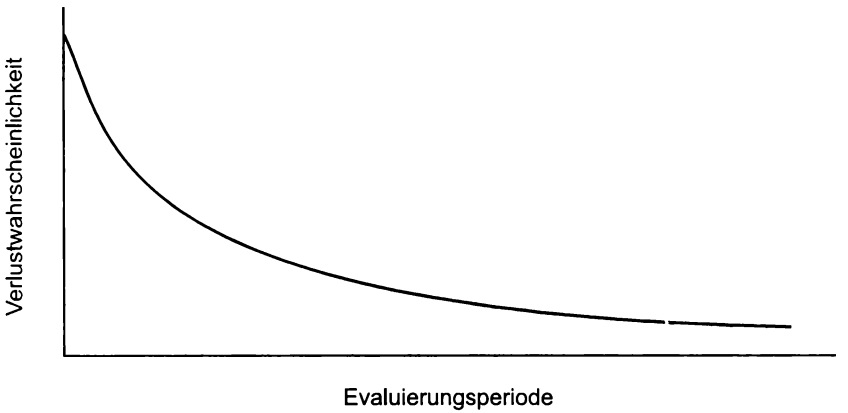


Abbildung D.6: Verlustwahrscheinlichkeit und Evaluierungsperiode

prämie, die für die USA nach Mehra und Prescott (1985) bei 6,18% liegt, zu erklären. Je nach Spezifikation der Renditen, real oder nominal, liegt der Zeitraum bei 11 bis 13 Monaten. Des weiteren untersuchen sie, wie hoch die Risikoprämie von Aktien gegenüber einem 5-jährigen risikolosen Bond sein müßte. Für einen einjährigen Zeitraum liegt sie bei 6,5% und sinkt auf 1,4% bei einem 20-jährigen Zeitraum. Die Differenz zwischen einem kurzen und einem langen Evaluierungsrhythmus interpretieren sie als psychologischen Kosten.

Der Zusammenhang zwischen Evaluierungsperiode und Risikoprämie ist in Abbildung D.7 dargestellt. Anleger, die mit der Verlustaversion beschrieben werden können, bewerten die Aktien in Abhängigkeit der Evaluierungsperiode unterschiedlich. Eine kurze Periode führt zu einer hohen Risikoprämie und eine lange Periode zu einer niedrigen. Benartzi und Thaler (1995) argumentieren, daß eine Evaluierungsperiode von einem Jahr die historische Risikoprämie in den USA, wie sie Mehra und Prescott (1985) berechnet haben, gut erklären kann. Demnach führt die kurzfristige Verlustaversion zu einem Einfluß auf die Risikoprämie. Vor diesem Hintergrund sind auch die Ratschläge von populären Investoren wie bspw. Kostolany zu verstehen: Kaufe gute und solide Aktien, nimm Schlaftabletten, schlafe drei bis vier Jahre, schaue erst dann wieder auf die Kurse und Du wirst Dich über die Entwicklung freuen.

Dynamische Verlustaversion

Benartzi und Thaler (1995) modellieren die Verlustaversion in einem statischen Ansatz. Dies bedeutet, daß der Grad der Verlustaversion (die

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

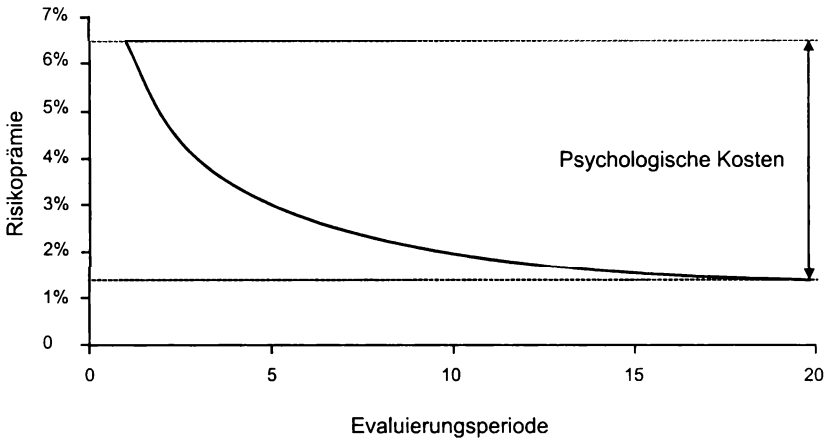


Abbildung D.7: Psychologische Kosten durch Verlustaversion

Höhe von λ_v in Gleichung D.39) im Zeitablauf konstant ist. Mit Hilfe von Experimenten läßt sich jedoch feststellen, daß die Verlustaversion von erzielten Gewinnen und Verlusten der Vergangenheit abhängen kann (siehe unter anderem Thaler und Johnson (1990) und Gertner (1993)). Individuen werden nach einer Folge von Gewinnen risikofreudiger und empfinden einen Verlust weniger schmerzhaft als nach einer Folge von Verlusten. Dies führt zum sogenannten *House Money* Effekt von Thaler und Johnson (1990). Wird die Verlustaversion und damit die Nutzenfunktion als Funktion von vergangenen Gewinnen und Verlusten modelliert, führt dies zu einem intertemporalen Ansatz und wird als *dynamische* Verlustaversion bezeichnet. In diesem intertemporalen Ansatz steigt die Verlustaversion bei einer Folge von Verlusten, bei einer Folge dienen die aufgelaufenen Gewinne zunächst als Puffer, bevor die Verlustaversion wirkt. Abbildung D.8 veranschaulicht den Zusammenhang exemplarisch. Zum Vergleich ist die Verlustaversion im statischen Fall dargestellt. Zur Vereinfachung sind die Parameter ψ_1 und ψ_2 in Gleichung D.39 gleich eins gesetzt.

Barberis, Huang und Santos (2001) entwickeln ein Gleichgewichtsmodell basierend auf der dynamischen Verlustaversion (ohne Berücksichtigung der Wahrscheinlichkeitsgewichtefunktion). Der Investor zieht seinen Nutzen dabei sowohl aus dem Konsum (der Konsumnutzen wird in Benartzi und Thaler (1995) nicht berücksichtigt) als auch aus den Veränderungen seines Vermögens. Der entscheidende Punkt in diesem Modell liegt in der sich zeitlich verändernden Verlustaversion, deren Auswirkungen sich wie

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

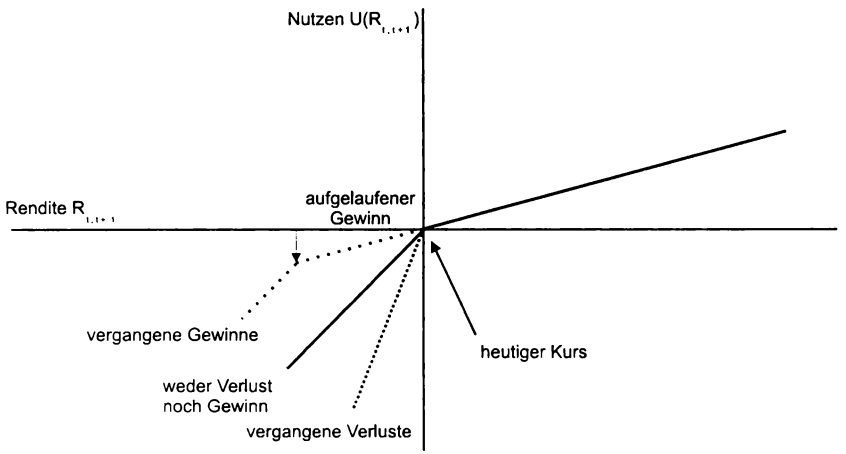


Abbildung D.8: Verlauf der Wertefunktion im Fall von dynamischer Verlustaversion

folgt veranschaulichen lassen. Nach einem Kursanstieg sinkt die Verlustaversion, weil die aufgelaufenen Gewinne dem Investor als Puffer gegen mögliche zukünftige Verluste dienen. Diese möglichen Verluste nimmt er als weniger schmerzhaft wahr. Ein Kursanstieg führt also zu einer zurückgehenden Verlustaversion mit der Folge, daß die verlangte Risikoprämie sinkt. Dementsprechend werden die Dividenden mit einem geringeren Diskontierungssatz abgezinst, was einen weiteren Kursanstieg nach sich zieht. Bei einem Kursrückgang steigt dagegen die Verlustaversion, weil kein Puffer gegen weitere zukünftige Verluste gebildet werden kann. Vielmehr führt die Furcht vor zusätzlichen Verlusten dazu, daß die Verlustaversion ansteigt. Die verlangte Risikoprämie nimmt also zu, und die Dividenden werden mit einem höheren Kapitalkostensatz diskontiert. Folglich sinkt der Kurs weiter. Mit diesem Modell kann eine positive Risikoprämie erklärt werden, die an die zu beobachtende heranreicht und deren empirische Charakteristika aufweist. Die dynamische Verlustaversion kann gegenüber der statischen Verlustaversion nicht nur die Höhe der Risikoprämie erklären, sondern auch weitere Effekte wie die Prognosemöglichkeit von Aktienrenditen (siehe bspw. Campbell und Shiller (1988b)) oder die geringe Korrelation zwischen Aktienrenditen und Konsumwachstum. Barberis, Huang und Santos (2001) und Campbell und Cochrane (1999) modellieren jeweils eine zeitlich sich ändernde Verlust- bzw. Risikoaversion. Das Modell von Barberis, Huang und Santos (2001) grenzt sich von Campbell und Cochrane (1999) vor allem dadurch ab, daß sich die Verlustaversion

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

auf die Rendite des Vermögens bezieht, während Campbell und Cochrane (1999) die Risikoversion auf den unsicheren Konsum beziehen.

Mental accounting

Barberis und Huang (2001) erweitern das Modell von Barberis, Huang und Santos (2001) um einen weiteren Effekt, dem sogenannten *narrow-framing*-Effekt. Dieser umfaßt die Fragestellung, ob Marktteilnehmer verlustavers gegenüber ihrer Portfolioanlage sind oder gegenüber den einzelnen Wertpapieren ihres Portfolios. Sind die Marktteilnehmer verlustavers gegenüber den einzelnen Wertpapieren, so wird dieser Effekt in der Behavioral Finance auch *mental accounting* (Thaler (1980)) genannt. Marktteilnehmer bewerten jede einzelne Geldanlage in unterschiedlichen mentalen Konten und nehmen dementsprechend sowohl die Gewinne als auch Verluste einzeln und nicht als Gesamtportfolioergebnis wahr. Sind die Marktteilnehmer dagegen verlustavers gegenüber ihrer gesamten Portfolioanlage, so spielt nur die Wertveränderung des gesamten Portfolios eine Rolle. Gewinne und Verluste der einzelnen Wertpapiere werden nur in ihrer Gesamtheit wahrgenommen.

Die Einbeziehung des *narrow-framing*-Effekts führt nicht nur zur Erklärung des *equity premium puzzles*, sondern auch zur Erklärung der *Value-Prämie*, die in Abschnitt III. erläutert wurde.[14] Damit kann nicht nur die Risikoprämie des Gesamtmarktes erklärt werden, sondern auch die Risikoprämien einzelner Aktien relativ zueinander. Der *narrow-framing*-Effekt führt dazu, daß die vergangene Kursentwicklung die Diskontierungsrate jeder einzelnen Aktie beeinflußt. Wenn eine Aktie eine gute Performance hat, wird der Anleger weniger risikoavers, weil die aufgelaufenen Gewinne als Puffer gegen mögliche Verluste dienen. Die verlangte Diskontierungsrate sinkt dementsprechend. Für einen Anleger mit einer Risikoaversion, die von vergangenen Kursentwicklungen unabhängig ist, erscheint die Aktie zu teuer. Hat dagegen die Aktie eine schlechte Performance, wird der Anleger aufgrund des Verlustes, den er als schmerzhaft empfindet, risikoaverser. Er unterstellt eine höhere Diskontierungsrate. Ein Investor mit einer konstanten Risikoaversion bewertet die Aktie unterschiedlich, ihm erscheint die Aktie zu billig.

Weitere Modellierung von Risikoprämien

Neben dem Konzept der Verlustaversion gibt es weitere Ansätze, Präferenzen zu modellieren, die zu einer Risikoprämie führen und somit die

[14] Die *Value-Prämie* sagt aus, daß Value Aktien (Aktien, deren Preis zu einer fundamentalen Größe wie bspw. dem Buchwert niedrig ist) eine höhere Rendite erzielen als Growth Aktien.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Preise von Aktien beeinflussen. Barberis, Shleifer und Vishny (1998) beschreiben die Marktteilnehmer durch *Konservatismus* und *Repräsentativitätsheuristiken*. Konservatismus bedeutet, daß neuen Informationen ein zu geringes Gewicht bei der Verarbeitung beigemessen wird. Konservatismus führt folglich zu Unterreaktionen. Repräsentativitätsheuristik beschreibt ein Verhalten von Menschen, welches sich wie folgt charakterisieren läßt. In zufälligen Mustern werden Regelmäßigkeiten entdeckt, die nicht vorhanden sind. So wird beim Roulette Spiel nach einer langen Reihe mit der gleichen Farbe die Farbe des nächsten Spiels falsch eingeschätzt, obwohl die Wahrscheinlichkeit gleich geblieben ist. Die Repräsentativität führt zu einer Überreaktion. So wird eine kurze Folge von positiven Nachrichten unterbewertet, und es wird entsprechend eine negative erwartet (die kurze Folge vergangener Nachrichten wird nicht stark genug gewichtet, länger zurückliegende Informationen werden stärker gewichtet, Konservatismus), nach einer langen Folge von positiven Nachrichten dagegen wird wieder eine positive erwartet (die lange Folge von positiven Nachrichten ist repräsentativ für die Zukunft). Barberis, Shleifer und Vishny (1998) simulieren Preisverläufe, in denen verschiedene Aktien unterschiedliche Renditen erreichen, obwohl ein risikoneutraler Investor unterstellt wird. Dies bedeutet, daß Konservatismus und Repräsentativitätsheuristiken zu Risikoprämien führen können, obwohl keine Präferenzen gegenüber dem Risiko vorausgesetzt werden und damit aus subjektiver Sicht eines risikoneutralen Investors die Risikoprämie null beträgt.

Daniel, Hirshleifer und Subrahmanyam (1998) modellieren Investoren, die den Gehalt der eigenen Informationen überschätzen. Dieser Effekt wird als *overconfidence* bezeichnet. Dementsprechend reagieren sie zu stark gegenüber den Informationen, sie überreagieren. Dadurch entstehen temporäre Fehlbewertungen, die zu einer Risikoprämie zwischen Aktien führt. Daniel, Hirshleifer und Subrahmanyam (2001) erweitern den Ansatz der Überschätzung und leiten ein Gleichgewichtsmodell ab, in dem selbstüberschätzende Investoren und rationale Investoren gleichzeitig agieren. Die Risikoprämie wird in diesem Modell zusätzlich zum rationalen Risiko durch Fehlbewertungen bestimmt.

3. Bewertung der Modelle zur Erklärung der Fehlbewertung

Die Anwendung der in diesem Abschnitt diskutierten Modelle geschieht in der Regel wie die der in Abschnitt 3. beschrieben. Die Modelle werden herangezogen, um den empirischen Durchschnitt von Renditen bzw. Risikoprämien zu erklären (siehe bspw. Benartzi und Thaler (1995)) oder fiktive Kapitalmärkte zu simulieren, deren Renditeeigenschaften dann mit

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

den empirisch zu beobachtenden verglichen werden (siehe bspw. Barberis, Huang und Santos (2001)). Sie werden also vor allem zur *Beschreibung* der historischen Rendite benutzt. Um sie für die Prognose von Renditen zu verwenden, wäre es bspw. notwendig, die Höhe der Verlustaversion oder die Höhe der Selbstüberschätzung zu jedem Prognosezeitpunkt für den realen Kapitalmarkt zu bestimmen. Diese Aspekte wurden in der Literatur bislang nicht berücksichtigt und bieten somit einen interessanten Forschungszweig in der Zukunft.

IV. Zusammenfassung

Dieses Kapitel diskutierte die Operationalisierung der Berechnung der Fehlbewertung. Dazu sind zwei Schritte notwendig: die Bestimmung der erwarteten Rendite $E_t(\tilde{R}_{t,t+1})$ auf Basis von Marktpreisen und der erwarteten Rendite $E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1})$ im Gleichgewicht. Zur Schätzung der erwarteten Rendite aus Marktpreisen wurden die Unterschiede zwischen der impliziten Rendite R^{ι}_t und der historischen Rendite $\overline{R_{t,t+1}}$ diskutiert. Es zeigte sich, daß die implizite gegenüber der historischen Rendite hinsichtlich ihrer theoretischen Eigenschaften Vorteile bei der Schätzung der Renditeerwartung $E_t(\tilde{R}_{t,t+1})$ aufweist. Die implizite Rendite wird aus einem Bewertungsmodell berechnet, welches Schätzungen zu zukünftigen Dividenden so diskontiert, daß sich der aktuell zu beobachtende Preis ergibt. Diese Methodik hat insbesondere in der jüngsten Vergangenheit an Bedeutung gewonnen (Claus und Thomas (2001), Fama und French (2002) und Gebhardt, Lee und Swaminathan (2001)) und wird auch zunehmend von Praktikern eingesetzt.

Für die Bestimmung der erwarteten Rendite $E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1})$ im Gleichgewicht wurden verschiedene Modelle angesprochen. Die Forschung auf diesem Gebiet war in den letzten Jahren und ist immer noch sehr aktiv. Diese Aktivität wurde nicht zuletzt mit der Dokumentation des *equity premium puzzle* von Mehra und Prescott (1985) forciert. Die vorgestellten Modelle werden in der Literatur vor allem dazu herangezogen, um die realisierten Renditen und Risikoprämien zu erklären. Sie bieten jedoch kaum eine empirische Möglichkeit, um die zeitlich bedingte Marktrisikoprämie zu einem aktuellen Zeitpunkt zu bestimmen. Aufgrund dieser fehlenden praktikablen Einsetzbarkeit wird somit zur Berechnung der gleichgewichtigen Renditeerwartung auf die traditionellen Modelle in der Literatur, das CAPM und CCAPM, zurückgegriffen.

Die implizite Rendite R^{ι}_t als Schätzung für die aus Marktpreisen zu erwartende Rendite $E_t(\tilde{R}_{t,t+1})$ und die gleichgewichtige erwartete Rendite

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1})$ erlaubt die Berechnung der Fehlbewertung Π^{ϵ}_t als Differenz zwischen beiden Größen. Diese Methodik der Berechnung der Fehlbewertung verbindet damit die impliziten Renditen, die die Renditeerwartungen aus Marktpreisen abschätzen, mit den Implikationen von Gleichgewichtsmodellen. Wenn Investoren alternative Präferenzen haben, die über die Zeit- und Risikopräferenzen und der Maximierung des Konsumnutzens hinausgehen, lassen sich Modelle entwickeln, die die Fehlbewertungen theoretisch erklären können. Verschiedene Modelle wurden vorgestellt, wobei die Verlustaversion von Investoren ein wichtiges Phänomen darstellt. Ob diese alternativen Präferenzen der Grund für die zu beobachtenden Fehlbewertungen sind, ist eine interessante empirische Fragestellung. Um diese Frage beantworten zu können, müßte es jedoch möglich sein, bspw. die Messung der Verlustaversion der Marktteilnehmer bezüglich des Aktienmarktes oder einzelner Aktien zu operationalisieren. Diese Fragestellung steht jedoch nicht im Mittelpunkt dieser Arbeit und ist somit der zukünftigen Forschung überlassen.

Die Bestimmung der Fehlbewertung als Differenz zweier Modellklassen (Berechnung von R^{ι}_t zur Schätzung von $E_t(\tilde{R}_{t,t+1})$ und Berechnung von $E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1})$) macht die Fehlbewertung modellabhängig. Um diese Abhängigkeit zu untersuchen, werden im empirischen Teil verschiedene Annahmen zu den Modellen getroffen. So wird die implizite Rendite durch Variation verschiedener Parameter der Bewertungsmodelle und die gleichgewichtige erwartete Rendite durch Variation des Risikomodells verändert. Damit wird die Fehlbewertung auf unterschiedliche Art bestimmt.

Dieses Kapitel bildet den Abschluß des ersten Teils dieser Arbeit. Der erste Teil hatte das Ziel, die theoretischen Rahmenbedingungen für ein aktives Portfoliomanagement zu diskutieren und das empirische Untersuchungsdesign zu entwickeln, das im nun folgenden zweiten Teil der Arbeit empirisch überprüft wird. Auch wenn sich im nun folgenden empirischen Teil die Untersuchungen auf den Bereich der Aktienselektion im aktiven Portfoliomanagement beziehen, so sind die vorgestellten Methoden allgemein anwendbar und lassen sich ohne weiteres auch auf den Prozeßschritt Asset Allocation übertragen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

E. Empirisches Untersuchungsdesign

I. Zeitliches Verhalten der erwarteten Rendite und der Fehlbewertung

Nachdem Kapitel C. gezeigt hat, daß Renditeerwartungen und Fehlbewertungen im Mittelpunkt des aktiven Portfoliomanagements stehen, dokumentierte Kapitel D., wie diese bestimmt werden können. In diesem Kapitel wird nun das Untersuchungsdesign vorgestellt, um zunächst das zeitliche Verhalten der Renditeerwartungen und der Fehlbewertungen zu untersuchen. Nach der zeitlichen Beschreibung der erwarteten Renditen und Fehlbewertungen wird mit Hilfe von Portfoliostrategien untersucht, ob sich auf Basis aktiver Portfoliostrategien durch Anwendung der Schätzverfahren *implizite* und *historische* Rendite überlegene Rendite- und Risikobeziehungen gegenüber einer passiven Anlagestrategie erzielen lassen. Diese Untersuchungen werden anhand der in Kapitel C. vorgestellten Entscheidungskalküle durchgeführt.

1. Zeitliches Verhalten der erwarteten Rendite

Zunächst wird die These überprüft, ob die erwarteten Renditen $E_t(\tilde{R}_{t,t+1})$, welche durch die impliziten Renditen R_t^i geschätzt werden, im Zeitablauf konstant sind. Wären sie konstant, dann würde jede Preisänderung eine Änderung der Dividendenerwartungen widerspiegeln. Diese Schlußfolgerung ergibt sich direkt aus Gleichungen B.29. Die Auffassung, daß erwartete Renditen konstant sind, war bis in die 80er Jahre hinein eine weit verbreitete Auffassung in der Literatur. Unter dieser Prämisse sind bspw. auch die Untersuchungen von Shiller (1981) zu verstehen. Dieser zeigte, daß Preise im Vergleich zu ihren Dividenden und der Annahme einer konstanten Renditeerwartung zu stark schwanken. Wären die Renditeerwartungen nicht konstant, dann würde der Diskontierungseffekt die realisierte Rendite beeinflussen. Insbesondere diese Beobachtung wird dann für die Interpretationen der Portfoliostrategien in Kapitel H. wichtig. Die Konstanz und zeitliche Unabhängigkeit der impliziten Renditen

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

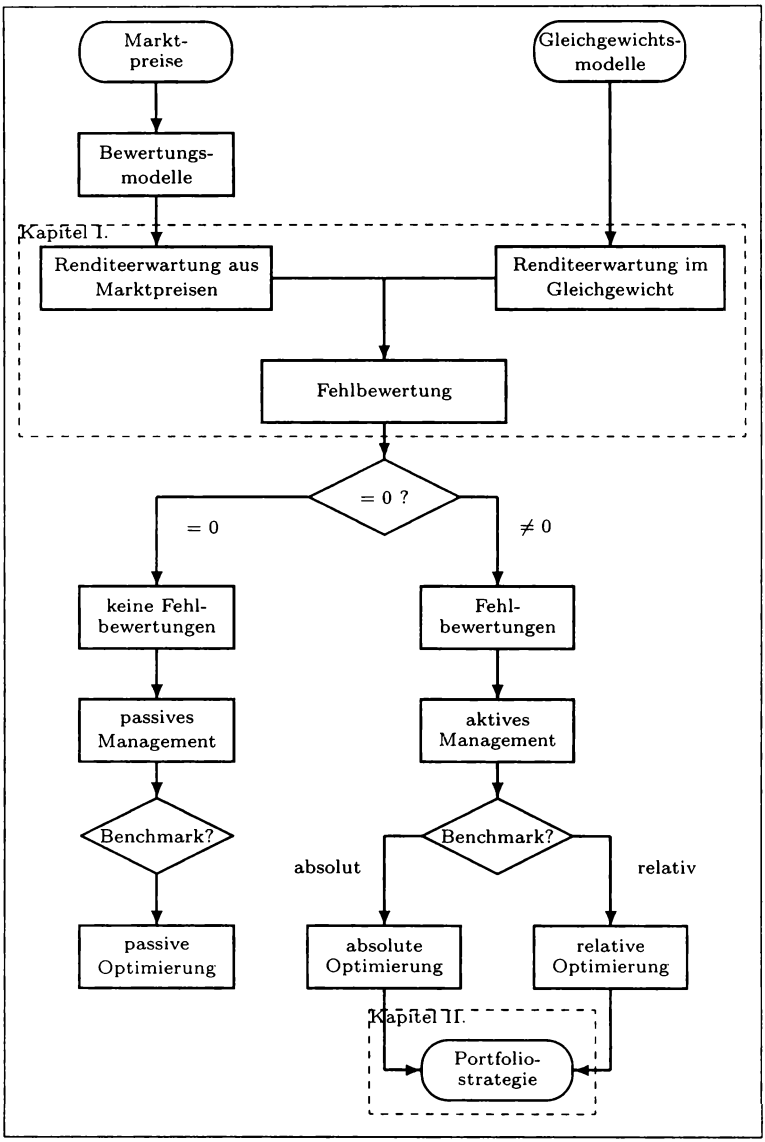


Abbildung E.1: Inhalt des Kapitels E.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

R_t^i wird mit folgendem autoregressiven Prozeß[1] mit zeitlichem Trend überprüft:

$$R_t^i = a + b \cdot R_{t-1}^i + c \cdot t + v_t. \tag{E.1}$$

v_t ist der Störterm der Regression. Ist der Parameter b gleich null, dann ist die implizite Rendite in der Periode t unabhängig von der impliziten Rendite in der Vorperiode. Ist der Parameter b signifikant von null verschieden, dann sind die impliziten Renditen abhängig voneinander, und Renditeerwartungen sind nicht konstant. Ist der Parameter c gleich null, dann hat die implizite Rendite keinen linearen Zusammenhang mit der Zeit. Ist dagegen der Parameter c von null verschieden, so hat die implizite Rendite einen zeitlichen Trend. Auch in diesem Fall kann nicht von einer konstanten impliziten Rendite ausgegangen werden. Die Parameterkonstellation $a = c = 0$ und $b = 1$ stellt im übrigen einen *random walk* dar.[2]

2. Zeitliches Verhalten der Risikoprämie

In dem Zusammenhang, ob implizite Renditen konstant sind, ist auch von Interesse, ob die Risikoprämie $\Pi_{t,t+1}$, geschätzt durch die implizite Risikoprämie $\Pi_{t,t+1}^i$, konstant ist. Schwankende Renditeerwartungen können bspw. durch eine Variation des risikofreien Zinsniveaus, welches durch variierende Inflationserwartungen verursacht sein kann, hervorgerufen werden. Um das zeitliche Verhalten der Risikoprämie zu untersuchen, werden die Parameter der folgende autoregressive Gleichung mit zeitlichem Trend geschätzt:

$$\Pi_t^i = a + b \cdot \Pi_{t-1}^i + c \cdot t + v_t. \tag{E.2}$$

Ist der Parameter b gleich null, dann sind die impliziten Risikoprämien unabhängig voneinander. Ist der Parameter b von null verschieden, dann hängen die impliziten Risikoprämien voneinander ab, und die Konstanz der impliziten Risikoprämie kann nicht angenommen werden. Am Parameter c kann die zeitliche Abhängigkeit der impliziten Risikoprämie abgelesen

[1] Ein autoregressiver Prozeß einer Variablen X_t ist allgemein folgendermaßen definiert (Johnston (1991)): $X_t = \alpha \cdot X_{t-1} + v_t$ mit $|\alpha| < 0$ und $E(\tilde{v}_t) = 0$.

[2] Im Fall eines random walk hat die Störgröße v_t einen permanenten Einfluß auf die implizite Rendite. Zur Diskussion von Random-walk-Eigenschaften von Zeitreihen siehe bspw. Banerjee, Dolado, Galbraith und Hendry (1993).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

werden. Ist der Parameter null, dann ist kein linearer Zusammenhang zwischen der Zeit und der impliziten Risikoprämie zu erkennen. Weicht dagegen der Parameter von null ab, dann liegt eine zeitliche Abhängigkeit vor. In diesem Fall kann die Konstanz der impliziten Risikoprämie ebenfalls abgelehnt werden. Wie zuvor kann bei der Parameterkonstellation $a = c = 0$ und $b = 1$ auf einen Random-walk-Prozeß geschlossen werden.

3. Zeitliches Verhalten der Fehlbewertung

Variieren die erwarteten Renditen bzw. Risikoprämien im Zeitablauf, dann kann die Variation durch die gleichgewichtige Renditeerwartung oder durch die Fehlbewertung hervorgerufen werden. Ist die Fehlbewertung (teilweise) für die Variation verantwortlich, dann sind Märkte zumindest temporär ineffizient. Wenn jedoch die gleichgewichtige Rendite langfristig eine Bedeutung hat, dann sollten sich die Fehlbewertungen im Zeitablauf ausgleichen. Dazu wird ein autoregressiver Prozeß der Fehlbewertung auf Basis von Renditen entsprechend der Formulierung von Summers (1986) (siehe Gleichung B.48) geschätzt:

$$\Pi_t^{\epsilon} = b \cdot \Pi_{t-1}^{\epsilon} + v_t. \tag{E.3}$$

Gilt

- $b = 0$, dann sind die Fehlbewertungen zufällig.
- $0 < b < 1$, dann gleichen sich die Fehlbewertungen aus. Die Fehlbewertung stellt einen mean-reverting Prozeß dar. Je größer b, desto länger sind die Zeiträume, in denen sich die Fehlbewertungen reduzieren.[3]
- $b = 1$, dann ist die Fehlbewertung ein random walk.
- $b > 1$, dann ist die Fehlbewertung explosiv, sie wächst mit der Zeit.

In einem Kapitalmarkt, in dem sich Fehlbewertungen ausgleichen ($0 < b < 1$), tendiert die erwartete Rendite aus Marktpreisen $E_t(\tilde{R}_{t,t+1})$ gegen die gleichgewichtige erwartete Rendite $E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1})$. Ein solcher Markt

[3] Summers (1986) argumentiert, daß in dem Fall, wenn b relativ nahe bei eins liegt, die statistisch signifikante Aufdeckung von Fehlbewertungen auf Basis *realisierter* Renditen schwierig ist. Jedoch heißt dies nicht, daß Märkte effizient sein müssen, wenn es nicht gelingt, die Ineffizienzen aufzuzeigen. Die statistische Macht der Tests kann nicht ausreichen, wenn die realisierten Renditen zu verrauscht sind.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

kann so interpretiert werden, daß er langfristig gegen sein Gleichgewicht strebt, kurzfristig jedoch davon abweichen kann. Würde er nicht gegen sein Gleichgewicht streben (d.h., die Fehlbewertung stellt keinen Mean-reverting-Prozeß dar), so wäre das Modell zur Berechnung der gleichgewichtigen Rendite hinsichtlich seiner praktischen Relevanz zu hinterfragen. In diesem Fall hätte es dann weder kurz- noch langfristig eine praktische Bedeutung.

Daß der Ausgleich der Fehlbewertung im aktiven Portfoliomanagement von besonderem Interesse ist, wurde bereits an Gleichung C.3 deutlich. Danach hängt die erwartete risikoadjustierte Rendite vom Abbau der Fehlbewertung ab:

$$(C.3)\, E_t\left(\tilde{R}_{t,t+1} - E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1})\right) = E_t\left(\underbrace{\frac{\Delta\tilde{F}_{t+1}}{F_t}}_{\substack{\text{Abbau der}\\ \text{Fehlbewertung}}} - \tilde{R}^{\rho}_{t,t+1}\right) \cdot \frac{F_t}{P_t}.$$

Aufgrund der Wichtigkeit wird Gleichung E.3 für weitere Horizonte geschätzt, um somit den zeitlichen Verlauf des Abbaus der Fehlbewertung besser beschreiben zu können. Dazu wird E.3 abgewandelt zu

$$(E.4) \qquad \Pi^{\epsilon}_t = b_\tau \cdot \Pi^{\epsilon}_{t-\tau} + v_t.$$

Mit zunehmendem τ sollte ein stärkerer Ausgleich der Fehlbewertung festzustellen sein, d.h., b_τ sollte kleiner werden. Anhand des Parameters b_τ kann dann quantifiziert werden, wieviel Prozent der Fehlbewertung nach τ Perioden durchschnittlich abgebaut sind. Je näher b_τ an eins liegt, desto persistenter ist die Fehlbewertung, und der Abbau dauert entsprechend länger. Je näher b_τ an null liegt, desto schneller gleicht sich die Fehlbewertung aus.

4. Einfluß der Fehlbewertung auf die realisierte Rendite

Nach B.29 ist der Zusammenhang zwischen dem Preis, den erwarteten Dividenden und der impliziten Rendite nicht linear, und dementsprechend kann der Einfluß der Fehlbewertung auf die realisierte Rendite nicht genau spezifiziert werden. Dadurch können die Veränderungen der einzelnen Faktoren auf eine Preisänderung oder die Zusammenhänge zwischen den einzelnen Faktoren nicht quantifiziert werden. Diese Tatsache wurde bereits

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

in Kapitel 3. angesprochen. In diesem Abschnitt wird der Zusammenhang zwischen dem Preis, den erwarteten Dividenden und der impliziten Rendite linearisiert (Campbell und Shiller (1988a)) und dann ein Fehlbewertungsfaktor hinzugefügt. Die Linearisierung wird in den nächsten Abschnitten hergeleitet mit dem Ziel, den Einfluß der einzelnen Faktoren auf unerwartete Preisänderungen zu separieren. Startpunkt der Linearisierung ist die logarithmierte Rendite gemäß B.3 und B.4:

$$\begin{aligned} r_{t,t+1} &= ln(P_{t+1} + D_{t+1}) - ln(P_t) \\ &= p_{t+1} - p_t + ln(1 + e^{d_{t+1} - p_{t+1}}). \end{aligned} \tag{E.5}$$

Mit der Taylorentwicklung kann E.5 folgendermaßen approximiert werden:[4]

$$r_{t,t+1} \approx k + \rho \cdot p_{t+1} + (1 - \rho) \cdot d_{t+1} - p_t, \tag{E.6}$$

wobei k und ρ Linearisierungsparameter sind (siehe Anhang III. für eine ausführlichere Herleitung und für eine Diskussion der Güte der Approximation). Auflösen von E.6 nach dem logarithmierten Preis, Erwartungsbildung und iteratives Einsetzen ergibt folgende *lineare* Approximation für den logarithmierten Aktienkurs (Campbell und Shiller (1988a)):

$$p_t \approx \frac{k}{1-\rho} + E_t \left(\sum_{\tau=0}^{\infty} \rho^\tau [(1-\rho)\tilde{d}_{t+1+\tau} - \tilde{r}_{t+\tau,t+1+\tau}] \right). \tag{E.7}$$

Im Gegensatz zu Gleichung B.29 hängt der (logarithmierte) Preis in E.7 linear von den (logarithmierten) erwarteten Dividenden und Renditen ab. In der Gleichung E.7 setzt sich der Preis aus drei Komponenten zusammen:

- Komponente aus den Linearisierungsparametern: $\frac{k}{1-\rho}$
- Komponente aus erwarteten Dividenden: $E_t \left(\sum_{\tau=0}^{\infty} \rho^\tau (1-\rho) \tilde{d}_{t+1+\tau} \right)$

[4] Nach dem Satz von Taylor kann eine $(n+1)$-mal differenzierbare Funktion $f(x)$ kann wie folgt dargestellt werden: $f(x) = \sum_{v=0}^{n} \frac{f^{(v)}(x_0)}{v!}(x - x_0)^v + R_n(x)$. Dabei ist $f^{(v)}$ die v-te Ableitung der Funktion f und $R_n(x)$ das Lagrange-Restglied der Taylorentwicklung (siehe bspw. Bronstein und Semendjajew (1991)).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

- Komponente aus erwarteten Renditen: $E_t\left(\sum_{\tau=0}^{\infty}\rho^{\tau}\tilde{r}_{t+\tau,t+1+\tau}\right)$

Realisierte Rendite

Setzt man Gleichung E.7 in E.6 ein, erhält man die realisierte Rendite $r_{t,t+1}$. Die Linearisierungskomponente fällt heraus:

$$\begin{aligned} r_{t,t+1} &\approx E_t(\tilde{r}_{t,t+1}) \\ &+ (1-\rho)(d_{t+1} - E_t(\tilde{d}_{t+1})) \\ &+ E_{t+1}\left(\sum_{\tau=1}^{\infty}\rho^{\tau}[(1-\rho)\tilde{d}_{t+1+\tau} - \tilde{r}_{t+\tau,t+1+\tau}]\right) \\ &- E_t\left(\sum_{\tau=1}^{\infty}\rho^{\tau}[(1-\rho)\tilde{d}_{t+1+\tau} - \tilde{r}_{t+\tau,t+1+\tau}]\right). \end{aligned} \tag{E.8}$$

Die realisierte Rendite setzt sich aus drei Komponenten zusammen:

- die in t erwartete Rendite $E_t(\tilde{r}_{t,t+1})$,
- die Differenz aus der in t erwarteten Dividende $E_t(\tilde{d}_{t+1})$ und der tatsächlich realisierten Dividende d_{t+1},
- und den Erwartungsänderungen $E_{t+1}(\cdot) - E_t(\cdot)$ bezüglich den zukünftigen Dividenden und Renditen.

Unerwartete Rendite

Aus Gleichung E.8 läßt sich leicht die unerwartete Rendite als Änderungen der Erwartungen zukünftiger Dividenden und zukünftiger Renditen berechnen (die Approximation E.8 wird im weiteren Verlauf als Gleichung angesehen):

$$\begin{aligned} r_{t+1} - E_t(\tilde{r}_{t,t+1}) &= (1-\rho)(d_{t+1} - E_t(d_{t+1})) \\ &+ E_{t+1}\left(\sum_{\tau=1}^{\infty}\rho^{\tau}\Delta\tilde{d}_{t+1+\tau}\right) - E_t\left(\sum_{\tau=1}^{\infty}\rho^{\tau}\Delta\tilde{d}_{t+1+\tau}\right) \\ &- \left[E_{t+1}\left(\sum_{\tau=1}^{\infty}\rho^{\tau}\tilde{r}_{t+\tau,t+1+\tau}\right) - E_t\left(\sum_{\tau=1}^{\infty}\rho^{\tau}\tilde{r}_{t+\tau,t+1+\tau}\right)\right] \\ &= \nu_{d,t+1} - \nu_{r,t+1}. \end{aligned} \tag{E.9}$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$\Delta\tilde{d}_{t+1} = \tilde{d}_{t+1} - \tilde{d}_t$ bezeichnet den Differenzenoperator. In Gleichung E.9 ist

$$\begin{aligned} \nu_{d,t+1} \quad &\equiv \quad (1-\rho)(d_{t+1} - E_t(\tilde{d}_{t+1})) \\ &\quad +E_{t+1}\left(\sum_{\tau=1}^{\infty}\rho^{\tau}\Delta\tilde{d}_{t+1+\tau}\right) - E_t\left(\sum_{\tau=1}^{\infty}\rho^{\tau}\Delta\tilde{d}_{t+1+\tau}\right) \end{aligned} \tag{E.10}$$

der Teil der unerwarteten Rendite, der durch unerwartete Änderungen in den Dividendenschätzungen hervorgerufen wird. Der Teil der unerwarteten Rendite, der durch Änderungen in den Renditeerwartungen verursacht wird, ist wie folgt definiert:

$$\begin{aligned} \nu_{r,t+1} \quad &\equiv \\ &\quad E_{t+1}\left(\sum_{\tau=1}^{\infty}\rho^{\tau}\tilde{r}_{t+\tau,t+1+\tau}\right) - E_t\left(\sum_{\tau=1}^{\infty}\rho^{\tau}\tilde{r}_{t+\tau,t+1+\tau}\right). \end{aligned} \tag{E.11}$$

Nach Gleichung E.9 wird die unerwartete Rendite durch zwei Komponenten beeinflußt:

- Änderungen in den Erwartungen bezüglich zukünftiger Dividenden ν_d
- Änderungen zukünftiger Renditeerwartungen ν_r

Steigen die Erwartungen bezüglich zukünftiger Dividenden ($\nu_d > 0$), so macht sich das in der nächsten Periode in einem höheren Kurs und damit einem unerwartet hohen Kursgewinn auf das Wertpapier bemerkbar. Die realisierte Rendite liegt damit über der erwarteten (siehe auch Beispiel zu Eltons Kritik in Kapitel 1.). Steigen dagegen die Erwartungen bezüglich zukünftiger Renditen ($\nu_r > 0$), so werden die erwarteten Dividenden stärker diskontiert und ein Kursverlust der Aktie ist die Folge (siehe auch Beispiel zum Diskontierungseffekt in Kapitel 1.). Damit liegt die realisierte Rendite unter den Erwartungen und ein Wertverlust der Aktie ist die Folge. Mit Gleichung E.9 können also der Diskontierungseffekt und Eltons Kritik nochmals veranschaulicht werden.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Unerwartete Änderung des risikolosen Zinses

Campbell (1991) unterteilt den Erwartungswert der Rendite $E_t(\tilde{r}_{t,t+1})$ in einen risikolosen Teil $r_{f,t,t+1}$ und eine Risikoprämie $\pi_{t,t+1}$, jedoch nimmt er nicht an, daß die Risikoprämie sich aus einer gleichgewichtigen Risikoprämie und einer Fehlbewertung zusammensetzen kann. Bevor also die Fehlbewertung mit in Gleichung E.9 integriert wird, folgt die Veränderung von E.9 nach Campbell (1991):

$$\begin{aligned} r_{t,t+1} - E_t(\tilde{r}_{t,t+1}) &= (1-\rho)(d_{t+1} - E_t(\tilde{d}_{t+1})) \\ &+ E_{t+1}\left(\sum_{\tau=1}^{\infty} \rho^\tau \Delta \tilde{d}_{t+1+\tau}\right) - E_t\left(\sum_{\tau=1}^{\infty} \rho^\tau \Delta \tilde{d}_{t+1+\tau}\right) \\ &- \left[E_{t+1}\left(\sum_{\tau=1}^{\infty} \rho^\tau r_{f,t+\tau,t+1+\tau}\right) - E_t\left(\sum_{\tau=1}^{\infty} \rho^\tau r_{f,t+\tau,t+1+\tau}\right)\right] \\ &- \left[E_{t+1}\left(\sum_{\tau=1}^{\infty} \rho^\tau \pi_{t+\tau,t+1+\tau}\right) - E_t\left(\sum_{\tau=1}^{\infty} \rho^\tau \pi_{t+\tau,t+1+\tau}\right)\right] \\ &= \nu_{d,t+1} - \nu_{r_f,t+1} - \nu_{\pi,t+1}. \end{aligned} \tag{E.12}$$

Dabei ist

$$\nu_{r_f,t,t+1} \equiv E_{t+1}\left(\sum_{\tau=1}^{\infty} \rho^\tau r_{f,t+\tau,t+1+\tau}\right) - E_t\left(\sum_{\tau=1}^{\infty} \rho^\tau r_{f,t+\tau,t+1+\tau}\right) \tag{E.13}$$

der Teil der unerwarteten Rendite, der durch unerwartete Änderungen im risikolosen Zinsniveau hervorgerufen wird. Der Teil der unerwarteten Rendite, der durch Erwartungsänderungen in den zukünftigen Risikoprämien verursacht wird, ist wie folgt definiert:

$$\nu_{\pi,t+1} \equiv E_{t+1}\left(\sum_{\tau=1}^{\infty} \rho^\tau \pi_{t+\tau,t+1+\tau}\right) - E_t\left(\sum_{\tau=1}^{\infty} \rho^\tau \pi_{t+\tau,t+1+\tau}\right). \tag{E.14}$$

In Gleichung E.12 hängt die realisierte Rendite von drei Faktoren ab:

- Änderungen in den Erwartungen hinsichtlich der Dividenden ν_d

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

- Änderungen des risikolosen Zinsniveaus ν_{r_f}
- Änderungen der Risikoprämien ν_{π}

Nach Gleichungen E.9 und E.12 können realisierte Renditen $r_{t,t+1}$ nur dann von den Erwartungen $E_t(\tilde{r}_{t,t+1})$ abweichen, wenn sich Erwartungen geändert haben.

Änderungen der Risikoprämie

Um zu unterscheiden, ob sich die Risikoprämie $\pi_{t,t+1}$ aufgrund ihres gleichgewichtigen Wertes oder wegen einer Fehlbewertung verändert hat, wird das Modell E.12 von Campbell (1991) erweitert. Dazu wird die Risikoprämie durch zwei Faktoren erklärt: $\pi_{t,t+1} = \pi^{\rho}_{t,t+1} + \pi^{\epsilon}_{t}$.[5] Der erste Faktor stellt die gleichgewichtige Risikoprämie dar, der zweite Faktor die Fehlbewertung. Damit verändert sich Gleichung E.12 zu

$$
\begin{aligned}
r_{t,t+1} - E_t(\tilde{r}_{t,t+1}) = & (1-\rho)(d_{t+1} - E_t(\tilde{d}_{t+1})) \\
& + E_{t+1}\left(\sum_{\tau=1}^{\infty} \rho^{\tau} \Delta \tilde{d}_{t+1+\tau}\right) - E_t\left(\sum_{\tau=1}^{\infty} \rho^{\tau} \Delta \tilde{d}_{t+1+\tau}\right) \\
& - \left[E_{t+1}\left(\sum_{\tau=1}^{\infty} \rho^{\tau} r_{f,t+\tau,t+1+\tau}\right) - E_t\left(\sum_{\tau=1}^{\infty} \rho^{\tau} r_{f,t+\tau,t+1+\tau}\right)\right] \\
& - \left[E_{t+1}\left(\sum_{\tau=1}^{\infty} \rho^{\tau} \pi^{\rho}_{t+\tau,t+1+\tau}\right) - E_t\left(\sum_{\tau=1}^{\infty} \rho^{\tau} \pi^{\rho}_{t+\tau,t+1+\tau}\right)\right] \\
& - \left[E_{t+1}\left(\sum_{\tau=1}^{\infty} \rho^{\tau} \pi^{\epsilon}_{t+1+\tau}\right) - E_t\left(\sum_{\tau=1}^{\infty} \rho^{\tau} \pi^{\epsilon}_{t+1+\tau}\right)\right] \\
= & \nu_{d,t+1} - \nu_{r_f,t+1} - \nu_{\pi^{\rho},t+1} - \nu_{\pi^{\epsilon},t+1}. \qquad \text{(E.15)}
\end{aligned}
$$

Dabei ist

$$
\nu_{\pi^{\rho},t+1} \equiv E_{t+1}\left(\sum_{\tau=1}^{\infty} \rho^{\tau} \pi^{\rho}_{t+\tau,t+1+\tau} - E_t \sum_{\tau=1}^{\infty} \rho^{\tau} \pi^{\rho}_{t+\tau,t+1+\tau}\right) \qquad \text{(E.16)}
$$

die unerwartete Änderung der gleichgewichtigen Risikoprämie und

[5] Die Aufsplittung unterscheidet sich von der in B.49 durch die Notation in logarithmierten Größen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$\text{(E.17)} \qquad \nu_{\pi^\epsilon,t+1} \equiv E_{t+1}\left(\sum_{\tau=1}^{\infty}\rho^\tau \pi^\epsilon_{t+1+\tau} - E_t \sum_{\tau=1}^{\infty}\rho^\tau \pi^\epsilon_{t+1+\tau}\right)$$

die unerwartete Änderung der Fehlbewertung. Die Restgröße ν_{π^ϵ} kann nicht mit einer Änderung des fundamentalen Risikos erklärt werden. Die unerwartete Rendite setzt sich mit dieser Erweiterung aus vier Faktoren zusammen:[6]

- unerwartete Änderungen der erwarteten Dividenden: ν_d
- unerwartete Änderungen des risikolosen Zinsniveaus: ν_{r_f}
- unerwartete Änderungen des Risikos: ν_{π^ρ}
- unerwartete Änderungen der Fehlbewertung: ν_{π^ϵ}

Mit dem Modell E.15 kann der Preis durch vier Einflußfaktoren bewegt werden, die nun linear und nicht mehr nicht linear voneinander abhängen. Sind die letzten drei Faktoren gleich null, so ist man im Fall der konstant erwarteten Rendite. Der Kurs wird nur durch Änderungen in den Dividendenerwartungen beeinflußt. Sind die letzten drei Faktoren jedoch im Zeitablauf variabel, so hängt der Kurs ebenfalls von Änderungen des Zinsniveaus, der gleichgewichtigen Risikoprämie und der Fehlbewertung ab.

