

MAGISTERARBEIT

Titel der Magisterarbeit

„Strukturelle Risikoprämien am Anleihenmarkt“

Verfasserin

Sonja Mazanec, Bakk. rer. soc. oec.

angestrebter akademischer Grad

Magistra der Sozial- und Wirtschaftswissenschaften
(Mag. rer. soc. oec.)

Wien, im April 2012

Studienkennzahl Studienblatt:
Studienrichtung Studienblatt:
Betreuer:

A 066 915
Magisterstudium Betriebswirtschaft
a.o.Univ.-Prof. Mag. Dr. Christian KEBER

Danksagung

Ich möchte die Gelegenheit nutzen um mich an dieser Stelle bei den Menschen zu bedanken, die mich sowohl im Zuge meines Studiums, bei der Magisterarbeit, als auch in persönlichen Belangen stets unterstützten und auf meinem Weg begleiteten. In Hinblick auf meine Magisterarbeit gilt mein größter Dank Herrn Mag. Gerhard Winzer, Chief Economist der Erste Sparinvest KAG. Herr Mag. Winzer stand mir im Zuge der Forschungen meiner Magisterarbeit stets mit Rat und Tat zur Seite, gab mir wichtige Literaturhinweise, förderte und forderte mich fortlaufend. Ich bedanke mich und spreche ihm meinen größten Respekt aus.

Herrn Mag. Dr. Alexander Fleischer, Leiter der Abteilungen *Global Strategies und Research* und *Fixed Income Markets* bei der Erste Sparinvest KAG möchte ich ebenso meinen Dank aussprechen. Herr Dr. Fleischer leistete einen großen Beitrag bei der Auswahl meines Themas, in dem er mein Interesse für den Anleihenmarkt weckte und war zudem stets offen für meine Fragen. Auch ihm möchte ich meinen großen Respekt und besten Dank aussprechen.

Univ.-Prof. Mag. Dr. Christian Keber möchte ich für die Betreuung und die Tipps hinsichtlich der Verbesserung meiner Magisterarbeit danken und dafür, dass ich durch seine Lehrveranstaltungen im Bakkalaureatsstudium meine Begeisterung für die Finanzwirtschaft entdeckte.

In persönlicher Hinsicht spreche ich meiner Schwester Claudia Mazanec meinen größten Dank aus. Sie hat mich sowohl betreffend meines Studiums unterstützt, indem sie mich prüfte und meine Arbeiten zur Korrektur las als auch in privater Hinsicht. Sie hatte stets ein offenes Ohr für mich, war und ist meine Schwester und beste Freundin. Meiner Oma Rosa Haider und meinen Onkel Richard Haider möchte ich für die finanzielle Unterstützung danken, die sie mir immer wieder zuteil werden ließen.

Zu guter letzt möchte ich meinen lieben Freunden danken: Kerstin Fink, Jennifer Weinhandl, Theresa Rommer, Martha, Waach, Sarah Blaimschein, Maria Wendelin, Michaela Beranek, Sigmund Laimer, Gregor Waach, Sebastian Weiß, Christian Schwarz, Bernd Leitner und Daniel Maurer. Danke für all die schönen Momente und die Ablenkung vom Studienalltag, wenn es am Notwendigsten war.

Abkürzungsverzeichnis

P_0	Preis zu $t=0$
cf	Cashflow
C_t	Cashflow zum Zeitpunkt t
df	Diskontierungsfaktor
δ	Downside Risiko
$\bar{D}$	durchschnittliche Returndifferenz zwischen Fonds und Benchmark ex post
$\overline{rx}_{n,t}$	durchschnittlicher Excess Return einer n-jährigen Anleihe in t
$\bar{d}$	erwartete Returndifferenz zwischen Fonds und Benchmark ex ante
$\dot{f}$	Vektor von Terminzinssätzen
$f_{m,n}$	Terminzinssatz zwischen den Zeitpunkten m und n
γ	Gamma (Bestandteil des Return-Forecasting-Faktors)
$\dot{\gamma}$	Gamma Vektor (Bestandteil des Return-Forecasting-Faktors)
IR_i	Information Ratio von i
s_t	Kassazinssatz zum Zeitpunkt t
$f_{n,t}$	logarithmierter Terminzinssatz einer n-jährigen Anleihe zum Zeitpunkt t
$y_{n,t}$	logarithmierte Rendite zum Zeitpunkt t einer Anleihe mit Laufzeit n
$rx_{n,t}$	logarithmierter Excess Return einer n-jährigen Anleihe zum Zeitpunkt t
β_i	der i -te Regressionskoeffizient
D^{MAC}	Macaulay Duration
R_{mar}	Minimal akzeptabler Return
D^{MOD}	Modifizierte Duration