In einem effizienten Markt ist zu erwarten, daß der Fehlbewertungsfaktor ν_{π^ϵ} gleich null ist. Sein Einfluß auf die unerwartete Rendite sollte also unbedeutend sein und keinen systematisch Einfluß zeigen. Um seinen durchschnittlichen Einfluß zu quantifizieren, wird die folgende Regressionsgleichung aufgestellt:

[6] Durch Berechnung des prozentualen Anteils der einzelnen Faktoren an der gesamten unerwarteten Rendite kann gezeigt werden, wie sich die einzelnen Faktoren im Zeitablauf in ihrer Wichtigkeit verhalten. So sind bspw. Phasen denkbar, in denen unerwartete Änderungen in den fundamentalen Daten eine größere Rolle spielen. In diesem Fall wäre der Markt fundamental getrieben. Daneben kann es Zeiten geben, in denen der Markt eher durch das Zinsniveau beeinflußt wird. Ein solcher Aktienmarkt wäre zinsgetrieben. Auch Phasen, in denen das Risiko am Markt den Haupteinfluß darstellt, können vorkommen. Ein solcher Markt wird dann durch Risikoänderungen getrieben. Die Fehlbewertung kann ebenfalls temporär eine große Rolle spielen. Sie kann verschieden interpretiert werden. Dementsprechend ist die Untersuchung dieses Faktors und seines Zusammenhangs mit anderen Faktoren von besonderem Interesse. Diese Möglichkeit der Beschreibung der unerwarteten Marktbewegungen ist zukünftigen wissenschaftlichen Arbeiten überlassen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$r_{t,t+1} - E_t(\tilde{r}_{t,t+1}) = a + b \cdot \nu_{\pi^\epsilon,t+1} + v_{t+1}. \tag{E.18}$$

Weicht der Regressionsparameter b systematisch von null ab, dann hat die Fehlbewertung einen systematischen Einfluß auf die unerwartete Realisation der Rendite. Anhand des Bestimmtheitsmaßes der Regression kann die Höhe des Einflusses quantifiziert werden.

5. Verarbeitung von Dividendeninformationen

Hat die Fehlbewertung einen systematischen Einfluß auf die realisierte Rendite, dann müssen Investoren und Portfoliomanager bei der Verarbeitung neuer Informationen hinsichtlich zukünftig erwarteter Dividenden Fehler begehen. Wie die Verarbeitung neuer Dividendeninformationen in der Vergangenheit ausgefallen ist, kann an dem Kovarianzterm $Cov(\nu_d, \nu_{\pi^\epsilon})$ untersucht werden. Ändert sich die Einschätzung zukünftiger Gewinne ν_d, so sollte dies in einem effizienten Markt keinen systematischen Einfluß auf den Faktor ν_{π^ϵ} geben (in einem effizienten Markt sollte dieser, wie oben erwähnt, genaugenommen bei null liegen). Allgemeiner formuliert bedeutet dies, daß *unerwartete* Änderungen von Einflußfaktoren *nicht systematisch* miteinander zusammenhängen sollten.[7] Ist die Korrelation $Corr(\nu_d, \nu_{\pi^\epsilon})$ systematisch von null verschieden, bedeutet dies eine Fehlverarbeitung der Informationen. Ist die Korrelation größer als null, so reagieren die Investoren oder Portfoliomanager zu schwach auf Informationen, liegt sie unter null, reagieren die Investoren oder Portfoliomanager zu stark auf Informationen (siehe nachfolgendes Beispiel). Tabelle E.1 faßt die Implikationen zusammen. Ändern sich die Erwartungen bzgl. zukünftigen Dividenden, so lassen sich also drei Verhaltensmuster der Fehlbewertung und des Preises bei Eintreffen einer neuen Dividendennachricht charakterisieren:

- Die Investoren verarbeiten die neue Dividendeninformation sofort und richtig (dies entspricht der Definition der Markteffizienz nach Fama (1991)), d.h., die Fehlbewertung bleibt konstant null und der Preis macht einen Sprung. Abbildung E.2 stellt diesen Sachverhalt im unteren Bereich dar. In diesem Fall beträgt $Corr(\nu_d, \nu_{\pi^\epsilon}) = 0$.

- Das zweite Verhaltensmuster ist die Überreaktion auf neue Informationen. Der Preis schießt bei positiven Nachrichten zunächst über den

[7] Würden sie systematisch voneinander abhängen, dann wären unerwartete Änderungen nicht unabhängig voneinander.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Wert hinaus (bzw. unterschreitet seinen Wert bei negativen Nachrichten), um dann in der Folgezeit gegen seinen Wert zu konvergieren. Die Fehlbewertung Π_t^ϵ sinkt entsprechend zunächst und deutet damit auf niedrigere Renditen in der Zukunft. Abbildung E.2 zeigt das Überreaktionsmuster im mittleren Bereich. Die Korrelation $Corr(\nu_d, \nu_{\pi^\epsilon})$ ist kleiner als null. Bei negativen Nachrichten ist dementsprechend ein spiegelbildliches Muster zu sehen.

- Als drittes können Investoren auf neue Informationen unterreagieren. Der Preis steigt bei positiven Nachrichten zunächst nicht so stark, wie es der Wert rechtfertigen würde. Entsprechend steigt die Fehlbewertung Π_t^ϵ an, und die erwartete Rendite liegt höher. Erst in den Folgeperioden gleicht sich der Preis seinem Wert an, und die Fehlbewertung sinkt entsprechend auf null. Abbildung E.2 zeigt das Unterreaktionsmuster im oberen Bereich. Die Korrelation $Corr(\nu_d, \nu_{\pi^\epsilon})$ liegt über null. Bei negativen Nachrichten ist das Muster spiegelbildlich.

Tabelle E.1
Implikationen auf die Informationsverarbeitung

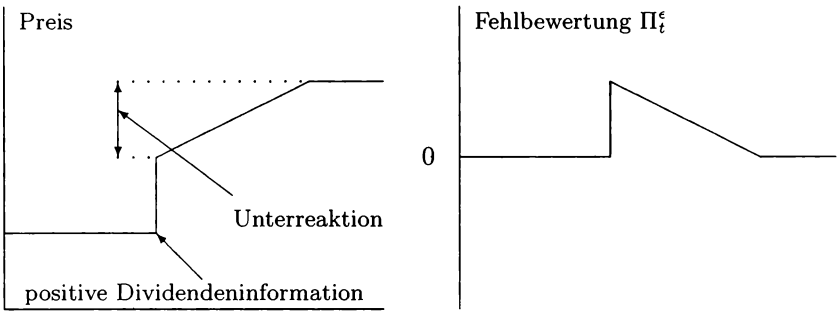
$Corr(\nu_d, \nu_{\pi^\epsilon}) = 0$	Richtige Verarbeitung auf neue Dividendenschätzungen
$Corr(\nu_d, \nu_{\pi^\epsilon}) < 0$	Überreaktion auf neue Dividendenschätzungen
$Corr(\nu_d, \nu_{\pi^\epsilon}) > 0$	Unterreaktion auf neue Dividendenschätzungen

Beispiel

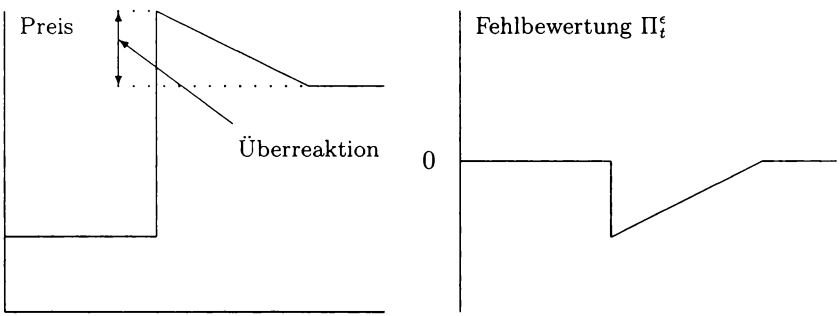
Dieses Beispiel zeigt, wie der Preis einer Aktie auf eine positive Dividendennachricht unterreagiert. Der Preis der Aktie und ihr Wert sind in t gleich (siehe Abbildung E.3). Die implizite Risikoprämie Π_t^ι beträgt 2% und entspricht der gleichgewichtigen Risikoprämie ($\Pi_t^\iota = \Pi_{t,t+1}^\rho$). Die Dividende steigt von 10 in t auf 12 in $t+1$ unerwartet an. Der Kurs reagiert auf die Dividendensteigerung jedoch nur mit einem Anstieg von 100 auf 110. Der Wert W_{t+1} liegt jedoch bei 120, wobei angenommen wird, daß sich der Wert nach dem Gordon-Wachstumsmodell B.33 berechnet (Annahme: die erwartete Wachstumsrate $E_t(\tilde{g})$ der Dividenden beträgt in t, $t+1$ und $t+2$ jeweils 0%). Der Wert liegt also um 10 über dem aktuellen Kurs. Wird ein risikoloser Zins von $R_{f,t,t+1}$ von 8% in t, $t+1$ und $t+2$ angenommen, erhöht sich die implizite Risikoprämie Π_{t+1}^ι auf 2,91%. Jedoch hat sich das Risiko des Unternehmens nicht geändert, $\Pi_{t,t+1}^\rho$ beträgt

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Unterreaktion bzgl. positiver Dividendeninformation



Überreaktion bzgl. positiver Dividendeninformation



Richtige Verarbeitung von positiver Dividendeninformation

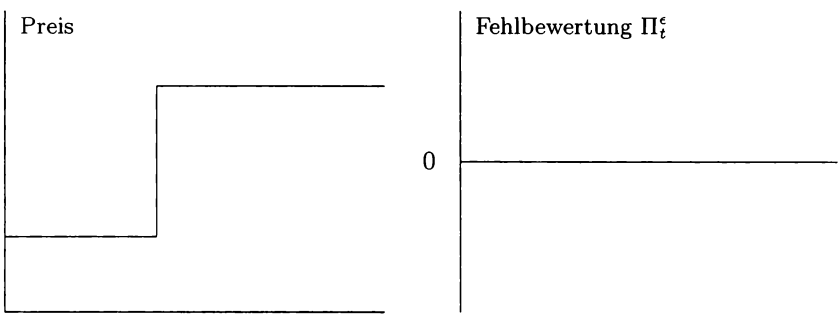


Abbildung E.2: Verarbeitungsformen bei Dividendennachrichten

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

weiter 2%. Der zu geringe Kursanstieg hat zu einer Fehlbewertung Π^{ϵ}_{t+1} von 0,91% geführt. Diese Fehlbewertung baut sich in Periode $t+2$ wieder ab, indem der Kurs auf seinen Wert von 120 steigt. Entsprechend sinkt die Risikoprämie auf ihr Gleichgewichtsniveau von 2%.

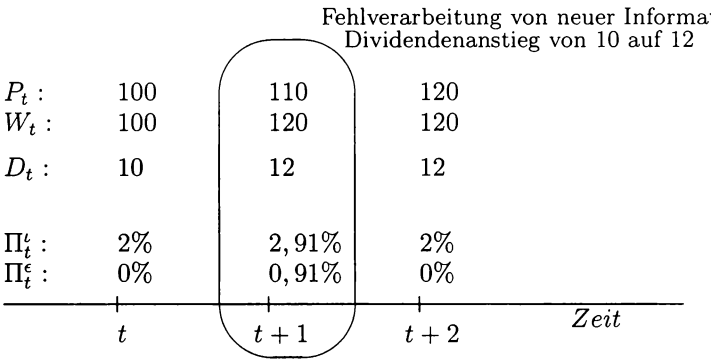


Abbildung E.3: Fehlverarbeitung von Informationen

Daß fundamentale Informationen kurzfristig nicht richtig in den Kursen verarbeitet werden, stimmt mit der Wahrnehmung von Portfoliomanagern überein. Umfrageergebnissen der Deutschen Bundesbank (2001) zufolge sind 58% der deutschen Fondsmanager der Meinung, daß Kurse kurzfristig nicht angemessen auf fundamentale Informationen reagieren. Auch in der Literatur ist dokumentiert, daß Aktienrenditen nicht nur durch fundamentale Faktoren beeinflußt werden. Bernard (1993) und Bernard und Thomas (1990) zeigen bspw., daß der Aktienkurs nur einen Teil der fundamentalen Daten widerspiegelt. Cutler, Poterba und Summers (1989) untersuchen die Tage mit den größten Kursausschlägen und finden in der Regel wenige fundamentale Gründe, die diese rechtfertigen. Roll (1988) argumentiert, daß nur sich 35% der monatlichen Kursbewegungen im amerikanischen Aktienmarkt mit Informationen zu fundamentalen Daten erklären lassen. Verarbeiten Investoren die Informationen von Analysten zu fundamentalen Daten wie Dividendenschätzungen nicht richtig, dann sind die Erwartungsänderungen ν_d und $\nu_{\pi^{\epsilon}}$ voneinander abhängig. Wenn Analystenerwartungen als repräsentativ für alle Marktteilnehmer angenommen werden, bedeutet dies, daß Investoren einen falschen Diskontierungssatz unterstellen, was sich in einer Veränderung von π^{ϵ}_t bemerkbar macht. Der

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Momentum-Effekt,[8] dokumentiert von Jegadeesh und Titman (1993), und der *Overreaction-Effekt*, dokumentiert von DeBondt und Thaler (1985), sind mit der These vereinbar, daß Preise kurzfristig auf Informationen unterreagieren, langfristig aber eine Überreaktion zu erkennen ist. Mit der Korrelation $Corr(\nu_d, \nu_{\pi^\epsilon})$ ist ein formaler Rahmen gegeben, mit dem die Informationsverarbeitung von Dividendenerwartungen überprüft werden kann.

Anhand der Korrelation $Corr(\nu_d, \nu_{\pi^\epsilon})$ wird überprüft, wie Informationen kurzfristig (über eine Periode, im empirischen Teil wird dieser Zeitraum ein Monat betragen) verarbeitet werden. In diesem Zusammenhang ist jedoch von weiterem Interesse, wie sich diese Informationsverarbeitung für längere Zeiträume verhält. Dazu wird das Verhalten für die Korrelation

$$Corr(\sum_{\tau=0}^{T} \nu_{d,t+\tau}, \sum_{\tau=0}^{T} \nu_{\pi^\epsilon,t+\tau})$$

für verschiedene Horizonte T untersucht. Um den Stichprobenumfang zu erhöhen, wird dabei nicht mehr die Korrelation für jede einzelne Aktie untersucht, sondern es wird der Durchschnitt über alle n untersuchten Aktien gebildet:

$$\overline{Corr(\sum_{\tau=0}^{T} \nu_{d,t+\tau}, \sum_{\tau=0}^{T} \nu_{\pi^\epsilon,t+\tau})} \equiv \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} Corr(\sum_{\tau=0}^{T} \nu_{i,d,t+\tau}, \sum_{\tau=0}^{T} \nu_{i,\pi^\epsilon,t+\tau}). \tag{E.19}$$

$\sum_{\tau=0}^{T} \nu_{i,d,t+\tau}$ gibt die Veränderung einer Aktie i in den Dividendenerwartungen über einen Zeitraum von T Monaten an und $\sum_{\tau=0}^{T} \nu_{i,\pi^\epsilon,t+\tau}$ die Veränderung in den Fehlbewertungen über einen Zeitraum von T Monaten. Verändert sich $\overline{Corr(\sum_{\tau=0}^{T} \nu_{d,t+\tau}, \sum_{\tau=0}^{T} \nu_{\pi^\epsilon,t+\tau})}$ mit zunehmendem Zeithorizont T, dann ist die Form der Informationsverarbeitung zeitabhängig. Die Literatur dokumentiert, daß bei kurzen Zeiträumen eine Unterreaktion bzgl. Informationen zu erkennen ist (Jegadeesh und Titman (1993),

[8] Der Momentum-Effekt beschreibt das Phänomen, daß Aktien, die in der Vergangenheit (sechs bis zwölf Monate) eine überdurchschnittliche Rendite hatten, auch in der Zukunft (ebenfalls sechs bis zwölf Monate) eine überdurchschnittliche Rendite aufweisen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Chan, Jegadeesh und Lakonishok (1996)), die sich abschwächt und langfristig in eine Überreaktion mündet (siehe bspw. Shefrin (2000)). Gleichung E.19 bietet eine Möglichkeit, diese Formen der Informationsverarbeitung zu quantifizieren.

II. Portfoliostrategien

Das letzte Kapitel stellte das empirische Untersuchungsdesign vor, mit dem das zeitliche Verhalten der erwarteten Rendite und der Fehlbewertung untersucht wird. Die Ergebnisse geben damit einen wichtigen Einblick in die Rahmenbedingungen des aktiven Portfoliomanagements, welches das Ziel hat, Portfolios mit überlegenen Rendite- und Risikobeziehungen zu selektieren. Als nächstes wird das Untersuchungsdesign dargestellt, mit dem überprüft wird, ob sich durch die Schätzverfahren *implizite Rendite* und *historische Rendite* in einer aktiven Portfolioselektion bessere Rendite- und Risikobeziehungen als ein passiver Portfolioansatz, repräsentiert durch den Marktdurchschnitt, erzielen lassen, und welches Verfahren das geeignetere ist. Dazu werden die drei Entscheidungskalküle, der $(\mu-\sigma)$-, der $(\alpha-TE)$- und der $(\Pi^{\epsilon}-TE)$-Kalkül, angewendet. Damit ist gewährleistet, daß ein Großteil der in der Praxis vorkommenden Entscheidungssituationen abgebildet wird.

1. Absolute Portfoliooptimierung: Der $(\mu-\sigma)$-Investor

Für einen $(\mu-\sigma)$-Investor läßt sich die Vorteilhaftigkeit einer Schätzmethode leicht an der realisierten Sharpe Ratio SR_r ablesen. Dann ist durch den Vergleich der Sharpe Ratios $SR_r(R_{P,t,t+1}^{\mu-\sigma,\hat{R}_i})$ verschiedener Schätzmethoden $\hat{R}_i$ [9] die Schätzmethode am vorteilhaftesten, die zur höchsten Sharpe Ratio führt. $SR_r(R_{P,t,t+1}^{\mu-\sigma,\hat{R}_i})$ ist die realisierte Sharpe Ratio, die sich für ein $(\mu-\sigma)$-effizientes Portfolio ergibt, welches auf Basis des Schätzers $\hat{R}_i$ selektiert wurde. Wenn die Schätzung der erwarteten Rendite durch die implizite und historische Rendite zu gleichen Sharpe Ratios führt, also $SR_r(R_{P,t,t+1}^{\mu-\sigma,R^{\iota}}) = SR_r(R_{P,t,t+1}^{\mu-\sigma,\overline{R_\tau}})$ gilt,[10] dann sind beiden Schätzmethoden als gleichwertig anzusehen. Führt eine Schätzmethode jedoch zu höheren Sharpe Ratios, so sollte ein Portfoliomanager diese bevorzugen. In jedem Fall sollte jedoch die Sharpe Ratio höher als bei einem Portfolio liegen,

[9] $\hat{R}_i$ entspricht entweder der impliziten oder historischen Rendite.

[10] R^{ι} ist der implizite Schätzer, $\overline{R_\tau}$ ist der historische Schätzer auf Basis der letzten τ realisierten Renditen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

welches den Markt genau abbildet ($SR_r(R^{\mu-\sigma,R^\iota}_{P,t,t+1}) > SR_r(R^{\mu-\sigma,\overline{R_M}}_{P,t,t+1})$ und $SR_r(R^{\mu-\sigma,\overline{R_\tau}}_{P,t,t+1}) > SR_r(R^{\mu-\sigma,\overline{R_M}}_{P,t,t+1})$). Wäre dies nicht der Fall, dann wäre die Schätzung der erwarteten Rendite nicht geeignet als Entscheidungskriterium zur aktiven Portfolioselektion. Ein Investor wäre durch das Halten des Marktportfolios gleich gut oder besser gestellt.

2. Relative Portfoliooptimierung: Der $(\alpha - TE)$-Investor

Für einen $(\alpha - TE)$-Investor gestaltet sich der Vergleich der beiden Schätzmethoden ebenfalls einfach. Die Betrachtung der Differenz zwischen der durchschnittlichen Rendite auf Basis des Schätzers $\hat{AR}_i$ selektierten $(\alpha - TE)$-effizienten Portfolios und der durchschnittlichen Benchmarkrendite, bezeichnet mit $\overline{AR}^{\alpha-TE,\hat{AR}_i}_{P,t,t+1}$, reicht aus. Das Risiko in Form des Tracking Error wurde beim $(\alpha - TE)$-Kalkül als Nebenbedingung des Optimierungsproblem bereits berücksichtigt. Anhand der aktiven Rendite der $(\alpha - TE)$-effizienten Portfolios zeigt sich dann direkt, wie hoch die Überrenditen, an denen vor allem Investoren in des Praxis interessiert sind, gegenüber der Benchmark, dem Marktdurchschnitt, ausfallen.

3. Relative Portfoliooptimierung: Der $(\Pi^\epsilon - TE)$-Investor

Für einen $(\Pi^\epsilon - TE)$-Investor könnte die durchschnittliche risikoadjustierte Rendite $R_{P,t,t+1} - E_t(\tilde{R}^\rho_{P,t,t+1})$ eines Portfolios P direkt ausgerechnet werden und dann als Schätzung für den Erwartungswert der risikoadjustierten Rendite $E_t(\tilde{R}_{P,t,t+1} - E_t(\tilde{R}^\rho_{P,t,t+1}))$ verwendet werden. Dieses Vorgehen ist jedoch nur dann zulässig, wenn die gleichgewichtige Renditeerwartung im Zeitablauf konstant ist. Um die Konstanz zu überprüfen, wird die gleichgewichtige erwartete Marktrendite $E_t(\tilde{R}^\rho_{M,t,t+1})$ durch die implizite Marktrendite $R^\iota_{M,t}$ geschätzt, und die Parameter b und c von Gleichung E.1 bestimmt. Variiert die Marktrendite, dann beeinflußt dies durch den Diskontierungseffekt (siehe Kapitel 1.) die realisierte Rendite. Wenn $E_t(\tilde{R}^\rho_{M,t,t+1})$ im Zeitablauf sinkt oder steigt, führt dies zu Verzerrungen der realisierten risikoadjustierten Rendite $R_{P,t,t+1} - E_t(\tilde{R}^\rho_{P,t,t+1})$ nach oben (wenn $E_t(\tilde{R}^\rho_{M,t,t+1})$ fällt) bzw. nach unten (wenn $E_t(\tilde{R}^\rho_{M,t,t+1})$ steigt).

Sind Renditeerwartungen zeitlich variabel, dann führen folgende Überlegungen zur Lösung der Problematik von nicht konstanten Renditeerwartungen. Für das (Π^ϵ - TE)-effiziente Portfolio P gilt im Gleichgewicht:

$$E_t(\tilde{R}_{P,t,t+1} - E_t(\tilde{R}^\rho_{P,t,t+1})) = 0. \tag{E.20}$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Für die Benchmark B[11] hat im Gleichgewicht Gleichung E.20 ebenfalls Gültigkeit:

$$E_t(\tilde{R}_{B,t,t+1} - E_t(\tilde{R}^{\rho}_{B,t,t+1})) = 0. \tag{E.21}$$

Daraus ergibt sich

$$E_t(\tilde{R}_{P,t,t+1} - E_t(\tilde{R}^{\rho}_{P,t,t+1})) - E_t(\tilde{R}_{B,t,t+1} - E_t(\tilde{R}^{\rho}_{B,t,t+1})) = 0. \tag{E.22}$$

Wird Nebenbedingung C.59 bzw. C.64 ($\Pi^{\rho}_{P,t,t+1} = \Pi^{\rho}_{B,t,t+1}$) in E.22 eingesetzt, gilt für ein (Π^{ϵ} - TE)-effizientes Portfolio folgende Gleichung:

$$E_t(\tilde{R}_{P,t,t+1} - \tilde{R}_{B,t,t+1}) = 0 \tag{E.23}$$

Gleichung E.23 wird nicht vom Diskontierungseffekt beeinflußt, und mit Regressionsgleichung

$$R_{P,t,t+1} - R_{B,t,t+1} = a + b \cdot \Pi^{\epsilon}_{P,t} + v_t. \tag{E.24}$$

kann überprüft werden, ob risikoadjustierte Renditen möglich sind. Wenn die risikoadjustierten Renditen der $(\Pi^{\epsilon} - TE)$-effizienten Portfolios systematisch größer als der Benchmark sind, dann ist der Parameter a größer als null. Anhand des Parameters b von Gleichung E.24 läßt sich weiter überprüfen, ob die Höhe der Fehlbewertung einen Einfluß auf die risikoadjustierte Rendite hat. Ist dies der Fall, dann sollte der Parameter b ebenfalls größer als null sein.

III. Zusammenfassung

Dieses Kapitel hat das empirische Untersuchungsdesign vorgestellt, mit dem in den nächsten Kapiteln die Eigenschaften der Schätzmethode *implizite* Rendite untersucht wird. Dort wird neben den Zeitreiheneigenschaften vor allem die Eignung als Kriterium zur Portfolioselektion anhand

[11] Die Benchmark kann als Stellvertreter für den Gesamtmarkt angesehen werden.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

des $(\mu - \sigma)$-, des $(\alpha - TE)$- und des $(\Pi^{\epsilon} - TE)$-Kalküls im Vordergrund stehen. Damit wird getestet, ob sich die implizite Rendite besser als Entscheidungskriterium eignet als die historische Rendite.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

F. Daten und Modellkalibration

In diesem Kapitel werden die Modelle zur Berechnung der impliziten Rendite R_t^i, der historischen Rendite $\overline{R_{t,t+1}}$ und der gleichgewichtigen Renditeerwartung $E_t(\tilde{R}_{t,t+1}^{\rho})$ spezifiziert und die dazu benötigten Daten mit ihren zugehörigen Quellen vorgestellt.

I. Daten

Untersuchte Aktien

Untersuchungsgegenstand der Arbeit sind die Aktien des DJ Stoxx 50 Index. Dieser Index faßt die 50 wichtigsten Aktien in Europa zusammen. Der Untersuchungszeitraum reicht vom 31.12.1989 bis 31.12.2000. Es werden monatliche Daten betrachtet, so daß sich 133 Zeitpunkte in dem Untersuchungszeitraum ergeben.

Der DJ Stoxx 50 Index faßt Aktien zusammen, deren Marktkapitalisierung zum 31.12.2000 ca. 4 Billionen Euro betrug. Dies ist ein Anteil von ca. 50% an der gesamten Marktkapitalisierung aller in Europa börsennotierten Aktiengesellschaften. Die größte Gesellschaft hatte zu diesem Zeitpunkt eine Kapitalisierung von 252 Mrd. Euro (Vodafone) und die kleinste Gesellschaft von 32 Mrd. Euro (Marconi).

Die Untersuchung von Aktien mit einer hohen Marktkapitalisierung und einer hohen Liquidität hat verschiedene Vorteile. Ein wichtiger Vorteil ist, daß sich Portfoliostrategien, wie sie in Kapitel H. vorgestellt werden, leicht in der Praxis umsetzen lassen. Gründe für eine leichte Umsetzbarkeit liegen darin, daß selbst Anleger, die große Volumen handeln möchten, einen geringen Effekt auf den Preis erwarten können, weil hoch kapitalisierte Aktien sehr liquide sind. Außerdem sind *Bid-ask Spannen* und *niedrigen Transaktionskosten* gegeben. Zusätzlich bilden hochkapitalisierte Aktien in der Regel den Hauptteil der Benchmarks, an denen sich ein Großteil der institutionellen Anleger richtet. Beschränkungen für den Kauf bzw. Verkauf dieser Aktien sind in der Regel vernachlässigbar.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Gewinn- und Dividendenschätzungen

In den empirischen Analysen werden Daten verarbeitet, die aus verschiedenen Datenquellen stammen. Daten zu den erwarteten Gewinnen $E_t(\tilde{G}_{t+\tau})$ und Dividenden $E_t(\tilde{D}_{t+\tau})$ werden von I/B/E/S Inc, London von Finanzanalysten der wichtigsten Investmentbanken und Researchabteilungen gesammelt und in einer Datenbank zur Verfügung gestellt. Die hier verwendeten Gewinne $E_t(\tilde{G}_{t+\tau})$ sind Konsensusschätzungen, also der arithmetische Mittelwert aller individuellen Schätzungen. Sie dienen als Approximation dafür, was ein Analyst im Durchschnitt erwartet und stellen auf dem Finanzmarkt einen entscheidenden Richtungsindikator dar. Die Abdeckung durch die Analysten ist auf hohem Niveau. Durchschnittlich wird jede Aktie von 29 Analysten beobachtet, die ihre Daten an I/B/E/S liefern.

Kurs- und Bilanzdaten

Daten zu Kursen P, Buchwerten B, Marktkapitalisierungen und Indexständen stammen von Datastream International Limited, London.

Daten für den risikolosen Zins

Risikolose Zinsen $R_{f,t,t+\tau}$ werden aus REX Renditen berechnet, die ebenfalls von Datastream International stammen. Es werden REX Renditen von einem Jahr bis zehn Jahre herangezogen. Der REX ist der Rentenindex, der von der Deutschen Börse AG, Frankfurt, aus Anleihen der Bundesrepublik Deutschland, berechnet wird. Diese Anleihen sind nahezu ohne Ausfallrisiko und können aus diesem Grund den risikolosen Zins gut approximieren.

Konsumdaten

Konsumdaten werden ebenfalls aus der Datenbank von Datastream entnommen. Europäische aggregierte Konsumdaten liegen nicht vor. Aus diesem Grund wird diese Größe aus einzelnen europäischen Ländern aggregiert. Dazu werden Konsumdaten herangezogen, wie sie von der OECD veröffentlicht werden.

Die in dieser Arbeit verwendeten Datenquellen I/B/E/S und Datastream sind in der Finanzwelt die am meisten gebrauchten Ressourcen für historische Daten. In der Regel sind die hier verwendeten Daten nicht nur den Marktteilnehmern bekannt, sondern sie basieren auch ihre Entscheidungen darauf.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

II. Modellkalibration

1. Berechnung der impliziten Rendite

Implizite Renditen R_t^ι werden mit dem Residual-Income-Modell aus Abschnitt 4. berechnet. In der Empirie müssen die unbekannten Parameter des Modells geschätzt werden. Unbekannte Parameter sind zukünftige Eigenkapitalrenditen und Buchwerte für einen unendlich langen Zeitraum. Um diese unendliche Parameteranzahl zu reduzieren, werden in diesem Abschnitt verschiedene Annahmen getroffen. Die Schätzmethode ist mit der von Claus und Thomas (2001) verwandt. Zur Berechnung der impliziten Rendite R_t^ι wird folgendes 3-Phasen-Modell spezifiziert:

$$\begin{aligned} P_t &= B_t + \sum_{\tau=1}^{T_1} \frac{E_t(\tilde{B}_{t-1+\tau}) \cdot (E_t(E\tilde{K}R_{t+\tau}) - R_t^\iota)}{(1+R_t^\iota)^\tau} \\ &+ \sum_{\tau=T_1+1}^{T_2} \frac{E_t(\tilde{B}_{t-1+\tau}) \cdot (E_t(E\tilde{K}R_{t+\tau}) - R_t^\iota)}{(1+R_t^\iota)^\tau} \\ &+ \sum_{\tau=T_2+1}^{\infty} \frac{E_t(\tilde{B}_{t-1+\tau}) \cdot (E_t(E\tilde{K}R_{t+\tau}) - R_t^\iota)}{(1+R_t^\iota)^\tau}. \end{aligned} \tag{F.1}$$

Der Zähler τ auf der rechten Seite bezieht sich auf Finanzjahre, der Index t auf einzelne Monate. Wie die Modellierung der Finanzjahre genau vorgenommen wird, wird im weiteren Verlauf dieses Kapitels erläutert. Die implizite Risikoprämie Π_t^ι wird zur Bestimmung der Parameter der Gleichung E.2 benötigt. Hierzu wird angenommen, daß der risikolose Zins eine zeitliche Struktur hat, und die implizite Rendite Π_t^ι wird wie folgt berechnet:

$$\begin{aligned} P_t &= B_t + \sum_{\tau=1}^{T_1} \frac{E_t(\tilde{B}_{t-1+\tau}) \cdot (E_t(E\tilde{K}R_{t+\tau}) - (R_{f,t,t+\tau} + \Pi_t^\iota))}{(1+(R_{f,t,t+\tau} + \Pi_t^\iota))^\tau} \\ &+ \sum_{\tau=T_1+1}^{T_2} \frac{E_t(\tilde{B}_{t-1+\tau}) \cdot (E_t(E\tilde{K}R_{t+\tau}) - (R_{f,t,t+\tau} + \Pi^\iota))}{(1+(R_{f,t,t+\tau} + \Pi_t^\iota))^\tau} \\ &+ \sum_{\tau=T_2+1}^{\infty} \frac{E_t(\tilde{B}_{t-1+\tau}) \cdot (E_t(E\tilde{K}R_{t+\tau}) - (R_{f,t,t+\tau} + \Pi_t^\iota))}{(1+(R_{f,t,t+\tau} + \Pi_t^\iota))^\tau}. \end{aligned} \tag{F.2}$$

Die Länge der einzelnen Phasen des 3-Phasen-Residual-Income-Modells werden variiert, um somit die Modellabhängigkeit der Berechnung von

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

R_t^ι bzw. Π_t^ι zu untersuchen. Dabei werden drei verschiedene Variationen vorgenommen, die kurzfristiges, mittelfristiges und langfristiges Szenario genannt werden.

Im *kurzfristigen* Szenario liegt die Länge der Phase I bei drei Jahren ($T_1 = 3$). Phase II hat eine Länge von null ($T_1 = T_2 = 3$), so daß Phase III in vier Jahren beginnt. Im *mittelfristigen* Szenario beträgt die Länge der Phase I und der Phase II jeweils fünf Jahre ($T_1 = 5, T_2 = 10$). Im *langfristigen* Szenario beträgt die Länge der Phase I und der Phase II jeweils zehn Jahre ($T_1 = 10, T_2 = 20$).[1] Abbildung F.1 gibt eine grafische Interpretation der Variation der Phasen I bis III der verschiedenen Modellszenarien.

Um die implizite Rendite nach F.1 und die implizite Risikoprämie nach F.2 zu berechnen, sind Schätzungen der Eigenkapitalrendite $E_t(\tilde{EKR}_{t+\tau})$ und der Buchwerte $E_t(\tilde{B}_{t+\tau})$ für einen unendlich langen Zeitraum notwendig. Aus den I/B/E/S-Gewinnschätzungen lassen sich die Eigenkapitalrenditen $E_t(\tilde{EKR}_{t+\tau}) = \frac{E_t(\tilde{G}_{t+\tau})}{E_t(\tilde{B}_{t+\tau-1})}$ berechnen. Schätzungen für zukünftige Gewinne $E_t(\tilde{G}_{t+\tau})$ liegen jedoch meistens nur für die nächsten drei Jahre ($\tau = 1, 2, 3$ Jahre) vor. Das Problem der fehlenden Gewinn- und Dividendenschätzungen wird auf folgende Art gelöst:

- Phase I: Für die Zeitpunkte $\tau = 1, 2, 3$ Jahre werden Gewinn- und Dividendenschätzungen von I/B/E/S unterstellt; dauert die Phase I länger als 3 Jahre, wird für die restlichen Jahre die gleiche Eigenkapitalrendite und Ausschüttungsquote wie in $\tau = 3$ angenommen.

- Phase II: Die erwartete Eigenkapitalrendite und die Dividendenquote wird zwischen $\tau = 3$ und einer langfristig erwarteten Eigenkapitalrendite $E_t(\tilde{EKR}_l)$ linear interpoliert.

- Phase III: Die langfristig erwartete Eigenkapitalrendite beträgt konstant $E_t(\tilde{EKR}_l)$, die Dividendenquote ist konstant q_l.

Die Phase I bildet den Zeitraum der expliziten Gewinnschätzung (*Prognosezeitraum*). In diesem Zeitraum kann sich die Rentabilität auf das eingesetzte Eigenkapital zwischen den Unternehmen deutlich voneinander unterscheiden. Dieser Zeitraum kann dementsprechend auch als Zeitraum des komparativen Vorteils bezeichnet werden, wenn die erwartete Eigenkapitalrendite über der langfristigen liegt. Im Gegensatz dazu hat das Unterneh-

[1] Claus und Thomas (2001) spezifizieren die Phase I mit fünf Jahren und die Phase II mit null Jahren.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

men einen komparativen Nachteil, wenn die erwartete Eigenkapitalrendite unter der langfristigen liegt. Während der Phase II (*Übergangszeitraum*)

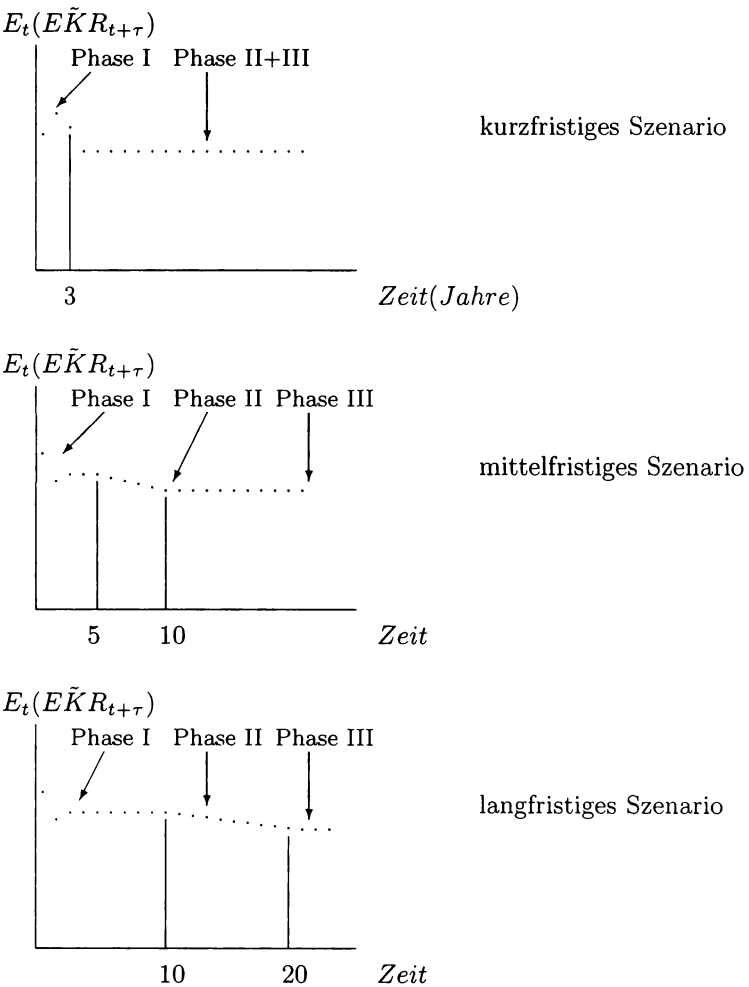


Abbildung F.1: Phasen des Residual-Income-Modells

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

verliert das Unternehmen seinen komparativen Vorteil bzw. Nachteil. Seine Gewinnwachstumsraten und sein Ausschüttungsverhalten gleichen sich den langfristig unterstellten Grenzwerten an, die in Periode III für alle Unternehmen gleich sind. Diese Modellierung der Rentabilität entspricht der Idee des ökonomischen Wettbewerb. Überdurchschnittliche Renditen lassen sich nur so lange erzielen, bis konkurrierende Mitbewerber sie reduziert haben. Unterdurchschnittliche Renditen werden bspw. durch Umstrukturierungen gesteigert, weil Kapitalgeber eine höhere Rentabilität fordern.

Wichtig für die Modellierung der langfristigen Eigenkapitalrendite ist es, daß diese nicht so hoch liegt, daß die sich daraus ergebenden Wachstumsraten über einem angenommenen Wirtschaftswachstum liegen. Wird die langfristig erwartete Eigenkapitalrendite mit $E_t(E\tilde{K}R_l) = 10\%$ geschätzt und die langfristige Ausschüttungsquote zu $q_l = 40\%$, so ergibt sich daraus eine Wachstumsrate für die Gewinne (und damit auch Dividenden und Buchwerte) von $E_t(\tilde{g}_l) = E_t(E\tilde{K}R_l) \cdot (1 - q_l) = 10\% \cdot (1 - 40\%) = 6\%$. Dies entspricht der Wachstumsrate des nominalen Bruttosozialproduktes (BSP) in Europa von 1980 bis 1999. Längerfristig können Gewinne nicht stärker als das BSP wachsen, weil sonst ab einem bestimmten Zeitpunkt der Gewinn einer Gesellschaft größer wäre als das BSP. Dieser Fall ist bei der Modellierung langfristiger Gewinnentwicklungen von Aktiengesellschaften auszuschliessen. Die Annahme, daß langfristig die Gewinne um 6% wachsen, liegt auch in der Größenordnung, die Analysten für das langfristige BSP-Wachstum schätzen (Cornell (1999)). Die Annahme der Werte zur langfristig erwarteten Eigenkapitalrendite $E_t(E\tilde{K}R_l)$ und der Dividendenquote q_l ist im übrigen nicht sensitiv für die Ergebnisse der Portfoliostrategien, da sich durch die relative Betrachtung bei der Berechnung der Fehlbewertung die langfristige Eigenkapitalrendite zu einem großen Teil *herauskürzen.*

Mit dieser Modellierung lassen sich alle Eigenkapitalrenditen für die Zukunft bestimmen, und es bleibt noch die Entwicklung der zukünftigen Buchwerte festzulegen. Der zukünftige Buchwert wird mit Hilfe der *clean surplus Relation* berechnet. Danach erhöht sich der Buchwert in jeder Periode um den thesaurierten Gewinn:

$$B_t = B_{t-1} + G_t - D_t. \tag{F.3}$$

Die *clean surplus Relation* gilt auch in Erwartungswertform. Mit Gleichung F.3 wird also angenommen, daß externe Eigenkapitalfinanzierungsmaßnahmen nicht stattfinden. Aktuelle Buchwerte werden der Bilanz entnommen. Bis ein Unternehmen die Bilanz des letzten Geschäftsjahres veröffentlicht hat, können unter Umständen mehrere Monate vergehen. Ist

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

bspw. der Buchwert $B_{31.12.89}$ erst am 31.03.90 bekannt, so wird er zwischen dem 31.12.89 und 31.03.90 wie folgt geschätzt:

$$E_t(\tilde{B}_{31.12.89}) = B_{31.12.88} + E_t(\tilde{G}_{89}) - E_t(\tilde{D}_{89}).$$

Das Finanzjahr eines Unternehmens entspricht in der Regel dem Kalenderjahr. Berechnet werden die impliziten Renditen R_t^t jedoch in jedem Monat. Um eine monatliche Berechnung der impliziten Renditen zu ermöglichen, werden unterjährige fiktive Buchwerte, Gewinne und Dividenden berechnet. Fiktiv heißt, daß sich die entsprechenden Werte jeweils auf die nächsten zwölf Monate beziehen. Wird bspw. die implizite Rendite im April 1992 berechnet, dann reicht das nächste fiktive Geschäftsjahr von Mai 1992 bis April 1993. Der Buchwert für ein fiktives Geschäftsjahr berechnet sich dann aus dem zeitlich gewichteten Mittel zwischen dem Buchwert des letzten Geschäftsjahres und dem erwarteten Buchwert des aktuellen Geschäftsjahres. Die zeitliche Gewichtung hängt dann davon ab, in welchem Monat die Berechnung der impliziten Rendite vorgenommen wird. Befindet man sich bspw. im Monat April und stimmt das Geschäftsjahr mit dem Kalenderjahr überein, dann gleicht der im April angenommene fiktive Buchwert der Summe aus $\frac{4}{12}$ des Buchwertes des aktuellen Geschäftsjahres und $\frac{8}{12}$ des Buchwertes des letzten Geschäftsjahres. Allgemein berechnet sich dann der Buchwert zum Zeitpunkt t

$$B_t = \frac{m(t)}{12} \cdot E_t(\tilde{B}_{\text{aktuelles Geschäftsjahr}}) + \frac{12 - m(t)}{12} \cdot B_{\text{letztes Geschäftsjahr}},$$

falls $B_{\text{letztes Geschäftsjahr}}$ bekannt ist, bzw.

$$B_t = \frac{m(t)}{12} \cdot E_t(\tilde{B}_{\text{aktuelles Geschäftsjahr}}) + \frac{12 - m(t)}{12} \cdot E_t(\tilde{B}_{\text{letztes Geschäftsjahr}}),$$

falls $B_{\text{letztes Geschäftsjahr}}$ nicht bekannt ist. $m(t)$ bezeichnet dabei die vergangenen Monate seit dem Ende des letzten Geschäftsjahres. Bei erwarteten Gewinnen und Dividenden wird analog verfahren. Zu einem beliebigen Zeitpunkt t ist der Gewinn $E_t(\tilde{G}_{t+1})$ derjenige, der in den nächsten zwölf Monaten erwartet wird. Auch dieser setzt sich aus einem zeitlich gewichteten Mittel zwischen dem erwarteten Gewinn des aktuellen Geschäftsjahres und dem erwarteten Gewinn des nächsten Geschäftsjahres zusammen:

$$E_t(\tilde{G}_{t+1}) = \frac{m(t)}{12} \cdot E_t(\tilde{G}_{\text{nächstes Geschäftsjahr}})$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

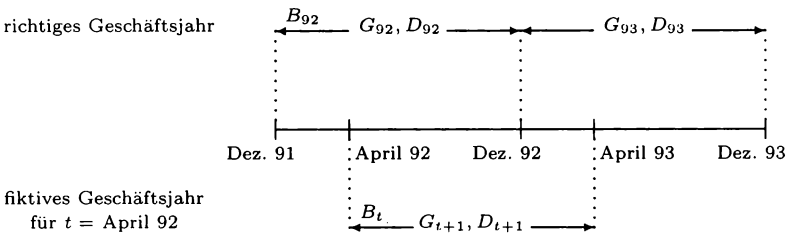


Abbildung F.2: Zeitliche Modellierung der Buchwerte, Gewinne und Dividenden

$$+\frac{12-m(t)}{12}\cdot E_t(\tilde{G}_{\text{aktuelles Geschäftsjahr}}).$$

Entsprechend wird für die erwartete Dividende verfahren:

$$E_t(\tilde{D}_{t+1}) = \frac{m(t)}{12}\cdot E_t(\tilde{D}_{\text{nächstes Geschäftsjahr}}) + \frac{12-m(t)}{12}\cdot E_t(\tilde{D}_{\text{aktuelles Geschäftsjahr}}).$$

Die Berechnung der erwarteten Buchwerte, Gewinne und Dividenden kann somit als rollierendes Verfahren bezeichnet werden, welches ein fiktives Geschäftsjahr annimmt, daß vom heutigen Zeitpunkt t aus betrachtet immer die nächsten zwölf Monate umfaßt. Abbildung F.2 illustriert diese Vorgehensweise nochmals.

Beispiel zum Residual-Income-Modell

Um die Vorgehensweise zur Modellierung der zukünftigen Buchwerte und Eigenkapitalrenditen zu illustrieren, wird folgendes Beispiel betrachtet. Ein Unternehmen hat heute einen Buchwert B_0 von 150. Analysten schätzen im Durchschnitt (I/B/E/S-Konsensus) folgende Gewinne: $E_0(\tilde{G}_1) = 20$, $E_0(\tilde{G}_2) = 22$ und $E_0(\tilde{G}_3) = 24$. Die Ausschüttungsquote q wird mit 40% angenommen. Tabelle F.1 faßt die bekannten Ausgangsparameter und die unbekannten Variablen zusammen.

Die fehlenden Werte für $E_0(\tilde{EKR}_t)$ und $E_0(\tilde{B}_t)$ werden wie folgt berechnet. Die Eigenkapitalrendite $E_0(\tilde{EKR}_t)$ ergibt sich in jeder Periode

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle F.1
Beispiel zum Residual-Income-Modell: Ausgangssituation

t	$E_0(\tilde{B}_{t-1})$	$E_0(\tilde{G}_t)$	$E_0(\tilde{q})$	$E_0(\tilde{D}_t)$	$E_0(\tilde{B}_t)$	$E_0(E\tilde{K}R_t)$
1	150	20	40%	?	?	?
2	?	22	40%	?	?	?
3	?	24	40%	?	?	?
ab 3	?	?	?	?	?	?

durch den Quotienten des erwarteten Gewinnes in Periode t zum Erwartungswert des Buchwertes in Periode $t-1$:

$$E_0(E\tilde{K}R_t) = \frac{E_0(\tilde{G}_t)}{E_0(\tilde{B}_{t-1})}. \tag{F.4}$$

Die Buchwerte ergeben sich durch die *clean surplus Relation*

$$E_0(\tilde{B}_t) = E_0(\tilde{B}_{t-1}) + E_0(\tilde{G}_t) - E_0(\tilde{D}_t). \tag{F.5}$$

Tabelle F.2 ergänzt die berechneten Größen für den Fall, daß das Residual-Income-Modell nach dem mittelfristigen Szenario modelliert wird ($T_1 = 5, T_2 = 10$).

Tabelle F.2
Beispiel zum Residual-Income-Modell: Zielsituation

t	$E_0(\tilde{B}_{t-1})$	$E_0(\tilde{G}_t)$	$E_0(\tilde{q})$	$E_0(\tilde{D}_t)$	$E_0(\tilde{B}_t)$	$E_0(E\tilde{K}R_t)$
1	**150**	**20**	**40%**	8	162	13,3%
2	162	**22**	**40%**	8,8	175,2	13,6%
3	175,2	**24**	**40%**	9,6	189,6	13,7%
4	189,6	26	40%	10,4	205,2	13,7%
5	205,2	28,1	40%	11,2	222	13,7%
6	222	28,8	40%	11,5	239,3	13,0%
7	239,3	29,2	40%	11,7	256,9	12,2%
8	256,9	29,5	40%	11,8	274,5	11,5%
9	274,5	29,2	40%	11,8	292,2	10,7%
10	292,2	31,0	40%	11,7	309,8	10,0%
ab 10	6% Wachstum		40%	6% Wachstum		10%

Die Werte der Tabelle F.2 in Gleichung F.1 eingesetzt ergibt bspw. für einen Preis von 400 eine implizite Rendite R_0' von 7,84%. Beträgt der

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

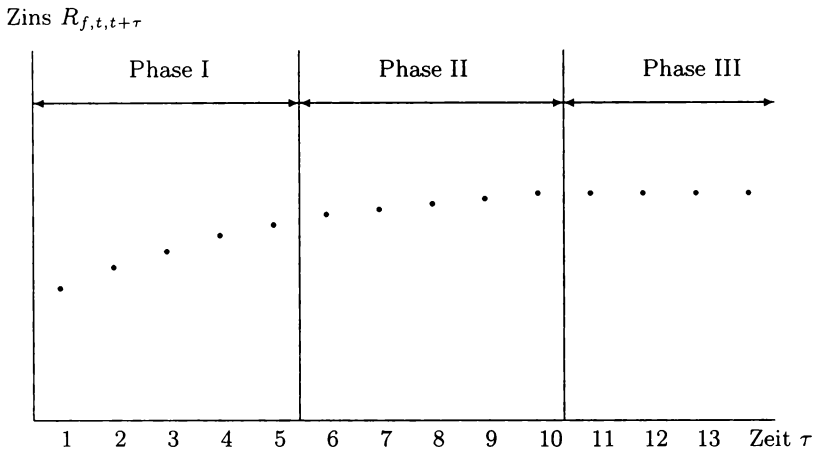


Abbildung F.3: Kalibration der risikolosen Zinsen

risikolose Zins für alle Perioden 6%, so liegt die implizite Risikoprämie Π_0^t bei 1,84%. Beträgt der Preis dagegen nur 200, so hat die Aktie eine implizite Rendite R_0^t von 9,77% und eine implizite Risikoprämie Π_0^t von 3,77%.

Risikoloser Zins

Der risikolose Zins $R_{f,t,t+\tau}$ kann für den Zeitraum von $\tau = 1$ bis 10 aus REX Renditen approximiert werden.[2] Für diese Jahre ist somit eine explizite Angabe des risikolosen Zinses möglich. Ab dem Jahr $\tau = 11$ wird der Zins mit dem in $\tau = 10$ gleichgesetzt. Zinsen in der Phase III werden mit dem Zins am Ende der Phase II fortgeschrieben. Aufgrund fehlender Daten für längerfristige Zinsen erscheint dieses Vorgehen vernünftig. Für das mittelfristige Szenario bspw. bedeutet dies, daß in den Phasen I und II die am Markt zu beobachtenden Zinsen unterstellt werden, in Phase III wird der Zins zum Zeitpunkt $\tau = 10$ für alle Perioden in die Zukunft fortgeschrieben. Abbildung F.3 zeigt dieses Vorgehen.

[2] Streng genommen sind REX Renditen nur dann risikolos, wenn ihre Ausfallwahrscheinlichkeit null beträgt. Anleihen der Bundesrepublik Deutschland, die dem REX Index zugrunde liegen, sollten diese Bedingungen nahezu erfüllen. Diese liegen im übrigen nur für Zeiträume zwischen einem und zehn Jahre vor, da die Bundesrepublik Deutschland kaum Anleihen mit einer Laufzeit von mehr als zehn Jahren emittiert.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

2. Berechnung der realisierten Rendite

Alternativ zur impliziten Rendite R_t^i können die Renditeerwartungen durch einen Durchschnitt einperiodiger historischer Renditen $\overline{R_{t,t+1}}$ geschätzt werden. Die Eigenschaften, welche sich für den historischen Durchschnitt ergaben, wurden bereits in Kapitel 3. anhand einer empirischen Untersuchung des S&P 500 Indexes dargestellt. Der historische Durchschnitt wird nach D.1 wie folgt berechnet:

$$\overline{R_{t,t+1}} = \frac{1}{T}\sum_{\tau=0}^{T-1} R_{t+\tau,t+\tau+1} \tag{D.1}$$

Der Durchschnitt $\overline{R_{t,t+1}}$ hängt von der Länge T des Schätzzeitraums ab. Im folgenden sollen die Vor- und Nachteile eines *langen* bzw. *kurzen* Schätzzeitraumes gegenübergestellt werden. Die Diskussion wird anhand der spezifischen Probleme der Schätzung von Renditeerwartungen einzelner Aktien, wie sie für die Portfoliostrategien in Kapitel H. erforderlich sind, geführt.

Langer Schätzzeitraum

Wenn die Renditeerwartung $E_t(\tilde{R}_{t,t+1})$ konstant ist, nimmt mit längerem Schätzzeitraum T die Genauigkeit des historischen Durchschnittes als Schätzung für die Renditeerwartung nach D.4 zu:

$$\begin{aligned} \overline{R_{t,t+1}} - E_t(\tilde{R}_{t,t+1}) &= \underbrace{\frac{1}{T}\sum_{\tau=0}^{T-1} \epsilon_{t+\tau,t+\tau+1}}_{} \\ &= \underbrace{\overline{\epsilon_{t,t+1}}}_{lim_{T\to\infty}=0} \end{aligned} \tag{D.4}$$

Nach Gleichung D.4 sollte der Schätzzeitraum möglichst lange gewählt werden, weil dann die Wahrscheinlichkeit, daß sich die unerwartet realisierten Renditen $\epsilon_{t+\tau,t+\tau+1}$ gegenseitig aufheben, größer wird. Dieser hat jedoch mit der Anzahl der Beobachtungen eine natürliche Obergrenze.

Kurzer Schätzzeitraum

Ist die Renditeerwartung $E_t(\tilde{R}_{t,t+1})$ jedoch nicht konstant, dann ist der historische Schätzer durch den Diskontierungseffekt verzerrt. Die Verzerrung sollte um so geringer ausfallen, je kürzer der Schätzzeitraum ist,

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

weil dann der Rückgang der Renditeerwartung geringer ausfällt. In einem kurzen Schätzzeitraum machen sich jedoch unerwartet realisierte Renditen $\epsilon_{t+\tau,t+\tau+1}$ stärker bemerkbar als in einem langen Schätzzeitraum. Insbesondere für einzelne Aktien kann dieser Effekt zu signifikanten Verzerrungen führen.

Für einen kurzen Schätzzeitraum sprechen also zeitlich variierende Renditeerwartungen, für lange Schätzzeiträume dagegen das Aufheben von unerwartet realisierten Renditen. Ein optimaler Schätzzeitraum läßt sich aus diesen unterschiedlichen Einflüssen nicht ableiten. Aus diesem Grund werden verschiedene Schätzzeiträume gewählt. Diese reichen vom kürzesten Zeitraum, der ein Monat beträgt, bis zum längsten Zeitraum, der 48 Monate umfaßt. Im einzelnen bezeichnet dann

- $\hat{R}_{2,t} = \overline{R_{1,t}} = R_{t-1,t}$
- $\hat{R}_{3,t} = \overline{R_{24,t}} = \frac{1}{24} \sum_{\tau=1}^{24} R_{t-\tau,t-\tau+1}$
- $\hat{R}_{4,t} = \overline{R_{48,t}} = \frac{1}{48} \sum_{\tau=1}^{48} R_{t-\tau,t-\tau+1}$.

Der Zähler τ bezieht sich hier auf Monate. Ziel der unterschiedlichen Schätzer ist es dabei, die Sensitivität der Ergebnisse vom angenommenen Intervall darzustellen.

3. Berechnung der erwarteten Rendite im Gleichgewicht

Zur Berechnung der gleichgewichtigen Renditeerwartung $E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1})$ wird das CAPM bzw. das CCAPM unterstellt. Danach setzt sich die gleichgewichtige Renditeerwartung einer Aktie i zum Zeitpunkt t auf Basis des CAPM nach D.32 wie folgt zusammen:

$$\begin{aligned} E_t(\tilde{R}^{\rho}_{i,t,t+1}) &= R_{f,t,t+1} + \beta_{i,CAPM,t} \cdot \left(E_t(\tilde{R}^{\rho}_{M,t,t+1} - R_{f,t,t+1}) \right) \\ \text{(D.32)} \qquad &= R_{f,t,t+1} + \beta_{i,CAPM,t} \cdot \Pi^{\rho}_{M,t,t+1}. \end{aligned}$$

Auf Basis des CCAPM nach D.34 lautet die gleichgewichtige Renditeerwartung wie folgt:

$$\begin{aligned} E_t(\tilde{R}^{\rho}_{i,t,t+1}) &= R_{f,t,t+1} + \frac{\beta_{i,CCAPM,t}}{\beta_{M,CCAPM,t}} \cdot \left(E_t(\tilde{R}^{\rho}_{M,t,t+1} - R_{f,t,t+1}) \right) \\ \text{(D.34)} \qquad &= R_{f,t,t+1} + \frac{\beta_{i,CCAPM,t}}{\beta_{M,CCAPM,t}} \cdot \Pi^{\rho}_{M,t,t+1}. \end{aligned}$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die Bestimmung der gleichgewichtigen Renditeerwartung $E_t(\tilde{R}^{\rho}_{i,t,t+1})$ erfordert die Berechnung der Marktrisikoprämie $\Pi^{\rho}_{M,t,t+1}$ und der entsprechenden β-Faktoren. Die dazu getroffenen Annahmen werden in den nächsten beiden Abschnitten diskutiert.

Berechnung der Marktrisikoprämie $\Pi^{\rho}_{M,t,t+1}$

Die Marktrisikoprämie $\Pi^{\rho}_{M,t,t+1}$ wird in der Regel als Durchschnitt der impliziten Marktrisikoprämien $\Pi^{\iota}_{M,t}$ aller untersuchten Aktien i berechnet:

$$\begin{aligned} \Pi^{\rho}_{M,t,t+1} &= \Pi^{\iota}_{M,t} \\ &= \frac{1}{50}\sum_{i=1}^{50}\Pi^{\iota}_{i,t}. \end{aligned} \tag{F.11}$$

Dieser Wert wird sowohl für das kurzfristige, mittelfristige als auch langfristige Szenario berechnet. Diese Berechnungsweise kann so interpretiert werden, daß im Durchschnitt die Aktien als richtig bewertet angesehen werden. Folglich ist die Fehlbewertung gemäß Gleichung B.49 relativ zum Gesamtmarkt zu sehen. Die Alternative, die zeitlich bedingte Marktrisikoprämie auf Basis der in Kapitel 3. diskutierten Modelle abzuleiten, ist praktisch kaum umzusetzen. Statt dem Mittelwert in Gleichung F.11 könnte auch ein marktwertgewichteter Mittelwert berechnet werden. Dieser ändert jedoch die Ergebnisse kaum. In die Portfoliooptimierung eines $(\mu - \sigma)$-, $(\alpha - TE)$, und (Π^{ϵ} - TE)-Investors spielt im übrigen die Höhe der Marktrisikoprämie keine Rolle. Sie wird nur zur Berechnung der Fehlbewertung benötigt.

Berechnung des CAPM-β-Faktors

Der CAPM-β-Faktor läßt sich folgendermaßen berechnen:

$$\beta_{i,CAPM,t} = \frac{Cov(\tilde{R}^{\rho}_{i,t,t+1}, \tilde{R}^{\rho}_{M,t,t+1})}{Var(\tilde{R}^{\rho}_{M,t,t+1})}. \tag{F.12}$$

Da zukünftige Renditeverteilungen der einzelnen Wertpapiere i und des Marktportfolios M nicht vorliegen, werden die β-Faktoren mit Hilfe einer empirischen Regression, wie sie in der Literatur üblich ist, geschätzt:

$$R_{i,t,t+1} = R_{f,t,t+1} + \hat{\beta}_{i,CAPM,t} \cdot (R_{M,t,t+1} - R_{f,t,t+1}) + v_t, \tag{F.13}$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

wobei $\hat{\beta}_{i,CAPM,t}$ als Schätzung für $\beta_{i,t}$ herangezogen wird. Für die Regression werden in dieser Arbeit wöchentliche Renditerealisationen über einen Zeitraum der jeweils zurückliegenden zwei Jahre herangezogen. Diese rollierende Berechnung des β-Faktors setzt voraus, daß der β-Faktor in diesem Zeitraum nahezu konstant ist. Diese Annahme ist plausibel, wenn sich das relative Risiko einer Aktie i im Vergleich zum Marktportfolio M nur wenig ändert. Bei den untersuchten Aktien sollte diese Annahme nahezu erfüllt sein, da sich die Geschäftsfelder der Unternehmen aufgrund ihrer Größe kaum oder nur sehr langsam ändern. Folglich sollten sich die zukünftigen Kovarianzen der Dividenden im Vergleich zum Marktportfolio ebenfalls wenig ändern.

Berechnung des CCAPM-β-Faktors

Die CCAPM-β-Faktoren berechnen sich wie folgt:

$$\beta_{i,CCAPM,t} = \frac{Cov\left(\tilde{R}^{\rho}_{i,t,t+1}, \frac{\Delta\tilde{C}_{t+1}}{C_t}\right)}{Var\left(\frac{\Delta\tilde{C}_{t+1}}{C_t}\right)} \tag{F.14}$$

$$\beta_{M,CCAPM,t} = \frac{Cov\left(\tilde{R}^{\rho}_{M,t,t+1}, \frac{\Delta\tilde{C}_{t+1}}{C_t}\right)}{Var\left(\frac{\Delta\tilde{C}_{t+1}}{C_t}\right)}. \tag{F.15}$$

Zusätzlich zur Renditeverteilung der Aktie i und des Marktportfolios M ist das zukünftige Konsumwachstum $\frac{\Delta\tilde{C}_{t+1}}{C_t}$ nicht bekannt. Auch der CCAPM-β-Faktor wird deshalb mit Hilfe einer empirischen Regression bestimmt:

$$R_{i,t,t+1} = R_{f,t,t+1} + \hat{\beta}_{i,CCAPM,t} \cdot \frac{\Delta C_{t+1}}{C_t} + v_t, \tag{F.16}$$

$$R_{i,t,t+1} = R_{f,t,t+1} + \hat{\beta}_{M,CCAPM,t} \cdot \frac{\Delta C_{t+1}}{C_t} + v_t, \tag{F.17}$$

wobei $\hat{\beta}_{i,CCAPM,t}$ als Schätzung für $\beta_{i,CCAPM,t}$ und $\hat{\beta}_{M,CCAPM,t}$ für $\beta_{M,CCAPM,t}$ dient. Zur Berechnung des CCAPM-β Faktors werden monatliche Renditerealisationen und realisierte Konsumwachstumsraten über einen Zeitraum der jeweils zurückliegenden vier Jahre herangezogen.[3] Wie im Fall des CAPM-β-Faktors muß auch hier vorausgesetzt werden, daß die Kovarianzen in dem Regressionszeitraum nahezu konstant sind.

[3] Konsumdaten liegen in ihrer geringsten Frequenz nur auf Monatsbasis vor.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

III. Deskriptive Statistiken

Durchschnittliche implizite Renditen und Risikoprämien aller Aktien

Dieser Abschnitt dokumentiert die durchschnittlichen impliziten Renditen und Risikoprämien der untersuchten Aktien, die als arithmetisches Mittel über den gesamten Zeitraum berechnet werden:

$$\overline{R_t^i} = \frac{1}{ANZ} \sum_{t=31.12.89}^{31.12.00} R_t^i \tag{F.18}$$

bzw.

$$\overline{\Pi_t^i} = \frac{1}{ANZ} \sum_{t=31.12.89}^{31.12.00} \Pi_t^i, \tag{F.19}$$

wobei ANZ die Anzahl der Beobachtungen ist. Für das *kurzfristige* Szenario liegt die durchschnittliche implizite Rendite bei 8,83% bei einer Standardabweichung von 1,48%, die durchschnittliche Risikoprämie bei 3,43% bei einer Standardabweichung von 1,68% (siehe Tabelle F.3). Die durchschnittliche implizite Rendite über alle Aktien beträgt für das *mittelfristige* Szenario 9,83% bei einer durchschnittlichen Standardabweichung von 1,42%. Die durchschnittliche implizite Risikoprämie beträgt 3,67% bei einer Standardabweichung von 1,38% (siehe Tabelle F.4). Für das *langfristige* Szenario beträgt die durchschnittliche implizite Rendite 11,25% bei einer Standardabweichung von 3,01% und die durchschnittliche Risikoprämie liegt bei 5,35% bei einer Standardabweichung von 3,06% (siehe Tabelle F.5). Je länger die erwartete Eigenkapitalrendite der Phase I in die Zukunft fortgeschrieben wird, desto höher liegt die implizite Risikoprämie. Durch die Fortschreibung der erwarteten Eigenkapitalrendite wird ein länger anhaltendes Gewinnwachstum unterstellt, welches über dem langfristigen angenommenen Durchschnitt von 6% liegt. Je nach unterstelltem Szenario liegt die implizite Risikoprämie zwischen 3,43% und 5,35%. Diese Werte liegen unter den Größenordnungen, die historisch erreicht wurden.[4]

[4] Ein Vergleich zwischen der historischen und der impliziten Risikoprämie zeigt folgendes Bild. Die historische Überrendite lag in den USA bei 6,18% (Mehra und Prescott (1985)) und in Deutschland bei 5,7% (Coche und Stotz (1999)). Diese historischen Werte liegen über der Größenordung des langfristigen Szenarios. Wenn die zukünftig realisierten Risikoprämien ebenfalls in der Größenordnung von 5% bis 6% liegen sollen, kann dies nur mit dem langfristigen Szenario erklärt werden. Wenn die langfristigen Erwartungen jedoch zu hoch sind, dann folgt Shillers (2000) These des irrationalen Überschwangs.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle F.3
Kurzfristiges Szenario: Implizite Renditen und Risikoprämien

Aktie	Beobach-tungen	kurzfristiges Szenario			
		$\overline{R_i^t}$	$\sigma(R_i^t)$	$\overline{\Pi_i^t}$	$\sigma(\Pi_i^t)$
ABN AMRO HOLDING	117	10,02%	0,95%	4,78%	1,10%
AEGON	133	9,62%	1,51%	3,80%	1,03%
ALCATEL A	133	8,19%	0,76%	2,45%	1,80%
ALLIANZ	133	6,32%	0,07%	0,50%	2,01%
GENERALI	133	6,82%	0,16%	1,10%	1,95%
ASTRAZENECA	82	7,99%	0,51%	3,67%	0,70%
AXA	123	8,53%	1,03%	3,10%	1,16%
BSCH	133	9,40%	1,09%	3,67%	1,76%
BARCLAYS	133	10,47%	1,73%	4,78%	2,13%
BAYER	133	9,96%	1,24%	4,15%	1,20%
BBV ARGENTARIA	133	10,74%	2,11%	5,02%	0,88%
BNP PARIBAS	86	8,77%	0,53%	4,39%	0,88%
BP AMOCO	133	8,52%	0,58%	2,83%	1,75%
BRITISH TELECOM.	133	13,98%	2,28%	8,31%	1,91%
CARREFOUR	133	7,52%	0,54%	1,78%	1,66%
CGNU	133	9,46%	1,56%	3,75%	3,08%
CREDIT SUISSE R	115	9,29%	1,11%	4,11%	0,91%
DAIMLERCHRYSLER	22	11,49%	0,63%	7,11%	0,56%
DEUTSCHE BANK	133	7,59%	0,41%	1,78%	1,76%
DEUTSCHE TELEKOM	49	9,05%	1,61%	5,07%	1,92%
DIAGEO	133	9,77%	0,79%	4,07%	1,91%
E ON	133	9,27%	0,70%	3,46%	1,63%
ENI	60	8,60%	0,41%	4,64%	0,66%
ERICSSON B	133	7,57%	0,67%	1,85%	1,83%
FRANCE TELECOM	38	7,62%	0,61%	3,61%	1,13%
GLAXOSMITHKLINE	133	9,63%	1,20%	3,96%	1,93%
HSBC HOLDINGS	93	11,29%	1,71%	6,82%	1,56%
ING GROEP CERTS.	103	9,54%	1,01%	4,79%	0,70%
L'OREAL	133	7,18%	0,44%	1,44%	1,71%
LLOYDS TSB GP.	58	10,06%	0,79%	6,10%	0,70%
MARCONI	133	8,81%	1,00%	3,14%	1,54%
MUNCH.RUCK.REGD.	133	6,23%	0,08%	0,42%	2,05%
NESTLE R	133	8,27%	0,79%	2,54%	1,70%
NOKIA	133	8,12%	1,40%	2,43%	1,84%
NOVARTIS R	46	7,39%	0,11%	3,39%	0,70%
PHILIPS ELTN.KON.	133	7,66%	0,56%	1,97%	1,86%
PRUDENTIAL	133	10,27%	1,01%	4,57%	1,42%
ROCHE HOLDING GSH.	133	7,02%	0,23%	1,29%	1,79%
RYL.BK.OF SCTL.	133	9,72%	1,47%	4,05%	1,85%
ROYAL DUTCH PTL.	133	9,33%	1,05%	3,62%	1,48%
SHELL TRANSPORT	133	9,12%	0,80%	3,41%	1,71%
SIEMENS	133	7,52%	0,32%	1,71%	1,82%
SWISS RE R	133	7,38%	0,24%	1,56%	2,00%
TELECOM ITALIA	133	11,55%	2,51%	5,81%	1,94%
TELEFONICA	133	7,46%	0,47%	1,72%	1,70%
TOTAL FINA ELF SA	133	8,79%	1,25%	3,04%	1,40%
UBS R	133	9,02%	0,74%	3,20%	1,52%
VIVENDI UNIVERSAL	133	8,18%	0,64%	2,45%	1,82%
ZURICH FINANCIAL SVS.	133	8,07%	0,59%	2,29%	1,75%
VODAFONE GROUP	133	7,55%	0,59%	1,80%	1,71%
Mittelwert		8,83%	1,48%	3,43%	1,68%

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle F.4
Mittelfristiges Szenario: Implizite Renditen und Risikoprämien

Aktie	Beobach-	kurzfristiges Szenario			
	tungen	$\overline{R_t^i}$	$\sigma(R_t^i)$	$\overline{\Pi_t^i}$	$\sigma(\Pi_t^i)$
ABN AMRO HOLDING	117	10,46%	1,01%	4,33%	0,80%
AEGON	133	10,32%	1,93%	3,71%	0,89%
ALCATEL A	133	10,16%	2,09%	3,82%	1,95%
ALLIANZ	133	6,99%	0,27%	0,84%	1,63%
GENERALI	133	7,42%	0,39%	1,25%	1,48%
ASTRAZENECA	82	9,79%	1,00%	4,43%	0,81%
AXA	123	9,59%	1,79%	3,41%	0,81%
BSCH	133	10,80%	1,62%	4,22%	1,47%
BARCLAYS	133	12,14%	2,50%	5,65%	2,48%
BAYER	133	10,19%	1,44%	3,61%	0,93%
BBV ARGENTARIA	133	11,60%	2,58%	4,92%	1,03%
BNP PARIBAS	86	10,53%	0,99%	5,27%	0,92%
BP AMOCO	133	9,82%	0,95%	3,44%	1,47%
BRITISH TELECOM.	133	10,15%	1,46%	3,05%	1,14%
CARREFOUR	133	9,07%	1,16%	2,80%	1,21%
CGNU	133	9,19%	1,99%	2,58%	2,68%
CREDIT SUISSE R	115	10,81%	1,98%	4,83%	0,94%
DAIMLERCHRYSLER	22	10,92%	0,58%	5,57%	0,55%
DEUTSCHE BANK	133	9,22%	1,08%	3,04%	1,21%
DEUTSCHE TELEKOM	49	7,73%	1,01%	2,79%	1,00%
DIAGEO	133	10,30%	1,50%	3,71%	1,90%
E ON	133	9,39%	0,78%	2,85%	1,34%
ENI	60	9,60%	0,66%	4,73%	0,51%
ERICSSON B	133	8,64%	0,89%	2,41%	1,50%
FRANCE TELECOM	38	7,77%	0,75%	3,09%	1,04%
GLAXOSMITHKLINE	133	10,68%	1,78%	3,94%	1,87%
HSBC HOLDINGS	93	12,35%	2,12%	6,68%	1,64%
ING GROEP CERTS.	103	9,98%	1,29%	4,26%	0,55%
L'OREAL	133	8,17%	0,82%	1,95%	1,12%
LLOYDS TSB GP.	58	10,53%	0,93%	5,32%	0,56%
MARCONI	133	10,33%	1,53%	4,04%	1,22%
MUNCH.RUCK.REGD.	133	6,83%	0,35%	0,67%	1,92%
NESTLE R	133	9,61%	1,17%	3,30%	1,24%
NOKIA	133	9,67%	1,89%	3,35%	2,11%
NOVARTIS R	46	8,31%	0,22%	3,70%	0,69%
PHILIPS ELTN.KON.	133	10,13%	1,34%	4,10%	1,92%
PRUDENTIAL	133	10,17%	3,01%	3,18%	0,91%
ROCHE HOLDING GSH.	133	8,32%	0,39%	2,22%	1,44%
RYL.BK.OF SCTL.	133	13,97%	3,22%	7,46%	2,84%
ROYAL DUTCH PTL.	133	9,32%	1,07%	2,86%	1,15%
SHELL TRANSPORT	133	8,93%	0,79%	2,49%	1,39%
SIEMENS	133	8,62%	0,56%	2,37%	1,37%
SWISS RE R	133	8,84%	0,55%	2,63%	1,76%
TELECOM ITALIA	133	9,95%	2,00%	3,14%	1,38%
TELEFONICA	133	8,83%	0,73%	2,68%	1,26%
TOTAL FINA ELF SA	133	11,39%	2,96%	4,94%	1,97%
UBS R	133	10,16%	1,25%	3,66%	1,23%
VIVENDI UNIVERSAL	133	11,00%	2,82%	4,47%	2,20%
ZURICH FINANCIAL SVS.	133	9,66%	1,40%	3,35%	1,51%
VODAFONE GROUP	133	12,96%	3,90%	6,40%	2,94%
Mittelwert		9,83%	1,42%	3,67%	1,38%

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle F.5
Langfristiges Szenario: Implizite Renditen und Risikoprämien

Aktie	Beobach-	kurzfristiges Szenario			
	tungen	$\overline{R_t^i}$	$\sigma(R_t^i)$	$\overline{\Pi_t^i}$	$\sigma(\Pi_t^i)$
ABN AMRO HOLDING	117	10,85%	1,01%	5,12%	1,06%
AEGON	133	11,19%	2,41%	4,99%	1,44%
ALCATEL A	133	12,40%	3,93%	6,24%	3,56%
ALLIANZ	133	7,37%	0,55%	1,15%	1,64%
GENERALI	133	7,88%	0,76%	1,73%	1,39%
ASTRAZENECA	82	13,71%	2,02%	8,65%	1,94%
AXA	123	10,58%	2,43%	4,69%	1,37%
BSCH	133	13,60%	2,19%	7,50%	1,93%
BARCLAYS	133	13,41%	2,97%	7,28%	3,21%
BAYER	133	10,46%	1,70%	4,26%	1,11%
BBV ARGENTARIA	133	13,03%	3,09%	6,89%	1,76%
BNP PARIBAS	86	12,08%	1,54%	6,98%	1,38%
BP AMOCO	133	11,47%	1,42%	5,33%	1,96%
BRITISH TELECOM.	133	8,73%	1,30%	2,62%	1,17%
CARREFOUR	133	11,40%	1,90%	5,23%	1,56%
CGNU	133	9,75%	3,01%	3,61%	3,71%
CREDIT SUISSE R	115	12,46%	2,96%	6,78%	1,90%
DAIMLERCHRYSLER	22	11,37%	0,62%	6,58%	0,76%
DEUTSCHE BANK	133	10,26%	1,81%	4,05%	1,34%
DEUTSCHE TELEKOM	49	7,15%	0,79%	2,61%	0,98%
DIAGEO	133	11,67%	2,80%	5,53%	3,05%
E ON	133	9,71%	0,92%	3,50%	1,44%
ENI	60	10,56%	0,87%	5,91%	0,68%
ERICSSON B	133	9,61%	1,05%	3,45%	1,85%
FRANCE TELECOM	38	8,01%	0,87%	3,55%	1,24%
GLAXOSMITHKLINE	133	14,22%	3,21%	8,11%	3,27%
HSBC HOLDINGS	93	13,72%	2,56%	8,60%	2,17%
ING GROEP CERTS.	103	10,30%	1,46%	4,95%	0,76%
L'OREAL	133	9,07%	1,15%	2,89%	0,98%
LLOYDS TSB GP.	58	12,27%	1,23%	7,67%	0,94%
MARCONI	133	11,43%	1,89%	5,31%	1,49%
MUNCH.RUCK.REGD.	133	7,38%	0,75%	1,16%	2,20%
NESTLE R	133	10,76%	1,38%	4,60%	1,18%
NOKIA	133	11,29%	2,29%	5,15%	3,26%
NOVARTIS R	46	9,47%	0,45%	4,96%	0,91%
PHILIPS ELTN.KON.	133	10,95%	1,73%	4,81%	2,54%
PRUDENTIAL	133	11,18%	2,27%	5,04%	1,39%
ROCHE HOLDING GSH.	133	8,97%	0,65%	2,80%	1,88%
RYL.BK.OF SCTL.	133	18,84%	4,09%	12,72%	4,06%
ROYAL DUTCH PTL.	133	9,38%	1,10%	3,22%	1,20%
SHELL TRANSPORT	133	8,83%	0,82%	2,67%	1,50%
SIEMENS	133	9,14%	0,63%	2,93%	1,34%
SWISS RE R	133	9,71%	0,88%	3,49%	2,07%
TELECOM ITALIA	133	9,41%	2,03%	3,25%	1,56%
TELEFONICA	133	9,23%	0,61%	3,05%	1,52%
TOTAL FINA ELF SA	133	14,72%	4,75%	8,54%	3,78%
UBS R	133	11,41%	1,89%	5,20%	1,67%
VIVENDI UNIVERSAL	133	16,03%	6,12%	9,86%	5,50%
ZURICH FINANCIAL SVS.	133	11,11%	2,50%	4,92%	2,36%
VODAFONE GROUP	133	25,05%	8,91%	18,89%	8,29%
Mittelwert		11,25%	3,01%	5,35%	3,06%

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Zeitlicher Verlauf der impliziten Rendite und Risikoprämie des Marktes

Dieser Abschnitt präsentiert den zeitlichen Verlauf des Durchschnittes der impliziten Rendite und Risikoprämie über alle Aktien zu jedem Zeitpunkt. Die implizite Risikoprämie des Marktes wird nach F.11 berechnet. Analog dazu wird die implizite Rendite des Marktes bestimmt:

$$R^{\iota}_{M,t} = \frac{1}{50} \sum_{i=1}^{50} R^{\iota}_{i,t}. \tag{F.20}$$

Abbildung F.4 zeigt den Verlauf der impliziten Marktrendite $R^{\iota}_{M,t}$ und der impliziten Marktrisikoprämie $\Pi^{\iota}_{M,t}$ beispielhaft das mittelfristige Szenario des Residual-Income-Modells im untersuchten Zeitraum. Es ist zu sehen, daß die impliziten Renditen von knapp 12% Anfang der 90er Jahre auf knapp über 8% im Jahr 2000 fallen. Dieser starke Rückgang ist unter anderem dafür verantwortlich, daß die realisierte Rendite im gleichen Zeitraum mit durchschnittlich 19,3% pro Jahr deutlich höher lag (Diskontierungseffekt). Die impliziten Renditen sind gesunken und damit sind die realisierten Renditen gestiegen. Wie sich der Diskontierungseffekt genau auswirkt hat, wird in Kapitel I. im Rahmen der empirischen Ergebnisse, die ein $(\mu - \sigma)$-Investor erzielt hätte, genauer diskutiert. Da nicht mit einem ebenso deutlichen Rückgang in den nächsten zehn Jahren zu rechnen ist, wird bei Unterstellung einer gleichbleibenden impliziten Rendite die realisierte Rendite im nächsten Jahrzehnt eher zwischen 8% und 9% liegen als bei den realisierten 19,3% des letzten Jahrzehnts. Diese Argumentation ist vergleichbar mit der von Shiller (2000). Die implizite Risikoprämie $\Pi^{\iota}_{M,t}$ liegt zwischen 1,44% im April 91 (Hochzinsphase in Europa durch die deutsche Wiedervereinigung) und 5,58% im September 98 (LTCM-Krise und Asienkrise mit der Folge niedriger Aktienkurse). Während die implizite Marktrendite in den 90er Jahren deutlich fällt, steigt die implizite Marktrisikoprämie leicht an.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

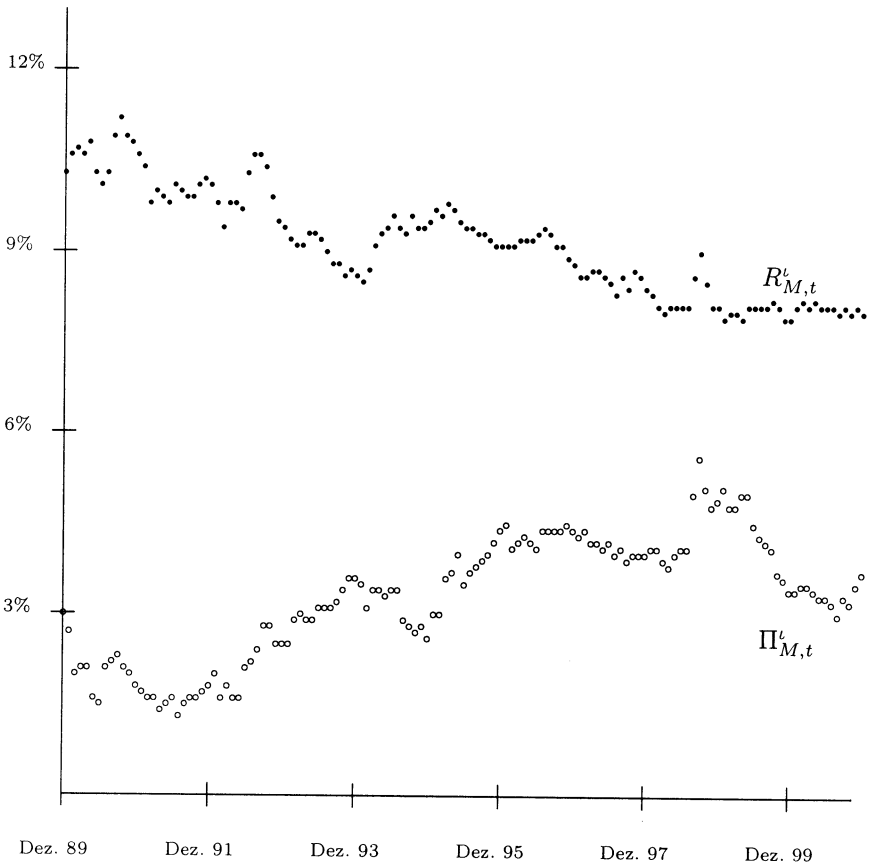


Abbildung F.4: Verlauf der impliziten Marktrendite und Marktrisikoprämie

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

G. Empirische Ergebnisse

In diesem Kapitel werden die empirischen Ergebnisse des zeitlichen Verhaltens der erwarteten Rendite, der Risikoprämie und der Fehlbewertung dargestellt. In Kapitel H. werden dann die Resultate der Portfoliostrategien diskutiert. Abbildung G.1 ordnet den Inhalt dieses Kapitels in die Struktur der Arbeit ein.

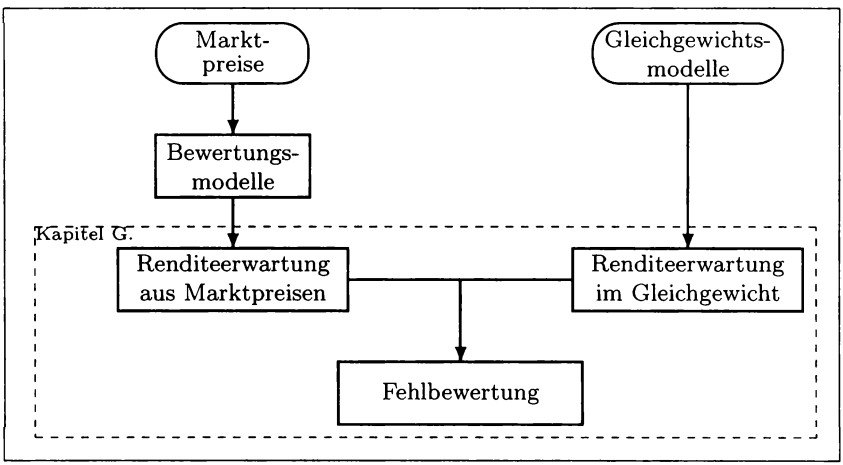


Abbildung G.1: Inhalt des Kapitels G.

I. Zeitliches Verhalten der erwarteten Rendite

Erwartete Renditen $E_t(\tilde{R}_{t,t+1})$ werden durch impliziten Renditen R_t^ι geschätzt. Ob erwartete Renditen im Zeitablauf konstant sind, wird mit Regressionsgleichung E.1 überprüft:

$$R_t^\iota = a + b \cdot R_{t-1}^\iota + c \cdot t + v_t. \tag{E.1}$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

v_t ist jeweils der Störparameter. R_t^i ist die implizite Rendite in t, R_{t-1}^i ist die implizite Rendite im Vormonat $t-1$. Wenn die Renditen konstant sind, dann sind die Regressionsparameter $b = 0$ und $c = 0$. Falls $b \neq 0$ oder $c \neq 0$ gilt, sind die Renditen zeitlich variabel. Gleichung E.1 wird für jede einzelne Aktie geschätzt. Die implizite Rendite R_t^i wird dabei nach den drei Szenarien des Residual-Income-Modells berechnet (kurzfristig, mittelfristig und langfristig). Somit ergeben sich insgesamt $3 \cdot 50$ Regressionen, die maximal von Dezember 1989 bis Dezember 2000 reichen.

Ergebnisse

Der autoregressive Parameter b liegt im kurzfristigen Szenario im Durchschnitt bei 0,79 (siehe Tabelle G.1), im mittelfristigen Szenario bei 0,78 (Tabelle G.2) und im langfristigen Szenario bei 0,81 (Tabelle G.3). Die t-Statistiken[1] des Parameters b liegen im kurzfristigen Szenario im Durchschnitt bei 15,05, im mittelfristigen Szenario bei 14,98 und im langfristigen Szenario bei 16,33. Damit wird der Parameter b im Mittel signifikant größer als null geschätzt, und die implizite Rendite stellt einen autoregressiven Prozeß dar. Werden die Aktien einzeln betrachtet, ist bis auf die Ausnahme DaimlerChrysler (im mittelfristigen und langfristigen Szenario) der Parameter b signifikant größer als null. Der Grund für diese Ausnahme bildet wahrscheinlich die geringe Anzahl an Beobachtungen. Im Durchschnitt über alle Aktien ist bei einem Signifikanzniveau von 5% die Unabhängigkeit der Renditen damit nicht gegeben, und von einer konstanten impliziten Rendite kann nicht ausgegangen werden.

Der Trendparameter c ist im Durchschnitt kleiner als null. Die durchschnittliche t-Statistik liegt bei -2,01 im kurzfristigen Szenario, bei -1,94 im mittelfristigen Szenario und bei -1,44 im langfristigen Szenario. Bei Betrachtung des Parameters c der einzelnen Aktien fällt auf, daß nur bei sechs (kurzfristiges Szenario), fünf (mittelfristiges Szenario) und fünf (langfristiges Szenario) Aktien der Parameter größer als null ist. Dies deutet darauf hin, daß mit zunehmender Zeit die implizite Rendite abnimmt. Dieses Ergebnis konnte schon im letzten Kapitel der Abbildung F.4 für den gesamten Markt entnommen werden. Damit ist der Diskontierungseffekt für den untersuchten Zeitraum evident. Abschließend läßt sich festhalten, daß der Prozeß der impliziten Rendite als autoregressiver Prozess ($0 < b < 1$) mit zeitlich negativem Trend ($c < 0$) beschrieben werden kann. Der zeitlich negative Trend der impliziten Rendite hat wegen des Diskontierungseffektes (siehe Kapitel 1.) Auswirkungen auf die Interpretationen der Portfoliostrategien (siehe Kapitel H.).