t^-	Platzhalter, Dummy Variable
P^-	Preis bei Sinken der Rendite
P^+	Preis bei Steigen der Rendite
$P_{n,t}$	Preis einer n-jährigen Anleihe zum Zeitpunkt t
σ_d	prognostizierte Standardabweichung der Returndifferenz ex ante
α_i	Residualertrag von i
ω_i	Residualrisiko von i
$R_{p,t}$	Return der Anlage
R_{Bt}	Return des Benchmarks in Periode t ex post
R_{Ft}	Return des Fonds in Periode t ex post
$r_{n,t}$	Return einer n-jährigen Anleihe in t
d	Returndifferenz zwischen Fonds und Benchmark ex ante
D	Returndifferenz zwischen Fonds und Benchmark ex post
D_t	Returndifferenz zwischen Fonds und Benchmark in Periode t ex post
$\dot{\gamma}^T \dot{f}_t$	Return-Forecasting-Faktor Vektor
λ_i	Risikoavversionsparameter
SR_{exante}	Sharpe Ratio ex ante
SR_{expost}	Sharpe Ratio ex post
γ	Return-Forecasting-Variable Gamma
σ_D	Standardabweichung der Returndifferenz ex post
$\tilde{r}$	unbekannte Rendite
$\tilde{d}$	unsichere Returndifferenz zwischen Fonds und Benchmark ex ante
$\tilde{r}_B$	unsicherer Return des Benchmarks ex ante
$\tilde{r}_F$	unsicherer Return eines Fonds ex ante
ΔY	Veränderung der Rendite
b	Wachstumsvariable b
CAPM	Capital Asset Pricing Model

EURIBOR	Euro Interbank Offered Rate
Fed	Federal Reserve Bank
GE	Geldeinheit
GSW	Güraynak, Sack und Wright
IR	Information Ratio
LIBOR	London Interbank Offered Rate
MAR	Minimal akzeptabler Return
PEH	Pure Expectations Theorie; Erwartungstheorie
rff	Return-Forecasting-Faktor
Stabw	Standardabweichung
STRIPS	Seperate Trading of Interest and Principal Securities
YTM	Yield to Maturity

Inhaltsverzeichnis

Danksagung	2
Abkürzungsverzeichnis	3
Inhaltsverzeichnis	6
Abbildungsverzeichnis	9
Einleitung	11
A B S C H N I T T 1	13
1 Grundlagen des Anleihenmarktes	13
1.1 Definition, Bewertung und Merkmale von Anleihen	13
1.2 Die Renditekurve	18
1.3 Interpretation der Renditekurve	19
1.4 Risikomaße	23
1.5 Risikoertragsmaßzahlen	25
1.5.1 Sharpe Ratio	25
1.5.2 Information Ratio	28
1.5.3 Sortino Ratio	29
2 Anleihenportfoliomanagement	32
2.1 Managementprozess	32
2.2 Passives Zinsmanagement	33
2.2.1 Volle und approximative Replikation	34
2.2.2 „Buy and Hold“ Strategie	35
2.3 Aktives Zinsmanagement	35
2.3.1 Zinserwartungsstrategien	37
2.3.2 Renditekurvenstrategie	38
2.3.3 Kombination aus Zinserwartungs- und Renditekurvenstrategie	42
2.3.4 Rendite Spread Strategien	43
A B S C H N I T T 2	45
3 Die Anleihenrisikoprämie	45
3.1 Theorien zur Anleihenrisikoprämie	45
3.1.1 Klassische Theorien	46
3.1.2 Moderne Theorien	47