[1] Der t-Wert berechnet sich zu $t(b = 0) = \frac{b-0}{\sigma(b)}$.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle G.1
Zeitliches Verhalten der erwarteten Rendite, kurzfristiges Szenario, Gleichung E.1, $R_t^i = a + b \cdot R_{t-1}^i + c \cdot t + v_t$, Schätzung mit OLS

Aktie	a	$t(a)$	b	$t(b)$	c	$t(c)$	R^2
ABN AMRO HOLDING	1,63%	2,68	0,85	16,00	-2,69E-05	-1,76	89,06%
AEGON	1,25%	2,84	0,89	24,09	-4,02E-05	-2,81	97,76%
ALCATEL A	2,47%	4,59	0,72	11,75	-3,46E-05	-3,70	80,53%
ALLIANZ	0,82%	3,20	0,87	21,35	1,03E-06	1,53	79,50%
GENERALI	1,31%	3,66	0,81	15,73	-3,84E-06	-1,75	74,01%
ASTRAZENECA	2,42%	3,60	0,72	9,39	-4,82E-05	-2,88	87,45%
AXA	0,90%	2,30	0,90	23,15	-1,77E-05	-1,53	92,72%
BSCH	1,82%	3,55	0,83	17,47	-2,96E-05	-2,22	79,37%
BARCLAYS	2,41%	3,81	0,77	13,09	-3,69E-05	-2,32	74,76%
BAYER	1,98%	3,45	0,82	15,84	-4,10E-05	-2,70	90,41%
BBV ARGENTARIA	2,41%	3,41	0,83	16,60	-8,65E-05	-3,15	94,52%
BNP PARIBAS	2,51%	3,66	0,73	9,81	-2,96E-05	-1,81	64,02%
BP AMOCO	2,45%	4,45	0,73	11,94	-2,52E-05	-3,13	78,18%
BRITISH TELECOM.	2,52%	3,37	0,85	19,57	-8,51E-05	-3,29	94,56%
CARREFOUR	1,77%	3,88	0,78	13,79	-2,31E-05	-3,46	92,79%
CGNU	0,52%	2,10	0,94	31,39	5,63E-06	0,61	91,81%
CREDIT SUISSE R	2,22%	3,43	0,79	13,49	-5,67E-05	-2,79	87,49%
DAIMLERCHRYSLER	9,42%	2,93	0,14	0,46	5,27E-04	1,55	34,29%
DEUTSCHE BANK	1,76%	4,10	0,78	14,41	-1,39E-05	-2,67	76,57%
DEUTSCHE TELEKOM	1,66%	1,61	0,85	9,64	-1,46E-04	-1,41	95,09%
DIAGEO	1,97%	3,79	0,80	15,35	-1,42E-05	-2,29	75,90%
E ON	1,98%	3,75	0,80	14,88	-2,27E-05	-3,02	85,52%
ENI	1,93%	2,82	0,78	10,24	-1,19E-05	-0,65	74,42%
ERICSSON B	2,33%	4,76	0,71	11,68	-2,79E-05	-3,47	75,20%
FRANCE TELECOM	2,10%	2,18	0,73	6,58	-6,84E-05	-1,04	88,43%
GLAXOSMITHKLINE	0,81%	2,23	0,92	26,96	-1,46E-05	-1,66	92,70%
HSBC HOLDINGS	2,78%	3,22	0,80	12,88	-1,20E-04	-2,99	89,23%
ING GROEP CERTS.	1,72%	3,24	0,83	17,42	-3,71E-05	-2,22	93,29%
L'OREAL	1,68%	3,99	0,78	14,28	-2,07E-05	-3,77	94,59%
LLOYDS TSB GP.	1,28%	1,99	0,86	13,83	2,84E-05	0,91	78,64%
MARCONI	1,33%	3,04	0,87	20,13	-3,18E-05	-2,93	95,76%
MUNCH.RUCK.REGD.	2,16%	5,31	0,65	9,69	6,90E-06	4,54	83,66%
NESTLE R	1,98%	4,06	0,78	14,34	-3,15E-05	-3,84	94,53%
NOKIA	1,45%	3,31	0,84	17,93	-2,85E-05	-2,04	84,82%
NOVARTIS R	3,04%	3,17	0,59	4,51	2,14E-06	0,19	34,10%
PHILIPS ELTN.KON.	1,64%	3,85	0,80	15,35	-1,78E-05	-2,27	74,57%
PRUDENTIAL	2,76%	4,25	0,76	13,70	-5,66E-05	-3,93	90,06%
ROCHE HOLDING GSH.	1,40%	3,73	0,81	15,88	-1,01E-05	-3,28	90,66%
RYL.BK.OF SCTL.	2,05%	3,70	0,80	15,12	-3,63E-05	-2,84	85,98%
ROYAL DUTCH PTL.	1,86%	3,36	0,82	15,50	-3,65E-05	-2,98	95,21%
SHELL TRANSPORT	1,61%	3,39	0,83	17,04	-1,76E-05	-2,02	81,44%
SIEMENS	1,68%	3,99	0,79	14,82	-1,44E-05	-3,27	84,25%
SWISS RE R	2,06%	4,60	0,72	12,00	-9,67E-07	-0,27	52,80%
TELECOM ITALIA	2,03%	3,08	0,86	18,77	-7,29E-05	-2,76	93,16%
TELEFONICA	0,99%	2,91	0,88	20,99	-1,33E-05	-2,53	93,30%
TOTAL FINA ELF SA	1,20%	2,85	0,88	21,59	-2,98E-05	-2,32	91,44%
UBS R	2,10%	3,88	0,78	14,26	-2,52E-05	-2,33	75,74%
VIVENDI UNIVERSAL	2,15%	4,40	0,75	13,44	-2,48E-05	-3,30	79,77%
ZURICH FINANCIAL SVS.	2,43%	4,59	0,71	11,49	-1,69E-05	-1,74	58,63%
VODAFONE GROUP	2,07%	4,26	0,75	13,03	-3,18E-05	-3,56	85,62%
Mittelwert	2,02%	3,49	0,79	15,05	-2,02E-05	-2,07	82,57%

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle G.2
Zeitliches Verhalten der erwarteten Rendite, mittelfristiges Szenario, Gleichung E.1, $R_t^i = a + b \cdot R_{t-1}^i + c \cdot t + v_t$, Schätzung mit OLS

Aktie	a	$t(a)$	b	$t(b)$	c	$t(c)$	R^2
ABN AMRO HOLDING	1,35%	2,27	0,88	17,08	-1,30E-05	-0,88	84,34%
AEGON	1,40%	2,75	0,89	22,57	-4,88E-05	-2,69	97,68%
ALCATEL A	2,69%	4,11	0,76	13,38	-6,66E-05	-3,32	86,08%
ALLIANZ	0,81%	3,26	0,88	24,36	2,90E-06	1,35	82,41%
GENERALI	1,01%	2,98	0,87	19,77	-4,50E-06	-1,02	80,03%
ASTRAZENECA	5,38%	4,80	0,52	5,23	-1,80E-04	-4,29	81,31%
AXA	1,02%	2,20	0,91	23,48	-2,79E-05	-1,45	92,45%
BSCH	2,72%	3,94	0,78	14,50	-5,16E-05	-2,37	73,45%
BARCLAYS	2,65%	3,76	0,77	13,21	-3,13E-05	-1,51	66,31%
BAYER	2,00%	3,38	0,82	15,80	-4,34E-05	-2,53	88,28%
BBV ARGENTARIA	2,54%	3,24	0,83	16,68	-9,64E-05	-2,88	93,36%
BNP PARIBAS	2,96%	3,51	0,74	10,02	-5,13E-05	-1,69	64,32%
BP AMOCO	2,11%	3,77	0,79	14,91	-2,31E-05	-1,96	73,82%
BRITISH TELECOM.	2,00%	3,57	0,84	18,14	-5,92E-05	-3,40	93,60%
CARREFOUR	2,26%	3,94	0,78	13,82	-4,78E-05	-3,51	92,02%
CGNU	0,60%	2,50	0,93	31,46	-1,71E-07	-0,02	90,17%
CREDIT SUISSE R	2,58%	3,26	0,81	14,15	-9,38E-05	-2,67	88,07%
DAIMLERCHRYSLER	9,13%	2,82	0,15	0,48	2,57E-04	0,88	12,75%
DEUTSCHE BANK	3,43%	5,10	0,66	9,91	-5,40E-05	-3,36	67,44%
DEUTSCHE TELEKOM	1,43%	1,70	0,84	9,31	-9,41E-05	-1,43	94,75%
DIAGEO	1,47%	3,15	0,86	18,91	-1,11E-05	-1,58	79,68%
E ON	1,94%	3,72	0,80	15,27	-2,09E-05	-2,73	83,09%
ENI	2,14%	2,77	0,78	10,40	-2,46E-05	-0,88	78,17%
ERICSSON B	2,47%	4,51	0,73	12,30	-2,86E-05	-2,36	65,64%
FRANCE TELECOM	2,21%	2,23	0,73	6,49	-8,56E-05	-1,15	89,01%
GLAXOSMITHKLINE	1,38%	2,81	0,88	20,58	-2,24E-05	-1,69	86,51%
HSBC HOLDINGS	3,30%	3,37	0,79	12,51	-1,60E-04	-3,14	89,31%
ING GROEP CERTS.	2,05%	3,47	0,82	16,41	-5,37E-05	-2,55	94,09%
L'OREAL	2,32%	4,30	0,74	12,65	-4,53E-05	-4,07	95,01%
LLOYDS TSB GP.	1,44%	1,96	0,86	12,79	1,06E-05	0,28	76,83%
MARCONI	1,53%	2,92	0,88	20,98	-4,67E-05	-2,77	94,67%
MUNCH.RUCK.REGD.	2,06%	4,96	0,68	10,34	2,32E-05	3,78	77,45%
NESTLE R	2,46%	4,02	0,77	13,56	-5,07E-05	-3,67	92,97%
NOKIA	1,39%	3,01	0,85	19,32	-1,29E-05	-0,76	77,26%
NOVARTIS R	3,21%	2,94	0,62	4,76	-2,22E-05	-1,04	41,28%
PHILIPS ELTN.KON.	1,92%	3,51	0,82	16,67	-2,04E-05	-1,10	70,23%
PRUDENTIAL	3,82%	5,15	0,68	10,89	-1,04E-04	-4,93	91,99%
ROCHE HOLDING GSH.	1,35%	3,32	0,85	18,30	-1,10E-05	-2,29	81,28%
RYL.BK.OF SCTL.	3,33%	4,03	0,76	13,54	-5,93E-05	-2,52	77,06%
ROYAL DUTCH PTL.	1,88%	3,39	0,82	15,34	-3,50E-05	-2,86	93,45%
SHELL TRANSPORT	1,53%	3,36	0,83	17,26	-1,25E-05	-1,45	77,03%
SIEMENS	2,24%	4,25	0,76	13,28	-2,61E-05	-3,26	80,73%
SWISS RE R	2,52%	4,67	0,71	11,48	9,27E-06	1,09	53,44%
TELECOM ITALIA	1,82%	3,18	0,85	18,03	-5,94E-05	-2,76	91,93%
TELEFONICA	1,24%	2,95	0,87	20,43	-1,94E-05	-2,25	89,08%
TOTAL FINA ELF SA	1,42%	2,55	0,91	25,11	-5,94E-05	-2,11	92,24%
UBS R	2,54%	3,94	0,77	13,76	-3,79E-05	-2,10	72,63%
VIVENDI UNIVERSAL	3,92%	4,82	0,69	10,75	-1,16E-04	-4,15	85,14%
ZURICH FINANCIAL SVS.	2,80%	4,40	0,72	12,04	-2,29E-05	-1,08	57,34%
VODAFONE GROUP	2,95%	3,43	0,81	16,82	-1,04E-04	-2,28	82,90%
Mittelwert	2,33%	3,48	0,78	14,98	-3,91E-05	-1,94	80,40%

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle G.3
Zeitliches Verhalten der erwarteten Rendite, langfristiges Szenario, Gleichung E.1, $R_t^i = a + b \cdot R_{t-1}^i + c \cdot t + v_t$, Schätzung mit OLS

Aktie	a	$t(a)$	b	$t(b)$	c	$t(c)$	R^2
ABN AMRO HOLDING	0,85%	1,58	0,92	19,74	8,30E-06	0,60	79,89%
AEGON	1,41%	2,53	0,90	22,89	-5,20E-05	-2,41	97,31%
ALCATEL A	2,04%	3,07	0,85	19,35	-6,72E-05	-2,25	90,34%
ALLIANZ	0,71%	3,15	0,90	29,59	4,00E-06	1,10	87,17%
GENERALI	0,74%	2,37	0,91	24,87	-2,30E-06	-0,32	85,25%
ASTRAZENECA	5,05%	3,56	0,69	8,08	-2,31E-04	-3,17	77,12%
AXA	0,94%	1,92	0,92	26,65	-2,88E-05	-1,19	93,76%
BSCH	3,82%	4,10	0,76	13,17	-7,44E-05	-2,25	68,39%
BARCLAYS	2,68%	3,68	0,78	13,49	-5,50E-06	-0,22	61,04%
BAYER	1,99%	3,28	0,82	15,94	-4,48E-05	-2,30	85,53%
BBV ARGENTARIA	2,24%	2,83	0,87	19,54	-8,17E-05	-2,28	92,21%
BNP PARIBAS	2,91%	3,12	0,78	11,22	-5,85E-05	-1,33	66,90%
BP AMOCO	1,67%	3,00	0,86	19,09	-1,51E-05	-0,87	75,83%
BRITISH TELECOM.	2,08%	3,93	0,80	15,74	-6,02E-05	-3,59	91,03%
CARREFOUR	2,60%	3,70	0,80	15,15	-6,75E-05	-3,23	90,86%
CGNU	0,69%	2,32	0,93	28,31	-3,15E-06	-0,22	86,42%
CREDIT SUISSE R	2,68%	2,94	0,84	15,59	-1,18E-04	-2,41	89,34%
DAIMLERCHRYSLER	9,62%	2,70	0,16	0,51	-9,51E-05	-0,33	1,87%
DEUTSCHE BANK	2,24%	3,52	0,81	15,38	-5,41E-05	-2,53	83,35%
DEUTSCHE TELEKOM	1,46%	1,86	0,82	8,79	-7,97E-05	-1,49	93,93%
DIAGEO	0,98%	2,37	0,91	24,88	-6,98E-06	-0,78	85,05%
E ON	1,70%	3,48	0,83	17,35	-1,59E-05	-1,99	80,69%
ENI	2,34%	2,67	0,79	10,50	-4,27E-05	-1,11	81,86%
ERICSSON B	2,08%	3,81	0,79	14,25	-2,38E-07	-0,02	61,18%
FRANCE TELECOM	2,35%	2,19	0,73	6,37	-1,17E-04	-1,23	89,66%
GLAXOSMITHKLINE	1,79%	2,75	0,87	19,92	-1,70E-05	-0,71	78,98%
HSBC HOLDINGS	3,79%	3,43	0,79	12,57	-1,96E-04	-3,22	89,73%
ING GROEP CERTS.	2,50%	3,67	0,79	14,76	-7,89E-05	-2,92	94,74%
L'OREAL	2,88%	4,47	0,72	11,86	-6,99E-05	-4,21	95,35%
LLOYDS TSB GP.	1,90%	1,96	0,85	11,75	-2,67E-05	-0,48	77,57%
MARCONI	1,55%	2,73	0,89	22,32	-5,14E-05	-2,49	92,92%
MUNCH.RUCK.REGD.	1,81%	4,44	0,72	11,64	3,46E-05	2,74	70,31%
NESTLE R	2,63%	3,79	0,78	13,89	-5,64E-05	-3,18	90,12%
NOKIA	1,12%	2,66	0,87	20,98	4,28E-05	1,76	82,07%
NOVARTIS R	2,98%	2,59	0,70	6,03	-7,09E-05	-1,74	62,25%
PHILIPS ELTN.KON.	1,45%	2,95	0,87	20,33	-4,50E-07	-0,02	76,32%
PRUDENTIAL	3,52%	4,33	0,76	13,89	-1,40E-04	-4,11	92,49%
ROCHE HOLDING GSH.	0,98%	2,66	0,89	21,64	-4,96E-07	-0,08	79,81%
RYL.BK.OF SCTL.	4,57%	4,22	0,75	12,94	-3,86E-05	-1,32	63,28%
ROYAL DUTCH PTL.	1,84%	3,36	0,82	15,48	-3,04E-05	-2,54	89,86%
SHELL TRANSPORT	1,47%	3,37	0,83	17,35	-5,24E-06	-0,56	71,94%
SIEMENS	2,55%	4,32	0,74	12,40	-2,83E-05	-2,84	74,65%
SWISS RE R	2,52%	4,50	0,72	11,89	3,09E-05	2,22	63,15%
TELECOM ITALIA	1,85%	3,29	0,83	17,16	-6,11E-05	-2,77	90,14%
TELEFONICA	1,43%	3,19	0,85	18,44	-9,42E-06	-1,20	76,29%
TOTAL FINA ELF SA	1,75%	2,40	0,92	27,35	-8,87E-05	-2,05	92,85%
UBS R	2,86%	3,87	0,77	13,95	-4,57E-05	-1,70	70,01%
VIVENDI UNIVERSAL	4,12%	3,63	0,79	14,50	-1,87E-04	-3,12	89,03%
ZURICH FINANCIAL SVS.	2,53%	3,73	0,77	14,54	-1,06E-05	-0,32	63,76%
VODAFONE GROUP	3,53%	2,55	0,87	22,31	-1,13E-04	-1,32	84,88%
Mittelwert	2,36%	3,17	0,81	16,33	-5,05E-05	-1,44	80,17%

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

II. Zeitliches Verhalten der Risikoprämie

Schwanken die impliziten Renditen mit dem risikolosen Zinsniveau $R_{f,t,t+\tau}$ (bspw. wegen schwankender Inflationserwartungen), dann stellt sich in diesem Zusammenhang die Frage, ob die impliziten Risikoprämien konstant sind. Dazu werden die Parameter der Regressionsgleichung E.2 geschätzt:

$$\Pi_t^\iota = a + b \cdot \Pi_{t-1}^\iota + c \cdot t + v_t. \tag{E.2}$$

Π_t^ι ist die in t implizite Risikoprämie, Π_{t-1}^ι ist die implizite Risikoprämie im Vormonat $t-1$. Sind die impliziten Risikoprämien konstant, dann liegen die Regressionsparameter bei $b = 0$ und $c = 0$. Die impliziten Risikoprämien sind nicht konstant, wenn $b \neq 0$ oder $c \neq 0$ ist. Geschätzt werden die Parameter der Gleichung E.2 für jede einzelne Aktie. Die implizite Risikoprämie Π_t^ι wird jeweils nach den drei Szenarien des Residual-Income-Modells berechnet (kurzfristig, mittelfristig und langfristig).

Ergebnisse

Der autoregressive Parameter b liegt im kurzfristigen Szenario im Durchschnitt bei 0,92 (siehe Tabelle G.4), im mittelfristigen Szenario bei 0,84 (Tabelle G.5) und im langfristigen Szenario bei 0,82 (Tabelle G.6). Die t-Statistiken für $b = 0$ errechnen sich für das kurzfristige Szenario im Durchschnitt zu 31,02, für das mittelfristige Szenario zu 19,49 und für das langfristige Szenario zu 17,90. Bis auf die Ausnahme von DaimlerChrysler (im kurzfristigen und mittelfristigen Szenario) sind alle geschätzten Parameter b signifikant größer als null. Dementsprechend ist die impliziten Risikoprämie nicht konstant und stellt einen autoregressiven Prozeß dar.

Der Trendparameter c liegt im kurzfristigen, mittelfristigen und langfristigen Szenario im Durchschnitt leicht über null. Die zugehörigen durchschnittlichen t-Statistiken betragen 0,31 (kurzfristiges Szenario), 1,02 (mittelfristiges Szenario) und 0,66 (langfristiges Szenario) und deuten damit die Nicht-Signifikanz des zeitlichen Trends an. Die Risikoprämie scheint also im Zeitablauf leicht zu steigen, was schon der Abbildung F.4, die den zeitlichen Verlauf der impliziten Marktrisikoprämie darstellte, entnommen werden konnte. Abschließend läßt sich festhalten, daß die implizite Risikoprämie im Durchschnitt einen autoregressiven Prozeß ($0 < b < 1$) mit leicht ansteigendem Trend ($c > 0$) darstellt. Im Gegensatz zur impliziten Rendite ist das zeitliche Trendverhalten jedoch nur schwach ausgeprägt und mit entgegengesetztem Vorzeichen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle G.4
Zeitliches Verhalten der Risikoprämie, kurzfristiges Szenario,Gleichung E.2, $\Pi_t^i = a + b \cdot \Pi_{t-1}^i + c \cdot t + v_t$, Schätzung mit OLS

Aktie	a	$t(a)$	b	$t(b)$	c	$t(c)$	R^2
ABN AMRO HOLDING	0,35%	2,32	0,92	24,66	1,09E-05	0,87	90,18%
AEGON	0,15%	1,60	0,96	36,39	-4,30E-07	-0,06	92,55%
ALCATEL A	0,04%	0,67	0,97	36,65	7,39E-06	0,61	96,33%
ALLIANZ	-0,01%	-0,12	0,98	48,40	6,26E-06	0,57	98,75%
GENERALI	0,00%	0,04	0,98	45,12	6,18E-06	0,56	98,58%
ASTRAZENECA	0,31%	1,66	0,93	19,95	-1,19E-05	-0,84	84,08%
AXA	0,14%	1,85	0,95	29,32	4,13E-06	0,38	93,51%
BSCH	0,19%	1,80	0,93	27,23	1,54E-05	0,97	91,94%
BARCLAYS	0,29%	2,24	0,91	23,48	1,49E-05	0,85	89,78%
BAYER	0,22%	1,80	0,94	27,15	4,98E-06	0,41	91,12%
BBV ARGENTARIA	0,90%	3,29	0,83	16,86	-8,06E-06	-0,71	69,50%
BNP PARIBAS	0,48%	2,22	0,89	18,20	-1,53E-06	-0,09	81,23%
BP AMOCO	0,03%	0,55	0,96	39,44	1,20E-05	1,04	97,07%
BRITISH TELECOM.	0,50%	1,87	0,95	31,44	-1,42E-05	-1,08	88,70%
CARREFOUR	0,01%	0,28	0,97	43,32	6,93E-06	0,70	97,89%
CGNU	0,07%	1,02	0,98	46,03	5,07E-06	0,31	98,20%
CREDIT SUISSE R	0,73%	4,00	0,81	16,11	1,37E-05	0,97	77,57%
DAIMLERCHRYSLER	6,27%	3,40	0,15	0,64	-3,11E-04	-1,31	17,58%
DEUTSCHE BANK	0,02%	0,35	0,97	38,26	9,35E-06	0,77	97,72%
DEUTSCHE TELEKOM	1,55%	1,91	0,79	8,20	-2,54E-04	-1,88	95,67%
DIAGEO	0,09%	1,41	0,96	34,18	1,14E-05	0,86	97,13%
E ON	0,06%	1,08	0,97	36,01	8,19E-06	0,69	96,82%
ENI	0,75%	1,96	0,85	12,31	-3,35E-05	-1,24	85,63%
ERICSSON B	0,01%	0,22	0,96	34,15	1,16E-05	0,89	96,40%
FRANCE TELECOM	0,33%	0,72	0,91	10,89	-4,50E-05	-0,50	93,98%
GLAXOSMITHKLINE	0,06%	0,91	0,98	48,36	3,17E-06	0,33	96,57%
HSBC HOLDINGS	1,09%	2,65	0,88	18,75	-6,65E-05	-2,39	86,94%
ING GROEP CERTS.	0,55%	2,64	0,90	21,48	-1,28E-05	-1,27	82,65%
L'OREAL	0,02%	0,49	0,99	52,39	1,69E-06	0,19	98,44%
LLOYDS TSB GP.	1,39%	2,49	0,78	9,39	-2,22E-05	-0,61	69,11%
MARCONI	0,06%	1,08	0,98	42,24	1,22E-06	0,14	95,88%
MUNCH.RUCK.REGD.	0,00%	-0,07	0,98	48,19	5,76E-06	0,51	98,72%
NESTLE R	0,04%	0,88	0,98	43,15	4,22E-06	0,44	97,44%
NOKIA	0,01%	0,08	0,93	29,45	2,13E-05	1,48	91,38%
NOVARTIS R	0,21%	0,97	0,95	18,29	-2,42E-05	-0,84	91,57%
PHILIPS ELTN.KON.	0,03%	0,43	0,97	37,22	8,56E-06	0,65	96,48%
PRUDENTIAL	0,14%	1,44	0,97	36,27	1,25E-06	0,12	94,60%
ROCHE HOLDING GSH.	0,01%	0,26	0,98	46,72	4,46E-06	0,43	98,35%
RYL.BK.OF SCTL.	0,16%	1,79	0,90	23,41	2,51E-05	1,78	92,07%
ROYAL DUTCH PTL.	0,08%	1,21	0,96	37,23	1,04E-05	1,15	95,85%
SHELL TRANSPORT	0,06%	0,93	0,95	33,24	1,62E-05	1,25	95,97%
SIEMENS	0,03%	0,59	0,98	47,00	3,03E-06	0,29	98,07%
SWISS RE R	0,01%	0,23	0,97	40,81	8,29E-06	0,65	98,33%
TELECOM ITALIA	0,57%	2,35	0,90	22,41	-6,68E-06	-0,47	79,76%
TELEFONICA	0,03%	0,54	0,98	49,41	3,05E-06	0,33	98,02%
TOTAL FINA ELF SA	0,18%	1,99	0,90	22,54	1,86E-05	1,45	89,36%
UBS R	0,14%	1,63	0,89	21,14	3,74E-05	2,15	93,20%
VIVENDI UNIVERSAL	0,05%	0,85	0,97	39,03	7,63E-06	0,66	97,11%
ZURICH FINANCIAL SVS.	-0,02%	-0,29	0,87	19,42	5,25E-05	2,54	93,94%
VODAFONE GROUP	0,02%	0,41	0,97	39,31	7,02E-06	0,63	96,71%
Mittelwert	0,37%	1,29	0,92	31,02	-8,44E-06	0,31	90,89%

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle G.5
Zeitliches Verhalten der Risikoprämie, mittelfristiges Szenario, Gleichung E.2, $\Pi_t^i = a + b \cdot \Pi_{t-1}^i + c \cdot t + v_t$, Schätzung mit OLS

Aktie	a	$t(a)$	b	$t(b)$	c	$t(c)$	R^2
ABN AMRO HOLDING	0,97%	4,21	0,71	10,36	5,72E-05	3,53	81,21%
AEGON	0,43%	2,76	0,88	20,45	-1,13E-06	-0,18	76,44%
ALCATEL A	0,31%	2,23	0,86	19,96	1,93E-05	1,52	79,93%
ALLIANZ	-0,11%	-1,83	0,94	34,99	2,78E-05	2,34	98,38%
GENERALI	-0,10%	-1,74	0,90	24,92	3,67E-05	2,63	97,22%
ASTRAZENECA	0,88%	2,56	0,82	11,89	-2,51E-05	-1,05	66,66%
AXA	0,40%	2,50	0,88	19,50	4,34E-06	0,42	77,24%
BSCH	0,64%	3,09	0,81	15,34	3,40E-05	1,72	74,13%
BARCLAYS	0,71%	3,29	0,80	14,58	4,31E-05	1,91	77,75%
BAYER	0,39%	2,71	0,86	17,75	1,62E-05	1,32	81,61%
BBV ARGENTARIA	1,62%	4,32	0,72	11,90	-3,99E-05	-2,43	67,71%
BNP PARIBAS	1,20%	3,17	0,76	10,49	1,81E-05	0,66	59,66%
BP AMOCO	0,13%	1,40	0,91	24,61	2,83E-05	1,93	91,59%
BRITISH TELECOM.	0,17%	1,85	0,93	26,92	5,50E-06	0,58	88,22%
CARREFOUR	0,13%	1,87	0,89	23,18	2,06E-05	2,07	91,11%
CGNU	0,03%	0,37	0,97	39,13	1,16E-05	0,78	97,43%
CREDIT SUISSE R	1,92%	4,94	0,66	9,71	-4,47E-05	-2,28	55,29%
DAIMLERCHRYSLER	3,92%	2,88	0,31	1,36	-1,36E-04	-0,62	15,41%
DEUTSCHE BANK	0,28%	2,71	0,81	15,48	4,45E-05	2,84	85,67%
DEUTSCHE TELEKOM	0,45%	1,40	0,88	12,17	-6,77E-05	-1,28	93,21%
DIAGEO	0,17%	2,35	0,85	18,45	4,77E-05	2,83	95,23%
E ON	0,06%	1,11	0,92	26,91	2,35E-05	1,92	95,67%
ENI	1,25%	2,75	0,75	8,65	-2,79E-05	-1,07	68,16%
ERICSSON B	0,07%	0,83	0,85	18,38	4,31E-05	2,40	88,91%
FRANCE TELECOM	0,33%	0,72	0,90	9,47	-4,47E-05	-0,47	92,70%
GLAXOSMITHKLINE	0,13%	1,35	0,93	28,71	1,86E-05	1,56	91,23%
HSBC HOLDINGS	1,40%	2,90	0,84	15,42	-8,34E-05	-2,45	84,36%
ING GROEP CERTS.	0,75%	2,87	0,83	14,87	-1,13E-05	-1,07	72,67%
L'OREAL	0,02%	0,52	0,95	34,09	1,16E-05	1,45	95,97%
LLOYDS TSB GP.	1,69%	3,00	0,69	6,95	-1,74E-05	-0,50	51,16%
MARCONI	0,24%	1,82	0,93	28,15	9,14E-07	0,10	86,60%
MUNCH.RUCK.REGD.	-0,12%	-1,29	0,94	31,38	2,73E-05	1,72	97,78%
NESTLE R	0,20%	2,27	0,89	22,07	2,13E-05	2,08	90,26%
NOKIA	0,09%	0,64	0,88	22,85	3,74E-05	1,94	86,20%
NOVARTIS R	0,33%	1,38	0,93	16,60	-3,65E-05	-1,18	88,76%
PHILIPS ELTN.KON.	0,27%	1,74	0,90	23,09	2,50E-05	1,21	86,63%
PRUDENTIAL	0,25%	2,33	0,90	21,97	9,71E-06	1,00	84,99%
ROCHE HOLDING GSH.	0,03%	0,65	0,95	32,82	1,39E-05	1,18	96,76%
RYL.BK.OF SCTL.	1,71%	4,79	0,67	10,59	5,02E-05	2,73	58,59%
ROYAL DUTCH PTL.	0,11%	1,82	0,89	24,72	2,52E-05	2,64	93,58%
SHELL TRANSPORT	0,02%	0,32	0,89	23,54	3,63E-05	2,55	94,74%
SIEMENS	0,05%	0,83	0,94	30,26	1,69E-05	1,44	95,26%
SWISS RE R	0,01%	0,11	0,81	15,60	8,10E-05	3,35	95,19%
TELECOM ITALIA	0,31%	2,35	0,86	19,31	9,11E-06	0,81	76,02%
TELEFONICA	0,07%	1,19	0,94	30,93	1,42E-05	1,36	94,40%
TOTAL FINA ELF SA	0,72%	2,62	0,88	21,35	-2,25E-05	-1,17	80,17%
UBS R	0,52%	3,20	0,75	13,33	6,00E-05	3,21	77,82%
VIVENDI UNIVERSAL	0,88%	3,90	0,74	12,55	1,32E-05	0,93	57,09%
ZURICH FINANCIAL SVS.	0,49%	2,88	0,61	9,20	1,22E-04	4,59	72,48%
VODAFONE GROUP	1,20%	2,73	0,82	17,49	-2,33E-05	-0,69	72,62%
Mittelwert	0,55%	1,99	0,84	19,49	9,87E-06	1,02	81,56%

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle G.6
Zeitliches Verhalten der Risikoprämie, langfristiges Szenario, Gleichung E.2, $\Pi_t^i = a + b \cdot \Pi_{t-1}^i + c \cdot t + v_t$, Schätzung mit OLS

Aktie	a	$t(a)$	b	$t(b)$	c	$t(c)$	R^2
ABN AMRO HOLDING	1,25%	4,26	0,65	8,25	1,01E-04	4,18	83,39%
AEGON	0,74%	2,99	0,86	18,92	-1,58E-05	-1,66	81,18%
ALCATEL A	0,72%	2,56	0,86	20,68	-7,38E-06	-0,39	78,70%
ALLIANZ	-0,13%	-2,28	0,93	36,32	3,34E-05	2,93	98,01%
GENERALI	-0,08%	-1,40	0,84	20,00	5,53E-05	3,61	94,67%
ASTRAZENECA	1,91%	2,58	0,82	11,90	-1,10E-04	-1,94	72,88%
AXA	0,56%	2,21	0,89	21,50	-1,11E-05	-0,68	82,09%
BSCH	1,73%	3,79	0,75	12,91	2,30E-05	0,80	58,38%
BARCLAYS	0,95%	3,35	0,78	13,71	7,10E-05	2,22	77,13%
BAYER	0,60%	3,00	0,83	15,73	1,52E-05	1,05	72,85%
BBV ARGENTARIA	1,59%	3,43	0,81	15,99	-4,42E-05	-1,90	78,08%
BNP PARIBAS	1,63%	3,05	0,77	10,73	1,94E-07	0,00	58,70%
BP AMOCO	0,31%	1,72	0,91	24,32	2,69E-05	1,33	87,33%
BRITISH TELECOM.	0,18%	1,94	0,90	23,11	7,75E-06	0,73	84,04%
CARREFOUR	0,63%	2,93	0,85	18,60	8,96E-06	0,82	74,39%
CGNU	0,07%	0,64	0,95	32,34	1,60E-05	0,78	93,89%
CREDIT SUISSE R	2,27%	3,94	0,75	12,19	-1,01E-04	-2,79	75,80%
DAIMLERCHRYSLER	5,28%	2,90	0,25	1,02	-4,52E-04	-1,47	26,31%
DEUTSCHE BANK	0,81%	3,77	0,74	12,35	2,92E-05	1,87	61,30%
DEUTSCHE TELEKOM	0,49%	1,48	0,86	11,05	-7,39E-05	-1,33	92,53%
DIAGEO	0,51%	3,56	0,79	14,79	6,54E-05	3,49	91,79%
E ON	0,11%	1,49	0,91	25,75	2,80E-05	2,13	94,37%
ENI	2,36%	3,50	0,64	6,48	-8,70E-05	-2,18	72,86%
ERICSSON B	0,19%	1,43	0,82	16,11	7,25E-05	2,83	86,63%
FRANCE TELECOM	0,58%	0,90	0,86	7,57	-8,96E-05	-0,66	92,56%
GLAXOSMITHKLINE	0,67%	2,30	0,87	20,45	3,52E-05	1,52	79,44%
HSBC HOLDINGS	2,01%	3,08	0,83	14,85	-1,26E-04	-2,74	86,20%
ING GROEP CERTS.	1,10%	3,10	0,81	13,47	-3,19E-05	-2,03	80,25%
L'OREAL	0,12%	1,73	0,92	28,40	1,28E-05	1,72	91,45%
LLOYDS TSB GP.	2,54%	2,93	0,70	7,02	-8,62E-05	-1,47	63,17%
MARCONI	0,40%	1,97	0,93	26,89	-6,81E-06	-0,52	84,92%
MUNCH.RUCK.REGD.	-0,19%	-1,49	0,91	23,72	4,78E-05	2,05	95,24%
NESTLE R	0,64%	3,39	0,81	16,12	2,69E-05	2,37	77,21%
NOKIA	0,02%	0,11	0,88	22,71	8,59E-05	2,52	91,46%
NOVARTIS R	0,58%	1,57	0,91	14,37	-6,54E-05	-1,43	87,14%
PHILIPS ELTN.KON.	0,26%	1,47	0,91	24,81	3,36E-05	1,29	89,12%
PRUDENTIAL	1,02%	3,30	0,83	17,06	-3,38E-05	-1,98	76,05%
ROCHE HOLDING GSH.	0,06%	0,99	0,96	34,80	1,07E-05	0,74	97,14%
RYL.BK.OF SCTL.	3,03%	4,79	0,67	10,90	7,63E-05	2,64	57,88%
ROYAL DUTCH PTL.	0,21%	2,50	0,85	20,09	3,61E-05	3,27	91,25%
SHELL TRANSPORT	0,01%	0,20	0,86	20,31	5,23E-05	3,01	93,35%
SIEMENS	0,11%	1,45	0,90	23,64	2,94E-05	2,09	92,51%
SWISS RE R	0,10%	1,03	0,72	11,77	1,44E-04	4,31	93,25%
TELECOM ITALIA	0,43%	2,65	0,83	16,89	4,99E-06	0,38	69,16%
TELEFONICA	0,08%	1,19	0,92	27,58	2,50E-05	1,78	94,76%
TOTAL FINA ELF SA	1,17%	2,41	0,91	25,03	-6,14E-05	-1,72	87,81%
UBS R	0,97%	3,32	0,75	13,33	4,91E-05	2,02	63,86%
VIVENDI UNIVERSAL	2,61%	3,75	0,76	13,43	-1,19E-04	-2,73	78,38%
ZURICH FINANCIAL SVS.	0,72%	2,44	0,71	12,48	9,60E-05	2,82	64,37%
VODAFONE GROUP	2,41%	2,26	0,88	22,61	-6,15E-05	-0,79	82,37%
Mittelwert	0,93%	2,20	0,82	17,90	-5,26E-06	0,66	80,75%

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

III. Zeitliches Verhalten der Fehlbewertung

Der letzte Abschnitt zeigte, daß die Risikoprämie einen autoregressiven Prozeß darstellt. Dadurch sind Aktienrisikoprämien mean-reverting und bestätigen die vielfältigen empirischen Befunde der Literatur (siehe unter anderem Fama und French (1988a)). Die implizite Risikoprämie kann in zwei Faktoren aufgeteilt, in eine gleichgewichtige Risikoprämie und in einen Fehlbewertungsanteil: $\Pi_t^\iota = \Pi_{t,t+1}^\rho + \Pi_t^\epsilon$. Es stellt sich die Frage, ob die Fehlbewertung ebenfalls ein Mean-reverting-Verhalten aufweist und sich somit im Zeitablauf ausgleicht. Dies wäre dann der Fall, wenn die implizite Rendite zur gleichgewichtigen Renditeerwartung tendiert. Dazu wird Regression E.3 geschätzt:

$$\text{(E.3)} \qquad \Pi_t^\epsilon = b \cdot \Pi_{t-1}^\epsilon + v_t.$$

Π_t^ϵ ist die Fehlbewertung im Monat t und Π_{t-1}^ϵ die Fehlbewertung im Vormonat $t-1$. Ist $b = 1$, dann ist die Fehlbewertung nicht mean-reverting. Wenn $b < 1$ gilt, dann ist die Fehlbewertung mean-reverting. Liegt $b > 1$, dann steigt die Fehlbewertung an. Zur Berechnung der gleichgewichtigen Risikoprämie wird das CAPM unterstellt. Für die gleichgewichtige Marktrisikoprämie $\Pi_{M,t,t+1}^\rho$ wird angenommen, daß sie der impliziten Risikoprämie $\Pi_{M,t}^\iota$ entspricht. Damit ist $\Pi_t^\epsilon = \Pi_t^\iota - \beta_{CAPM,t} \cdot \Pi_{M,t}^\iota$. Geschätzt wird Regression E.3 für jede einzelne Aktie, wobei die implizite Risikoprämie Π_t^ι nach den drei Szenarien des Residual-Income-Modells (kurzfristig, mittelfristig und langfristig) berechnet wird.

Ergebnisse

Im kurzfristigen Szenario liegt der Parameter b bei 42 der 50 untersuchten Aktien unter eins, wobei nur bei 14 Aktien b signifikant niedriger als eins ist (siehe Tabelle G.7). Im Durchschnitt wird der Mean-reverting-Parameter b mit 0,97 geschätzt bei einer mittleren t-Statistik von -1,18. Im mittelfristigen Szenario liegt der Parameter b bei 48 Aktien unter eins, wobei die Anzahl der Aktien mit einem t-Wert mit kleiner -1,65 auf 22 steigt (Tabelle G.8). Die durchschnittliche Schätzung für b in Höhe von 0,94 hat eine mittlere t-Statistik von -1,65. Im langfristigen Szenario ist bei 48 Aktien ein Parameter b von unter eins zu beobachten (Tabelle G.9). Bei 24 Aktien ist die t-Statistik kleiner als -1,65. Im Mittel liegt der Mean-reverting-Parameter bei 0,94 bei einer durchschnittlichen t-Statistik von -1,75. Auch wenn die statistische Signifikanz nicht für alle Aktien gegeben ist, der Mean-reverting-Parameter ist für die überwiegende Mehrzahl der Aktien in den drei Szenarien kleiner als eins und deutet somit auf

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

das Mean-reverting-Verhalten des Fehlbewertungsfaktors hin. Die statistische Signifikanz nimmt vom kurzfristigen zum langfristigen Szenario hin zu. Damit kann empirisch gezeigt werden, daß sich die Fehlbewertungen im Zeitablauf ausgleichen. Diese Voraussetzung ist für den Erfolg von aktiven Portfoliostrategien wichtig, die mit mit Hilfe von Fehlbewertungen konstruiert werden (wie aus Gleichung C.3 ersichtlich wird).

Gleichung E.3 wurde für jede einzelnen Aktie hinsichtlich eines Zeithorizontes von einem Monat geschätzt. In diesem Abschnitt wird das Mean-reverting-Verhalten genauer analysiert. Durch die Ergebnisse soll einerseits die Sensitivität des Mean-reverting-Verhaltens der Fehlbewertung hinsichtlich der Definition der gleichgewichtigen Risikoprämie und andererseits sollen weitere Zeithorizonte untersucht werden. Bislang wurde das CAPM unterstellt. Es wird nun zusätzlich der β-Faktor nach dem CCAPM berechnet. Daneben wird in diesem Abschnitt nicht mehr zwischen einzelnen Aktien unterschieden. Vielmehr werden alle Aktien in einer Stichprobe zusammengefaßt, und es wird damit das Mean-reverting-Verhalten über alle Aktien hinweg betrachtet. Damit wird der Stichprobenumfang vergrößert. Wurde zuvor Regression E.3 für jede *einzelne* Aktie geschätzt (Stichprobenumfang maximal 133 Zeitpunkte bei 50 Regressionen), so wird nun folgende Regression E.4 für *alle* Aktien geschätzt (Stichprobenumfang maximal $50 \cdot 133$ (Aktien $\cdot$ Zeitpunkte) bei einer Regression):

$$\Pi_t^{\epsilon} = b_\tau \cdot \Pi_{t-\tau}^{\epsilon} + v_t. \tag{E.4}$$

Die Fehlbewertungen werden also *nicht* über alle Aktien hinweg zu einer Marktfehlbewertung aggregiert, da diese bei nahezu null liegen sollte, und somit eine Untersuchung mit Regression E.4 sinnlos machen würde. Zusätzlich wird der aktienspezifische Einfluß reduziert. Es wird erreicht, daß das durchschnittliche Mean-reverting-Verhaltens herausgearbeitet werden kann. Dadurch entstehen zwei Szenarien der Berechnung des gleichgewichtigen Risikos (CAPM und CCAPM), in denen untersucht wird, wie die Fehlbewertung Π_t^{ϵ} von $\Pi_{t-\tau}^{\epsilon}$ für $\tau = 1, 2, \cdots, 12$ Monate abhängt. $1 - b_\tau$ kann als Maß dafür interpretiert werden, wieviel % der ursprünglichen Fehlbewertung $\Pi_{t-\tau}^{\epsilon}$ durchschnittlich nach τ Monaten abgebaut ist. Summers (1986) bspw. vermutet, daß die Preise in langen Zyklen um ihren Wert schwanken und daß es dementsprechend lange dauert, bis sich Fehlbewertungen abgebaut haben. Mit der Schätzung von b_τ in E.4 wird dieser Abbau der Fehlbewertungen quantifiziert. Die nächsten beiden Abschnitte fassen die Ergebnisse für den Parameter b_τ zusammen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle G.7
Zeitliches Verhalten der Fehlbewertung, kurzfristiges Szenario, Gleichung E.3, $\Pi_t^\epsilon = b \cdot \Pi_{t-1}^\epsilon + v_{t+\tau}$, Schätzung mit OLS

Aktie	b	$t(b)$	R^2
ABN AMRO HOLDING	0,99	-0,74	91,51%
AEGON	0,99	-0,84	94,41%
ALCATEL A	1,00	0,00	86,58%
ALLIANZ	0,99	-1,06	92,31%
GENERALI	0,98	-1,23	90,43%
ASTRAZENECA	0,99	-0,34	64,41%
AXA	0,98	-1,10	94,40%
BSCH	0,92	-2,25	79,25%
BARCLAYS	0,92	-2,95	78,92%
BAYER	0,97	-1,42	81,30%
BBV ARGENTARIA	0,97	-1,76	93,44%
BNP PARIBAS	0,94	-1,45	78,05%
BP AMOCO	0,97	-0,95	89,24%
BRITISH TELECOM.	0,99	-1,03	89,90%
CARREFOUR	0,98	-1,30	89,55%
CGNU	0,98	-0,78	94,22%
CREDIT SUISSE R	0,94	-1,88	86,06%
DAIMLERCHRYSLER	0,99	-0,27	24,49%
DEUTSCHE BANK	0,97	-1,78	77,49%
DEUTSCHE TELEKOM	0,94	-2,09	93,83%
DIAGEO	1,01	0,56	92,50%
E ON	1,00	-0,15	88,06%
ENI	0,89	-2,43	77,35%
ERICSSON B	1,00	-0,30	89,13%
FRANCE TELECOM	0,89	-1,77	84,51%
GLAXOSMITHKLINE	0,97	-1,13	86,99%
HSBC HOLDINGS	0,94	-1,77	83,78%
ING GROEP CERTS.	0,97	-1,47	95,78%
L'OREAL	0,99	-0,69	92,03%
LLOYDS TSB GP.	0,85	-3,19	77,75%
MARCONI	1,01	0,30	94,20%
MUNCH.RUCK.REGD.	0,99	-1,71	94,10%
NESTLE R	0,98	-0,84	84,30%
NOKIA	0,98	-0,85	89,84%
NOVARTIS R	1,01	0,12	87,09%
PHILIPS ELTN.KON.	0,99	-0,60	67,01%
PRUDENTIAL	0,96	-1,50	81,62%
ROCHE HOLDING GSH.	0,98	-1,47	94,26%
RYL.BK.OF SCTL.	0,92	-2,37	82,63%
ROYAL DUTCH PTL.	1,00	-0,14	87,32%
SHELL	0,98	-0,68	80,20%
SIEMENS	0,99	-0,97	86,87%
SWISS RE R	0,98	-1,21	88,14%
TELECOM ITALIA	0,95	-2,09	90,46%
TELEFONICA	1,00	-0,03	87,35%
TOTAL FINA ELF SA	0,96	-1,57	90,71%
UBS R	0,96	-1,67	87,74%
VIVENDI UNIVERSAL	0,97	-1,37	89,16%
ZURICH FINANCIAL SVS.	0,91	-2,40	64,55%
VODAFONE GROUP	0,99	-0,57	84,31%
Mittelwert	0,97	-1,18	84,01%

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle G.8
Zeitliches Verhalten der Fehlbewertung, mittelfristiges Szenario, Gleichung E.3, $\Pi_t^\epsilon = b \cdot \Pi_{t-1}^\epsilon + v_{t+\tau}$, Schätzung mit OLS

Aktie	b	$t(b)$	R^2
ABN AMRO HOLDING	0,99	-0,48	90,96%
AEGON	0,97	-1,16	92,79%
ALCATEL A	0,98	-0,89	85,69%
ALLIANZ	0,99	-1,26	94,16%
GENERALI	0,98	-1,28	89,56%
ASTRAZENECA	0,98	-0,88	20,70%
AXA	0,97	-1,28	93,61%
BSCH	0,88	-2,89	71,48%
BARCLAYS	0,92	-2,36	70,11%
BAYER	0,91	-2,37	77,21%
BBV ARGENTARIA	0,95	-2,51	91,07%
BNP PARIBAS	0,87	-2,15	68,54%
BP AMOCO	0,94	-1,66	80,19%
BRITISH TELECOM.	0,97	-0,91	88,83%
CARREFOUR	0,89	-2,74	75,82%
CGNU	0,97	-1,54	94,00%
CREDIT SUISSE R	0,95	-1,76	86,49%
DAIMLERCHRYSLER	0,98	-0,49	15,25%
DEUTSCHE BANK	0,88	-3,29	71,83%
DEUTSCHE TELEKOM	0,98	-0,49	89,81%
DIAGEO	1,01	0,50	93,68%
E ON	0,98	-0,87	93,14%
ENI	0,91	-2,17	77,13%
ERICSSON B	0,98	-0,93	74,26%
FRANCE TELECOM	0,92	-1,12	83,06%
GLAXOSMITHKLINE	0,95	-1,58	84,38%
HSBC HOLDINGS	0,94	-1,77	83,38%
ING GROEP CERTS.	0,97	-1,73	96,24%
L'OREAL	0,99	-0,80	88,33%
LLOYDS TSB GP.	0,82	-3,39	78,78%
MARCONI	0,99	-0,28	93,37%
MUNCH.RUCK.REGD.	0,98	-2,16	95,01%
NESTLE R	0,95	-1,24	82,22%
NOKIA	0,95	-1,83	88,14%
NOVARTIS R	1,03	0,53	84,68%
PHILIPS ELTN.KON.	0,87	-3,02	72,35%
PRUDENTIAL	0,93	-2,22	67,33%
ROCHE HOLDING GSH.	0,97	-2,04	94,62%
RYL.BK.OF SCTL.	0,96	-1,73	63,10%
ROYAL DUTCH PTL.	0,99	-0,30	87,77%
SHELL	0,96	-1,32	84,95%
SIEMENS	0,96	-2,05	88,99%
SWISS RE R	0,95	-1,55	85,33%
TELECOM ITALIA	0,96	-1,48	87,56%
TELEFONICA	0,97	-1,08	85,72%
TOTAL FINA ELF SA	0,96	-1,53	90,92%
UBS R	0,91	-2,37	78,19%
VIVENDI UNIVERSAL	0,89	-2,78	78,84%
ZURICH FINANCIAL SVS.	0,69	-4,86	46,07%
VODAFONE GROUP	0,91	-2,93	77,53%
Mittelwert	0,94	-1,65	80,05%

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle G.9
Zeitliches Verhalten der Fehlbewertung, langfristiges Szenario, Gleichung E.3, $\Pi_t^\epsilon = b \cdot \Pi_{t-1}^\epsilon + v_{t+\tau}$, Schätzung mit OLS

Aktie	b	$t(b)$	R^2
ABN AMRO HOLDING	1,00	0,01	92,30%
AEGON	0,96	-1,54	91,62%
ALCATEL A	0,95	-1,75	88,49%
ALLIANZ	0,99	-1,38	94,06%
GENERALI	0,98	-1,25	87,64%
ASTRAZENECA	0,98	-0,97	45,72%
AXA	0,97	-1,28	93,05%
BSCH	0,90	-2,70	67,74%
BARCLAYS	0,92	-2,13	80,81%
BAYER	0,92	-2,33	74,94%
BBV ARGENTARIA	0,93	-3,02	90,73%
BNP PARIBAS	0,87	-2,32	72,55%
BP AMOCO	0,93	-2,00	76,40%
BRITISH TELECOM.	0,88	-2,51	59,42%
CARREFOUR	0,88	-2,91	66,90%
CGNU	0,97	-1,79	90,99%
CREDIT SUISSE R	0,95	-1,68	88,96%
DAIMLERCHRYSLER	0,97	-0,64	16,93%
DEUTSCHE BANK	0,93	-2,69	75,19%
DEUTSCHE TELEKOM	0,99	-0,20	86,70%
DIAGEO	1,01	0,34	93,54%
E ON	0,98	-1,31	94,55%
ENI	0,88	-2,51	77,43%
ERICSSON B	0,98	-1,34	74,22%
FRANCE TELECOM	0,91	-1,15	79,20%
GLAXOSMITHKLINE	0,97	-1,14	82,23%
HSBC HOLDINGS	0,93	-1,84	83,92%
ING GROEP CERTS.	0,97	-1,48	96,13%
L'OREAL	0,99	-0,84	88,27%
LLOYDS TSB GP.	0,84	-3,17	78,73%
MARCONI	0,99	-0,54	92,33%
MUNCH.RUCK.REGD.	0,97	-2,31	93,59%
NESTLE R	0,95	-1,47	84,24%
NOKIA	0,94	-2,00	89,90%
NOVARTIS R	0,98	-0,21	79,86%
PHILIPS ELTN.KON.	0,87	-3,29	78,16%
PRUDENTIAL	0,89	-2,80	67,14%
ROCHE HOLDING GSH.	0,97	-2,61	96,81%
RYL.BK.OF SCTL.	0,98	-1,24	65,39%
ROYAL DUTCH PTL.	0,98	-0,93	89,81%
SHELL	0,97	-1,52	87,99%
SIEMENS	0,97	-2,39	92,18%
SWISS RE R	0,96	-1,49	87,01%
TELECOM ITALIA	0,98	-1,04	86,18%
TELEFONICA	0,98	-1,07	83,19%
TOTAL FINA ELF SA	0,97	-1,34	92,13%
UBS R	0,88	-2,86	74,34%
VIVENDI UNIVERSAL	0,94	-2,20	84,80%
ZURICH FINANCIAL SVS.	0,74	-4,47	53,61%
VODAFONE GROUP	0,96	-2,41	82,09%
Mittelwert	0,94	-1,75	80,33%

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

1. CAPM

In diesem Abschnitt werden die Ergebnisse des Mean-Reverting-Verhaltens der Fehlbewertung dokumentiert, wenn die gleichgewichtige Risikoprämie nach dem CAPM berechnet wird. Dementsprechend ist die Fehlbewertung $\Pi_t^\epsilon = \Pi_t^\iota - \beta_{CAPM,t} \cdot \Pi_{M,t}^\iota$. Die Fehlbewertung Π_t^ϵ baut sich im Durchschnitt über alle Aktien kontinuierlich über zwölf Monate ab (siehe Tabelle G.10). Diese Aussage gilt sowohl für das kurzfristige, mittelfristige als auch langfristige Szenario. Interpretiert man $1-b_\tau$ als das Maß des Fehlbewertungsabbaus, dann sind nach einem Monat im Mittel rund 2% der Fehlbewertung im kurzfristigen Szenario abgebaut. Der zugehörige t-Wert mit -9,14 deutet auf eine hohe Signifikanz hin. Nach zwölf Monaten hat sich der Abbau der Fehlbewertung auf 23% ausgeweitet (bei einer t-Statistik von -29,14). Im mittelfristigen Szenario sehen die zugehörigen Ergebnisse ähnlich aus. Nach einem Monat haben sich im Durchschnitt die Fehlbewertungen um 5% reduziert (die t-Statistik liegt bei -12,92), nach zwölf Monaten liegt der Abbau der Fehlbewertungen bei 37% (t-Statistik von -39,39). Im langfristigen Szenario beträgt der Abbau der Fehlbewertung nach einem Monat 4% (t-Statistik bei -11,63) und nach zwölf Monaten 27% (t-Statistik bei -31,37).

2. CCAPM

Wird die gleichgewichtige Risikoprämie nach dem CCAPM berechnet, dann ist die Fehlbewertung $\Pi_t^\epsilon = \Pi_t^\iota - \beta_{CCAPM,t} \cdot \Pi_{M,t}^\iota$. Tabelle G.11 faßt die Ergebnisse der Regressionsgleichung E.4 für den CCAPM-Fall zusammen. Sie zeigt, daß sich die Ergebnisse im Vergleich zum CAPM-Fall kaum ändern. Im Mittel sind nach zwölf Monaten 20%, 24% und 24% (kurzfristiges, mittelfristiges und langfristiges Szenario) der Fehlbewertungen abgebaut. Die t-Statistiken liegen dabei unter -25. Im Vergleich zum letzten Abschnitt ist dabei das Ausmaß des Fehlbewertungsabbaus etwas geringer, die statistische Signifikanz ist jedoch weiterhin gegeben.

3. Fazit zum Mean-reverting-Verhalten

Aus den zuvor dargestellten Ergebnissen kann geschlußfolgert werden, daß unabhängig von der Modellierung der gleichgewichtigen Risikoprämie (wenn nach dem CAPM oder dem CCAPM unterschieden wird) die Fehlbewertungen sich nur langsam abbauen. Im Durchschnitt liegt der Abbau zwischen 2% und 5% nach einem Monat und zwischen 20% und 37% nach einem Jahr. Die impliziten Renditen tendieren, wenn auch nur moderat, der gleichgewichtigen Renditeerwartung zu. Die Ergebnisse bestätigen die Vermutungen von Summers (1986), daß Fehlbewertungen über lange

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle G.10
Zeitliches Verhalten der Fehlbewertung, Gleichung E.4,
$\Pi_t^\epsilon = b_\tau \cdot \Pi_{t-\tau}^\epsilon + v_t$, **Schätzung mit OLS, alle Aktien in allen Monaten,**
$\Pi_t^\epsilon = \Pi_t^\epsilon - \beta_{CAPM,t} \cdot \Pi_{M,t}^\epsilon$

τ	b_τ	$t(b_\tau)$	ANZ	R^2
kurzfristiges Szenario				
1	0,98	-9,14	5362	96,32%
2	0,95	-12,45	5362	92,92%
3	0,94	-14,90	5362	89,68%
4	0,91	-17,21	5362	86,21%
5	0,89	-19,21	5362	82,86%
6	0,87	-21,01	5362	79,60%
7	0,85	-22,69	5362	76,60%
8	0,83	-24,28	5362	73,59%
9	0,82	-25,62	5362	70,92%
10	0,80	-26,86	5362	68,25%
11	0,78	-28,13	5362	65,46%
12	0,77	-29,14	5362	62,77%
mittelfristiges Szenario				
1	0,95	-12,92	5362	92,03%
2	0,91	-17,23	5362	85,81%
3	0,88	-20,53	5362	80,43%
4	0,84	-23,70	5362	74,77%
5	0,81	-26,36	5362	69,86%
6	0,78	-28,83	5362	65,31%
7	0,75	-31,08	5362	61,29%
8	0,72	-33,21	5362	57,16%
9	0,70	-34,92	5362	53,98%
10	0,67	-36,53	5362	50,82%
11	0,65	-38,16	5362	47,46%
12	0,63	-39,39	5362	44,36%
langfristiges Szenario				
1	0,96	-11,63	5362	92,05%
2	0,93	-14,61	5362	87,48%
3	0,91	-16,61	5362	84,05%
4	0,89	-18,90	5362	79,93%
5	0,87	-20,53	5362	76,99%
6	0,84	-22,65	5362	72,97%
7	0,82	-24,26	5362	70,27%
8	0,80	-26,10	5362	66,98%
9	0,78	-27,47	5362	64,47%
10	0,76	-28,96	5362	61,69%
11	0,74	-30,41	5362	58,73%
12	0,73	-31,37	5362	56,64%

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle G.11
Zeitliches Verhalten der Fehlbewertung, Gleichung E.4,
$\Pi_t^\epsilon = b_\tau \cdot \Pi_{t-\tau}^\epsilon + v_t$**, Schätzung mit OLS, alle Aktien in allen Monaten,**
$\Pi_t^\epsilon = \Pi_t^\iota - \beta_{CCAPM,t} \cdot \Pi_{M,t}^\iota$

τ	b_τ	$t(b_\tau)$	ANZ	R^2
kurzfristiges Szenario				
1	0,98	-8,69	5362	96,02%
2	0,96	-11,06	5362	92,15%
3	0,95	-12,59	5362	88,29%
4	0,94	-14,04	5362	84,24%
5	0,92	-15,72	5362	79,97%
6	0,90	-17,32	5362	76,20%
7	0,88	-19,05	5362	72,27%
8	0,86	-20,83	5362	68,44%
9	0,85	-22,33	5362	64,78%
10	0,83	-23,59	5362	61,44%
11	0,81	-24,87	5362	58,07%
12	0,80	-25,89	5362	54,91%
mittelfristiges Szenario				
1	0,97	-10,18	5362	95,30%
2	0,95	-13,22	5362	90,74%
3	0,94	-15,49	5362	86,45%
4	0,92	-17,31	5362	81,94%
5	0,90	-19,26	5362	77,39%
6	0,88	-21,07	5362	73,54%
7	0,86	-23,02	5362	69,59%
8	0,83	-24,97	5362	65,80%
9	0,82	-26,59	5362	62,36%
10	0,80	-27,98	5362	59,21%
11	0,78	-29,57	5362	55,80%
12	0,76	-30,79	5362	52,64%
langfristiges Szenario				
1	0,97	-10,16	5362	94,58%
2	0,95	-13,20	5362	90,49%
3	0,94	-15,60	5362	86,88%
4	0,92	-17,66	5362	82,86%
5	0,90	-19,73	5362	79,13%
6	0,88	-21,76	5362	75,35%
7	0,86	-23,79	5362	71,88%
8	0,84	-25,84	5362	68,48%
9	0,82	-27,54	5362	65,57%
10	0,80	-29,11	5362	62,63%
11	0,78	-30,98	5362	59,49%
12	0,76	-32,49	5362	56,80%

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Zeiträume existieren können. Im Gegensatz zu Summers, der die statistische Signifikanz des Erkennens von Fehlbewertungen auf Basis realisierter Renditen in Frage stellte, ist die statistische Signifikanz auf Basis von impliziten Renditen gegeben. Damit sind die Voraussetzungen für die Rechtfertigung eines aktiven Portfoliomanagements gegeben, deren Ziel es ist, Fehlbewertungen auszunutzen (($\Pi^{\epsilon} - TE$)-Investor).

Anhang IV. stellt die Ergebnisse getrennt nach überbewerteten und unterbewerteten Aktien dar. In der Regel ändern sich die eben getroffenen Aussagen nicht. Sowohl für die überbewerteten als auch für die unterbewerteten Aktien liegt der Abbau der Fehlbewertung in der gleichen Größenordnung. Diese Ergebnisse sind insbesondere für den Einsatz in der Praxis von Relevanz. Unterbewertungen lassen sich leichter in Portfoliostrategien umsetzen als Überbewertungen. So können unterbewertete Aktien *gekauft* werden, während überbewertete Aktien *verkauft* werden müssen. Der Verkauf von Aktien kann zu Leerverkäufen führen, welche in der Praxis nicht immer einfach und oft nur mit erhöhten Kosten durchzuführen sind.

IV. Einfluß der Fehlbewertung auf die realisierte Rendite

Dieser Abschnitt untersucht den Einfluß der Fehlbewertungen auf die *Realisationen* der Renditen. Weicht die realisierte Rendite von der erwarteten ab, so wird die Differenz als unerwartete Realisation der Rendite bezeichnet. In logarithmischer Darstellung kann sie nach Gleichung E.15 wie folgt berechnet werden:

$$\text{(E.15)}\quad r_{t,t+1} - E_t(\tilde{r}_{t,t+1}) \quad = \quad \nu_{d,t+1} - \nu_{r_f,t+1} - \nu_{\pi^{\rho},t+1} - \nu_{\pi^{\epsilon},t+1},$$

wobei ν_{t+1} die unerwarteten Änderungen der jeweiligen Faktoren in einem Monat sind. ν_d sind die Änderungen bzgl. der Dividenden, $\nu_{\pi^{\epsilon}}$ bzgl. der Fehlbewertung, $\nu_{\pi^{\rho}}$ bzgl. der gleichgewichtigen Risikoprämie und ν_{r_f} bzgl. des risikolosen Zinses. In einem Markt ohne Fehlbewertungen kann der Faktor $\nu_{\pi^{\epsilon}}$ keinen Einfluß auf die realisierte Rendite haben. Um den Einfluß dieses Faktors auf die unerwartete realisierte Rendite zu untersuchen, werden die Parameter der Regressionsgleichung E.18 und das zugehörige Bestimmtheitsmaß berechnet:

$$\text{(E.18)}\qquad r_{t,t+1} - E_t(\tilde{r}_{t,t+1}) = a + b \cdot \nu_{\pi^{\epsilon},t+1} + v_{t+1}.$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Zur Berechnung der gleichgewichtigen Risikoprämie wird das CAPM unterstellt. Für die gleichgewichtige Marktrisikoprämie $\Pi^{\rho}_{M,t,t+1}$ wird angenommen, daß sie der impliziten Marktrisikoprämie $\Pi^{\iota}_{M,t}$ gleicht. Damit ist $\Pi^{\epsilon}_{t} = \Pi^{\iota}_{t} - \beta_{CAPM,t} \cdot \Pi^{\iota}_{M,t}$. Geschätzt wird Gleichung E.18 für jede einzelne Aktie. Die implizite Risikoprämie Π^{ι}_{t} wird nach den drei Szenarien des Residual-Income-Modells berechnet (kurzfristig, mittelfristig und langfristig).

Ergebnisse

Die unerwartete Änderung der Fehlbewertung $\nu_{\pi^{\epsilon}_{t+1}}$ hat für alle Aktien in allen Szenarien einen signifikanten Einfluß auf die unerwartete realisierte Rendite $r_{t,t+1} - E_t(\tilde{r}_{t,t+1})$. Der Regressionsparameter b liegt im Durchschnitt im kurzfristigen Szenario bei 0,37 (Tabelle G.12), im mittelfristigen bei 0,35 (Tabelle G.13) und im langfristigen bei 0,25 (Tabelle G.14). Die mittlere t-Statistik beträgt im kurzfristigen Szenario 9,84, im mittelfristigen 10,15 und im langfristigen 8,62. Im Durchschnitt schlägt sich eine Änderung des Fehlbewertungsfaktors zu mehr als 30% in der unerwarteten Rendite durch. Insgesamt erklärt in den Regressionen der Fehlbewertungsfaktor im Mittel zwischen 38% und 46% der Schwankungen der unerwarteten Rendite (gemessen durch das Bestimmtheitsmaß der Regression). Dieser hohe Erklärungsgehalt macht den Einfluß der Fehlbewertung auf die realisierte Rendite deutlich.

V. Verarbeitung von Dividendeninformationen

Der letzte Abschnitt zeigte, daß die Fehlbewertung einen signifikanten Einfluß auf die realisierte Rendite hat. Nach dem Residual-Income-Modell ist dies nur möglich, wenn Gewinn- und Dividendenerwartungen falsch in den Preisen verarbeitet werden. Ist die Verarbeitung der Informationen richtig, sollte sich der Fehlbewertungsfaktor nicht systematisch durch neue Dividendeninformationen ändern (genau genommen sollte er konstant bei null liegen). Neue Informationen sollten also unabhängig voneinander sein. Im Kapitel 5. wurden auf Basis der Korrelation $Corr(\nu_d, \nu_{\pi^{\epsilon}})$ verschiedene Reaktionsmuster bei der Verarbeitung von neuen Dividendeninformationen abgeleitet. Eine Korrelation $Corr(\cdot,\cdot) = 0$ bedeutet eine richtige Verarbeitung von Informationen. Unerwartete Änderungen in den Dividenden (ν_d) und der Fehlbewertung ($\nu_{\pi^{\epsilon}}$) sollten nicht systematisch voneinander abhängen. Eine Korrelation $Corr(\cdot,\cdot) < 0$ bedeutet eine Überreaktion und eine Korrelation $Corr(\cdot,\cdot) > 0$ eine Unterreaktion. Zu deskriptiven Zwecken werden die Korrelationen $Corr(\nu_{r_f}, \nu_d)$ und $Corr(\nu_{\pi^{\rho}}, \nu_d)$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle G.12
Einfluß der Fehlbewertung auf die realisierte Rendite, kurzfristiges Szenario, Gleichung E.18, $r_{t,t+1} - E_t(\tilde{r}_{t,t+1}) = a + b \cdot \nu_{\pi^c,t+1} + v_{t+1}$, Schätzung mit OLS

Aktie	a	$t(a)$	b	$t(b)$	R^2
ABN AMRO HOLDING	-0,68%	-1,25	0,34	9,37	43,71%
AEGON	-0,02%	-0,04	0,3	8,48	35,43%
ALCATEL A	0,26%	0,43	0,52	16,18	66,66%
ALLIANZ	2,23%	4,24	0,35	9,48	40,69%
GENERALI	0,89%	1,79	0,29	7,67	30,97%
ASTRAZENECA	-0,65%	-0,94	0,3	5,55	28,29%
AXA	-0,04%	-0,07	0,38	9,8	44,68%
BSCH	-0,49%	-0,85	0,41	11,59	50,62%
BARCLAYS	-0,60%	-1,11	0,39	10,78	47,01%
BAYER	-0,98%	-2,14	0,33	10,41	45,28%
BBV ARGENTARIA	-0,71%	-1,34	0,4	12,5	54,38%
BNP PARIBAS	-1,30%	-1,89	0,45	10,99	59,26%
BP AMOCO	-0,50%	-1,03	0,26	7,36	29,23%
BRITISH TELECOM.	-1,82%	-3,54	0,37	11,05	48,26%
CARREFOUR	0,77%	1,56	0,3	8,22	34,04%
CGNU	-0,78%	-1,48	0,33	8,67	36,44%
CREDIT SUISSE R	-0,22%	-0,37	0,46	12,93	60,12%
DAIMLERCHRYSLER	-6,47%	-5,14	0,47	6,43	69,64%
DEUTSCHE BANK	0,03%	0,05	0,39	12,16	53,01%
DEUTSCHE TELEKOM	-1,23%	-0,99	0,45	7,47	54,80%
DIAGEO	-1,32%	-2,86	0,3	9,01	38,27%
E ON	-0,99%	-2,18	0,29	8,8	37,13%
ENI	-1,85%	-2,24	0,27	5,98	38,56%
ERICSSON B	1,13%	1,78	0,55	16,15	66,56%
FRANCE TELECOM	0,63%	0,45	0,4	6	50,69%
GLAXOSMITHKLINE	-0,75%	-1,56	0,28	7,95	32,54%
HSBC HOLDINGS	-1,24%	-1,91	0,46	11,39	59,30%
ING GROEP CERTS.	-0,23%	-0,38	0,35	8,69	43,26%
L'OREAL	1,31%	2,43	0,32	8,07	33,19%
LLOYDS TSB GP.	-2,08%	-2,3	0,34	7,1	48,30%
MARCONI	-0,13%	-0,23	0,4	10,74	46,81%
MUNCH.RUCK.REGD.	2,68%	4,49	0,43	11,29	49,31%
NESTLE R	-0,27%	-0,69	0,26	8,94	37,87%
NOKIA	2,15%	3,06	0,55	15,38	64,36%
NOVARTIS R	-1,76%	-2,39	0,31	5,65	43,20%
PHILIPS ELTN.KON.	0,55%	0,95	0,49	14,55	61,79%
PRUDENTIAL	-1,04%	-1,96	0,27	6,38	23,71%
ROCHE HOLDING GSH.	1,14%	2,67	0,27	8,16	33,73%
RYL.BK.OF SCTL.	-0,06%	-0,1	0,42	11,5	50,26%
ROYAL DUTCH PTL.	-0,84%	-2,02	0,23	7,17	28,21%
SHELL	-0,78%	-1,66	0,26	7,2	28,36%
SIEMENS	0,32%	0,64	0,41	12,27	53,48%
SWISS RE R	0,57%	1,06	0,36	9,74	41,99%
TELECOM ITALIA	-0,35%	-0,58	0,45	12,49	54,34%
TELEFONICA	0,97%	1,82	0,37	10,65	46,39%
TOTAL FINA ELF SA	-0,04%	-0,08	0,32	8,75	36,86%
UBS R	-0,58%	-1,03	0,42	11,84	51,69%
VIVENDI UNIVERSAL	-0,21%	-0,4	0,36	9,88	42,72%
ZURICH FINANCIAL SVS.	-0,05%	-0,09	0,39	11,22	49,02%
VODAFONE GROUP	0,71%	1,33	0,42	12,01	52,42%
Mittelwert	-0,29%	-0,36	0,37	9,84	45,54%

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle G.13
Einfluß der Fehlbewertung auf die realisierte Rendite, mittelfristiges Szenario, Gleichung E.18, $r_{t,t+1} - E_t(\tilde{r}_{t,t+1}) = a + b \cdot \nu_{\pi^*,t+1} + v_{t+1}$, Schätzung mit OLS

Aktie	a	$t(a)$	b	$t(b)$	R^2
ABN AMRO HOLDING	-0,75%	-1,43	0,35	10,06	47,26%
AEGON	-0,29%	-0,59	0,29	8,64	36,31%
ALCATEL A	-0,50%	-0,86	0,5	16,51	67,53%
ALLIANZ	0,62%	1,22	0,35	9,92	42,90%
GENERALI	0,03%	0,05	0,28	8,42	35,11%
ASTRAZENECA	-1,59%	-2,27	0,27	5,48	27,80%
AXA	-0,50%	-0,94	0,39	11,33	51,90%
BSCH	-1,00%	-1,76	0,38	12,38	53,90%
BARCLAYS	-1,14%	-2,24	0,39	12,22	53,28%
BAYER	-1,10%	-2,4	0,32	10,23	44,43%
BBV ARGENTARIA	-0,99%	-1,92	0,38	13,17	56,98%
BNP PARIBAS	-1,87%	-2,69	0,44	10,94	59,05%
BP AMOCO	-1,23%	-2,61	0,26	8,12	33,49%
BRITISH TELECOM.	-0,46%	-0,95	0,36	11,41	49,84%
CARREFOUR	-0,34%	-0,7	0,29	8,5	35,56%
CGNU	-0,47%	-0,94	0,32	9,57	41,15%
CREDIT SUISSE R	-0,74%	-1,34	0,46	14,96	66,83%
DAIMLERCHRYSLER	-5,75%	-4,27	0,49	5,87	65,67%
DEUTSCHE BANK	-1,06%	-2,25	0,39	13,21	57,12%
DEUTSCHE TELEKOM	0,22%	0,15	0,3	5,15	36,55%
DIAGEO	-1,47%	-3,39	0,29	10,33	44,91%
E ON	-1,10%	-2,39	0,27	8,36	34,80%
ENI	-2,25%	-2,51	0,18	4,68	27,73%
ERICSSON B	0,39%	0,66	0,54	17,6	70,28%
FRANCE TELECOM	1,04%	0,65	0,27	4,43	35,95%
GLAXOSMITHKLINE	-1,00%	-2,06	0,27	7,8	31,74%
HSBC HOLDINGS	-1,46%	-2,23	0,45	12,15	62,38%
ING GROEP CERTS.	-0,40%	-0,71	0,37	10,06	50,57%
L'OREAL	0,34%	0,65	0,32	8,84	37,39%
LLOYDS TSB GP.	-1,92%	-1,87	0,23	5,23	33,60%
MARCONI	-0,89%	-1,54	0,36	9,89	42,75%
MUNCH.RUCK.REGD.	1,08%	1,83	0,42	11,14	48,63%
NESTLE R	-1,13%	-2,97	0,25	9,11	38,81%
NOKIA	1,58%	2,22	0,5	15,1	63,52%
NOVARTIS R	-2,26%	-2,96	0,27	5,21	39,29%
PHILIPS ELTN.KON.	-0,79%	-1,34	0,46	14,46	61,49%
PRUDENTIAL	-0,69%	-1,36	0,28	7,22	28,49%
ROCHE HOLDING GSH.	-0,35%	-0,85	0,27	9	38,23%
RYL.BK.OF SCTL.	-1,23%	-2,37	0,41	13,29	57,41%
ROYAL DUTCH PTL.	-0,85%	-2,04	0,22	7,16	28,11%
SHELL	-0,70%	-1,52	0,25	7,69	31,11%
SIEMENS	-0,55%	-1,1	0,39	12,44	54,16%
SWISS RE R	-0,60%	-1,15	0,35	10,31	44,78%
TELECOM ITALIA	0,18%	0,31	0,43	12,32	53,68%
TELEFONICA	-0,08%	-0,15	0,36	11,27	49,25%
TOTAL FINA ELF SA	-1,14%	-2,15	0,3	8,77	36,97%
UBS R	-1,17%	-2,14	0,39	12,5	54,40%
VIVENDI UNIVERSAL	-1,24%	-2,32	0,34	9,68	41,70%
ZURICH FINANCIAL SVS.	-0,93%	-1,86	0,38	11,95	52,16%
VODAFONE GROUP	-1,27%	-2,46	0,41	13,33	57,57%
Mittelwert	-0,80%	-1,36	0,35	10,15	46,29%

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle G.14
Einfluß der Fehlbewertung auf die realisierte Rendite, langfristiges Szenario, Gleichung E.18, $r_{t,t+1} - E_t(\tilde{r}_{t,t+1}) = a + b \cdot \nu_{\pi^e,t+1} + v_{t+1}$, Schätzung mit OLS

Aktie	a	$t(a)$	b	$t(b)$	R^2
ABN AMRO HOLDING	-1,34%	-2,42	0,26	8,89	41,18%
AEGON	-1,00%	-1,94	0,21	7,76	31,50%
ALCATEL A	-1,46%	-2,24	0,39	13,95	59,77%
ALLIANZ	0,27%	0,52	0,27	9,14	38,91%
GENERALI	-0,53%	-1,06	0,2	7,58	30,46%
ASTRAZENECA	-3,65%	-4,71	0,15	3,63	14,46%
AXA	-1,38%	-2,41	0,3	9,86	44,97%
BSCH	-2,38%	-3,85	0,28	10,5	45,68%
BARCLAYS	-2,02%	-3,74	0,3	10,8	47,11%
BAYER	-1,66%	-3,38	0,23	8,67	36,44%
BBV ARGENTARIA	-1,96%	-3,46	0,28	11,01	48,05%
BNP PARIBAS	-2,87%	-3,84	0,34	9,69	53,09%
BP AMOCO	-2,40%	-4,86	0,18	7,08	27,69%
BRITISH TELECOM.	-0,13%	-0,26	0,28	10,84	47,30%
CARREFOUR	-1,71%	-3,23	0,2	6,61	25,00%
CGNU	-1,01%	-1,97	0,25	9,15	38,98%
CREDIT SUISSE R	-1,80%	-3,09	0,36	13,75	63,00%
DAIMLERCHRYSLER	-7,11%	-4,54	0,37	4,36	51,36%
DEUTSCHE BANK	-1,85%	-3,61	0,3	11,32	49,45%
DEUTSCHE TELEKOM	0,36%	0,48	0,14	3,4	20,09%
DIAGEO	-2,38%	-5,2	0,2	8,83	37,34%
E ON	-1,72%	-3,47	0,19	6,55	24,68%
ENI	-3,13%	-3,28	0,09	3,49	17,64%
ERICSSON B	-0,33%	-0,48	0,44	14,7	62,26%
FRANCE TELECOM	0,39%	0,37	0,12	2,73	17,59%
GLAXOSMITHKLINE	-2,60%	-5,02	0,19	6,69	25,46%
HSBC HOLDINGS	-2,42%	-3,48	0,35	10,9	57,19%
ING GROEP CERTS.	-0,93%	-1,64	0,28	9,48	47,56%
L'OREAL	-0,40%	-0,75	0,24	7,97	32,66%
LLOYDS TSB GP.	-3,24%	-2,85	0,11	3,5	18,46%
MARCONI	-1,78%	-2,8	0,24	7,49	29,98%
MUNCH.RUCK.REGD.	0,63%	1	0,31	9,6	41,29%
NESTLE R	-2,07%	-5,22	0,18	8,03	32,97%
NOKIA	1,05%	1,22	0,34	10,93	47,70%
NOVARTIS R	-3,41%	-4,3	0,19	4,78	35,25%
PHILIPS ELTN.KON.	-1,57%	-2,35	0,35	11,71	51,15%
PRUDENTIAL	-1,52%	-2,97	0,21	6,79	26,01%
ROCHE HOLDING GSH.	-1,02%	-2,32	0,21	8,08	33,28%
RYL.BK.OF SCTL.	-3,01%	-5,4	0,32	11,79	51,50%
ROYAL DUTCH PTL.	-1,26%	-2,86	0,15	5,72	19,99%
SHELL	-1,04%	-2,14	0,18	6,57	24,79%
SIEMENS	-1,19%	-2,17	0,3	10,38	45,13%
SWISS RE R	-1,36%	-2,46	0,26	9,11	38,76%
TELECOM ITALIA	0,10%	0,16	0,31	9,9	42,79%
TELEFONICA	-0,53%	-0,95	0,27	9,47	40,65%
TOTAL FINA ELF SA	-2,77%	-4,89	0,21	7,32	29,03%
UBS R	-2,20%	-3,68	0,28	10,46	45,51%
VIVENDI UNIVERSAL	-3,07%	-5,32	0,25	7,96	32,58%
ZURICH FINANCIAL SVS.	-1,90%	-3,61	0,29	10,89	47,52%
VODAFONE GROUP	-4,60%	-7,68	0,32	11,19	48,89%
Mittelwert	-1,70%	-2,77	0,25	8,62	38,40%

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

ebenfalls dargestellt. Auch bei ihnen lassen sich entsprechende Über- und Unterreaktionsmuster begründen. Die Fehlbewertung wird wie folgt berechnet: $\Pi_t^\epsilon = \Pi_t^\iota - \beta_{CAPM,t} \cdot \Pi_{M,t}^\iota$. Untersucht wird jede einzelne Aktie. Die implizite Risikoprämie Π_t^ι wird nach den drei Szenarien des Residual-Income-Modells berechnet (kurzfristig, mittelfristig und langfristig).

Zusammenhang zwischen ν_d und ν_{π^ϵ}

Die Korrelation $Corr(\nu_d, \nu_{\pi^\epsilon})$ liegt im kurzfristigen Szenario des Residual-Income-Modells im Mittel über alle Aktien bei 38,24% (Tabelle G.15), und sie ist bei 45 Aktien signifikant größer als null. Im mittelfristigen Szenario ist der Durchschnitt bei 46,68% (Tabelle G.16), und bei 48 Aktien ist die Korrelation signifikant größer als null. Im langfristigen Szenario liegt die mittlere Korrelation bei 51,72% (Tabelle G.17), und die Signifikanz ist ebenfalls bei 48 Aktien gegeben. Betrachtet man jede einzelne Aktie, so sind die Zusammenhänge bei allen Aktien bis auf eine Ausnahme positiv. Dies bedeutet, daß bei Änderungen der Gewinn- und Dividendenschätzungen der Analysten sich die Fehlbewertung in der gleichen Richtung ändert. Dieser Zusammenhang wird stärker, je weiter die Gewinne in die Zukunft extrapoliert werden, d.h., im langfristigen Szenario ist der Zusammenhang deutlicher ausgeprägt als im kurzfristigen Szenario. Werden die Gewinnschätzungen erhöht, steigen die Fehlbewertungen an. Dadurch verarbeiten die Investoren und Portfoliomanager die neuen Gewinnschätzungen nicht vollständig in den Kursen. Würden sie die Informationen richtig verarbeiten, so müßte die Fehlbewertung gleich bleiben (siehe Beispiel in Kapitel 5.). Dieses Ergebnis ist unabhängig davon, welches Szenario des Residual-Income-Modells unterstellt wird. Sowohl im kurzfristigen, mittelfristigen als auch langfristigen Szenario liegt die Korrelation $Corr(\nu_{\pi^\epsilon}, \nu_d)$ im Durchschnitt deutlich über null. Die Verarbeitung neuer Dividendeninformationen auf Monatssicht läßt sich aufgrund der Ergebnisse als Unterreaktion interpretieren.

Zusammenhang zwischen ν_d und ν_{r_f} bzw. ν_d und ν_{π^ι}

Dagegen sind die Zusammenhänge zwischen den unerwarteten Zinsänderungen und den unerwarteten Änderungen bzgl. Dividenden $Corr(\nu_d, \nu_{r_f})$ deutlich geringer ausgeprägt. Die durchschnittliche Korrelation liegt bei nur 6,68% (kurzfristiges Szenario), 6,62% (mittelfristiges Szenario) und 6,44% (langfristiges Szenario). Auch die Zusammenhänge zwischen den Änderungen der gleichgewichtigen Risikoprämie und den unerwarteten Änderungen bzgl. Dividenden $Corr(\nu_d, \nu_{\pi^\iota})$ sind nicht signifikant von null verschieden. Die durchschnittliche Korrelation liegt bei nur 0,50% (kurzfristiges Szenario), 0,60% (mittelfristiges Szenario) und 0,44% (langfristiges

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Szenario). Diese Ergebnisse sind genau dann zu erwarten, wenn die Informationsverarbeitung hinsichtlich unerwarteter Änderungen in den Zinsen oder der gleichgewichtigen Risikoprämie richtig ist, da unerwartete Informationen nicht systematisch miteinander zusammenhängen.

Weitere Untersuchungen zur Informationsverarbeitung

Der letzte Abschnitt hat die Informationsverarbeitung über einen Zeitraum von einem Monat untersucht. Dieser Zeitraum wird nun ausgeweitet auf bis zu zwölf Monate. Um den Stichprobenumfang zu erhöhen, wird nicht mehr jede einzelne Aktie untersucht. Vielmehr werden alle 50 Aktien des DJ Stoxx 50 zu einer Stichprobe zusammengefaßt und somit die Informationsverarbeitung aller Aktien untersucht. Dazu wird die Korrelation E.19

$$\overline{Corr\left(\sum_{\tau=0}^{T}\nu_{d,t+\tau},\sum_{\tau=0}^{T}\nu_{\pi^{\epsilon},t+\tau}\right)} \equiv \frac{1}{50}\sum_{i=1}^{50}Corr\left(\sum_{\tau=0}^{T}\nu_{i,d,t+\tau},\sum_{\tau=0}^{T}\nu_{i,\pi^{\epsilon},t+\tau}\right) \tag{E.19}$$

für $T = 1, ..., 12$ Monate geschätzt. Dabei faßt $\nu_{i,d,t+\tau}$ die Änderungen der Dividendenerwartungen zwischen dem Monat $t-1+\tau$ und $t+\tau$ und $\nu_{i,\pi^{\epsilon},t+\tau}$ die Änderungen der Fehlbewertung im gleichen Zeitraum für eine Aktie i zusammen. Tabelle G.18 stellt die Ergebnisse für das kurzfristige, mittelfristige und langfristige Szenario dar. Mit zunehmendem Horizont T wird das Unterreaktionsmuster schwächer. Für das kurzfristige Szenario nimmt die durchschnittliche Korrelation von 38% auf 15% ab, für das mittelfristige Szenario von 47% auf 28% und für das langfristige Szenario von 52% auf 37%. Kurzfristig ist also bei der Verarbeitung von fundamentalen Informationen ein Unterreaktionsmuster zu erkennen, welches mit zunehmendem Zeithorizont schwächer wird.

VI. Zusammenfassung

Dieses Kapitel hat das zeitliche Verhalten der impliziten Rendite, der impliziten Risikoprämie und der Fehlbewertung beschrieben. Alle drei Faktoren können durch einen Mean-Reverting-Prozeß charakterisiert werden. Die implizite Rendite, die die erwartete Rendite aus Marktpreisen schätzt, weist zudem einen zeitlich negativen Trend auf. Dies bedeutet, daß die

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle G.15
Verarbeitung von Informationen, kurzfristiges Szenario

Aktie	$Corr(\nu_{r_f}, \nu_d)$	$Corr(\nu_{\pi^p}, \nu_d)$	$Corr(\nu_{\pi^e}, \nu_d)$
ABN AMRO HOLDING	14,16%	6,28%	27,67%
AEGON	3,28%	-4,54%	20,77%
ALCATEL A	13,18%	0,22%	38,87%
ALLIANZ	8,48%	-5,14%	50,79%
GENERALI	7,06%	-7,81%	58,85%
ASTRAZENECA	7,18%	-0,13%	13,95%
AXA	13,96%	-8,00%	59,24%
BSCH	10,10%	1,88%	59,13%
BARCLAYS	16,03%	-3,97%	16,32%
BAYER	8,79%	16,71%	20,17%
BBV ARGENTARIA	17,53%	-8,81%	19,04%
BNP PARIBAS	4,43%	4,94%	26,22%
BP AMOCO	3,74%	0,40%	56,40%
BRITISH TELECOM.	4,76%	-5,07%	35,90%
CARREFOUR	14,75%	-2,49%	29,18%
CGNU	-6,18%	-3,75%	83,83%
CREDIT SUISSE R	-0,49%	6,25%	38,41%
DAIMLERCHRYSLER	54,75%	-36,29%	58,84%
DEUTSCHE BANK	14,23%	5,28%	55,49%
DEUTSCHE TELEKOM	19,75%	-11,30%	31,17%
DIAGEO	6,28%	4,06%	10,68%
E ON	-3,09%	5,16%	21,65%
ENI	20,19%	-6,50%	11,78%
ERICSSON B	8,97%	1,60%	40,52%
FRANCE TELECOM	-8,21%	-12,48%	29,53%
GLAXOSMITHKLINE	-5,69%	6,63%	34,60%
HSBC HOLDINGS	21,85%	-25,05%	44,36%
ING GROEP CERTS.	8,60%	4,64%	25,28%
L'OREAL	7,20%	-1,83%	21,14%
LLOYDS TSB GP.	14,34%	3,21%	-14,02%
MARCONI	-7,73%	14,73%	37,28%
MUNCH.RUCK.REGD.	-9,30%	3,41%	72,26%
NESTLE R	3,13%	7,93%	19,52%
NOKIA	-7,40%	15,79%	65,23%
NOVARTIS R	-13,06%	3,71%	18,54%
PHILIPS ELTN.KON.	16,34%	3,73%	78,32%
PRUDENTIAL	4,63%	-1,75%	35,00%
ROCHE HOLDING GSH.	-16,24%	10,09%	28,16%
RYL.BK.OF SCTL.	-11,42%	14,73%	26,84%
ROYAL DUTCH PTL.	12,52%	-6,33%	28,83%
SHELL TRANSPORT TRDG.	11,84%	6,25%	55,26%
SIEMENS	7,03%	0,95%	20,26%
SWISS RE R	5,24%	-7,95%	70,27%
TELECOM ITALIA	7,06%	-1,86%	35,16%
TELEFONICA	7,21%	12,21%	27,38%
TOTAL FINA ELF SA	4,40%	4,17%	38,99%
UBS R	4,81%	8,37%	63,24%
VIVENDI UNIVERSAL	17,20%	1,38%	47,51%
ZURICH FINANCIAL SVS.	5,39%	5,45%	81,96%
VODAFONE GROUP	2,36%	5,98%	36,01%
Mittelwert	6,88%	0,50%	38,24%

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle G.16
Verarbeitung von Informationen, mittelfristiges Szenario

Aktie	$Corr(\nu_{r_f}, \nu_d)$	$Corr(\nu_{\pi^p}, \nu_d)$	$Corr(\nu_{\pi^e}, \nu_d)$
ABN AMRO HOLDING	14,20%	6,80%	35,43%
AEGON	4,04%	-4,47%	28,54%
ALCATEL A	12,59%	2,09%	51,25%
ALLIANZ	7,85%	-3,87%	56,94%
GENERALI	7,07%	-8,37%	68,79%
ASTRAZENECA	5,42%	3,65%	21,55%
AXA	13,45%	-8,29%	70,33%
BSCH	10,47%	-2,45%	73,05%
BARCLAYS	15,31%	-3,75%	24,49%
BAYER	8,37%	17,67%	33,46%
BBV ARGENTARIA	17,27%	-7,50%	29,79%
BNP PARIBAS	3,31%	5,19%	33,76%
BP AMOCO	3,74%	-0,56%	67,69%
BRITISH TELECOM.	5,18%	-5,74%	30,42%
CARREFOUR	14,58%	-2,54%	44,27%
CGNU	-6,41%	-3,90%	86,26%
CREDIT SUISSE R	0,43%	4,74%	57,45%
DAIMLERCHRYSLER	53,99%	-34,85%	62,19%
DEUTSCHE BANK	13,36%	6,36%	67,47%
DEUTSCHE TELEKOM	19,59%	-13,27%	29,78%
DIAGEO	5,80%	3,83%	16,40%
E ON	-4,13%	5,53%	28,60%
ENI	20,86%	-6,34%	15,75%
ERICSSON B	8,97%	1,89%	49,38%
FRANCE TELECOM	-8,56%	-18,38%	35,14%
GLAXOSMITHKLINE	-5,99%	8,08%	42,79%
HSBC HOLDINGS	21,33%	-23,92%	53,16%
ING GROEP CERTS.	8,64%	1,47%	35,21%
L'OREAL	7,21%	-3,22%	32,20%
LLOYDS TSB GP.	12,24%	11,78%	-13,40%
MARCONI	-7,72%	14,96%	44,84%
MUNCH.RUCK.REGD.	-9,12%	3,05%	77,78%
NESTLE R	3,05%	7,02%	31,82%
NOKIA	-6,79%	14,85%	67,23%
NOVARTIS R	-12,60%	3,26%	25,26%
PHILIPS ELTN.KON.	16,95%	4,87%	81,76%
PRUDENTIAL	4,91%	-2,03%	40,85%
ROCHE HOLDING GSH.	-16,89%	11,11%	32,54%
RYL.BK.OF SCTL.	-12,38%	12,75%	43,56%
ROYAL DUTCH PTL.	12,95%	-6,21%	34,48%
SHELL TRANSPORT TRDG.	12,01%	7,25%	59,98%
SIEMENS	7,08%	2,07%	32,18%
SWISS RE R	4,77%	-8,06%	75,79%
TELECOM ITALIA	7,08%	-2,92%	38,54%
TELEFONICA	7,19%	12,69%	38,92%
TOTAL FINA ELF SA	3,29%	3,33%	53,37%
UBS R	4,64%	7,99%	75,07%
VIVENDI UNIVERSAL	17,11%	1,25%	68,91%
ZURICH FINANCIAL SVS.	4,49%	7,77%	88,23%
VODAFONE GROUP	0,54%	7,35%	54,66%
Mittelwert	6,62%	0,60%	46,68%

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle G.17
Verarbeitung von Informationen, langfristiges Szenario

Aktie	$Corr(\nu_{r_f}, \nu_d)$	$Corr(\nu_{\pi^p}, \nu_d)$	$Corr(\nu_{\pi^e}, \nu_d)$
ABN AMRO HOLDING	14,22%	7,95%	41,16%
AEGON	4,54%	-4,23%	35,35%
ALCATEL A	11,80%	3,21%	62,09%
ALLIANZ	7,37%	-1,95%	59,24%
GENERALI	7,08%	-9,13%	74,88%
ASTRAZENECA	4,59%	7,94%	24,10%
AXA	13,10%	-8,85%	76,44%
BSCH	10,67%	-9,48%	79,33%
BARCLAYS	14,71%	-3,56%	30,71%
BAYER	8,04%	18,97%	45,66%
BBV ARGENTARIA	17,08%	-5,29%	37,20%
BNP PARIBAS	2,60%	4,30%	37,95%
BP AMOCO	3,73%	-3,23%	74,45%
BRITISH TELECOM.	5,88%	-7,21%	22,71%
CARREFOUR	14,47%	-2,89%	57,21%
CGNU	-6,56%	-3,15%	85,21%
CREDIT SUISSE R	0,95%	0,50%	68,98%
DAIMLERCHRYSLER	53,27%	-31,18%	63,80%
DEUTSCHE BANK	12,78%	7,98%	75,35%
DEUTSCHE TELEKOM	19,41%	-14,83%	27,48%
DIAGEO	5,46%	2,31%	21,14%
E ON	-4,92%	5,69%	34,71%
ENI	21,27%	-5,58%	17,26%
ERICSSON B	8,94%	2,07%	55,40%
FRANCE TELECOM	-8,82%	-23,57%	37,59%
GLAXOSMITHKLINE	-6,14%	10,25%	45,14%
HSBC HOLDINGS	20,96%	-21,14%	60,55%
ING GROEP CERTS.	8,66%	-4,82%	41,51%
L'OREAL	7,21%	-6,16%	43,07%
LLOYDS TSB GP.	10,85%	18,95%	-13,21%
MARCONI	-7,69%	14,37%	49,31%
MUNCH.RUCK.REGD.	-8,99%	2,86%	79,82%
NESTLE R	3,00%	5,11%	41,86%
NOKIA	-6,81%	13,35%	70,02%
NOVARTIS R	-12,28%	2,84%	31,15%
PHILIPS ELTN.KON.	17,37%	6,70%	83,20%
PRUDENTIAL	5,07%	-2,75%	44,30%
ROCHE HOLDING GSH.	-17,31%	11,81%	35,97%
RYL.BK.OF SCTL.	-12,73%	9,23%	52,74%
ROYAL DUTCH PTL.	13,30%	-5,19%	38,95%
SHELL TRANSPORT TRDG.	12,14%	9,24%	63,30%
SIEMENS	7,12%	4,55%	42,73%
SWISS RE R	4,44%	-7,91%	77,87%
TELECOM ITALIA	7,10%	-4,74%	41,13%
TELEFONICA	7,16%	13,30%	49,04%
TOTAL FINA ELF SA	2,69%	1,20%	60,37%
UBS R	4,51%	6,86%	79,72%
VIVENDI UNIVERSAL	16,82%	0,08%	79,87%
ZURICH FINANCIAL SVS.	3,93%	10,99%	89,92%
VODAFONE GROUP	-0,01%	6,17%	52,21%
Mittelwert	6,44%	0,44%	51,72%

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle G.18
Untersuchung der Informationsverarbeitung, dargestellte Werte entsprechen $Corr\left(\sum_{\tau=0}^{T} \nu_{d,t+\tau}, \sum_{\tau=0}^{T} \nu_{\pi^e,t+\tau}\right)$

T	kurzfristiges Szenario	mittelfristiges Szenario	langfristiges Szenario
0	38,24%	46,68%	51,72%
1	31,98%	41,04%	47,23%
2	27,58%	37,40%	44,49%
3	24,82%	35,21%	42,87%
4	23,01%	33,98%	42,05%
5	21,86%	33,01%	41,14%
6	21,20%	32,63%	40,84%
7	20,84%	32,47%	40,70%
8	19,66%	31,59%	39,95%
9	17,95%	30,31%	38,96%
10	16,69%	29,32%	38,02%
11	16,52%	29,10%	37,90%
12	15,38%	27,97%	37,14%

realisierten Renditen der Portfoliostrategien, die im nächsten Kapitel dargestellt werden, durch den Diskontierungseffekt beeinflußt sind. Die Fehlbewertungen - ob nach CAPM oder CCAPM berechnet - bauen sich im Zeitablauf nur langsam ab. So hat sich nach einem Monat zwischen 2% und 5% und nach einem Jahr zwischen 20% und 37% der Fehlbewertung reduziert. Diese empirischen Ergebisse bestätigen die Vermutungen Summers (1986), daß Fehlbewertungen von Aktien über lange Zeiträume bestehen können.

Änderungen in den Fehlbewertungen erklären einen Großteil der unerwartet realisierten Rendite. Je nach dem unterstellten Szenario des Residual-Income-Modells liegt der Einfluß der Fehlbewertung zwischen 38% und 46%. Gründe für die Fehlbewertung lieferten die Untersuchungen zur Informationsverarbeitung neuer Dividendennachrichten. Neue Dividendennachrichten und Änderungen in der Fehlbewertung sind nicht unabhängig voneinander. Die Informationsverarbeitung kann als Unterreaktion auf neue Dividendennachrichten charakterisiert werden. Treffen also neue Dividendeninformationen am Kapitalmarkt ein, so reagiert der Preis im Durchschnitt mit einer zeitlichen Verzögerung auf die Information.

Abschließend läßt sich festhalten, daß die Ergebnisse wenig sensitiv auf das unterstellte Modell zur Berechnung der gleichgewichtigen Risikoprämie - wobei nur auf das CAPM und das CCAPM zurückgegriffen wurde - und das angenommene Szenario des Residual-Income-Modells reagierten. Bei allen unterstellten Modellen konnten die gleichen Schlußfolgerungen gezo-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

gen werden. Insbesondere die Spezifikation des Residual-Income-Modells beeinflußte die gezogenen Schlußfolgerungen kaum. Diese Beobachtung kann positiv für die Methode der impliziten Renditen gewertet werden.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

H. Portfoliostrategien

Das letzte Kapitel hat verschiedene Rahmenbedingungen des aktiven Portfoliomanagements dargestellt. Ziel dieses Kapitels ist es zu untersuchen, ob sich die impliziten Renditen in effiziente Portfolios transformieren lassen, die zu überlegenen Rendite- und Risiko-Beziehungen führen. Dazu werden die drei Entscheidungskalküle des Kapitels II. - der $(\mu - \sigma)$-, $(\alpha - TE)$- und $(\Pi^{\epsilon} - TE)$-Entscheidungskalkül - herangezogen. In diesem Kapitel wird damit die Frage beantwortet, ob sich der entscheidungsorientierte Einsatz der impliziten Rendite zur Portfolioselektion der historischen Rendite überlegen ist. Damit ordnet sich dieses Kapitel ans Ende der Struktur dieser Arbeit ein, die in der Einleitung aufgezeigt wurde (siehe Abbildung H.1).