3.2	Risikoprämien im Markt	48
3.3	Die Schätzung der Renditerisikoprämie	50
4	Das Cochrane-Piazzesi Modell zur Anleihenrisikoprämie	54
4.1	Notation und Daten	54
4.2	Das Modell	55
4.2.1	Das Uneingeschränkte Modell	56
4.2.2	Das (eingeschränkte) Single-Faktor Modell	58
4.3	Renditekurve und die Anleihenrisikoprämie	63
4.4	Test des Modells	66
4.4.1	Subsample Analyse	67
4.4.2	Small Sample Analyse	70
4.4.3	Anwendung des Modells auf Daten anderer Datenquellen	71
4.5	Die Verwendung von Swap Rates	74
4.6	Ergebnisse der Anwendung des Modells auf OECD Staaten	79
A B S C H N I T T	3	82
5	Anwendung des Modells in Anleihenstrategien	82
5.1	Definition des Investmentuniversums	82
5.2	Annahmen	83
5.3	Strategieformulierung unter Verwendung des Return-Forecasting-Faktors auf die USA	84
5.4	Test der Null-Hypothesen und ökonomische Relevanz	93
6	Conclusio	100
	Abstract	103
	Über die Autorin	104
	Formelverzeichnis	105
	Quellenverzeichnis	110
	Appendix	114
	A. Ergebnisse	114
	A.1 Anwendung des Modells von Cochrane und Piazzesi mit FB Daten	114
	A.1.1 Das Uneingeschränkte Modell	114
	A.1.2 Das Eingeschränkte Single-Faktor Modell	117
	A.2 Anwendung des Modells von Fama und Bliss mit FB Daten	121
	A.3 Hauptkomponentenanalyse	125

A.4 Multikollinearität	128
A.5 Modellüberprüfungen	135
A.5.1 Anwendung des Modells auf Subsamples	135
A.5.1.1 Sample 1964:01-2000:12	135
A.5.1.2 Sample 1964:01-1999:12	135
A.5.1.3 Sample 1964:01-1979:08	136
A.5.1.4 Sample 1979:08-1982:10	137
A.5.1.5 Sample 1982:10-2001:12	137
A.5.1.6 Sample 1964:01-1969:12	138
A.5.1.7 Sample 1970:01-1979:12	139
A.5.1.8 Sample 1980:01-1989:12	139
A.5.1.9 Sample 1990:01-1999:12	140
A.5.1.10 Sample 2000:01-2001:12	141
A.5.2 Anwendung des Modells auf jährliche Daten („Small Sample“)	141
A.5.3 Überprüfung des Modells mit Daten anderer Datenbanken	148
A.6 Ergebnisse zur Ermittlung des Return-Forecasting-Faktors	156
B. Programme	160
B.1 Anwendung des Modells von Cochrane und Piazzesi	160
B.1.1 Programmierung entlang der Notation	160
B.1.2 Programm zum Uneingeschränkten Modell	161
B.1.3 Programm zum eingeschränkten Single-Faktor Modell	162
B.2 Programm zum Modell von Fama und Bliss	165
B.3 Hauptkomponentenanalyse	165
B.4 Multikollinearität	167
B.5 Programme zur Modellüberprüfung	170
B.5.1 Programm zum Test auf Subsamples	170
B.5.2 Programm zum Test auf Large Samples	170
B.5.3 Programm zum Test der Anwendbarkeit auf andere Datenquellen	171
B.6 Programme mit Schleife zur Ermittlung der historischen Return-Forecasting-Faktoren	176

Abbildungsverzeichnis

Abb. 1: Preis-Renditebeziehung	16
Abb. 2: Formen der Renditekurve	18
Abb. 3: Renditekurve der USA von 2000-2010	20
Abb. 4: Renditekurve der USA von 2007, 2008	20
Abb. 5: Rendite Spread der USA von 1960-2010	22
Abb. 6: Residualgrenze bei Information Ratio 1	29
Abb. 7: Bullet Strategie	39
Abb. 8: Drei hypothetische Anleihen	39
Abb. 9: Barbell Strategie	40
Abb. 10: Ladder Strategie	40
Abb. 11: Steilmachen der Kurve	41
Abb. 12: Ergebnisse der Regressionsanalyse	56
Abb. 13: Koeffizienten der Modelle und y_1 auf die Terminzinssätze	58
Abb. 14: Auszug aus CP(2005), S 143	60
Abb. 15: Regressionsergebnisse bei Anwendung des Single-Faktor Modells	62
Abb. 16: Regression der 1-jährigen Excess Returns auf alle Terminzinssätze	63
Abb. 17: Hauptkomponenten und der Return-Forecasting-Faktor	65
Abb. 18: Hauptkomponentenanalyse	66
Abb. 20: Ausreißer des Subsample Tests	68
Abb. 21: Regression der 1-jährigen Excess Returns auf alle Terminzinssätze mit Sampling	69
Abb. 22: Regression der 1-jährigen Excess Returns auf alle Terminzinssätze mit Jahresdaten	70
Abb. 23: Regression der 1-jährigen Excess Returns auf alle Terminzinssätze mit Fed Daten	73
Abb. 24: Regression der 1-jährigen Excess Returns auf alle Terminzinssätze	74