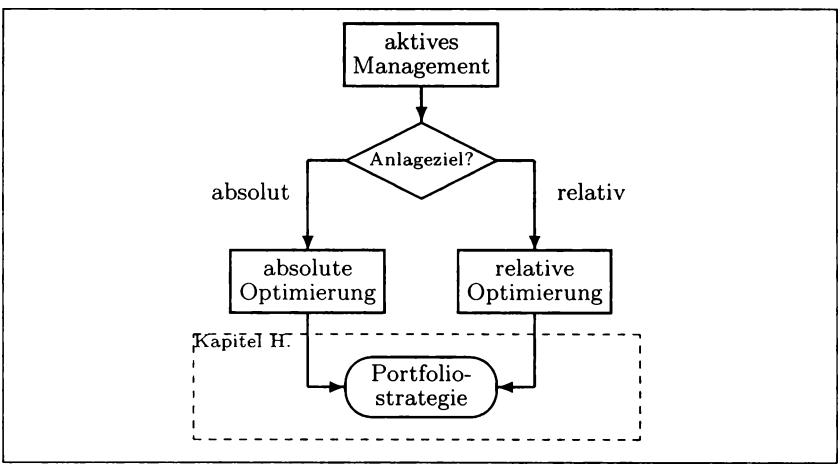


Abbildung H.1: Inhalt des Kapitels H.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

I. Absolute Portfoliooptimierung: Der $(\mu - \sigma)$-Investor

Zunächst werden effiziente Portfolios für einen Investor berechnet, der nach dem $(\mu-\sigma)$-Kalkül entscheidet. Unter der Annahme eines risikolosen Zinses $R_{f,t,t+1}$ ist das Portfolio optimal, welches die (ex ante) Sharpe Ratio maximiert. Die wertmäßigen Anteile $x_{i,t}$ des $(\mu - \sigma)$-effizienten Portfolios werden gemäß dem Optimierungsproblem C.31 bis C.33 bestimmt:

$$\text{(C.31)} \qquad \max_{x_{i,t}} SR_{P,t,t+1} = \frac{E_t(\tilde{R}_{P,t,t+1}) - R_{f,t,t+1}}{\sigma(\tilde{R}_{P,t,t+1})}$$

unter den Nebenbedingungen

$$\text{(C.32)} \qquad x_{i,t} \geq 0$$

$$\text{(C.33)} \qquad \mathbf{x_t} \cdot \mathbf{1^T} = 1.$$

Zur Schätzung der erwarteten Rendite $E_t(\tilde{R}_{i,t,t+1})$ einer Aktie i werden insgesamt vier Schätzer $\hat{R}_{i,t}$ verwendet: die implizite Rendite des mittelfristigen Szenarios R_t^i, die wegen des monatlichen Optimierungsintervalls auf Monatsrenditen angepaßt wird, und drei historische Durchschnitte $\overline{R_{1,t}}$, $\overline{R_{24,t}}$ und $\overline{R_{48,t}}$:

- $\hat{R}_{1,t} = (1 + R_t^i)^{\frac{1}{12}} - 1$
- $\hat{R}_{2,t} = \overline{R_{1,t}} = R_{t-1,t}$
- $\hat{R}_{3,t} = \overline{R_{24,t}} = \frac{1}{24} \sum_{\tau=1}^{24} R_{t-\tau,t-\tau+1}$
- $\hat{R}_{4,t} = \overline{R_{48,t}} = \frac{1}{48} \sum_{\tau=1}^{48} R_{t-\tau,t-\tau+1}$

Anschließend werden die Rendite- und Risiko-Eigenschaften der effizienten Portfolios differenziert nach den vier Schätzern untersucht. Die $(\mu - \sigma)$-effizienten Portfolios werden zu jedem Zeitpunkt t zwischen Dezember 1989 und November 2000 bestimmt. Die zugrunde liegenden Wertpapiere sind die Aktien des DJ Stoxx 50 Indexes. Insgesamt werden also in 132 Monaten mit Hilfe von vier verschiedenen Renditeschätzern $(\mu - \sigma)$-effiziente Portfolios, also $4 \cdot 132 = 528$ mal, berechnet. Ein optimales Portfolio basierend auf dem jeweiligen Schätzer $\hat{R}_{i,t}$ wird dann mit $\mathbf{x}_t^{\mu-\sigma,\hat{R}_i}$ bezeichnet. $\mathbf{x}_t^{\mu-\sigma,\overline{R_1}}$ ist bspw. das optimale Portfolio zum Zeitpunkt t, welches

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

sich nach Optimierung C.31 bis C.33 ergibt, wenn die erwartete Rendite $E_t(\tilde{R}_{t,t+1})$ durch die realisierte Rendite des letzten Monats $\overline{R_{1,t}} = R_{t-1,t}$ geschätzt wird. $R_{P,t,t+1}^{\mu-\sigma,\hat{R}_i}$ ist dann die realisierte Rendite des optimalen Portfolios $\mathbf{x}_t^{\mu-\sigma,\hat{R}_i}$ in der nächsten Periode:

$$\text{(H.1)} \qquad R_{P,t,t+1}^{\mu-\sigma,\hat{R}_i} = \sum_{i=1}^{n} x_{i,t}^{\mu-\sigma,\hat{R}_i} \cdot R_{i,t,t+1}.$$

$\overline{R}_{P,t,t+1}^{\mu-\sigma,\hat{R}_i}$ bezeichnet den zeitlichen Durchschnitt der einperiodigen Rendite zwischen Dezember 1989 und Dezember 2000 und ist in der ersten Zeile der Tabelle H.1 dargestellt:

$$\text{(H.2)} \qquad \overline{R}_{P,t,t+1}^{\mu-\sigma,\hat{R}_i} = \frac{1}{132} \sum_{t=Dez.1989}^{Nov.2000} R_{P,t,t+1}^{\mu-\sigma,\hat{R}_i}.$$

Tabelle H.1
Empirische Ergebnisse der $(\mu - \sigma)$-effizienten Portfolios

	$\hat{R}_{i,t} = R_t^\iota$	$\hat{R}_{i,t} = \overline{R_{1,t}}$	$\hat{R}_{i,t} = \overline{R_{24,t}}$	$\hat{R}_{i,t} = \overline{R_{48,t}}$	$\overline{R_{M,t}}$
$\overline{R}_{P,t,t+1}^{\mu-\sigma,\hat{R}_i}$	2,50%	1,76%	1,93%	1,95%	1,59%
$\sigma(R_{P,t,t+1}^{\mu-\sigma,\hat{R}_i})$	5,31%	6,54%	5,69%	5,56	4,66%
$\overline{R}_{f,t,t+1}$	0,46%				
$SR_r(R_{P,t,t+1}^{\mu-\sigma,\hat{R}_i})$	0,384	0,199	0,258	0,268	0,243
$\overline{\hat{R}_i}$	0,96%	15,44%	4,44%	3,40%	
$\sigma(\hat{R}_i)$	0,23%	4,64%	1,19%	0,69%	

Die mittlere realisierte monatliche Rendite $\overline{R}_{P,t,t+1}^{\mu-\sigma,\hat{R}_i}$ liegt beim Schätzer *implizite Rendite* R_t^ι mit $\overline{R}_{P,t,t+1}^{\mu-\sigma,R_t^\iota} = 2,50\%$ deutlich über den Renditen, die bei Schätzung durch den *historischen Durchschnitt* ($\overline{R}_{P,t,t+1}^{\mu-\sigma,\overline{R_{1,t}}} = 1,76\%$, $\overline{R}_{P,t,t+1}^{\mu-\sigma,\overline{R_{24,t}}} = 1,93\%$ und $\overline{R}_{P,t,t+1}^{\mu-\sigma,\overline{R_{48,t}}} = 1,95\%$) erreicht werden. Dabei sei nochmals darauf hingewiesen, daß alle vier Schätzer nur auf Informationen zurückgreifen, die zum Zeitpunkt t bereits bekannt sind. Die Standardabweichungen der realisierten Rendite $\sigma(R_{P,t,t+1}^{\mu-\sigma,\hat{R}_i})$ liegen zwischen 5,31% und 6,54% pro Monat (zweite Zeile der Tabelle H.1). Dadurch ergeben sich deutliche Unterschiede in den (realisierten) Sharpe Ratios $SR_r(R_{P,t,t+1}^{\mu-\sigma,\hat{R}_i})$.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Während das $(\mu - \sigma)$-effiziente Portfolio auf Basis der impliziten Rendite R_t^i eine Sharpe Ratio von ca. $SR_r(R_{P,t,t+1}^{\mu-\sigma,R^i}) = 0,384$ aufweist, liegen die Sharpe Ratios der $(\mu - \sigma)$-effizienten Portfolios basierend auf den historischen Durchschnitten $\overline{R_{1,t}}, \overline{R_{24,t}}$ und $\overline{R_{48,t}}$ bei jeweils 0,199, 0,258 bzw. 0,268. In dem untersuchten Zeitraum zeigt sich damit die realisierte Sharpe Ratio des $(\mu - \sigma)$-effizienten Portfolios mit Hilfe geschätzter Renditen auf Basis der impliziten Renditen gegenüber den historischen Renditen als überlegen. Auch ein Vergleich zur durchschnittlichen Marktrendite (also die Rendite, die ein passiver Investor mit einer *buy-and-hold-Strategie* durch ein Investment in das Marktportfolio, den DJ Stoxx 50 Index, erzielt hätte) zeigt die überlegenen Eigenschaften der impliziten Rendite. Das Marktportfolio erzielt eine durchschnittliche Rendite $\overline{R_{M,t}} = 1,59\%$ bei einer Standardabweichung von 4,66%. Dies führt zu einer realisierten Sharpe Ratio von 0,243. Diese liegt damit in der gleichen Größenordnung, die ein aktiver Investor erzielt hätte, wenn er seine Renditeerwartungen aufgrund historischer Renditen gebildet hätte. Das Sharpe Ratio auf Basis der impliziten Rendite liegt dagegen um ca. 50% höher.

Die zuvor dargestellten Ergebnisse zeigen, daß ein Portfoliomanager, der nach dem $(\mu - \sigma)$-Kalkül entscheidet, dann besser gestellt ist, wenn er die Renditeerwartungen nach der impliziten Rendite bildet. Denn diese liefern ihm überlegene Rendite- und Risikobeziehungen sowohl gegenüber dem historischen Schätzer als auch gegenüber einem passiven Investor. Die Verarbeitung zukünftig erwarteter Dividenden und des heutigen Preisniveaus in der impliziten Rendite führt also zu überlegenen Renditeschätzungen gegenüber historischen Renditerealisationen. Als nächstes sollen nun zusätzlich die ökonomischen und statistischen Eigenschaften der beiden Schätzmethoden implizite und historische Rendite miteinander verglichen werden. Dazu sei zunächst die zeitlich *unbedingte* Renditeerwartung

$$\overline{\hat{R}_i} = \frac{1}{132} \sum_{t=Dez.1989}^{Nov.2000} \hat{R}_{i,t} \tag{H.3}$$

betrachtet. Die zeitlich unbedingte Renditeerwartung wird in H.3 als Durchschnitt der zeitlich bedingten Schätzer $\hat{R}_{i,t}$ berechnet. Diese Größe variiert zwischen den vier Schätzern zum Teil erheblich, wie aus Tabelle H.1 ersichtlich wird (Zeile fünf). Auf Basis der impliziten Rendite beträgt die zeitlich unbedingte Schätzung der erwarteten monatlichen Rendite $\overline{R^i} = 0,96\%$. Auf Jahresrenditen umgerechnet beträgt diese Größe ca. 12,15% (zum Vergleich: die durchschnittliche implizite Rendite des DJ Stoxx 50 Indexes liegt bei 9,83%). Die zeitlich unbedingten Renditeerwartungen, die mit Hilfe der historischen Renditen berechnet werden, liegen mit $\overline{R_1} = 15,44\%$,

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$\overline{R_{24}} = 4,44\%$ und $\overline{R_{48}} = 3,40\%$ deutlich höher. Eine Umrechnung auf Jahresrenditen ergibt Werte von ca. 460,11%, 68,42% und 50,06%. Im Vergleich dazu beträgt der risikolose Zins auf Monatsbasis 0,46% (5,56% bei Umrechnung auf Jahresbasis). Die historischen Schätzer führen also zu Risikoprämien, die teilweise deutlich über 40%-Punkte liegen, während die implizite Rendite auf eine Risikoprämie in Höhe von lediglich ca. 6,6%-Punkten hinweist. Die historischen Schätzer zeigen damit wenig sinnvolle ökonomische Eigenschaften. Die Gründe für diese hohe geschätzte Risikoprämie läßt sich auf die unerwartet realisierten Renditen $\epsilon_{t+\tau,t+\tau+1}$ (in Gleichung D.2) zurückführen. Allein aus Gründen des Zufalls sind die unerwartet realisierten Renditen $\epsilon_{t+\tau,t+\tau+1}$ bei manchen Aktien positiv oder negativ. Auf Basis einzelner Aktien heben sich diese unerwarteten Renditen insbesondere bei bei einem kurzen Schätzzeitraum nicht auf und führen so zu verzerrten Renditeschätzungen. Als Folge davon bekommen die Aktien durch die Optimierung C.31 bis C.33 ein hohes Gewicht, deren realisierte unerwartete Rendite $\epsilon_{t+\tau,t+\tau+1}$ (zufällig) positiv ausgefallen ist. An den historischen Schätzern $\overline{R_1}$, $\overline{R_{24}}$ und $\overline{R_{48}}$ ist dies dadurch zu erkennen, daß mit kürzerem Schätzhorizont die Höhe der geschätzten Renditeerwartung deutlich zunimmt.

Eine potentielle Verbesserung des historischen Schätzers könnte in einer Verlängerung des Schätzzeitraumes über 48 Monate hinaus liegen. Damit wäre möglicherweise eine niedrigere unbedingte Schätzung erreichbar und somit auch niedrigere (und ökonomisch vernünftigere) Risikoprämien erzielbar. Bei dieser Vorgehensweise wird jedoch die bereits in Kapitel 3. angesprochene Problematik offensichtlich. Sind nämlich die Renditeerwartungen zeitlich variabel, hilft eine Verlängerung der Schätzzeitraumes nur bei der Schätzung der unbedingten Renditeerwartung, nicht bei der zeitlich bedingten.

Der Verlauf der zeitlich *bedingten* Schätzungen $\hat{R}_{i,t}$ zeigt, daß basierend auf der impliziten Rendite R_t^i die Renditeerwartungen in den 90er Jahren gefallen sind (siehe Abbildung H.2). Werden die Renditeerwartungen mit historischen Renditen geschätzt, dann bleiben die geschätzten Renditeerwartungen nahezu konstant ($\overline{R_{1,t}}$ und $\overline{R_{24,t}}$) (jedoch unter großen Schwankungen) oder steigen sogar bei $\overline{R_{48,t}}$ an. Die in der Literatur vorherrschende Meinung ist jedoch, daß die Renditeerwartungen in den 90er Jahren gesunken sind (wie auch aus dem Verlauf des risikolosen Zinsniveaus ersichtlich wird). Eine sinkende Renditeerwartung wird damit nur durch die implizite Rendite richtig geschätzt.

Hinzu kommt, daß historische Renditen zu volatileren Schätzern als die implizite Rendite führen (siehe auch Tabelle H.1). So liegt $\sigma(\hat{R}_i) = \sqrt{\frac{1}{131}\sum_{t=Dez.1989}^{Nov.2000}(\hat{R}_{i,t} - \overline{\hat{R}_{i,t}})^2}$ für die implizite Rendite bei 0,23%, für die

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

historische Rendite dagegen mindestens dreimal so hoch (bei dem Schätzer $\overline{R_{48,t}}$ bspw. bei 0,69%). Die Volatilität fällt dabei umso stärker aus, desto kürzer der Schätzzeitraum ist, weil sich hier die $\epsilon_{t+\tau,t+\tau+1}$ einzelner Aktien (in Gleichung D.2) bei einem kurzen Zeithorizont weniger gut ausgleichen können.

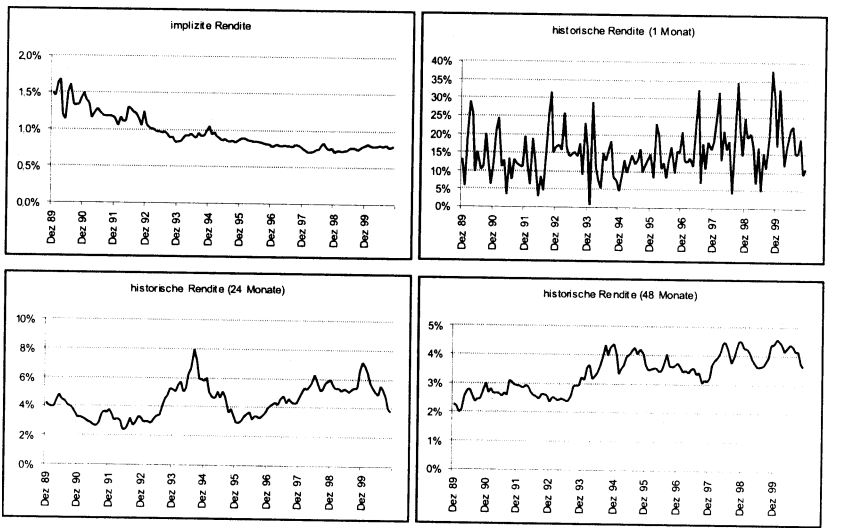


Abbildung H.2: Zeitlich bedingte Schätzungen für erwartete Renditen durch implizite Renditen und historische Renditen

Die Schätzung der erwarteten Rendite mit historischen Renditen zeigt sich in hohem Maße abhängig vom gewählten Zeithorizont. Eine Verlängerung oder Verkürzung des Schätzzeitraumes löst dabei nicht simultan die verschiedenen Probleme dieser Schätzmethode:

- Der historische Schätzer liefert hohe Renditeerwartungen, die zu Risikoprämien über 40% führen. Die dokumentierten Größenordnungen erscheinen ökonomisch unplausibel, wobei ein kurzer Schätzzeitraum zu höheren Renditeerwartungen führt. Ein längerer Schätzzeitraum führt zu niedrigeren Renditeerwartungen, schätzt aber dann die durchschnittlich erwartete Rendite, also die zeitlich unbedingte.
- Mit Hilfe des historischen Schätzers lassen sich die gesunkenen Renditeerwartungen in den 90er Jahren nicht erkennen. Vielmehr führt eine längere Schätzhistorie zu einem Anstieg der Schätzung der Renditeerwartungen in den 90er Jahren.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

- Die historischen Schätzer sind volatiler als die implizite Rendite. Kürzere Schätzzeiträume führen zu einer höheren Volatilität.

Die dokumentierten Ergebnisse lassen folgendes Fazit zu. Der historische Schätzer kann allenfalls als zeitlich *unbedingter* Schätzer herangezogen werden. In diesem Fall sollte dann der Schätzzeitraum lang genug gewählt werden. Der historische Schätzer ist jedoch zur Schätzung der *bedingten* erwarteten Rendite, wie sie für die Portfolioselektion von Interesse ist, ungeeignet. Die Überlegenheit der impliziten Rendite gegenüber der historischen Rendite kann aus den empirischen Ergebnissen des $(\mu - \sigma)$-Investors geschlußfolgert werden. Die realisierten Sharpe Ratios liegen auf Basis des impliziten Schätzers höher, der Schätzer ist weniger volatil und zeigt ökonomisch vernünftige Eigenschaften wie bspw. eine sinkende Renditeerwartung in den 90er Jahren und eine moderate Risikoprämie.

II. Relative Portfoliooptimierung: Der $(\alpha - TE)$-Investor

Für die absolute Portfoliooptimierung zeigte der letzte Abschnitt die Vorteile der impliziten Rendite gegenüber dem historischen Durchschnitt. Die beiden nächsten Abschnitte untersuchen die Eigenschaften der beiden Schätzmethoden im Hinblick auf die Portfolioselektion für den Fall, daß ein Portfoliomanager relativ zu einer Benchmark, dem DJ Stoxx 50 Index, optimiert.

Ein Portfoliomanager, der relativ zu einer Benchmark gemessen wird, handelt nach dem $(\alpha - TE)$-Kalkül und bestimmt die effizienten Portfolios nach der Optimierung C.39 bis C.42:

$$\max_{x_{i,t}} \alpha_{P,t,t+1} = \mathbf{x_t} E_t(\tilde{\mathbf{A}}\mathbf{R}_{\mathbf{t,t+1}}^{\mathbf{T}}) \tag{C.39}$$

unter den Nebenbedingungen

$$TE_{P,t,t+1} = \sqrt{(\mathbf{x_t} - \mathbf{b_t})\mathbf{\Sigma_{t+1}}(\mathbf{x_t} - \mathbf{b_t})^{\mathbf{T}}} \stackrel{!}{=} \check{TE} \tag{C.40}$$

$$x_{i,t} \geq 0 \tag{C.41}$$

$$\mathbf{x_t} \cdot \mathbf{1}^{\mathbf{T}} = 1. \tag{C.42}$$

Im Gegensatz zum $(\mu - \sigma)$-Kalkül gibt es nun kein eindeutig effizientes Portfolio, so daß einzelne Punkte der $(\alpha - TE)$-Effizienzlinie durch

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Variation von $\check{TE}$ in der Nebenbedingung C.40 zwischen 1% und 12% in 1%-Punktschritten bestimmt werden. Insgesamt wird damit die $(\alpha - TE)$-Optimierung $4 \cdot 132 \cdot 12 = 6336$ mal durchgeführt. Um die erwartete Überrendite $E_t(\tilde{AR}_{i,t,t+1})$ einer Aktie i zu schätzen, werden analog zum $(\mu - \sigma)$-Kalkül insgesamt vier Schätzer $\hat{AR}_{i,t}$ verwendet und miteinander verglichen: die aktive Rendite auf Basis der impliziten Rendite des mittelfristigen Szenarios AR_t^ι, die aufgrund des monatlichen Optimierungsintervalls auf Monatsrenditen angepaßt wird, und auf Basis der drei historischen Durchschnitte $\overline{AR_{1,t}}$, $\overline{AR_{24,t}}$ und $\overline{AR_{48,t}}$:

- $\hat{AR}_{1,t} = AR_t^\iota = (1 + R_{i,t}^\iota)^{\frac{1}{12}} - (1 + R_{B,t}^\iota)^{\frac{1}{12}}$
- $\hat{AR}_{2,t} = \overline{AR_{1,t}} = R_{i,t-1,t} - R_{B,t-1,t}$
- $\hat{AR}_{3,t} = \overline{AR_{24,t}} = \frac{1}{24} \sum_{\tau=1}^{24} (R_{i,t-\tau,t-\tau+1} - R_{B,t-\tau,t-\tau+1})$
- $\hat{AR}_{4,t} = \overline{AR_{48,t}} = \frac{1}{48} \sum_{\tau=1}^{48} (R_{i,t-\tau,t-\tau+1} - R_{B,t-\tau,t-\tau+1})$

Zu jedem Zeitpunkt t zwischen Dezember 1989 und November 2000 werden die $(\alpha - TE)$-effizienten Portfolios für die vier Schätzer $\hat{AR}_{1,t}$ bis $\hat{AR}_{4,t}$ berechnet. Basierend auf einem Schätzer $\hat{AR}_{i,t}$ wird dann das $(\alpha - TE)$-effiziente Portfolio mit $\mathbf{x}_t^{\alpha-TE,\hat{AR}_i}$ bezeichnet. Die in der nächsten Periode realisierte aktive Rendite $AR_{P,t,t+1}^{\alpha-TE,\hat{AR}_i}$ des effizienten Portfolios wird analog zum $(\mu - \sigma)$-Kalkül berechnet:

$$\text{(H.1)} \qquad AR_{P,t,t+1}^{\alpha-TE,\hat{AR}_i} = \sum_{i=1}^{n} (x_{i,t}^{\alpha-TE,\hat{AR}_i} - b_{i,t}) \cdot R_{i,t,t+1}.$$

$\overline{AR}_{P,t,t+1}^{\mu-\sigma,\hat{AR}_i}$ bezeichnet dann den zeitlichen Durchschnitt der einperiodigen aktiven Rendite zwischen Dezember 1989 und Dezember 2000:

$$\text{(H.2)} \qquad \overline{AR}_{P,t,t+1}^{\alpha-TE,\hat{AR}_i} = \frac{1}{132} \sum_{t=Dez.1989}^{Nov.2000} AR_{P,t,t+1}^{\alpha-TE,\hat{AR}_i}.$$

Vergleicht man die durchschnittlichen aktiven Renditen $\overline{AR}_{P,t,t+1}^{\alpha-TE,\hat{AR}_i}$ der $(\alpha - TE)$-effizienten Portfolios, so stellt man fest, daß diese mit zunehmendem Tracking Error ($\check{TE}$ in der Restriktion C.40) steigen (siehe Tabelle H.2). Ein zunehmendes aktives Risiko führt zu einer höheren aktiven Rendite. Die realisierte aktive Rendite fällt bei Schätzung durch

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle H.2
Empirische Ergebnisse der $(\alpha - TE)$-effizienten Portfolios,
$\overline{AR} \equiv \overline{AR}^{\alpha-TE,\hat{AR}_i}_{P,t,t+1}$, $\sigma(AR) \equiv \sigma\left(AR^{\alpha-TE,\hat{AR}_i}_{P,t,t+1}\right)$

	AR^{ι}_t			$\overline{AR_{1,t}}$		
$\check{TE}$	$\overline{AR}$	$\sigma(AR)$	t-Wert	$\overline{AR}$	$\sigma(AR)$	t-Wert
1%	0,11%	1,47%	0,88	-0,15%	1,89%	-0,89
2%	0,33%	1,82%	2,06	-0,01%	2,23%	-0,05
3%	0,45%	2,12%	2,43	-0,10%	2,29%	-0,50
4%	0,51%	2,19%	2,67	-0,01%	2,45%	-0,07
5%	0,56%	2,44%	2,66	0,07%	2,52%	0,30
6%	0,65%	2,60%	2,86	0,13%	2,79%	0,52
7%	0,80%	2,78%	3,31	0,17%	3,01%	0,65
8%	0,88%	2,98%	3,40	0,23%	3,25%	0,80
9%	0,98%	3,23%	3,48	0,27%	3,45%	0,89
10%	1,00%	3,27%	3,52	0,30%	3,70%	0,93
11%	1,09%	3,72%	3,37	0,30%	3,91%	0,89
12%	1,16%	3,85%	3,48	0,32%	4,19%	0,88
	$\overline{AR_{24,t}}$			$\overline{AR_{48,t}}$		
$\check{TE}$	$\overline{AR}$	$\sigma(AR)$	t-Wert	$\overline{AR}$	$\sigma(AR)$	t-Wert
1%	-0,05%	1,23%	-0,51	-0,01%	0,68%	-0,17
2%	-0,01%	1,27%	-0,06	0,08%	0,82%	1,08
3%	0,01%	1,49%	0,11	0,09%	1,02%	1,00
4%	0,09%	1,71%	0,58	0,19%	1,31%	1,70
5%	0,10%	1,95%	0,57	0,22%	1,66%	1,54
6%	0,18%	2,21%	0,92	0,31%	1,95%	1,81
7%	0,25%	2,53%	1,12	0,38%	2,26%	1,91
8%	0,30%	2,83%	1,22	0,47%	2,57%	2,09
9%	0,38%	3,10%	1,40	0,54%	2,89%	2,15
10%	0,42%	3,37%	1,44	0,63%	3,21%	2,26
11%	0,47%	3,67%	1,48	0,73%	3,53%	2,38
12%	0,55%	3,85%	1,64	0,76%	3,81%	2,28

die *implizite* aktive Rendite AR^{ι}_t am höchsten aus. Für einen zugelassenen Tracking Error $\check{TE}$ von bspw. 6% beträgt die durchschnittliche aktive Rendite $\overline{AR}^{\alpha-TE,AR^{\iota}_t}_{P,t,t+1} = 0,65\%$ pro Monat. Im Vergleich dazu fällt die realisierte aktive Rendite der $(\alpha - TE)$-effizienten Portfolios, wenn die erwartete Rendite mit *historischen* Renditen geschätzt wird, zum Teil deutlich geringer aus. So liegt bei einem Tracking Error $\check{TE}$ von 6% die durchschnittliche aktive Rendite $\overline{AR}^{\alpha-TE,\overline{R_{1,t}}}_{P,t,t+1}$ bei 0,13%, $\overline{AR}^{\alpha-TE,\overline{R_{24,t}}}_{P,t,t+1}$ bei 0,18% und $\overline{AR}^{\alpha-TE,\overline{R_{48,t}}}_{P,t,t+1}$ bei 0,31%. Auch ein Vergleich der t-Werte zeigt, daß $\overline{AR}^{\alpha-TE,\hat{AR}_i}_{P,t,t+1}$ auf Basis impliziter Renditen signifikanter von null abweicht als basierend auf historischen Renditen. Wird ein Portfoliomana-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

ger relativ zu einer Benchmark gemessen, dann führt die implizite Rendite zu Renditeerwartungen, die in effizienten Portfolios mit überlegenen Rendite- und Risiko-Beziehungen resultieren.

III. Relative Portfoliooptimierung: Der $(\Pi^{\epsilon} - TE)$-Investor

Der $(\mu-\sigma)$- und der $(\alpha-TE)$-Kalkül optimieren ein Portfolio auf Basis der Renditeerwartungen. Gleichgewichtige Renditeerwartungen spielen in diesen Kalkülen keine Rolle. Dies führt beim $(\alpha - TE)$-Kalkül dazu, daß durch die Maximierung der erwarteten aktiven Rendite auch die gleichgewichtige Risikoprämie erhöht wird. Will nun aber ein Investor vermeiden, daß ein Portfoliomanager relativ zur Benchmark die erwartete Rendite durch ein zusätzliches Risiko erhöht, legt er eine weitere Restriktion als Nebenbedingung fest. Dazu wird angenommen, daß der β-Faktor (CAPM- bzw. CCAPM-β) des aktiven Portfolios der Benchmark gleichgesetzt wird. Dadurch stellt der Investor sicher, daß die erwartete Überrendite sich ausschließlich durch das Ausnutzen von Fehlbewertungen ergibt. Als Folge davon handelt ein Portfoliomanager nach dem (Π^{ϵ} - TE)-Kalkül, und sein Optimierungsproblem lautet nach C.55 bis C.59 wie folgt:

$$\max_{x_{i,t}} \alpha_{P,t,t+1} = \mathbf{x_t} E_t(\tilde{\mathbf{AR}}^{\mathbf{T}}_{\mathbf{t,t+1}}) \tag{C.55}$$

unter den Nebenbedingungen

$$TE_{P,t,t+1} = \sqrt{(\mathbf{x_t} - \mathbf{b_t})\mathbf{\Sigma_{t+1}}(\mathbf{x_t} - \mathbf{b_t})^{\mathbf{T}}} \stackrel{!}{=} \check{TE} \tag{C.56}$$

$$x_{i,t} \geq 0 \tag{C.57}$$

$$\mathbf{x_t} \cdot \mathbf{1}^{\mathbf{T}} = 1 \tag{C.58}$$

$$\Pi^{\rho}_{P,t,t+1} \stackrel{!}{=} \Pi^{\rho}_{B,t,t+1}. \tag{C.59}$$

Wie zuvor werden zu jedem Zeitpunkt t zwischen Dezember 1989 und November 2000 die $(\Pi^{\epsilon} - TE)$-effizienten Portfolios für die vier Schätzer $\hat{AR}_{1,t}$ bis $\hat{AR}_{4,t}$ berechnet und der Tracking Error $\check{TE}$ zwischen 1% und 12% variiert. Nebenbedingung C.59 wird nach dem CAPM und nach dem CCAPM festgelegt. Insgesamt wird die Optimierung C.55 bis C.59 12672 mal durchgeführt ($4 \cdot 12 \cdot 132 \cdot 2 = 12672$). Basierend auf einem Schätzer

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$\hat{AR}_{i,t}$ wird dann das $(\Pi^{\epsilon} - TE)$-effiziente Portfolio mit $\mathbf{x}_t^{\Pi^{\epsilon}-TE,\hat{AR}_i}$ bezeichnet. Die in der nächsten Periode realisierte aktive Rendite $AR_{P,t,t+1}^{\Pi^{\epsilon}-TE,\hat{AR}_i}$ dieses Portfolios wird analog zum $(\mu - \sigma)$-Kalkül berechnet:

$$\text{(H.1)} \qquad AR_{P,t,t+1}^{\Pi^{\epsilon}-TE,\hat{AR}_i} = \sum_{i=1}^{N} (x_{i,t}^{\Pi^{\epsilon}-TE,\hat{AR}_i} - b_{i,t}) \cdot R_{i,t,t+1}.$$

$\overline{AR}_{P,t,t+1}^{\Pi^{\epsilon}-TE,\hat{R}_i}$ bezeichnet den zeitlichen Durchschnitt der einperiodigen Rendite zwischen Dezember 1989 und Dezember 2000:

$$\text{(H.2)} \qquad \overline{AR}_{P,t,t+1}^{\Pi^{\epsilon}-TE,\hat{AR}_i} = \frac{1}{132} \sum_{t=Dez.1989}^{Nov.2000} AR_{P,t,t+1}^{\Pi^{\epsilon}-TE,\hat{AR}_i}.$$

In Tabelle H.3 sind die Ergebnisse der $(\Pi^{\epsilon} - TE)$-effizienten Portfolios für den Fall zusammengefaßt, daß die gleichgewichtige Risikoprämie nach dem CAPM berechnet wird. Tabelle H.4 stellt die Ergebnisse analog für den CCAPM-Fall dar.

Wird die gleichgewichtige Risikoprämie nach dem CAPM bestimmt, dann liegen die durchschnittlichen aktiven Renditen der $(\Pi^{\epsilon} - TE)$-effizienten Portfolios auf Basis der *impliziten* aktiven Rendite AR_t^i in der Regel signifikant über null. Bei 6% Tracking Error bspw. wird eine aktive Rendite von $\overline{AR}_{P,t,t+1}^{\Pi^{\epsilon}-TE,AR_t^i} = 0,59\%$ pro Monat (t-Wert = 2,70) erzielt. Wird dagegen die Renditeerwartung mit Hilfe *historischer* aktiver Renditen geschätzt, fallen die realisierten aktiven Renditen der effizienten Portfolios teilweise deutlich geringer aus. $\overline{AR}_{P,t,t+1}^{\Pi^{\epsilon}-TE,\overline{R_{1,t}}}$ liegt mit 0,05% (t-Wert = 0,20) kaum über null, für $\overline{AR}_{P,t,t+1}^{\Pi^{\epsilon}-TE,\overline{R_{24,t}}}$ und $\overline{AR}_{P,t,t+1}^{\Pi^{\epsilon}-TE,\overline{R_{48,t}}}$ sind die aktiven Renditen mit 0,20% (t-Wert = 1,07) bzw. 0,22% (t-Wert = 1,29) zwar positiv, aber nicht signifikant von null verschieden.

Ähnliche Ergebnisse sind für den CCAPM-Fall zu erkennen. Die aktive Rendite $\overline{AR}_{P,t,t+1}^{\Pi^{\epsilon}-TE,\hat{AR}_i}$ fällt auch hier für den Schätzer *implizite* aktive Rendite AR_t^i am größten aus. Die Betrachtung der t-Werte deutet an, daß die aktiven Renditen $\overline{AR}_{P,t,t+1}^{\Pi^{\epsilon}-TE,\hat{AR}_i}$ am signifikantesten von null auf Basis der impliziten Renditen abweichen. Im Vergleich zum CCAPM-Fall sind die Unterschiede in den aktiven Renditen der effizienten Portfolios jedoch nicht so deutlich ausgeprägt. Am offensichtlichsten wird dies bei Betrachtung der effizienten Portfolios, die einen hohen Tracking Error $\check{TE}$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle H.3
Empirische Ergebnisse der $(\Pi^{\epsilon} - TE)$-effizienten Portfolios, $\overline{AR} \equiv \overline{AR}_{P,t,t+1}^{\Pi^{\epsilon}-TE,\hat{AR}_i}$, $\sigma(AR) \equiv \sigma\left(AR_{P,t,t+1}^{\Pi^{\epsilon}-TE,\hat{AR}_i}\right)$, CAPM-Fall

	AR_t^i			$\overline{AR_{1,t}}$		
$\hat{TE}$	$\overline{AR}$	$\sigma(AR)$	t-Wert	$\overline{AR}$	$\sigma(AR)$	t-Wert
1%	0,09%	1,39%	0,74	-0,01%	1,54%	-0,10
2%	0,18%	1,64%	1,26	0,06%	1,75%	0,39
3%	0,25%	1,79%	1,60	-0,08%	1,97%	-0,48
4%	0,38%	2,01%	2,17	0,02%	2,03%	0,13
5%	0,50%	2,20%	2,62	0,00%	2,28%	0,00
6%	0,59%	2,51%	2,70	0,05%	2,54%	0,20
7%	0,66%	2,73%	2,77	0,09%	2,73%	0,36
8%	0,74%	2,95%	2,89	0,12%	2,95%	0,45
9%	0,81%	3,16%	2,94	0,14%	3,19%	0,51
10%	0,83%	3,41%	2,80	0,19%	3,43%	0,65
11%	0,89%	3,67%	2,79	0,20%	3,71%	0,61
12%	0,94%	3,88%	2,78	0,23%	3,98%	0,65
	$\overline{AR_{24,t}}$			$\overline{AR_{48,t}}$		
$\hat{TE}$	$\overline{AR}$	$\sigma(AR)$	t-Wert	$\overline{AR}$	$\sigma(AR)$	t-Wert
1%	-0,02%	1,05%	-0,18	-0,01%	0,49%	-0,19
2%	0,06%	1,25%	0,51	0,03%	0,74%	0,48
3%	0,05%	1,34%	0,45	0,08%	0,98%	0,95
4%	0,13%	1,58%	0,97	0,13%	1,29%	1,19
5%	0,19%	1,81%	1,22	0,16%	1,61%	1,16
6%	0,20%	2,13%	1,07	0,22%	1,93%	1,29
7%	0,25%	2,38%	1,22	0,27%	2,24%	1,37
8%	0,27%	2,62%	1,20	0,32%	2,52%	1,46
9%	0,31%	2,84%	1,27	0,36%	2,84%	1,47
10%	0,33%	3,12%	1,23	0,37%	3,17%	1,33
11%	0,41%	3,35%	1,42	0,47%	3,48%	1,57
12%	0,42%	3,54%	1,38	0,53%	3,77%	1,61

zulassen. Bei bspw. 12% Tracking Error liegt die Differenz der aktiven Rendite $\overline{AR}_{P,t,t+1}^{\Pi^{\epsilon}-TE,\hat{AR}_i}$ der effizienten Portfolios basierend auf AR_t^i und $\overline{AR_{48,t}}$ im CAPM-Fall bei 0,94% - 0,53% = 0,41%, im CCAPM-Fall dagegen mit 1,04% - 0,80% = 0,24% nur etwas mehr als halb so hoch.

Ein Vergleich mit den $(\alpha - TE)$-effizienten Portfolios zeigt, daß die Restriktion C.59 generell zu einer Reduzierung der aktiven Rendite führt. So liegt im CAPM-Fall die aktive Rendite $\overline{AR}_{P,t,t+1}^{\Pi^{\epsilon}-TE,\hat{AR}_i}$ um bis zu 0,22%-Punkte pro Monat unter $\overline{AR}_{P,t,t+1}^{\alpha-TE,\hat{AR}_i}$, im CCAPM-Fall fällt dieser Unterschied mit maximal 0,12%-Punkte pro Monat geringer aus. Die Nebenbedingung C.59 führt also im Durchschnitt zu einer niedrigeren (realisierten)

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle H.4
Empirische Ergebnisse der ($\Pi^{\epsilon} - TE$)-effizienten Portfolios, $\overline{AR} \equiv \overline{AR}^{\Pi^{\epsilon}-TE,\hat{AR}_i}_{P,t,t+1}$, $\sigma(AR) \equiv \sigma\left(AR^{\Pi^{\epsilon}-TE,\hat{AR}_i}_{P,t,t+1}\right)$, CCAPM-Fall

	AR^{ϵ}_t			$\overline{AR_{1,t}}$		
$\hat{TE}$	$\overline{AR}$	$\sigma(AR)$	t-Wert	$\overline{AR}$	$\sigma(AR)$	t-Wert
1%	0,13%	1,59%	0,94	-0,12%	1,80%	-0,78
2%	0,30%	1,61%	2,14	0,03%	2,01%	0,19
3%	0,32%	1,96%	1,88	0,01%	2,10%	0,08
4%	0,43%	2,15%	2,30	0,06%	2,27%	0,29
5%	0,52%	2,38%	2,51	0,11%	2,35%	0,56
6%	0,63%	2,58%	2,80	0,14%	2,58%	0,61
7%	0,74%	2,78%	3,05	0,23%	2,83%	0,95
8%	0,83%	2,97%	3,21	0,24%	3,05%	0,89
9%	0,89%	3,23%	3,16	0,25%	3,29%	0,86
10%	0,94%	3,47%	3,11	0,25%	3,54%	0,80
11%	0,98%	3,70%	3,04	0,28%	3,74%	0,86
12%	1,04%	4,02%	2,97	0,28%	3,97%	0,82
	$\overline{AR_{24,t}}$			$\overline{AR_{48,t}}$		
$\hat{TE}$	$\overline{AR}$	$\sigma(AR)$	t-Wert	$\overline{AR}$	$\sigma(AR)$	t-Wert
1%	-0,03%	1,12%	-0,26	0,01%	0,60%	0,28
2%	0,02%	1,15%	0,16	0,05%	0,89%	0,62
3%	0,12%	1,39%	0,99	0,14%	1,10%	1,43
4%	0,14%	1,59%	0,98	0,21%	1,36%	1,73
5%	0,20%	1,86%	1,24	0,28%	1,68%	1,91
6%	0,25%	2,15%	1,35	0,36%	1,98%	2,09
7%	0,33%	2,47%	1,53	0,46%	2,27%	2,34
8%	0,39%	2,76%	1,62	0,52%	2,54%	2,36
9%	0,50%	3,06%	1,86	0,62%	2,87%	2,49
10%	0,56%	3,32%	1,94	0,69%	3,09%	2,55
11%	0,61%	3,65%	1,93	0,76%	3,46%	2,52
12%	0,66%	3,92%	1,95	0,80%	3,76%	2,43

Rendite. Dieses Ergebnis überrascht wegen der Einschränkung der gleichgewichtigen Risikoprämie wenig.

Im weiteren Verlauf werden zusätzlich verschiedene Untersuchungen durchgeführt, die zu einem besseren Verständnis der aktiven Portfoliostrategie eines ($\Pi^{\epsilon} - TE$)-Investors, der seine Renditeerwartungen mit Hilfe der impliziten Rendite bildet, führen soll. Dazu wird der Einfluß der Fehlbewertung auf die realisierte Rendite sowie deren zeitlicher Verlauf betrachtet.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

1. Einfluß der Fehlbewertung auf die aktive Rendite

Der letzte Abschnitt hat gezeigt, daß die erreichbaren aktiven Renditen der $(\Pi^{\epsilon} - TE)$-effizienten Portfolio basierend auf der impliziten Rendite signifikant positiv sind. Das alleinige Ausnutzen der Fehlbewertungen Π_t^{ϵ} führt also zu deutlich positiven aktiven Renditen. Interessant in diesem Zusammenhang ist die Frage, ob die Fehlbewertung Π_t^{ϵ} selbst einen Einfluß auf die Höhe der aktiven Rendite hat. Diese Fragestellung wird mit folgender Regressionsgleichung E.24 überprüft:

$$\begin{aligned} R_{P,t,t+1}^{\Pi^{\epsilon}-TE,AR_t'} - R_{B,t,t+1} &= AR_{P,t,t+1}^{\Pi^{\epsilon}-TE,AR_t'} \\ &= a + b \cdot \Pi_{P,t}^{\epsilon} + v_t. \end{aligned} \tag{E.24}$$

Dabei ist $\Pi_{P,t}^{\epsilon}$ die geschätzte Fehlbewertung des $(\Pi^{\epsilon} - TE)$-effizienten Portfolios im Monat t basierend auf der impliziten Rendite, und $AR_{P,t,t+1}^{\Pi^{\epsilon}-TE,AR_t'}$ ist die realisierte aktive Rendite des $(\Pi^{\epsilon} - TE)$-effizienten Portfolios im Folgemonat. Ist der Parameter b signifikant größer als null, dann hat die Höhe der Fehlbewertung einen positiven Einfluß auf das Ausmaß der aktiven Rendite. Tabelle H.5 faßt die Ergebnisse für zwei Fälle zusammen. Im ersten Fall wird Nebenbedingung C.59 mit CAPM-β-Faktoren berechnet, im zweiten Fall mit CCAPM-β-Faktoren. Der Parameter b ist im Durchschnitt signifikant größer als null. Dies bedeutet, je größer die Fehlbewertung, desto höher ist die erzielte aktive Rendite.

2. Zeitliches Verhalten der Fehlbewertung der $(\Pi^{\epsilon} - TE)$-effizienten Portfolios

Für die erwartete risikoadjustierte Rendite nach Gleichung C.3 ist die Höhe der Fehlbewertung und deren erwarteter Abbau ein wichtiger Faktor. Dieser Abschnitt berechnet für die $(\Pi^{\epsilon} - TE)$-effizienten Portfolios die durchschnittliche Fehlbewertung $\overline{\Pi_P^{\epsilon}}$ und deren zeitliches Verhalten. $\overline{\Pi_P^{\epsilon}}$ ist wie folgt definiert:

$$\overline{\Pi_P^{\epsilon}} = \frac{1}{133} \sum_{t=Dez.89}^{Dez.00} \Pi_{P,t}^{\epsilon}. \tag{H.1}$$

Der Tabelle H.6 sind die durchschnittlichen Fehlbewertungen $\overline{\Pi_P^{\epsilon}}$ der $(\Pi^{\epsilon} - TE)$-effizienten Portfolios in Abhängigkeit des zugelassenen Tracking Errors zu entnehmen. Spalte zwei zeigt die Fehlbewertung auf Basis von

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle H.5
Einfluß der Fehlbewertung auf die realisierte aktive Rendite des ($\Pi^{\epsilon} - TE$)-effizienten Portfolios, Parameter der Gleichung E.24, $AR^{\Pi^{\epsilon}-TE,AR_t^i}_{P,t,t+1} = a + b \cdot \Pi^{\epsilon}_{P,t} + v_t$, Schätzung mit OLS

TE	a	t-Wert	b	t-Wert
		CAPM		
1%	0,21%	7,07	-14,37%	-3,97
2%	0,07%	1,34	11,37%	2,63
3%	0,29%	5,58	-1,20%	-0,35
4%	0,14%	2,49	15,18%	5,12
5%	0,35%	6,38	9,48%	3,85
6%	0,36%	6,16	12,21%	5,28
7%	0,42%	6,82	11,80%	5,36
8%	0,51%	7,90	10,89%	5,14
9%	0,55%	8,19	11,44%	5,51
10%	0,53%	7,42	11,80%	5,78
11%	0,60%	7,97	11,29%	5,52
12%	0,64%	8,16	11,17%	5,51
		CCAPM		
1%	0,58%	18,77	-53,14%	-16,05
2%	0,75%	14,82	-36,93%	-9,11
3%	0,56%	9,16	-14,42%	-3,78
4%	0,47%	7,87	-0,92%	-0,29
5%	0,41%	6,63	6,54%	2,40
6%	0,37%	6,05	12,28%	5,05
7%	0,49%	7,70	11,01%	4,85
8%	0,68%	10,07	7,18%	3,30
9%	0,75%	10,67	6,81%	3,22
10%	0,77%	10,35	7,74%	3,71
11%	0,80%	10,16	7,91%	3,77
12%	0,79%	9,50	9,76%	4,61

Monatsrenditen und vergleicht sie mit der durchschnittlichen erzielten aktiven Rendite $\overline{AR}^{\Pi^{\epsilon}-TE,AR_t^i}_{P,t,t+1}$ in Spalte drei.

Die realisierten aktiven Renditen $\overline{AR}^{\Pi^{\epsilon}-TE,AR_t^i}_{P,t,t+1}$ und die durchschnittlichen Fehlbewertungen $\overline{\Pi^{\epsilon}_P}$ unterscheiden sich voneinander. Die Differenz schwankt zwischen 0,03% (CAPM) bzw. 0,05% (CCAPM) für das optimierte Portfolio mit 1% Tracking Error und 0,67% (CAPM) bzw. 0,88% (CCAPM) mit 12% Tracking Error. Eine mögliche Erklärung für diesen Unterschied kann im Abbau der Fehlbewertungen über den Preis im Laufe der Zeit liegen, der nach Gleichung C.3 neben der Fehlbewertung selbst der zweite Einflußfaktor auf die unerwartete Rendite ist. Würde die Fehlbewertung sich nicht ausgleichen, so sollten $\overline{AR}^{\Pi^{\epsilon}-TE,AR_t^i}_{P,t,t+1}$ und $\overline{\Pi^{\epsilon}_P}$ in der glei-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle H.6
Fehlbewertung der $(\Pi^{\epsilon} - TE)$-effizienten Portfolios

TE	$\overline{\Pi^{\epsilon}_{P}}$	$\overline{AR}^{\Pi^{\epsilon}-TE,AR^{i}_{t}}_{P,t,t+1}$
CAPM		
1%	0,06%	0,09%
2%	0,10%	0,18%
3%	0,12%	0,25%
4%	0,15%	0,38%
5%	0,17%	0,50%
6%	0,19%	0,59%
7%	0,22%	0,66%
8%	0,23%	0,74%
9%	0,25%	0,81%
10%	0,27%	0,83%
11%	0,28%	0,89%
12%	0,29%	0,94%
CCAPM		
1%	0,07%	0,13%
2%	0,10%	0,30%
3%	0,13%	0,32%
4%	0,15%	0,43%
5%	0,18%	0,52%
6%	0,20%	0,63%
7%	0,22%	0,74%
8%	0,24%	0,83%
9%	0,26%	0,89%
10%	0,27%	0,94%
11%	0,29%	0,98%
12%	0,30%	1,04%

chen Größenordnung liegen. Um diesen Ausgleich zu quantifizieren, wird folgende Kennzahl berechnet:

$$\overline{\Pi^{\epsilon}_{P,\tau}} = \frac{1}{133-\tau} \sum_{t=Dez.89}^{Dez.00-\tau} \Pi^{\epsilon}_{P,t+\tau}. \tag{H.2}$$

Dabei ist $\Pi^{\epsilon}_{P,t+\tau}$ die Fehlbewertung zum Zeitpunkt $t+\tau$ des Portfolios, welches zum Zeitpunkt t $(\Pi^{\epsilon} - TE)$-effizient war. Die Gewichte des Portfolios $\mathbf{x_t} = (x_{1,t}, ..., x_{n,t})$ werden zur Berechnung der Fehlbewertung zwischen t und $t+\tau$ konstant gehalten. $\overline{\Pi^{\epsilon}_{P,\tau}}$ gibt also die durchschnittliche Fehlbewertung eines zum Zeitpunkt t effizienten Portfolios nach τ Monaten an.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle H.7
Durchschnittliche Fehlbewertung τ Monate nach Optimierung, CAPM-Fall

	$\overline{\Pi^{\epsilon}_{P,\tau}}$					
	$\check{TE} = 1\%$	2%	3%	4%	5%	6%
$\tau = 0$	0,22%	0,23%	0,25%	0,27%	0,28%	0,29%
1	0,20%	0,22%	0,24%	0,25%	0,27%	0,28%
2	0,20%	0,21%	0,23%	0,24%	0,26%	0,27%
3	0,19%	0,21%	0,22%	0,23%	0,25%	0,26%
4	0,18%	0,20%	0,21%	0,23%	0,24%	0,25%
5	0,18%	0,19%	0,21%	0,22%	0,23%	0,24%
6	0,18%	0,19%	0,20%	0,22%	0,23%	0,24%
7	0,17%	0,18%	0,20%	0,21%	0,22%	0,23%
8	0,16%	0,18%	0,19%	0,20%	0,21%	0,22%
9	0,16%	0,17%	0,19%	0,20%	0,21%	0,22%
10	0,16%	0,17%	0,18%	0,19%	0,20%	0,21%
11	0,15%	0,17%	0,18%	0,19%	0,20%	0,21%
12	0,15%	0,16%	0,17%	0,19%	0,20%	0,20%
	$\check{TE} = 7\%$	8%	9%	10%	11%	12%
$\tau = 0$	0,22%	0,23%	0,25%	0,27%	0,28%	0,29%
1	0,20%	0,22%	0,24%	0,25%	0,27%	0,28%
2	0,20%	0,21%	0,23%	0,24%	0,26%	0,27%
3	0,19%	0,21%	0,22%	0,23%	0,25%	0,26%
4	0,18%	0,20%	0,21%	0,23%	0,24%	0,25%
5	0,18%	0,19%	0,21%	0,22%	0,23%	0,24%
6	0,18%	0,19%	0,20%	0,22%	0,23%	0,24%
7	0,17%	0,18%	0,20%	0,21%	0,22%	0,23%
8	0,16%	0,18%	0,19%	0,20%	0,21%	0,22%
9	0,16%	0,17%	0,19%	0,20%	0,21%	0,22%
10	0,16%	0,17%	0,18%	0,19%	0,20%	0,21%
11	0,15%	0,17%	0,18%	0,19%	0,20%	0,21%
12	0,15%	0,16%	0,17%	0,19%	0,20%	0,20%

In Tabellen H.7 und H.8 sind die empirischen Ergebnisse für $\overline{\Pi^{\epsilon}_{P,\tau}}$ in Abhängigkeit des maximal zulässigen Tracking Error dargestellt. Für die unterschiedlichen Tracking Error sinkt $\overline{\Pi^{\epsilon}_{P,\tau}}$ kontinuierlich. Für einen maximal zulässigen Tracking Error von $\check{TE} = 1\%$ sinkt $\overline{\Pi^{\epsilon}_{P,\tau}}$ im CAPM-Fall (Tabelle H.7) von ca. 0,06% ($\tau = 0$, Zeitpunkt der Optimierung) auf ca. 0,04% ($\tau = 12$, 12 Monate nach Optimierungsdatum). Bei einem zulässigen Tracking Error von 12% geht $\overline{\Pi^{\epsilon}_{P,\tau}}$ von ca. 0,29% auf ca. 0,20% deutlich zurück. Im CCAPM-Fall (Tabelle H.8) sinkt $\overline{\Pi^{\epsilon}_{P,\tau}}$ von ca. 0,07% auf ca. 0,04% bei einem zulässigen Tracking Error $\check{TE} = 1\%$ und von ca. 0,30% auf ca. 0,19% bei $\check{TE} = 12\%$. Abbildung H.3 veranschaulicht den Zusammenhang grafisch für die Zeiträume von einem, drei, sechs und zwölf Monaten.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle H.8
Durchschnittliche Fehlbewertung τ Monate nach Optimierung, CCAPM-Fall

	$\overline{\Pi^{\epsilon}_{P,\tau}}$					
	$TE = 1\%$	2%	3%	4%	5%	6%
$\tau = 0$	0,07%	0,10%	0,13%	0,15%	0,18%	0,20%
1	0,07%	0,09%	0,12%	0,14%	0,17%	0,19%
2	0,06%	0,09%	0,11%	0,14%	0,16%	0,18%
3	0,06%	0,09%	0,11%	0,13%	0,15%	0,17%
4	0,06%	0,08%	0,11%	0,13%	0,15%	0,17%
5	0,06%	0,08%	0,10%	0,12%	0,14%	0,16%
6	0,05%	0,08%	0,10%	0,12%	0,14%	0,15%
7	0,05%	0,07%	0,10%	0,11%	0,13%	0,15%
8	0,05%	0,07%	0,09%	0,11%	0,13%	0,14%
9	0,05%	0,07%	0,09%	0,11%	0,12%	0,14%
10	0,05%	0,07%	0,09%	0,10%	0,12%	0,13%
11	0,04%	0,06%	0,08%	0,10%	0,12%	0,13%
12	0,04%	0,06%	0,08%	0,10%	0,11%	0,13%
	$TE = 7\%$	8%	9%	10%	11%	12%
$\tau = 0$	0,22%	0,24%	0,26%	0,27%	0,29%	0,30%
1	0,21%	0,22%	0,24%	0,26%	0,27%	0,28%
2	0,20%	0,21%	0,23%	0,25%	0,26%	0,27%
3	0,19%	0,21%	0,22%	0,24%	0,25%	0,26%
4	0,18%	0,20%	0,21%	0,23%	0,24%	0,25%
5	0,18%	0,19%	0,21%	0,22%	0,23%	0,24%
6	0,17%	0,19%	0,20%	0,21%	0,22%	0,23%
7	0,16%	0,18%	0,19%	0,20%	0,21%	0,22%
8	0,16%	0,17%	0,18%	0,20%	0,21%	0,22%
9	0,15%	0,17%	0,18%	0,19%	0,20%	0,21%
10	0,15%	0,16%	0,17%	0,18%	0,19%	0,20%
11	0,14%	0,16%	0,17%	0,18%	0,19%	0,19%
12	0,14%	0,15%	0,16%	0,17%	0,18%	0,19%

Für $\tau = 0$ stellen die Punkte den Durchschnitt der $(\Pi^{\epsilon} - TE)$-effizienten Portfolios dar.

Der prozentuale Anteil der ursprünglichen Fehlbewertung in Abhängigkeit des Zeitpunkts nach Portfoliobildung wird wie folgt definiert:

$$\Psi_{\tau,TE} = \frac{\overline{\Pi^{\epsilon}_{P,\tau}}}{\overline{\Pi^{\epsilon}_{P,0}}} \tag{H.3}$$

und

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$\Psi_{\tau} = \frac{1}{12} \sum_{TE=1\%}^{12\%} \Psi_{\tau,TE}. \tag{H.4}$$

Ψ_{τ} ist dabei der über alle zulässigen Tracking Error gemittelte Anteil der ursprünglichen Fehlbewertung nach τ Monaten. Der Unterschied zwischen den einzelnen Tracking Error ist gering. Dies bedeutet, daß sich unabhängig vom zugelassenen Tracking Error die Fehlbewertung im gleichen Maße abbaut. So liegt Ψ_1 bei 95% (CAPM) bzw. 94% (CCAPM), und nach einem Monat sind im Durchschnitt ca. 5% (CAPM) bzw. ca. 6% (CCAPM) der Fehlbewertung abgebaut. Ψ_3 liegt bei 88% (CAPM) bzw. 86% (CCAPM) und nach drei Monaten sind ca. 12% (CAPM) bzw. ca. 14% (CCAPM) der Fehlbewertung abgebaut. Ψ_{12} hat einen Wert von ca. 70% (CAPM) bzw. ca. 63% (CCAPM) und nach einem Jahr sind ca. 30% (CAPM) bzw. ca. 37% (CCAPM) der Fehlbewertungen reduziert (siehe Abbildung H.4).

Die letzten Abschnitte haben die Höhe der Fehlbewertung $\overline{\Pi_P^{\epsilon}}$ und den Ausgleich der Fehlbewertung Ψ_{τ} quantifiziert. Nun wird zum ursprünglichen Problem zurückgekehrt, welches in der Differenz zwischen der durchschnittlich realisierten aktiven Rendite $\overline{AR}_{P,t,t+1}^{\Pi^{\epsilon}-TE,AR_t^i}$ und der durchschnittlichen Fehlbewertungen $\overline{\Pi_P^{\epsilon}}$ lag. Nach Gleichung C.3 kann dieses Problem mit den empirisch bestimmten Größen wie folgt in Zusammenhang gebracht werden:

$$\underbrace{E_t\left(\tilde{R}_{t,t+1} - E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1})\right)}_{\overline{AR}_{P,t,t+1}^{\Pi^{\epsilon}-TE,AR_t^i}} = E_t\left(\underbrace{\frac{\Delta\tilde{F}_{t+1}}{F_t}}_{\Psi_{\tau}} - \tilde{R}^{\rho}_{t,t+1}\right) \cdot \underbrace{\frac{F_t}{P_t}}_{\overline{\Pi_P^{\epsilon}}} \tag{C.3}$$

Die aktive risikoadjustierte Rendite $\overline{AR}_{P,t,t+1}^{\Pi^{\epsilon}-TE,AR_t^i}$ (empirische Schätzung für den linken Teil der Gleichung C.3) kann nicht allein durch die Fehlbewertung $\overline{\Pi_P^{\epsilon}}$ (Schätzung für rechten Teil der Gleichung) erklärt werden. Der Ausgleich der Fehlbewertung hat ebenfalls einen entsprechenden Einfluß. Um Gleichung C.3 mit den Daten der aktiven Portfoliostrategie abzuschätzen, müssen zwei Faktoren berechnet werden, $E_t\left(\frac{\Delta\tilde{F}_{t+1}}{F_t}\right)$ und $\frac{F_t}{P_t}$. Die Transformation dieser beiden Größen aus den soeben berechneten $\overline{\Pi_P^{\epsilon}}$ und Ψ_{τ} ist in Anhang V. gezeigt. Für das Portfolio im CAPM-Fall mit einem $\tilde{TE} = 6\%$ wäre bspw. nach C.3 für die risikoadjustierte Rendite

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

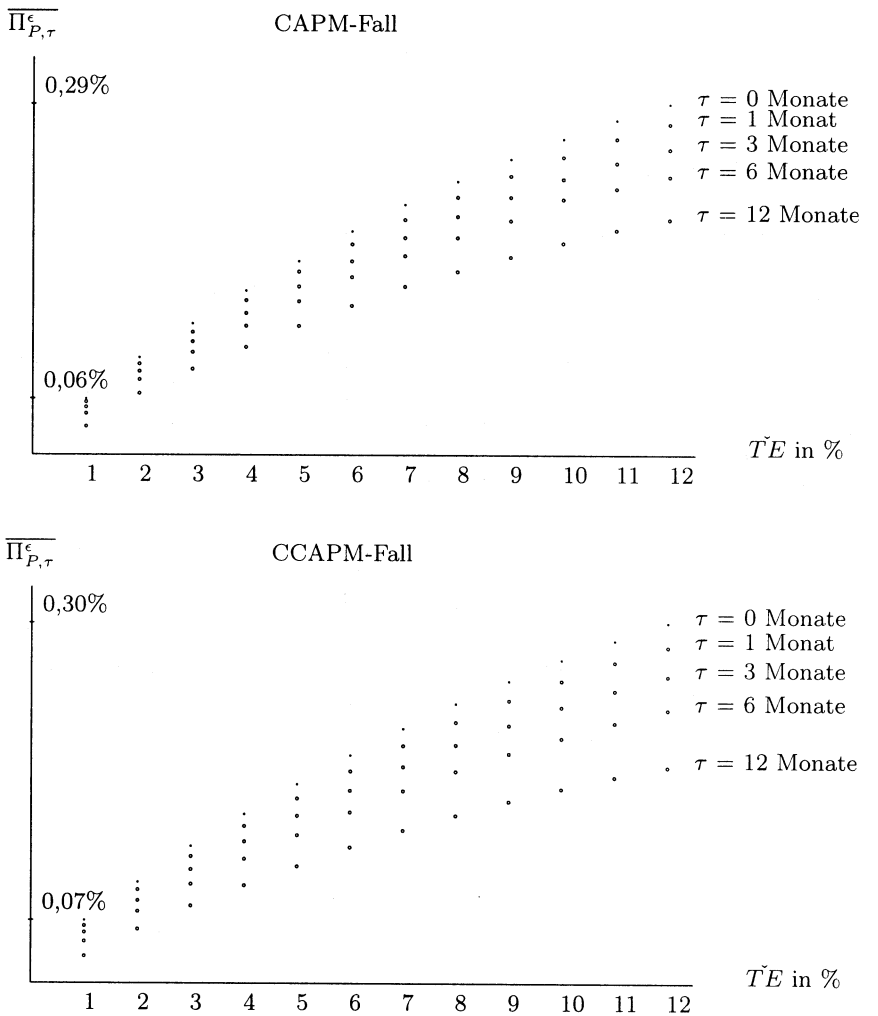


Abbildung H.3: Veränderung der Fehlbewertung τ Monate nach Optimierung

ein Wert von 1,10% (siehe Anhang V.) zu erwarten. Dieser Wert unterscheidet sich von der wirklich realisierten aktiven Rendite in Höhe von 0,59% (siehe Tablle H.6). Diese Differenz kommt dadurch zustande, daß Gleichung C.3 nur dann exakt gilt, wenn sich die Fehlbewertung $\frac{\Delta \tilde{F}_{t+1}}{F_t}$ ausschließlich über den Preis ändert. Die Fehlbewertung kann sich nach dem Dividenden-Diskontierungsmodell bzw. Residual-Income-Modell aber auch durch folgende Punkte abbauen:

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

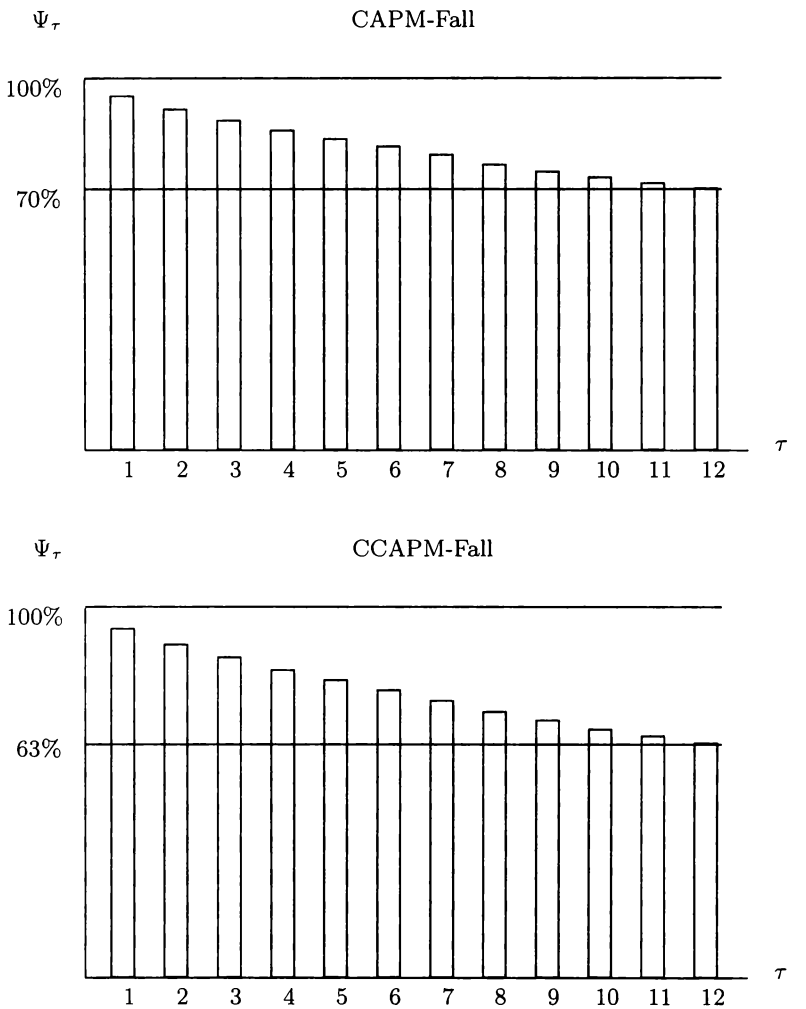


Abbildung H.4: Prozentualer Anteil der ursprünglichen Fehlbewertung nach τ Monaten

- Fehlbewertung baut sich durch Änderungen in den Gewinnerwartungen ab.
- Fehlbewertung baut sich durch Änderungen im Risiko ab.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Der Hauptgrund für den Unterschied dürfte vor allem im ersten Punkt liegen. Die Änderungen in den Gewinnerwartungen sollten demnach auf die Veränderung in der Fehlbewertung ebenfalls einen Einfluß haben. Dieser Punkt ist in dieser Arbeit nicht untersucht worden und ist ein interessantes Forschungsgebiet für die Zukunft. Die risikoadjustierte Überrendite von 0,59% kann jedoch ca. die Hälfte der nach Gleichung C.3 erwarteten Überrendite von 1,10% erklären.

IV. Zusammenfassung

Dieses Kapitel untersuchte für einen $(\mu-\sigma)$-, $(\alpha-TE)$- und $(\Pi^{\epsilon}-TE)$-Investor, ob sich mit Hilfe der impliziten oder historischen Rendite in der aktiven Portfolioselektion gegenüber dem Gesamtmarkt überlegene Rendite- und Risikobeziehungen erzielen lassen und welches Schätzverfahren das bessere ist. Ein $(\mu-\sigma)$-Investor selektiert mit Hilfe der historischen Rendite Portfolios, die zu Sharpe Ratios zwischen 0,199 und 0,268 führen. Diese liegen in der gleichen Größenordnung wie der DJ Stoxx 50 Index, welcher ein Sharpe Ratio von 0,243 realisiert. Bildet ein Investor seine Renditeerwartungen mit Hilfe der impliziten Renditen, so erreicht das selektierte Portfolio eine Sharpe Ratio von 0,384, also ca. 50% über dem DJ Stoxx 50 Index.

Diese Überlegenheit der impliziten Rendite gegenüber der historischen Rendite als Portfolioselektionskriterium wird durch die statistischen und ökonomischen Eigenschaften bestätigt. Die implizite Rendite als Schätzer ist weniger volatil, zeigt eine sinkende Renditeerwartung in den 90er Jahren an, die in der Literatur Konsens ist, und führt zu ökonomisch vernünftigeren Risikoprämien.

Die Vorteilhaftigkeit der impliziten Rendite wird für einen $(\alpha - TE)$- und $(\Pi^{\epsilon} - TE)$-Investor bestätigt. Bei einem Tracking Error von 6% erzielt ein $(\alpha-TE)$-Investor eine durchschnittliche aktive Rendite von 0,65% pro Monat. Bildet der Investor seine Renditeerwartungen durch historische Renditen, so liegt die durchschnittliche aktive Rendite zwischen 0,13% und 0,31% pro Monat deutlich niedriger. Für einen $(\Pi^{\epsilon} - TE)$-Investor liegen die Renditeergebnisse der selektierten Portfolios in einer ähnlichen Größenordnung. Basierend auf der impliziten Rendite werden bei einem Tracking Error von 6% zwischen 0,59% und 0,63% aktive Rendite pro Monat erzielt, mit Hilfe der historischen Rendite zwischen 0,05% und 0,36% pro Monat.

Eine Untersuchung der Fehlbewertungen der $(\Pi^{\epsilon}-TE)$-effizienten Portfolios zeigte, daß sich diese nur sehr langsam abbauen. So sind nach einem

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Jahr zwischen 30% (CAPM-Fall) und 37% (CCAPM-Fall) reduziert. Die Größenordung der Fehlbewertung liegt bei einem Tracking Error von 6% auf Basis monatlicher Daten bei 0,19%. Die ($\Pi^{\epsilon} - TE$)-effizienten Portfolios erzielen dagegen aktive Renditen, die mit durchschnittlich 0,59% pro Monat deutlich darüber liegen. Der Grund für diesen Unterschied liegt in dem zuvor genannten Abbau der Fehlbewertungen. Jedoch geschieht dieser nicht ausschließlich über den Preis, sondern es müssen zusätzlich Anpassungen in den Gewinn- und Dividendenerwartungen bzw. in der gleichgewichtigen Risikoprämie vorgenommen werden. Die Untersuchungen dieser Aspekte standen nicht im Mittelpunkt dieser Arbeit und wurden deswegen nicht abschließend beantwortet. Sie bieten jedoch einen interessanten Ansatzpunkt für zukünftige Forschungsarbeiten.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

I. Schlußbemerkungen

Die vorliegende Arbeit hat sich drei Ziele gesetzt: Die Bestimmung von Renditeerwartungen vor dem Hintergrund einer Umsetzung in der Portfolioselektion, die Berechnung von Fehlbewertungen durch den Vergleich zwischen Renditeerwartungen aus Marktpreisen und Gleichgewichtsmodellen und die Transformation der Renditeerwartungen bzw. der Fehlbewertungen in effiziente Portfolios. Bei diesen drei Punkten stand sowohl die theoretische Fundierung als auch die empirische Validierung im Vordergrund.

Es ist ein zentrales Problem in der empirischen Forschung, daß Renditeerwartungen und Fehlbewertungen nicht direkt beobachtbar sind. Eine weit verbreitete Methode, Renditeerwartungen zu schätzen, ist der historische Durchschnitt. Jedoch ist die Methode des historischen Durchschnitts mit zwei Problempunkten behaftet. Elton (1999) kritisiert, daß der historische Durchschnitt durch signifikante Einzelereignisse verzerrt sein kann. Des weiteren führen zeitlich variable Momente, die in dieser Arbeit empirisch belegt werden konnten, dazu, daß historische Durchschnitte keine adäquate Methode zur Berechnung von zukünftigen Erwartungen sind. Dem historischen Durchschnitt wurde in dieser Arbeit die implizite Rendite aus Bewertungsmodellen als alternatives Schätzverfahren gegenübergestellt. Diese Methode findet in der aktuellen Forschung eine immer stärker werdende Beachtung (Claus und Thomas (2001), Fama und French (2002) und Gebhardt, Lee und Swaminathan (2001)). Während sie in der bisherigen Literatur nur zur deskriptiven Beschreibung von Renditeerwartungen herangezogen wurde, findet sie in dieser Arbeit vor dem Hintergrund der Portfolioselektion eine entscheidungsorientierte Anwendung. Um die implizite Rendite mit der historischen zu vergleichen, wird ein empirischer Vergleich der beiden Schätzmethoden anhand der Portfolioselektionsproblems eines aktiven Aktienportfoliomanagers durchgeführt.

Fehlbewertungen werden in der Literatur üblicherweise durch Bewertungskennzahlen wie Kurs-zu-Cash-flow-Verhältnissen oder Kurs-zu-Buchwert-Verhältnissen (Lakonishok, Shleifer und Vishny (1994)) geschätzt. Diese geben die Fehlbewertung nur approximativ wieder und können unter Umständen zu einer systematischen Fehleinschätzung führen (Frankel

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

und Lee (1998)). Darüber hinaus liegen die Fehlbewertungen nicht in Renditeform vor, wie sie zur Berechnung eines effizienten Portfolios benötigt werden. Die Bewertungsmodelle und die sich daraus ergebenden Fehlbewertungen werden in dieser Arbeit durch den Vergleich zwischen den impliziten Renditen aus Bewertungsmodellen und gleichgewichtigen Renditen bestimmt. Die vorliegende Arbeit erweitert die Methode der impliziten Renditen an dieser Stelle grundlegend, indem sie beide Modellklassen zusammenführt. Dadurch werden die beiden zuvor genannten Problempunkte gelöst und eine direkte Bestimmung der Fehlbewertung ist möglich, die im Vergleich zu den approximativen Verhältniszahlen zu einer besseren Schätzung führen sollte.

Im praktischen Portfoliomanagement stellt sich die Frage, wie Renditeerwartungen und Fehlbewertungen in effiziente Portfolios transformiert werden. Der Effizienzbegriff hängt dabei von den Anlagezielen eines Portfoliomanagers ab. Wird dem Portfoliomanager eine absolute Benchmark vorgegeben, dann stellt das $(\mu - \sigma)$-Kalkül basierend auf Markowitz (1952, 1959) eine adäquate Entscheidungsgrundlage dar. Bei einer relativen Benchmark, die in der Praxis überwiegt, ist dagegen der $(\alpha - TE)$- bzw. $(\Pi^{\epsilon} - TE)$-Entscheidungskalkül geeigneter, um das Portfolioselektionsproblem zu lösen. Für die drei Entscheidungskalküle werden im empirischen Teil der Arbeit auf Basis der geschätzten Renditeerwartungen (implizite und historische Rendite) effiziente Portfolios bestimmt. Dazu werden auf monatlicher Basis die Aktien des DJ Stoxx 50 Indexes im Zeitraum zwischen Dezember 1989 bis Dezember 2000 herangezogen. Wenn ein $(\mu - \sigma)$-Investor seine Renditeerwartungen mit Hilfe historischer Renditen bildet, so selektiert er Portfolios, die Sharpe Ratios zwischen 0,199 und 0,268 erreichen. Im Vergleich zum DJ Stoxx 50 Index, welcher eine Sharpe Ratio von 0,243 aufweist, ist dies keine entscheidende Verbesserung. Formt dagegen ein $(\mu - \sigma)$-Investor seine Renditeerwartungen auf Basis der impliziten Rendite, dann erzielen die effizienten Portfolios realisierte Sharpe Ratios von 0,384, also ca. 50% über dem Index. Die implizite Rendite führt also zu überlegenen Rendite- und Risikobeziehungen der selektierten Portfolios. Diese Ergebnisse werden für einen $(\alpha - TE)$- und $(\Pi^{\epsilon} - TE)$-Investor bestätigt. Ein $(\alpha - TE)$-Investor erzielt bei Renditeschätzungen mit historischen Renditen einen monatlichen Mehrertrag gegenüber dem Index zwischen 0,13%- und 0,31%-Punkte, wenn er bspw. einen Tracking Error von 6% zuläßt. Schätzungen durch die implizite Rendite führen dagegen zu einem mehr als doppelt so hohen Mehrertrag von 0,65%-Punkte. Dieser Unterschied ist für einen (Π^{ϵ} - TE)-Investor sogar noch ausgeprägter. Liegt die monatliche Überrendite zwischen 0,05%- und 0,22%-Punkte für die historische Rendite, so steigt sie auf 0,59%-Punkte für die implizite Rendite. Diese Ergebnisse werden erzielt, wenn die gleichgewichtige Rendite nach

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

dem CAPM berechnet wird. Sie ändern sich kaum, wenn alternativ das CCAPM als Gleichgewichtsmodell unterstellt wird.

Die erwarteten Rendite, die Risikoprämie und die Fehlbewertung sind im Zeitablauf nicht konstant. Vielmehr zeigen die Größen eine deutliche Mean-reverting-Tendenz. Aus Sicht der Fehlbewertung bedeutet dies, daß sie sich im Zeitablauf ausgleicht. Der Preis einer Aktie tendiert somit langfristig gegen seinen gleichgewichtigen Wert (bei Unterstellung des CAPM bzw. CCAPM als Gleichgewichtsmodell). Der Ausgleich der Fehlbewertung findet jedoch im Durchschnitt nur langsam statt. Je nach unterstelltem Gleichgewichtsmodell und Residual-Income-Modell sind nach einem Monat zwischen 2% und 5% und nach einem Jahr zwischen 20% und 37% der Fehlbewertungen abgebaut. Daß die Fehlbewertung einen hohen Einfluß auf die Aktienrenditen hat, zeigt sich am Erklärungsgehalt der unerwarteten Kursbewegungen. Sie erklärt im Durchschnitt zwischen 38% und 46% der unerwarteten Renditen. Ein Grund für das Entstehen von Fehlbewertungen kann in der falschen Verarbeitung fundamentaler Informationen liegen. Kurzfristig reagieren die Kurse zu Änderungen in den fundamentalen Daten zu gering, jedoch baut sich diese Unterreaktion im Zeitablauf ab. Die Ergebnisse sind dabei in ihrer Schlußfolgerung wenig sensitiv auf das unterstellte Gleichgewichtsmodell und die Spezifizierung des Bewertungsmodells.

Die Ergebnisse des empirischen Teils und des Portfolioteils können verschieden interpretiert werden. Bei Akzeptanz der angenommenen Gleichgewichtsmodelle sprechen die Ergebnisse gegen die Effizienz der Märkte. Soll das Konzept der effizienten Märkte gerettet werden, so kann dies mit zwei Faktoren gelingen. Entweder ist die erwartete Rendite aus Marktpreisen durch die implizite Rendite R_t^i falsch geschätzt, oder die gleichgewichtige Risikoprämie $\Pi_{t,t+1}^{\rho}$ wurde falsch berechnet. Die implizite Rendite kann aus folgenden Gründen falsch sein. Das korrekte Bewertungsmodell kann von den in dieser Arbeit unterstellten abweichen. Durch die geringe Sensitivität der empirischen Ergebnisse auf verschiedene Spezifizierungen der Bewertungsmodelle wird dieser Punkt abgeschwächt. Des weiteren können die Marktteilnehmer alternative Dividendenerwartungen haben, die von den in dieser Arbeit unterstellten Konsensus-Analystenschätzungen für die einzelnen Aktien abweichen. Dieser Punkt wurde in dieser Arbeit nicht untersucht und ist ein interessanter Aspekt für zukünftige Arbeiten. Sie könnten die Renditeergebnisse der effizienten Portfolios prinzipiell weiter verbessern. Die Untersuchung würde eine Aufsplittung der Fehlbewertung in zwei Faktoren erfordern, eine preisliche Fehlbewertung und eine Fehlbewertung durch zukünftige Dividenden ($\Pi_t^{\epsilon} = \Pi_t^{\epsilon,Preis} + \Pi_t^{\epsilon,Dividende}$).

Neben der falschen Berechnung von R_t^i kann auch die gleichgewichtige Risikoprämie $\Pi_{t,t+1}^{\rho}$ falsch bestimmt sein. Zur Berechnung von $\Pi_{t,t+1}^{\rho}$ wur-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

den das CAPM und das CCAPM unterstellt. Dabei waren die Schlußfolgerungen wenig sensitiv auf die beiden Modelle. Jedoch besteht die Möglichkeit, daß alternative Kapitalmarktmodelle diese Fehlbewertungen erklären können. In Kapitel D. wurden weitere Modellklassen angesprochen, die eine Bestimmung der Renditeerwartung bzw. Fehlbewertung theoretisch ermöglicht. Diese Modelle sollten in der Lage sein, die Renditecharakteristik der Aktien sowohl im Querschnitt als auch in der Zeitreihe nicht nur zu erklären, sondern auch Möglichkeiten bieten, um bedingte Renditeerwartungen zu schätzen. Eine empirische Untersuchung mit diesen Ansätzen würde voraussetzen, daß die Modellparameter zu jedem Zeitpunkt mit den dann vorhandenen Informationen bestimmt werden können. Dies würde bedeuten, daß bspw. der augenblickliche Grad der Verlustaversion oder die momentane Höhe der Risikoaversion bestimmbar ist. Die bisherige *deskriptive* Anwendung der Modelle, die vor allem die realisierte Renditen beschreiben, würde dann um eine *entscheidungsorientierte* Komponente zur Portfolioselektion erweitert werden. Die dafür zu entwickelnden empirischen Verfahren bieten ein weites und interessantes Forschungsfeld für die Zukunft. Die Forschung auf dem Gebiet alternativer Modelle zur Erklärung von Renditeerwartungen und Fehlbewertungen ist sehr aktiv, und es bleibt abzuwarten, ob Weiterentwicklungen die empirischen Beobachtungen dieser und anderer Arbeiten in Zukunft erklären können.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

J. Anhang

I. Bestimmung effizienter Portfolios

In diesem Abschnitt wird die Berechnungsweise effizienter Portfolios für einen $(\mu - \sigma)$- und $(\alpha - TE)$-Investor spezifiziert.

$(\mu - \sigma)$-Investor

Das $(\mu-\sigma)$-Optimierungsproblem ist nach C.21 bis C.24 im allgemeinen Fall ohne Leerverkaufsbeschränkung

$$\min_{x_{i,t}} Var(\tilde{R}_{P,t,t+1}) = \mathbf{x_t \Sigma_{t+1} x_t^T}$$

unter den Nebenbedingungen

$$\begin{aligned} E_t(\tilde{R}_{P,t,t+1}) &= \mathbf{x_t} E_t(\mathbf{\tilde{R}_{t,t+1}^T}) \stackrel{!}{=} \check{\mu} \\ \mathbf{x_t \cdot 1^T} &= 1. \end{aligned}$$

Dieses Optimierungsproblem kann mit der folgenden Lagrange-Funktion (Bronstein und Semendjajew (1991)) gelöst werden:

$$\begin{aligned} L &= \mathbf{x_t \Sigma_{t+1} x_t^T} + \lambda_1 \cdot (E_t(\tilde{R}_{P,t,t+1}) - \check{\mu}) + \lambda_2 \cdot (\mathbf{x_t 1^T} - 1) \\ \Leftrightarrow L &= \mathbf{x} \Sigma(R) \mathbf{x^T} + 2 \cdot \lambda_1 \cdot (E_t(\tilde{R}_{P,t,t+1}) - \check{\mu}) + 2 \cdot \lambda_2 \cdot (\mathbf{x_t 1^T} - 1). \end{aligned}$$

Die partiellen Ableitungen lauten wie folgt:

$$\frac{\partial L}{\partial x_{1,t}} = 2x_{1,t}\sigma_{1,t+1}^2 + 2 \sum_{j=1, j\neq 1}^{n} x_{j,t}\sigma_{ij,t+1} + 2\lambda_1 E_t(\tilde{R}_{1,t,t+1}) + 2\lambda_2 \stackrel{!}{=} 0,$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$\frac{\partial L}{\partial x_{2,t}} = 2x_{2,t}\sigma^2_{2,t+1} + 2\sum_{j=1,j\neq 2}^{n} x_{j,t}\sigma_{ij,t+1} + 2\lambda_1 E_t(\tilde{R}_{2,t,t+1}) + 2\lambda_2 \stackrel{!}{=} 0,$$

$$\frac{\partial L}{\partial x_{n,t}} = 2x_{n,t}\sigma^2_{n,t+1} + 2\sum_{j=1,j\neq n}^{n} x_{j,t}\sigma_{ij,t+1} + 2\lambda_1 E_t(\tilde{R}_{n,t,t+1}) + 2\lambda_2 \stackrel{!}{=} 0,$$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda_1} = 2(E_t(\tilde{R}_{P,t,t+1}) - \breve{\mu}) \stackrel{!}{=} 0,$$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda_2} = 2(\mathbf{x_t 1^T} - 1) \stackrel{!}{=} 0.$$

Dieses lineare Gleichungssystem kann wie folgt umgeformt werden:

(J.1) $$\mathbf{A} \cdot (\mathbf{x_t}, \lambda_1, \lambda_2) = \mathbf{z_1}$$

mit

$$(\mathbf{x_t}, \lambda_1, \lambda_2) = \begin{pmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \vdots \\ x_n \\ \lambda_1 \\ \lambda_2 \end{pmatrix},$$

$$\mathbf{A} = \begin{pmatrix} \mathbf{\Sigma_{t+1}} & \mathbf{E_t(\tilde{R}^T_{t,t+1})} & \mathbf{1} \\ \mathbf{E_t(\tilde{R}_{t,t+1})} & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

und

$$\mathbf{z_1} = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \\ \breve{\mu} \\ 1 \end{pmatrix}.$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$(\mu - \sigma)$-Effizienz

Ein Portfolio $\mathbf{x_t}$ ist dann $(\mu - \sigma)$-effizient, wenn $(\mathbf{x_t}, \lambda_1, \lambda_2) = \mathbf{A^{-1}z_1}$ gilt und damit Gleichung J.1 löst.

$(\alpha - TE)$-Investor

Das $(\alpha - TE)$-Optimierungsproblem ist nach C.43 bis C.46 im allgemeinen Fall ohne Leerverkaufsbeschränkung

$$\begin{aligned} \min_{x_{i,t}} TE_{P,t,t+1} &= \sqrt{(\mathbf{x_t} - \mathbf{b_t})\mathbf{\Sigma_{t+1}}(\mathbf{x_t} - \mathbf{b_t})^{\mathbf{T}}} \\ \Leftrightarrow \min_{x_{i,t}} TE^2_{P,t,t+1} &= (\mathbf{x_t} - \mathbf{b_t})\mathbf{\Sigma_{t+1}}(\mathbf{x_t} - \mathbf{b_t})^{\mathbf{T}} \end{aligned}$$

unter den Nebenbedingungen

$$\begin{aligned} E_t(\tilde{AR}_{P,t,t+1}) = \mathbf{x_t} E_t(\tilde{\mathbf{AR}}^{\mathbf{T}}_{\mathbf{t,t+1}}) &\stackrel{!}{=} \check{\alpha} \\ \Leftrightarrow E_t(\tilde{AR}_{P,t,t+1}) = E_t(\tilde{R}_{P,t,t+1}) - E_t(\tilde{R}_{B,t,t+1}) &\stackrel{!}{=} \check{\alpha} = \check{\mu} - E_t(\tilde{R}_{B,t,t+1}) \\ \Leftrightarrow E_t(\tilde{R}_{P,t,t+1}) &\stackrel{!}{=} \check{\mu} \\ \mathbf{x_t} \cdot \mathbf{1^T} &= 1. \end{aligned}$$

Dieses Optimierungsproblem kann mit der folgenden Lagrange-Funktion gelöst werden:

$$\begin{aligned} L &= (\mathbf{x_t} - \mathbf{b_T})\mathbf{\Sigma_{t+1}}(\mathbf{x_t} - \mathbf{b_t})^{\mathbf{T}} \\ &+ \lambda_1 \cdot (E_t(\tilde{R}_{P,t,t+1}) - \check{\mu}) + \lambda_2 \cdot (\mathbf{x_t 1^T} - 1) \\ \Leftrightarrow L &= (\mathbf{x_t} - \mathbf{b_t})\mathbf{\Sigma_{t+1}}(\mathbf{x_t} - \mathbf{b_t})^{\mathbf{T}} \\ &+ 2 \cdot \lambda_1 \cdot (E_t(\tilde{R}_{P,t,t+1}) - \check{\mu}) + 2 \cdot \lambda_2 \cdot (\mathbf{x_t 1^T} - 1). \end{aligned}$$

Die partiellen Ableitungen lauten wie folgt:

$$\begin{aligned} \frac{\partial L}{\partial x_{1,t}} &= 2(x_{1,t} - b_{1,t})\sigma^2_{1,t+1} \\ &+2 \sum_{j=1, j\neq 1}^{n} (x_{j,t} - b_{j,t})\sigma_{ij,t+1} + 2\lambda_1 E_t(\tilde{R}_{1,t,t+1}) + 2\lambda_2 \stackrel{!}{=} 0, \end{aligned}$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$\frac{\partial L}{\partial x_{2,t}} = 2(x_{2,t} - b_{2,t})\sigma^2_{2,t+1} + 2\sum_{j=1,j\neq 2}^{n}(x_{j,t} - b_{j,t})\sigma_{ij,t+1} + 2\lambda_1 E_t(\tilde{R}_{2,t,t+1}) + 2\lambda_2 \stackrel{!}{=} 0,$$

$$\frac{\partial L}{\partial x_{n,t}} = 2(x_{n,t} - b_{n,t})\sigma^2_{n,t+1} + 2\sum_{j=1,j\neq n}^{n}(x_{j,t} - b_{j,t})\sigma_{ij,t+1} + 2\lambda_1 E_t(\tilde{R}_{n,t,t+1}) + 2\lambda_2 \stackrel{!}{=} 0,$$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda_1} = 2(E_t(\tilde{R}_{P,t,t+1}) - \check{\mu}) \stackrel{!}{=} 0,$$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda_2} = 2(\mathbf{x_t 1^T} - 1) \stackrel{!}{=} 0.$$

Dieses lineare Gleichungssystem kann wie folgt umgeformt werden:

(J.2) $$\mathbf{A} \cdot (\mathbf{x_t}, \lambda_1, \lambda_2) = \mathbf{z_2}$$

mit

$$\mathbf{z_2} = \begin{pmatrix} b_{1,t}\sigma^2_{1,t+1} + \sum_{j=1,j\neq 1}^{n} b_j\sigma_{1j,t+1} \\ b_{2,t}\sigma^2_{2,t+1} + \sum_{j=1,j\neq 2}^{n} b_j\sigma_{2j,t+1} \\ \vdots \\ b_{n,t}\sigma^2_{n,t+1} + \sum_{j=1,j\neq n}^{n} b_j\sigma_{nj,t+1} \\ \check{\mu} \\ 1 \end{pmatrix}.$$

$(\alpha - TE)$-Effizienz

Ein Portfolio $\mathbf{x}$ ist dann $(\alpha - TE)$-effizient, wenn $(\mathbf{x_t}, \lambda_1, \lambda_2) = \mathbf{A^{-1}z_2}$ gilt und damit Gleichung J.2 löst.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

II. Untersuchungsdesign Quantilportfolios

Der Standardtest, ob eine Informationsvariable IV Prognosefähigkeit im Querschnitt von Aktienrenditen aufweist, hat in der Regel folgenden Ablauf:

- Schritt 1: Suche eine Variable IV (bspw. KBV), sortiere alle Aktien nach dieser Variablen, und fasse die geordneten Aktien zu Quantilportfolios zusammen. Werden bspw. Dezilportfolios gebildet und umfaßt die Grundgesamtheit 500 Aktien, dann sind in jedem Dezilportfolio 50 Aktien.
- Schritt 2: Berechne die realisierten Renditen der Quantilportfolios. Üblicherweise werden die Renditen gleichgewichtet, in Ausnahmefällen wird eine Marktwertgewichtung vorgenommen.
- Schritt 3: Berechne risikoadjustierten Renditen der Portfolios (in der Regel werden CAPM-β-Faktoren berechnet).
- Schlußfolgerung: Wenn die Risikoadjustierung die möglichen Renditedifferenzen zwischen den einzelnen Quantilportfolios erklären kann, dann sind die Aktien richtig bewertet, und der Markt ist effizient. Kann die Risikoadjustierung die Renditedifferenzen nicht erklären, dann ist der Markt ineffzient, oder das unterstellte Risikomodell ist nicht richtig.

Abbildung J.1 zeigt eine grafische Interpretation des Untersuchungsdesigns.

Die Methode der *Quantilportfolios* hat sich in der Literatur als Untersuchungsdesign zum Test der Prognosemöglichkeit von Querschnittsrenditen durchgesetzt. Sie geht auf Fama und MacBeth (1973) und Black, Jensen und Scholes (1972) zurück. Die Alternative, die Prognosefähigkeit einer Variablen auf *einzelne* Aktien zu untersuchen, wäre die Bestimmung der Parameter der folgenden Regression:

$$R_{t+\tau} = a + b \cdot IV_t + v_{t+\tau} \tag{J.3}$$

bzw. in der risikoadjustierten Form

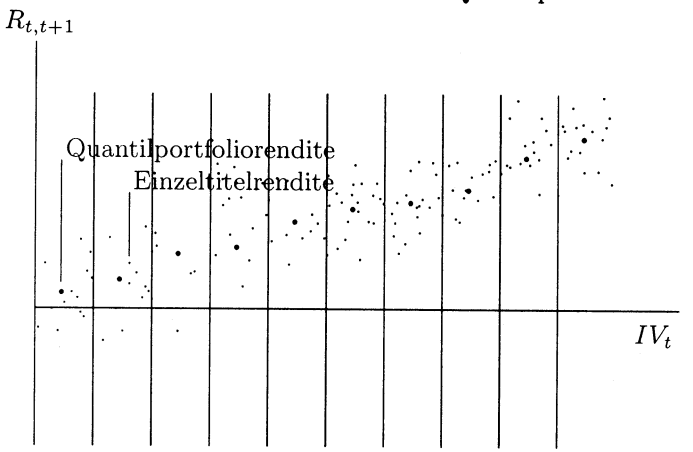
$$R_{t+\tau} - E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+\tau}) = a + b \cdot IV_t + v_{t+\tau}. \tag{J.4}$$

Ist der Parameter b signifikant von null verschieden, dann hat die Variable IV Prognosekraft. Dieses Vorgehen wird in der Literatur im allgemeinen nicht gewählt. Der Hauptgrund für die Untersuchung von Portfolios

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Schritt 1: Ordnen nach IV_t und Bildung von Quantilportfolios

Schritt 2: Realisierte Renditen der Quantilportfolios



Schritt 3: Risikoadjustierte Renditen der Quantilportfolios

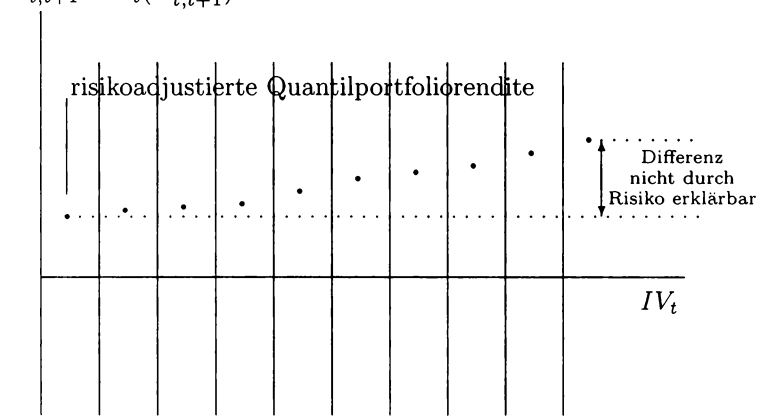


Abbildung J.1: Schritt 1 bis 3 des Untersuchungsdesigns auf Basis von Quantilportfolios

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

anstatt einzelner Aktien liegt in der stabileren Schätzung von Portfoliorenditen und -risikofaktoren. Die Untersuchung von einzelnen Aktien kann durch zu viele firmenspezifische Einzelereignisse verrauscht sein.