Abb. 25 26: Tabelle der b-Werte mit Swap Daten; Return-Forecasting-Faktoren mit Swap Daten	76
Abb. 27: Multikollinearitätsauflösung	77
Abb. 28: Regressionskoeffizienten unter Verwendung der Daten der US-Notenbank	78
Abb. 29: Ergebnisse des Single-Faktor Modells verschiedener Staaten	80
Abb. 30: Ergebnisse der passiven Analgestrategie für die USA	85
Abb. 31: Gegenüberstellung Return-Forecasting-Faktors (rff) und durchschnittlicher Excess Return	86
Abb. 32: Strategien im Überblick	87
Abb. 33: Ergebnisse der Hypothesentests	95
Abb. 34: Rangfolge der Strategien nach Information Ratio (Mittelwert)	96
Abb. 35: Rangfolge der Strategien nach Gesamtreturn (Mittelwert)	97
Abb. 36: Mittelwert der Information Ratios der G7 über die Strategien	99

Einleitung

Im Capital Asset Pricing Model (CAPM) nach William F. Sharpe (1964) wird angenommen, dass Investoren über die gleichen Informationen verfügen und deren Erwartungen homogen sind. Dadurch wird ein Markt angedeutet, der sich im Gleichgewicht befindet und sowohl Rendite als auch Risiko adäquat widerspiegelt.

Aktive Strategien - die darauf abzielen eine Rendite zu erwirtschaften, die über der Marktrendite liegt - würden demzufolge im Long Run nicht existieren, da es schlicht nicht möglich wäre den Markt zu schlagen, so doch der Informationsstand sämtlicher Investoren derselbe ist.

Die „Erwartungstheorie“ bezieht sich darauf, dass die zukünftigen Zinssätze durch aktuelle Kassazinssätze (Spot Rates) in Verbindung mit den Erwartungen der Investoren entstehen und die Risikoprämien konstant sind.

In den 1980er Jahren beschäftigte man sich vermehrt mit der möglichen Ablehnung der Erwartungstheorie. Die Forschungen gingen in Richtung zeitlich variierender Risikoprämien und widerlegten die Annahmen, die durch die Erwartungstheorie formuliert wurden. Fama und Bliss (1987), Stambaugh (1988) und Campbell und Shiller (1991) beschäftigten sich mit zeitlich variierenden, erwarteten Returns und zeigten, dass einjährige Terminzinssätze die Fähigkeit besitzen einjährige Spot Rates vorherzusagen. John Cochrane und Monica Piazzesi (2005) erweiterten die Forschungen hinsichtlich der zeitlichen Variation der Excess Returns in Anwendung auf Daten von US-Staatsanleihen. Sie fanden eine zeltförmige Linearkombination an Terminzinssätzen, die 1- bis 5-jährige Excess Returns von Anleihen mit einem R^2 Wert von 44% vorhersagen können, womit eine deutlich höhere Prognosekraft als durch Fama und Bliss oder Campbell und Shiller erreicht werden konnte.

In der Magisterarbeit wird die Anwendung des Modells von Cochrane und Piazzesi (CP) unter Verwendung von Swap Rates auf insgesamt 17 Staaten erweitert.

9 dieser 17 Staaten zeigen die zeltförmige Linearkombination der Terminzinssätze zur Prognose zukünftiger Excess Returns. Anschließend erfolgt die Formulierung von aktiven Anleihenstrategien mithilfe des Single-Faktors.

Eine aktive Strategie ist dann erfolgreich, wenn man über *richtige* Informationen verfügt, welche die anderen Marktteilnehmer nicht besitzen und diese zum richtigen Zeitpunkt entsprechend verarbeitet, um so einen Excess Return zu erzielen.

In diesem Rahmen fließen die Informationen aus der Anwendung des Single-Faktor Modells von CP ein, wodurch sich folgende Forschungsfrage formulieren lässt:

Sind die durch das Single-Faktor Modell ermittelten Excess Returns aktiver Anleihenstrategien statistisch signifikant von Null verschieden?

Tatsächlich weisen 12 der 15 Strategien einen signifikant von Null verschiedenen Excess Return bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 33% auf.

Es stellt sich außerdem die Frage, ob die Excess Returns aktiver Strategien statistisch signifikant von den Excess Returns passiver Strategien verschieden sind.

Es kann festgestellt werden, dass die durchschnittliche Information Ratio der aktiven Strategien die Information Ratio der passiven „Buy and Hold“ Strategie übertrifft. Dies deutet daraufhin, dass es möglich ist strukturelle Risikoprämien auf dem Anleihenmarkt mithilfe des Single-Faktors zu lukrieren.

Zu Beginn der Arbeit findet eine grundlegende Einführung in die Charakteristika des Anleihenmarkts statt, der Fokus wird anschließend auf die Grundlagen und Interpretation im Kontext der Renditekurve gelegt. Risiko- und Performancemaße wie beispielsweise die Information Ratio oder die Sharpe Ratio werden gegen Ende des ersten Kapitels behandelt. Darauf folgt eine allgemeine Beschreibung ausgewählter aktiver sowie passiver Zinsmanagementstrategien.

Im Hauptteil der Arbeit geht es um die Risikoprämie der Anleihen, beginnend mit den verschiedenen theoretischen Ansätzen betreffend einer konstanten bzw. einer dieser gegenüberstehenden variablen Risikoprämie. Daran schließt die Abbildung, die Erklärung und die Anwendung des Single-Faktor Modells an. Ein Vergleich mit dem Modell von Fama und Bliss, sowie eine Gegenüberstellung des Single-Faktors mit den Hauptkomponenten Renditeniveau, Steigung und Krümmung folgt.

Schließlich werden die Informationen des Single-Faktor Modells verarbeitet um Anleihenstrategien zu formulieren, die Excess Returns generieren und eine Antwort auf die oben formulierte Forschungsfrage liefern.

1 Grundlagen des Anleihenmarktes

Der Anleihenmarkt ist substantiell größer als der Markt für Eigenkapital, da Unternehmen – nur sie dürfen Aktien ausgeben - eher dazu tendieren ihr Eigenkapital durch Innenfinanzierung (z.B. einbehaltene Gewinne) zu beschaffen, als durch die Ausgabe von Aktien. Anleihen hingegen, können sowohl von Unternehmen als auch von Staaten emittiert werden.¹

Eine grundlegende Klassifizierung des Anleihenmarktes kann mit Hilfe der Trennung in *Internationalen* und *Inländischen Anleihenmarkt* getroffen werden. In letztgenanntem werden Anleihen von inländischen Rechtsbefähigten in inländischer Währung im Inland platziert. International findet eine Aufteilung in *Ausländische Anleihen* und *Euroanleihen* statt. Eine Ausländische Anleihe ist dadurch charakterisiert, dass ein Emittent aus dem Land X im Land Y eine Anleihe in der Währung des Landes Y ausgeben darf. Euroanleihen werden dagegen hauptsächlich in einem Land emittiert, in dessen Währung die Anleihen nicht ausgestellt sind (z.B.: IBM vermarktet eine Dollaranleihe in London).²

Der inländische Anleihenmarkt kann seinerseits in weitere Unterkategorien aufgeteilt werden: Staatsanleihen, Agenturanleihen, Kommunalanleihen.³

1.1 Definition, Bewertung und Merkmale von Anleihen

Ganz allgemein definiert ist eine Anleihe eine finanzielle Verpflichtung bzw. ein Versprechen eines Unternehmens, eines Staates oder eines staatlichen Unternehmens (Emittenten) an den Anleiheninhaber, als Ausgleich für das Überlassen eines bestimmten Teiles seiner Liquidität, Zahlungen zu (einem) spezifizierten Zeitpunkt(en) zu leisten.⁴

¹ Vgl. Brown/Reilly (2001), S. 700

² Vgl. Jorion (2009), S. 161 - 163

³ Vgl. Brown/Reilly (2001), S. 700

⁴ Vgl. Jorion (2009