III. Linearisierung des Dividenden-Diskontierungsmodells

Die kontinuierliche Rendite ergibt sich zu

$$r_{t,t+1} = ln(P_{t+1} + D_{t+1}) - ln(P_t). \tag{J.5}$$

Umformung von J.5 ergibt

$$r_{t,t+1} = p_{t+1} - p_t + ln(1 + e^{d_{t+1} - p_{t+1}}). \tag{J.6}$$

Der letzte Term von J.6 ist eine nicht-lineare Funktion der Dividendenrendite, welche durch die Reihenentwicklung nach Taylor approximiert werden kann (Bronstein und Semendjajew (1991)). Allgemein gilt für eine $(n+1)$-mal differenzierbare Funktion $f(x)$:

$$f(x) = \sum_{v=0}^{n} \frac{f^{(v)}(x_0)}{v!}(x - x_0)^y + R_n(x). \tag{J.7}$$

$f^{(v)}$ ist die v-te Ableitung der Funktion $f(x)$. Für n=1 ergibt sich die folgende Approximation:

$$f(x) \approx f(x_0) + f'(x_0)(x - x_0). \tag{J.8}$$

Sei $x_t = d_t - p_t$ und $f(x_{t+1}) = r_{t,t+1}$. Mit diesen Annahmen kann die Rendite in J.6 folgendermaßen dargestellt werden:

$$f(x_t) = r_{t-1,t} = p_t - p_{t-1} + ln(1 + e^{x_t}). \tag{J.9}$$

Die erste Ableitung der Funktion f ergibt sich zu

$$f'(x_t) = e^{x_t} \frac{1}{1 + e^{x_t}}. \tag{J.10}$$

Wird $f'(\overline{x_t}) = 1 - \rho$ definiert, folgt

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$\rho = \frac{1}{1 + e^{\overline{x_t}}}.$$

Die Taylorapproximation um den Mittelwert $\overline{x_t}$ (siehe J.8) lautet dann:

$$\begin{aligned} f(x_t) &\approx f(\overline{x_t}) + f'(\overline{x_t})(x - \overline{x_t}) \\ &= p_t - p_{t-1} + ln(1 + e^{\overline{x_t}}) + (1 - \rho)(x - \overline{x}) \end{aligned} \tag{J.11}$$

Einsetzen von $x_t = d_t - p_t$ in J.11 führt zu

$$\begin{aligned} f(x_t) = r_{t-1,t} &\approx p_t - p_{t-1} + ln(1 + e^{\overline{d_t - p_t}}) + (1 - \rho) \cdot (d_t - p_t - \overline{d_t - p_t}) \\ &= -p_{t-1} + p_t \cdot (1 - (1 - \rho)) \\ &\quad + (1 - \rho) \cdot d_t + ln(1 + e^{\overline{d_t - p_t}}) - (1 - \rho) \cdot \overline{d_t - p_t} \end{aligned} \tag{J.12}$$

Die letzten beiden Ausdrücke in J.12 entsprechen

$$\begin{aligned} ln(1 + e^{\overline{d_t - p_t}}) &= ln\left(\frac{1}{\rho}\right) \\ &= -ln(\rho) \end{aligned} \tag{J.13}$$

bzw.

$$\begin{aligned} (1 - \rho) \cdot \overline{d_t - p_t} &= (1 - \rho) ln(1 + e^{\overline{d_t - p_t}} - 1) \\ &= (1 - \rho) ln\left(\frac{1}{\frac{1}{1 + e^{\overline{d_t - p_t}}}} - 1\right) \\ &= (1 - \rho) ln\left(\frac{1}{\rho} - 1\right). \end{aligned} \tag{J.14}$$

Wird k definiert als

$$k = -ln(\rho) - (1 - \rho) \cdot ln\left(\frac{1}{\rho} - 1\right) \tag{J.15}$$

und in J.12 eingesetzt ergibt sich:

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$r_{t-1,t} \approx k - p_{t-1} + \rho \cdot p_t + (1-\rho) \cdot d_t.$$

Erhöhung des Zeitindexes t um eins führt zu

$$r_{t,t+1} \approx k - p_t + \rho \cdot p_{t+1} + (1-\rho) \cdot d_{t+1}. \tag{J.16}$$

Der Unterschied zwischen der exakten Rendite J.6 und der approximativen Rendite J.16 quantifizieren Campbell, Lo und MacKinlay (1997) als gering. So liegt der durchschnittliche Approximationsfehler für einen amerikanischen Aktienindex auf Basis monatlicher Renditen im Zeitraum zwischen 1926 und 1994 bei nur -0,06%-Punkte, d.h., die exakte logarithmierte Rendite (0,78%) liegt nur leicht über der approximierten Rendite (0,72%). Dieser Approximationsfehler läßt sich durch die Variation der logarithmierten Dividenden-Preis-Relation $d_t - p_t$ erklären. Wäre $d_t - p_t$ im Zeitablauf konstant, so wäre die Approximation exakt. Da die Größe $d_t - p_t$ im allgemeinen niedrige Schwankungen aufweist, kann von einer akzeptablen Approximation ausgegangen werden (wie von Campbell, Lo und MacKinlay (1997) gezeigt). Gleichung J.16 kann nach dem Preis in t aufgelöst werden:

$$p_t \approx k - \rho \cdot p_{t+1} + (1-\rho) \cdot d_{t+1} - r_{t,t+1}. \tag{J.17}$$

Entsprechend kann die Gleichung für den Preis in $t+1, t+2, t+3, \ldots$ aufgestellt werden und jeweils in J.17 eingesetzt werden

$$\begin{aligned} p_t \quad \approx \quad & \frac{k}{1-\rho} + \sum_{\tau=0}^{\infty} \rho^{\tau} [(1-\rho) \cdot d_{t+1+\tau} - r_{t+\tau,t+1+\tau}] \\ & + \lim_{\tau \to \infty} \rho^{\tau} \cdot p_{t+\tau}. \end{aligned} \tag{J.18}$$

Der letzte Term in J.18 wird mit folgender Transversalitätsbedingung restringiert:

$$\lim_{\tau \to \infty} \rho^{\tau} \cdot p_{t+\tau} = 0. \tag{J.19}$$

Diese Bedingung bedeutet, daß der logarithmierte Aktienkurs nicht schneller als $1/\rho^{\tau}$ steigt. J.18 verändert sich mit dieser Annahme zu

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$(J.20) \qquad p_t \approx \frac{k}{1-\rho} + \sum_{\tau=0}^{\infty} \rho^{\tau}[(1-\rho) \cdot d_{t+1+\tau} - r_{t+\tau,t+1+\tau}].$$

Gleichung J.20 wurde auf Basis realisierter Renditen abgeleitet. Sie gilt jedoch auch für zukünftige Renditen. Erwartungsbildung von J.20 ergibt für den logaritmierten Preis

$$(J.21) \quad p_t \approx \frac{k}{1-\rho} + E_t\left(\sum_{\tau=0}^{\infty} \rho^{\tau}[(1-\rho) \cdot \tilde{d}_{t+1+\tau} - \tilde{r}_{t+\tau,t+1+\tau}]\right).$$

IV. Mean-reverting-Verhalten der Fehlbewertung

In diesem Abschnitt wird das Mean-reverting-Verhalten getrennt nach unter- und überbewerteten Aktien dargestellt. Es wird untersucht, wie sich die Fehlbewertung $\Pi^{\epsilon}_{t+\tau}$ für $\tau = 1, 2, \cdots, 12$ verhält. Für diese Untersuchung werden folgende Regressionen für $\tau = 1, 2, \cdots, 12$ geschätzt:

$$(J.22) \qquad \Pi^{\epsilon}_{t+\tau} = b^{+}_{\tau}\Pi^{\epsilon}_{t} + v_t, \text{ für } \Pi^{\epsilon}_{t} > 0,$$

$$(J.23) \qquad \Pi^{\epsilon}_{t+\tau} = b^{-}_{\tau}\Pi^{\epsilon}_{t} + v_t, \text{ für } \Pi^{\epsilon}_{t} < 0.$$

b^{-}_{τ} ist der autoregressive Parameter für überbewertete Aktien, b^{+}_{τ} für unterbewertete. $1 - b_{\tau}$ wird als Maß dafür interpretiert, wieviel % der Fehlbewertung Π^{ϵ}_{t} durchschnittlich nach τ Monaten abgebaut ist. Die Ergebnisse der Regressionen J.22 und J.23 zeigen, daß im allgemeinen der Abbau der Unterbewertungen schneller erfolgt als der Abbau der Überbewertungen (siehe Tabellen J.1 bis J.4). So beträgt bspw. im mittelfristigen Fall bei Unterstellung des CAPM und der impliziten Marktrisikoprämie $\Pi^{\iota}_{M,t}$ der Abbau der Unterbewertungen nach einem Jahr 46% (Tabelle J.1), der der Überbewertungen 29% (Tabelle J.2). Die restlichen Tabellen zeigen ein ähnliches Bild.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle J.1
Mean-reverting Verhalten - Parameter der Gleichung J.22, $\Pi^{\epsilon}_{t+\tau} = b^{+}_{\tau}\Pi^{\epsilon}_{t} + v_t$ Schätzung mit OLS, alle unterbewerteten Aktien in allen Monaten, $\Pi^{\epsilon}_{t} = \Pi^{\epsilon}_{t} - \beta_{CAPM,t} \cdot \Pi^{\epsilon}_{M,t}$

τ	b^{+}_{τ}	$t(b^{+}_{\tau})$	ANZ	R^2
kurzfristiges Szenario				
1	0,97	-7,16	2497	92,42%
2	0,95	-9,77	2497	86,14%
3	0,93	-11,62	2497	80,76%
4	0,90	-13,35	2497	75,30%
5	0,88	-14,81	2497	70,56%
6	0,86	-16,12	2497	66,54%
7	0,84	-17,44	2497	63,32%
8	0,82	-18,69	2497	59,94%
9	0,80	-19,76	2497	57,37%
10	0,78	-20,69	2497	54,67%
11	0,76	-21,67	2497	51,76%
12	0,74	-22,29	2497	49,08%
mittelfristiges Szenario				
1	0,93	-10,57	2361	80,65%
2	0,88	-14,12	2361	69,13%
3	0,84	-16,71	2361	59,95%
4	0,79	-19,18	2361	50,97%
5	0,75	-21,36	2361	44,16%
6	0,71	-23,52	2361	38,55%
7	0,68	-25,39	2361	33,65%
8	0,64	-27,10	2361	28,27%
9	0,61	-28,47	2361	24,63%
10	0,59	-29,72	2361	22,04%
11	0,56	-30,87	2361	19,35%
12	0,54	-31,63	2361	17,67%
langfristiges Szenario				
1	0,96	-7,68	2069	90,75%
2	0,93	-9,78	2069	84,26%
3	0,91	-11,40	2069	79,07%
4	0,88	-13,03	2069	73,73%
5	0,86	-14,46	2069	69,31%
6	0,84	-15,68	2069	65,79%
7	0,82	-17,03	2069	62,13%
8	0,79	-18,47	2069	58,13%
9	0,77	-19,50	2069	55,30%
10	0,75	-20,54	2069	52,43%
11	0,73	-21,28	2069	49,35%
12	0,71	-22,08	2069	46,99%

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle J.2
Mean-reverting Verhalten - Parameter der Gleichung J.23, $\Pi^{\epsilon}_{t+\tau} = b^{-}_{\tau}\Pi^{\epsilon}_{t} + v_t$ Schätzung mit OLS, alle überbewerteten Aktien in allen Monaten, $\Pi^{\epsilon}_{t} = \Pi^{\epsilon}_{t} - \beta_{CAPM,t} \cdot \Pi^{\epsilon}_{M,t}$

τ	b^{-}_{τ}	$t(b^{-}_{\tau})$	ANZ	R^2
kurzfristiges Szenario				
1	0,98	-5,39	2865	89,17%
2	0,96	-7,36	2865	80,46%
3	0,95	-8,93	2865	72,73%
4	0,93	-10,44	2865	65,26%
5	0,91	-11,80	2865	58,83%
6	0,89	-13,05	2865	53,15%
7	0,87	-14,10	2865	48,47%
8	0,86	-15,08	2865	44,18%
9	0,84	-15,92	2865	40,60%
10	0,82	-16,74	2865	37,65%
11	0,81	-17,56	2865	34,87%
12	0,79	-18,36	2865	32,57%
mittelfristiges Szenario				
1	0,97	-7,06	3001	86,93%
2	0,94	-9,55	3001	76,82%
3	0,92	-11,60	3001	69,54%
4	0,89	-13,59	3001	62,70%
5	0,86	-15,15	3001	56,72%
6	0,84	-16,50	3001	51,55%
7	0,82	-17,83	3001	47,19%
8	0,80	-19,13	3001	43,57%
9	0,78	-20,20	3001	40,84%
10	0,76	-21,28	3001	37,69%
11	0,74	-22,49	3001	34,45%
12	0,71	-23,52	3001	31,62%
langfristiges Szenario				
1	0,95	-8,88	3293	73,11%
2	0,92	-10,68	3293	63,66%
3	0,91	-11,49	3293	59,16%
4	0,89	-12,92	3293	52,58%
5	0,88	-13,38	3293	50,16%
6	0,85	-15,36	3293	41,94%
7	0,83	-15,96	3293	40,34%
8	0,82	-16,86	3293	37,55%
9	0,80	-17,62	3293	35,53%
10	0,79	-18,62	3293	32,85%
11	0,76	-19,95	3293	30,51%
12	0,75	-20,36	3293	29,84%

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle J.3
Mean-reverting Verhalten - Parameter der Gleichung J.22, $\Pi^{\epsilon}_{t+\tau} = b^{+}_{\tau}\Pi^{\epsilon}_{t} + v_t$ Schätzung mit OLS, alle unterbewerteten Aktien in allen Monaten, $\Pi^{\epsilon}_{t} = \Pi^{\iota}_{t} - \beta_{CCAPM,t} \cdot \Pi^{\iota}_{M,t}$

τ	b^{+}_{τ}	$t(b^{+}_{\tau})$	ANZ	R^2
kurzfristiges Szenario				
1	0,98	-8,64	4062	93,06%
2	0,96	-10,98	4062	86,64%
3	0,95	-12,69	4062	80,55%
4	0,93	-14,16	4062	74,62%
5	0,91	-15,79	4062	68,19%
6	0,90	-17,09	4062	62,89%
7	0,88	-18,53	4062	57,09%
8	0,86	-20,06	4062	51,60%
9	0,84	-21,31	4062	46,49%
10	0,83	-22,40	4062	41,75%
11	0,81	-23,53	4062	37,21%
12	0,79	-24,44	4062	33,35%
mittelfristiges Szenario				
1	0,97	-10,33	4439	92,37%
2	0,95	-13,50	4439	85,58%
3	0,93	-16,04	4439	79,32%
4	0,91	-18,02	4439	73,20%
5	0,89	-20,11	4439	66,73%
6	0,87	-21,77	4439	61,53%
7	0,85	-23,61	4439	55,93%
8	0,83	-25,42	4439	50,43%
9	0,81	-26,85	4439	45,42%
10	0,80	-28,15	4439	40,72%
11	0,78	-29,72	4439	35,69%
12	0,76	-30,88	4439	31,29%
langfristiges Szenario				
1	0,97	-10,39	4384	92,83%
2	0,95	-13,74	4384	86,64%
3	0,93	-16,63	4384	81,15%
4	0,91	-18,94	4384	75,72%
5	0,89	-21,26	4384	70,05%
6	0,87	-23,19	4384	65,75%
7	0,85	-25,24	4384	61,12%
8	0,83	-27,31	4384	56,58%
9	0,81	-28,96	4384	52,44%
10	0,80	-30,45	4384	48,45%
11	0,78	-32,28	4384	43,78%
12	0,76	-33,80	4384	39,89%

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle J.4
Mean-reverting Verhalten - Parameter der Gleichung J.23, $\Pi^{\epsilon}_{t+\tau} = b^{-}_{\tau}\,\Pi^{\epsilon}_{t} + v_t$ Schätzung mit OLS, alle überbewerteten Aktien in allen Monaten, $\Pi^{\epsilon}_{t} = \Pi^{\iota}_{t} - \beta_{CCAPM,t} \cdot \Pi^{\iota}_{M,t}$

τ	b^{-}_{τ}	$t(b^{-}_{\tau})$	ANZ	R^2
kurzfristiges Szenario				
1	0,99	-1,91	1300	89,93%
2	0,97	-2,57	1300	81,19%
3	0,97	-2,58	1300	73,15%
4	0,96	-3,08	1300	65,13%
5	0,94	-3,53	1300	59,18%
6	0,92	-4,57	1300	53,89%
7	0,90	-5,44	1300	49,83%
8	0,88	-6,26	1300	46,67%
9	0,86	-7,01	1300	44,01%
10	0,84	-7,41	1300	42,94%
11	0,83	-7,84	1300	41,34%
12	0,82	-8,26	1300	39,45%
realistisches Szenario				
1	0,98	-2,16	923	87,35%
2	0,96	-2,99	923	75,54%
3	0,95	-3,22	923	65,95%
4	0,93	-3,71	923	56,72%
5	0,91	-4,09	923	49,26%
6	0,89	-4,93	923	43,45%
7	0,86	-5,61	923	39,17%
8	0,84	-6,25	923	36,28%
9	0,82	-6,81	923	34,28%
10	0,81	-7,00	923	33,96%
11	0,81	-7,17	923	33,47%
12	0,80	-7,42	923	32,38%
langfristiges Szenario				
1	0,96	-3,49	978	78,14%
2	0,95	-3,54	978	69,01%
3	0,95	-3,13	978	63,02%
4	0,93	-3,49	978	55,01%
5	0,93	-3,39	978	51,45%
6	0,89	-4,66	978	43,27%
7	0,87	-5,24	978	39,74%
8	0,85	-5,82	978	36,53%
9	0,84	-6,18	978	35,11%
10	0,82	-6,60	978	33,58%
11	0,81	-6,90	978	32,81%
12	0,81	-7,02	978	32,73%

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

V. Transformation von Π_t^ϵ und Ψ_τ in $\frac{F_t}{P_t}$ und $\frac{\Delta\tilde{F}_{t+1}}{F_t}$

Zur Berechnung der erwarteten risikoadjustierten Überrendite müssen nach C.3 zwei Faktoren berechnet werden, $E_t\left(\frac{\Delta\tilde{F}_{t+1}}{F_t}\right)$ und $\frac{F_t}{P_t}$:

$$E_t\left(\tilde{R}_{t,t+1} - E_t(\tilde{R}^\rho_{t,t+1})\right) = E_t\left(\frac{\Delta\tilde{F}_{t+1}}{F_t} - \tilde{R}^\rho_{t,t+1}\right)\cdot\frac{F_t}{P_t}.$$

Die Transformation dieser beiden Größen aus Π_t^ϵ und Ψ_τ unter Zuhilfenahme des Gordon Dividenden-Diskontierungsmodells B.33 sieht folgendermaßen aus:

$$\begin{aligned}\frac{F_t}{P_t} &= \frac{P_t - W_t}{P_t}\\ &= 1 - \frac{W_t}{P_t}.\end{aligned}$$

Mit $W_t = \frac{E_t(\tilde{D}_{t+1})}{K_t - E_t(\tilde{g})}$ und $P_t = \frac{E_t(\tilde{D}_{t+1})}{R_t^\iota - E_t(\tilde{g})}$ ergibt sich

$$\begin{aligned}\frac{F_t}{P_t} &= 1 - \frac{R_t^\iota - E_t(\tilde{g})}{K_t - E_t(\tilde{g})}\\ &= \frac{K_t - R_t^\iota}{K_t - E_t(\tilde{g})}\\ &= \frac{-\Pi_t^\epsilon}{K_t - E_t(\tilde{g})}\end{aligned} \tag{J.24}$$

und

$$\begin{aligned}E_t\left(\frac{\Delta\tilde{F}_{t+1}}{F_t}\right) &= \frac{E_t(\tilde{F}_{t+1}) - F_t}{F_t}\\ &= \frac{E_t(\tilde{P}_{t+1}) - E_t(\tilde{W}_{t+1}) - (P_t - W_t)}{P_t - W_t}\\ &= \frac{E_t(\tilde{P}_{t+1}) - E_t(\tilde{W}_{t+1})}{P_t - W_t} - 1.\end{aligned}$$

Mit $W_t = \frac{D_t\cdot(1+E_t(\tilde{g}))}{K_t - E_t(\tilde{g})}$ und $P_t = \frac{D_t\cdot(1+E_t(\tilde{g}))}{R_t^\iota - E_t(\tilde{g})}$ ergibt sich

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$E_t\left(\frac{\Delta \tilde{F}_{t+1}}{F_t}\right) = \frac{R_t^\iota - E_t(\tilde{g})}{R_{t+1}^\iota - E_t(\tilde{g})} \cdot \frac{\Pi_{t+1}^\epsilon}{\Pi_t^\epsilon} \cdot (1 + E_t(\tilde{g})) - 1$$

$$= \frac{R_t^\iota - E_t(\tilde{g})}{R_{t+1}^\iota - E_t(\tilde{g})} \cdot \Psi_1 \cdot (1 + E_t(\tilde{g})) - 1. \quad \text{(J.25)}$$

Um Gleichungen J.24 und J.25 auf Basis historischer Durchschnitte zu schätzen, werden die Werte für ein Portfolio mit 6% Tracking Error aus Tabelle H.7 herangezogen. Die Renditen werden dabei annualisiert:

$$\begin{aligned}
\overline{\Pi_0^\epsilon} &= (1 + 0,19\%)^{12} - 1 \approx 2,30\% \\
\overline{\Pi_{12}^\epsilon} &= (1 + 0,14\%)^{12} - 1 \approx 1,69\% \\
\Psi_{12} &= \frac{1,69\%}{2,30\%} = 73,48\% \\
K_t &= \overline{R_M^\iota} = 9,83\% \\
\overline{R^\iota} &= \overline{R_M^\iota} + \overline{\Pi_0^\epsilon} = 9,83\% + 2,30\% = 12,13\% \\
\overline{R_{12}^\iota} &= \overline{R_M^\iota} + \overline{\Pi_{12}^\epsilon} = 9,83\% + 1,69\% = 11,52\% \\
E_t(\tilde{g}) &= 6\%.
\end{aligned}$$

Mit diesen Werten ergibt sich auf Basis von Jahresrenditen für

$$\begin{aligned}
\frac{F_t}{P_t} &= \frac{-\overline{\Pi_0^\epsilon}}{K_t - E_t(\tilde{g})} \\
&= -\frac{2,30\%}{9,83\% - 6\%} \\
&\approx -60,05\%
\end{aligned}$$

und

$$E_t\left(\frac{\Delta \tilde{F}_{t+1}}{F_t}\right) = \frac{\overline{R^\iota} - E_t(\tilde{g})}{\overline{R_{12}^\iota} - E_t(\tilde{g})} \cdot \Psi_{12} \cdot (1 + E_t(\tilde{g})) - 1 \quad \text{(J.26)}$$

$$= \frac{12,13\% - 6\%}{11,52\% - 6\%} \cdot 73,48\% \cdot (1 + 6\%) - 1 \quad \text{(J.27)}$$

$$\approx -13,51\%. \quad \text{(J.28)}$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Damit ergibt sich für die erwartete risikoadjustierte Rendite ein Wert von

$$\begin{aligned} E_t\left(\tilde{R}_{t,t+1} - E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1})\right) &= E_t\left(\frac{\Delta\tilde{F}_{t+1}}{F_t} - \tilde{R}^{\rho}_{t,t+1}\right) \cdot \frac{F_t}{P_t} \\ &= (-13,51\% - 9,83\%) \cdot (-60,05\%) \\ &\approx 13,51\%, \end{aligned}$$

wobei $E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1}) = K_t$ angenommen wurde. Auf Basis monatlicher Renditen beträgt $E_t\left(\tilde{R}_{t,t+1} - E_t(\tilde{R}^{\rho}_{t,t+1})\right) = (1 + 13,51\%)^{\frac{1}{12}} - 1 \approx 1,10\%$.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Literaturverzeichnis

Abel, A. (1990), Asset prices under habit formation and catching up with the Joneses, American Economic Review, Paper and Proceedings, 80, 38-42.

Aberbanell, J.S. (1991), Do analysts' earnings forecasts incorporate information in prior stock price changes?, Journal of Accounting and Economics, 14, 147-165.

Aberbanell, J.S. / *Bernard*, V.L. (1992), Tests of analysts' overreaction/ underreaction to earnings information as an explanation for anomalous stock price behavior, Journal of Finance, 47, 1181-1207.

Admati, A.R. / *Pfleiderer*, P. (1997), Does it all add up? Benchmarks and the compensation of active portfolio managers, Journal of Business, 70, 323-350.

Arrow, K.J. (1971), Essays in the theory of risk-bearing, Amsterdam.

Bailey, J.V. / *Tierney*, D.E. (1993), Gaming manager benchmarks, Journal of Portfolio Management, 19, 37-40.

Ball, R. (1978), Anomalies in relationships between securities' yields and yield-surrogates, Journal of Financial Economics, 6, 103-126.

Ball, R. /*Kothari*, S.P. (1989), Nonstationary expected returns: Implications for tests of market efficiency and serial correlation in returns, Journal of Financial Economics, 25, 51-74.

Banerjee, A., / *Dolado*, J.J. / *Galbraith*, J.W. / *Hendry*, D.F. (1993), Co-integration, error-correction, and the econometric analysis of non-stationary data, Oxford University Press, Oxford.

Banz, R.W. (1981), The relationship between return and market value of common stocks, Journal of Financial Economics, 9, 3-18.

Barber, B. / *Lehavy*, R. / *McNichols*, M. / *Trueman*, B. (2001a), Can investors profit from the prophets? Consensus analyst recommendations and stock returns, Journal of Finance, 56, 531-563.

Barber, B. / *Lehavy*, R. / *McNichols*, M. / *Trueman*, B. (2001b), Prophets and losses: Reassessing the returns to analysts' stock recommendations, Working paper, May 2001.

Barberis, N. / *Huang*, M. (2001), Mental accounting, loss aversion, and individual stock returns, Journal of Finance, 56, 1247-1295.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Barberis, N. / *Huang*, M. / *Santos*, T. (2001), Prospect theory and asset prices, Quarterly Journal of Economics, 116, 1-53.

Barberis, N. / *Shleifer*, A. / *Vishny*, R. (1998), A model of investor sentiment, Journal of Financial Economics, 49, 307-343.

Basu, S. (1977), Investment performance of common stocks in relation to their price-earnings ratios: A test of the efficient market hypothesis Journal of Finance, 32, 663-682.

– (1983), The relationship between earnings yield, market value and return for NYSE common stocks: Further evidence, Journal of Financial Economics, 12, 129-156.

Benartzi, S. / *Thaler*, R. (1995), Myopic loss aversion and the equity premium puzzle, Quarterly Journal of Economics, 110, 73-92.

Bernard, V.L. (1993), Stock price reaction to earnings announcement: A summary of recent anomalous evidence and possible explanations, in: Thaler, R., Advances in behavioral finance, Russel Sage Foundation, New York, 303-340.

Bernard, V.L. / *Thomas*, J. (1990), Evidence that stock prices do not fully reflect the implications of current earnings for future earnings, Journal of Accounting and Economics, 13, 305-341.

Bernstein, P.L. (1992), Capital ideas. The improbable origins of modern Wall Street, The Free Press, New York.

Black, F. (1972), Capital market equilibrium with restricted borrowing, Journal of Business, 45, 444-454.

– (1986), Noise, Journal of Finance, 41, 529-543.

Black, F. / *Jensen*, M. / *Scholes*, M. (1972), The capital asset pricing model: Some empirical tests, in Studies in the theory of capital markets, M. Jensen (Herausgeber).

Blanchard, O.J. (1993), Movements in the equity premium, Brooking Papers on Economic Activity, 2, 75-138.

Boudreaux, K.J. (1973), Discounts and premiums on closed-end funds: A study in valuation, Journal of Finance, 28, 515-522.

Breeden, D.T. (1979), An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment, Journal of Financial Economics, 7, 265-296.

Breuer, W. (1997), Die Wertadditivität von Marktbewertungsfunktionen, WISU - das Wirtschaftsstudium, 26, 1148-1153.

– (2001), Investition II - Entscheidungen bei Risiko, Gabler Verlag, Wiesbaden.

Breuer, W. / *Gürtler*, M. / *Schuhmacher*, F. (1999), Portfoliomanagement, Gabler Verlag, Wiesbaden.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Bronstein, I.N. / *Semendjajew*, K.A. (1991), Taschenbuch der Mathematik, Teubner Verlagsgesellschaft, Stuttgart, Leipzig, 25. Auflage.

Brown, L.D. / *Rozeff*, M.S. (1978), The superiority of analysts forecasts as measures of expectations: Evidence from earnings, Journal of Finance, 33, 1-16.

Campbell, J.Y. (1991), A variance decomposition for stock returns, Economic Journal, 101, 157-179.

Campbell, J.Y. / *Ammer*, J. (1993), What moves the stock and bond market? A variance decomposition for long-term asset returns, Journal of Finance, 48, 3-37.

Campbell, J.Y. / *Cochrane*, J.H. (1999), By force of habit: A consumption-based explanation of aggregate stock market behavior, Journal of Political Economy, 107, 205-251.

Campbell, J.Y. / *Kyle*, A.S. (1993), Smart money, noise trading and stock price behaviour, Review of Economic Studies, 60, 1-34.

Campbell, J.Y. / *Lo*, A.W. / *MacKinlay*, A.C. (1997), The Econometrics of Financial Markets, Princeton University Press, Princeton, New Jersey.

Campbell, J.Y. / *Shiller*, R.J. (1988a), The dividend-price ratio and expectations of future dividends and discount factors, Review of Financial Studies, 1, 195-228.

– (1988b), Stock prices, earnings, and expected dividends, Journal of Finance, 43, 661-676.

– (1998), Valuation ratios and the long-run stock market outlook, Journal of Portfolio Management, 24, 11-26.

Campbell, J.Y. / *Viceira*, L.M. (2002), Strategic asset allocation, Oxford University Press, Oxford.

Carhart, M.M. (1997), On persistence in mutual fund performance, Journal of Finance, 52, 57-82.

Chan, K.C. (1988), On the contrarian investment strategy, Journal of Business, 61, 147-163.

Chan, K.C. / *Chen*, N. (1988), An unconditional test of asset pricing and the role of firm size as an instrumental variable for risk, Journal of Finance, 43, 309-325.

– (1991), Structural and return characteristics of small and large firms, Journal of Finance, 46, 1467-1484.

Chan, L. / *Hamao*, Y. / *Lakonishok*, J. (1991), Fundamentals and stock returns in Japan, Journal of Finance, 46, 1739-1764.

Chan, L.K.C. / *Jegadeesh*, N. / *Lakonishok*, J. (1996), Momentum strategies, Journal of Finance, 51, 1681-1713.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Chen, N.F. / *Kan*, R. / *Miller*, M.H. (1993), Are the discounts on closed-end funds a sentiment index?, Journal of Finance, 48, 795-800.

Chopra, N. / *Lakonishok*, J. / *Ritter*, J. (1992), Measuring abnormal performance: Do stocks overreact?, Journal of Financial Economics, 31, 235-268.

Chopra, N. / *Lee*, C.M.C. / *Shleifer*, A. / *Thaler*, R.H. (1993), Yes, discounts on closed-end funds are a sentiment index, Journal of Finance, 48, 801-808.

Chopra, V.K. / *Ziemba*, W.T. (1993), The effects of errors in means, variances, and covariances on optimal portfolio choice, Journal of Portfolio Management, Winter, 6-11.

Claus, J. / *Thomas*, J. (2001), Equity premia as low as three percent? Evidence from analysts' earnings forecasts for domestic and international stock markets, Journal of Finance, 56, 1629-1666.

Coche, C. / *Stotz*, O. (1999), Lifecycle investment, Financial Technology working paper, 99/5, 1-12.

– (2000), Asset Allocation, in Handbuch Corporate Finance, A. K. Achleitner und G.F. Thoma (Herausgeber), 2. Auflage, Deutscher Wirtschaftsdienst, Köln.

Cochrane, J.H. (1991), Volatility tests and efficient markets, Journal of Monetary Economics, 27, 463-487.

– (1992), Explaining the variance of price-dividend ratios, Review of Financial Studies, 5, 243-280.

– (1994), Permanent and transistory components of GNP and stock prices, Quarterly Journal of Economics, 109, 241-265.

Constantinides, G. M. (1990), Habit formation: A resolution of the equity premium puzzle, Journal of Political Economy, 98, 519-543.

– (2002), Rational asset pricing, Journal of Finance, 57, 1567-1591.

Cornell, B. (1999), The equity risk premium, John Wiley & Sons, Inc., New York.

Cragg, J.G. / *Malkiel*, B.G. (1968), The consensus and accuracy of some predictions of the growth of corporate earnings, Journal of Finance, 23, 67-84.

Crichfield, T. / *Dyckman*, T.R. / *Lakonishok*, J. (1978), An evaluation of security analysts' forecasts, Accounting Review, 53, 651-668.

Cutler, D.M. / *Poterba*, J.M. / *Summers*, L.H. (1989), What moves stock prices, Journal of Portfolio Management, 15, 4-12.

Daniel, K. / *Grinblatt*, M. / *Titman*, S. / *Wermers*, R. (1997), Measuring mutual fund performance with characteristic-based benchmarks, Journal of Finance, 52, 1035-1058.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Daniel, K. / *Hirshleifer*, D. / *Subrahmanyam*, A. (1998), Investor psychology and security market under- and overreaction, Journal of Finance, 53, 1839-1886.

– (2001), Overconfidence, arbitrage, and equilibrium asset prices, Journal of Finance, 56, 921-956.

DeBondt, W.F.M. / *Thaler*, R.H. (1985), Does the stock market overreact?, Journal of Finance, 40, 793-805.

– (1987), Further evidence on investment overreaction and stock market seasonality, Journal of Finance, 42, 557-581.

– (1990), Do security analysts overreact?, AEA Papers and Proceedings, 80, 52-57.

DeLong, J.B. / *Shleifer*, A. (1992), Closed-end fund discounts, Journal of Portfolio Management, 18, 46-53.

DeLong, J.B. / *Shleifer*, A. / *Summers*, L.H. / *Waldmann*, R.J. (1991), The survival of noise traders in financial markets, Journal of Business, 64, 1-19.

Deutsche Bundesbank (2001), Rolle und Verhalten deutscher Fondsmanager auf dem Aktienmarkt, Deutsche Bundesbank Monatsbericht, April 2001.

Duffie, D. (1996), Dynamic asset pricing theory, Princeton University Press, New Jersey.

Easterwood, J.C. / *Nutt*, S.R. (1999), Inefficiency in analysts' earnings forecasts: Systematic misreaction or systematic optimism?, Journal of Finance, 54, 1777-1797.

Easton, P. / *Taylor*, G. / *Shroff*, P. / *Sougiannis*, T. (2000), Empirical estimation of the expected rate of return on a portfolio of stocks, Working paper.

Edwards, E. / *Bell*, P. (1961), The theory and measurement of business income, University of California Press, Berkeley, CA.

Elton, E.J. (1999), Expected return, realized return, and asset pricing tests, Journal of Finance, 54, 1199-1220.

Elton, E.J. / *Gruber*, M.J. (1972), Earnings estimates and the accuracy of expectational data, Management Science, 18, B409-B424.

– (1995), Modern portfolio theory and investment analysis, John Wiley & Sons, Inc., New York.

Elton, E.J. / *Gruber*, M.J. / *Gultekin*, M.N. (1984), Professional expectations: Accuracy and diagnosis of errors, Journal of Financial and Quantitative Analysis, 19, 351-363.

Epstein, L. / *Zin*, S. (1989), Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset returns: A theoretical framework, Econometrica, 57, 937-968.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

– (1991), Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset returns: An empirical investigation, Journal of Political Economy, 99, 263-286.

Fabozzi, F.J. (1993), Fixed income mathematics, Irwin, Chicago.

Fama, E.F. (1970), Efficient capital markets: A review of theory and empirical work, Journal of Finance, 25, 383-417.

– (1977), Risk-adjusted discount rates and capital budgeting under uncertainty, Journal of Financial Economics, 5, 3-24.

– (1991), Efficient capital markets: II, Journal of Finance, 46, 1575-1617.

– (1996), Discounting under uncertainty, Journal of Business, 69, 415-428.

Fama, E.F. / *French*, K.R. (1988a), Permanent and temporary components of stock prices, Journal of Political Economy, 96, 246-273.

– (1988b), Dividend yields and expected stock returns, Journal of Financial Economics, 22, 3-25.

– (1992), The cross-section of expected stock returns, Journal of Finance, 47, 427-465.

– (1995), Size and book-to-market factors in earnings and returns, Journal of Finance, 50, 131-155.

– (1996), Multifactor explanations of asset pricing anomalies, Journal of Finance, 51, 55-84.

– (1998), Value versus growth: The international evidence, Journal of Finance, 53, 1975-1999.

– (2002), The equity premium, Journal of Finance, 57, 637-659.

Fama, E.F. / *MacBeth*, J. (1973), Risk, return, and equilibrium: Empirical tests, Journal of Political Economy, 71, 607-636.

Farmer, J. D. / *Lo*, A.W. (1999), Frontiers of finance: Evolution and efficient markets, Proc. Natl. Acad. Sci. USA, 96, 9991-9992.

Feltham, G.A. / *Ohlson*, J.A. (1995), Valuation and clean surplus accounting for operating and financial activities, Contemporary Accounting Research, 689-731.

Flood, R.P. / *Hodrick*, R.J. (1986), Asset price volatility, bubbles and process switching, Journal of Finance, 41, 831-842.

– (1990), On testing for speculative bubbles, Journal of Economic Perspectives, 4, 85-101.

– (1994), Asset price volatility, bubbles and process switching, in Speculative bubbles, speculative attacks, and policy switching, R.P. Flood und P.M. Garber (Herausgeber), Cambridge, MA, MIT Press, 135-149.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Frankel, J.A. / *Froot*, K.A. (1986), The dollar as an irrational speculative bubble: A tale of fundamentalists and chartists, Marcus Wallenberg Papers in International Finance, 1, 27-55.

Frankel, R. / *Lee*, C.M.C. (1998), Accounting valuation, market expectation, and cross-sectional stock returns, Journal of Accounting and Economics, 25, 283-319.

Fried, D. / *Givoly*, D. (1982), Financial analysts' forecasts of earnings: A better surrogate for market expectations, Journal of Accounting and Economics, 4, 85-107.

Froot, K.A. / *Obstfeld*, M. (1991), Intrinsic bubbles: The case of stock prices, American Economic Review, 81, 1189-1214.

Froot, K.A. / *Scharfstein*, D. / *Stein*, J., (1992), Herd on the street: Informational inefficiencies in a market with short-term speculation, Journal of Finance, 47, 1461-1484.

Fuller, R.J. (1998), Behavioral finance and the sources of alpha, Journal of Pension Plan Investing, 2.

Gali, J. (1994), Keeping up with the Joneses: Consumption, externalities, portfolio choice, and asset prices, Journal of Money, Credit, and Banking, 26, 1-8.

Gebhardt, W.R. / *Lee*, C.M.C. / *Swaminathan*, B. (2001), Toward an implied cost of capital, Journal of Accounting Research, 39, 135-176.

Gertner, R. (1993), Game shows and economic behavior: Risk taking on 'card sharks', Quarterly Journal of Economics, 106, 507-521.

Gordon, M. (1962), The Investment, Financing, and Valuation of the Corporation, Irwin, Homewood, IL.

Gordon, M. / *Shapiro*, E. (1956), Capital equipment analysis: the required rate of profit, Management Science, 3, 102-110.

Graham, B. / *Dodd*, D. (1934), Security Analysis, MacGraw-Hill, New York.

Grinblatt, M. / *Titman*, S. (1989), Mutual fund performance: An analysis of quarterly portfolio holdings, Journal of Business, 62, 394-415.

– (1993), Performance measurement without benchmarks: An examination of mutual fund returns, Journal of Business, 66, 47-68.

Grinblatt, M. / *Titman*, S. / *Wermers*, R. (1995), Momentum investment strategies, portfolio performance, and herding: A study of mutual fund behavior, American Economic Review, 85, 1088-1105.

Grinold, R.C. / *Kahn*, R.N. (2000), Active Portfolio Management, McGraw-Hill, New York, 2. Auflage.

Grossman, S.J. / *Stiglitz*, J. (1980), On the impossibility of informationally efficient markets, American Economic Review, 70, 393-408.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Gruber, M.J. (1996), Another puzzle: The growth in actively managed mutual funds, Journal of Finance, 51, 783-810.

Hall, R. (1988), Intertemporal substitution in consumption, Journal of Political Economy, 96, 339-357.

Hamilton, R. (1777), An introducion to merchandize, Edinburgh.

Huang M. / *Litzenberger*, R. (1988), Foundations for financial economics, North-Holland, Amsterdam.

Ingersoll, J. (1987), Theory of financial decision making, Rowman and Littlefield, New York.

Jegadeesh, N., / *Titman*, S. (1993), Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency, Journal of Finance, 48, 65-91.

Jensen, M.C. (1968), The peformance of mutual funds in the period 1945-1964, Journal of Finance, 23, 389-416.

– (1978), Some anomalous evidence regarding market efficiency, Journal of Financial Economics, 6, 95-101.

Johnston, J. (1991), Econometric Methods, McGraw-Hill, Auckland, 3. Auflage.

Kahneman, D. / *Tversky*, A. (1979), Prospect theory: An analysis of decision under risk, Econometrica, 47, 263-291.

Keane, M.P. / *Runkle*, D.E. (1998), Are financial analysts' forecasts of corporate profits rational?, Journal of Political Econonomy, 106, 768-805.

Keim, D.B. (1983), Size-related anomalies and stock return seasonality, Journal of Financial Economics, 12, 13-32.

Khorana, A.R. / *Moyer*, C. / *Patel*, A. (1999), The ex ante equity market risk premium: More pieces of the puzzle, Working paper, Babcock Graduate School of Management, Wake Forest University.

Korn, R. (1997), Optimal Portfolios, World Scientific Publishing, London.

Kothari, S.P. (2001), Capital markets research in accounting, Journal of Accounting and Economics, 31, 105-231.

Kothari, S.P. / *Shanken*, J. (1997), Book-to-market, dividend yield, and expected market returns: a time series analysis, Journal of Financial Economics, 44, 169-203.

Kyle, A.S. (1985), Continuous auctions and insider trading, Econometrica, 53, 1315-1335.

Lakonishok, J. /*Shleifer*, A. / *Vishny*, R. (1994), Contrarian investment, extrapolation, and risk, Journal of Finance, 49, 1541-1578.

Lee, C. / *Myres*, J. / *Swaminathan*, B. (1999), What is the intrinsic value of the Dow?, Journal of Finance, 54, 1693-1742.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Lee, C.M.C. / *Shleifer*, A. / *Thaler*, R.H. (1990), Anomalies: Close-end mutual funds, Journal of Economix Perspectives, 4, 153-164.

– (1991), Investor Sentiment and the closed-end fund puzzle, Journal of Finance, 46, 76-110.

Lettau, M. / *Ludvigson*, S. (2000), Consumption, aggregate wealth and expected stock returns, Federal Reserve Bank of New York.

Lin, H. / *McNichols*, M. (1998), Underwriting relationships, analysts' earnings forecasts and investment recommendations, Journal of Accounting and Economics, 25, 101-127.

Lintner, J. (1965), The valuation of risky assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets, Review of Economics and Statistics, 47, 13-37.

Lücke, W. (1955), Investitionsrechnungen auf der Grundlage von Ausgaben oder Kosten?, Zeitschrift für handelswissenschaftliche Forschung, 7, 310-324.

Lys, T. / *Sohn*, S. (1990), The association between revisions of financial analysts' earnings forecasts and security-price changes, Journal of Accounting and Economics, 13, 341-363.

Malkiel, B.G. (1995), Returns from investing in equity mutual funds, 1971-1991, Journal of Finance, 50, 549-572.

Markowitz, H. (1952), Portfolio selection, Journal of Finance, 7, 77-91.

– (1959), Portfolio selection: Efficient diversification of investments, Wiley, New York.

Marshall, A. (1890), Principles of economics, The Macmillan Press Ltd., London, New York.

Mehra, R. / *Prescott*, E. (1985), The equity premium: A puzzle, Journal of Monetary Economics, 15, 145-161.

Merton, R.C. (1973), An intertemporal asset pricing model, Econometrica, 41, 867-887.

Meyer, B. (1999), Intertemporal asset pricing: Evidence from Germany, Physica-Verlag, Heidelberg.

Michaely, R. / *Womack*, K. (1999), Conflict of interest and the credibility of underwriter analyst recommendations, Review of Financial Studies, 12, 653-686.

Mossin, J. (1966), Equilibrium in a capital asset market, Econometrica, 35, 768-83.

von Nitzsch, R. / *Friedrich*, C. (1999), Entscheidungen in Finanzmärkten, Wissenschaftsverlag Mainz, Aachen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

O'Brien, P.C. (1988), Analysts' forecasts as earnings expectations, Journal of Accounting and Economics, 10, 53-83.

– (1990), Forecast accuracy of individual analysts in nine industries, Journal of Accounting Research, 28, 286-304.

Ohlson, J.A. (1990), A synthesis of security valuation theory and the role of dividends, cash flows and earnings, Journal of Contemporary Accounting Research, 6, 2, 648-676.

– (1995), Earnings, book values and dividends in equity valuation, Journal of Contemporary Accounting Research, 11, 2, 661-687.

Penman, S. (1991), An evaluation of the accounting rate-of-return, Journal of Accounting, Auditing and Finance, 6, 233-256.

Pontiff, J. (1995), Closed-end fund premiums and returns; implications for financial markt equilibrium, Journal of Financial Economics, 37, 341-367.

Poterba, J.M. / *Summers*, L.H. (1988), Mean reversion in stock prices: Evidence and implications, Journal of Financial Economics, 22, 27-59.

Pratt, J.W. (1964), Risk aversion in the small and in the large, Econometrica, 32, 122-136.

Preinreich, G. (1938), Annual survey of income theory: the theory of depreciation, Econometrica, 6, 219-241.

Reichling, P. (1997), Anreizeffekte bei Performance Fees mit stochastischem Benchmark, Zeitschrift für Betriebswirtschaft - Ergänzungsheft, 108-128.

Roll, R. (1988), R^2, Journal of Finance, 43, 541-566.

– (1992), A mean/variance analysis of tracking error, Journal of Portfolio Management, 18, 13-22.

Rosenberg, B. / *Reid*, K. / *Lanstein*, R. (1985), Persuasive evidence of market inefficiency, Journal of Portfolio Management, 11, 9-17.

Ross, S.A. (1976), The arbitrage theory of capital asset pricing, Journal of Economic Theory, 13, 341-360.

Rouette, C. (2001), Prognoseverzerrungen von Finanzanalysten, unveröffentlichte Diplomarbeit, Lehr- und Forschungsgebiet Allgemeine Betriebswirtschaftslehre, RWTH Aachen.

Rozeff, M. (1984), Dividend yields are equity risk premiums, Journal of Portfolio Management, 11, 68-75.

Schwetzler, B. (2000), Unternehmensbewertung unter Unsicherheit - Sicherheitsäquivalent- oder Risikozuschlagsmethode?, Schmalenbachs Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung, 52, 469-486.

Sharpe, W.F. (1964), Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk, Journal of Finance, 19, 425-42.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

– (1966), Mutual fund performance, Journal of Business, 39, 119-138.

– (1994), The sharpe ratio, Journal of Portfolio Management, 20, 49-58.

Shefrin, H.M. (2000), Börsenerfolg mit Behavioral Finance, Schäffer-Poeschel Verlag, Stuttgart.

Shiller, R.J. (1981), Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends?, American Economic Review, 71, 421-436.

(1984), Stock prices and social dynamics, Brookings Papers on Economic Activity, 2, 457-510.

– (2000), Irrational exuberance, Princeton University Press, New Jersey.

Shleifer, A. (2000), Inefficient markets - An introduction to behavioral finance, Oxford University Press, Oxford, New York.

Siegel, J.J. (1992), The equity premium: Stock and bond returns since 1802, Financial Analyst Journal, January/February, 28-38.

Stattman, D. (1980), Book values and stock returns, The Chicago MBA: A Journal of Selected Papers, 4, 25-45.

Summers, L.H. (1986), Does the stock market rationally reflect fundamental values?, Journal of Finance, 41, 591-601.

Thaler, R. (1980), Toward a positive theory of consumer choice, Journal of Economic Behavior and Organization, 1, 39-60.

Thaler, R. / *Johnson*, E. (1990), Gambling with the house money and trying to break even: The effects of prior outcomes on risky choice, Management Science, 36, 643-660.

Tobin, J. (1958), Liquidity preferences as behaviour towards risk, Review of Economics, 25, 65-86.

Wermers, R. (1997), Momentum investment strategies of mutual funds, performance persistance, and survivorship bias, Working paper, University of Colorado.

– (2000), Mutual fund performance: An empirical decomposition into stock-picking talent, style, transaction costs, and expenses, Journal of Finance, 55, 1655-1695.

West, K.D. (1987), A specification test for speculative bubbles, Quarterly Journal of Economics, 102, 553-580.

– (1988), Bubbles, fads and stock price volatility tests: A partial evaluation, Journal of Finance, 43, 636-656.

Williams, J.B. (1938), The theory of investment value, Harvard University Press, Cambridge, MA.

Zarowin, P. (1989), Does the stock market overreact to corporate earnings information?, Journal of Finance, 44, 1385-1400.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Sachwortverzeichnis

Analystenbias, 132
Asset-Allocation, 64

Benchmark, 64
Bewertungsmodelle, 28

CAPM, 147, 198
CCAPM, 150, 199

Diskontierungseffekt, 125
Dividenden-Diskontierungsmodell, 29
Dividendenerwartungen, 132

Effizienzlinie, 83, 88, 92
Eigenkapitalrendite, 50, 54
Eltons Kritik, 128
Equity premium puzzle, 152

Fehlbewertung, 57, 156, 170, 215

Gordon-Wachstumsmodell, 45
Growth-Fonds, 114

House money effect, 160

Information Ratio, 93

Kapitalmarkt
- realer, 28
- vollkommener, 28

Kapitalkosten, 36
Kapitalmarktlinie, 84

Managementgebühren, 73
Managementstil, 73
Marktgleichgewicht, 28
Marktrisikoprämie, 151, 198
Mental accounting, 162

Portfolio, effizientes, 79, 81, 87, 91, 262
Portfoliomanagement, 62
- aktives, 69
- passives, 67

Portfoliooptimierung, 75
- aktive, 80
- passive, 77

Portfoliostrategien, 182, 235
Preis, 44
Prozeßschritte, 64

Quantilportfolios, 105, 266

Rendite
- diskrete, 42
- erwartete, 36, 123, 166, 206
- geometrische, 42
- gleichgewichtige, 197
- implizite, 44, 188, 200
- logarithmierte, 171
- realisierte, 123, 196
- risikoadjustierte, 72

Renditeanomalien, 104
Residual-Income-Modell, 48
Risikoaversion, 152
Risikopräferenz, 29
Risikoprämie, 168, 175, 211

Sharpe Ratio, 84

Tobin Separation, 85
Tracking Error, 86

Value-Investing, 114
Value-Prämie, 114

Zeitpräferenz, 29

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51403-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-10-30 23:13:03
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH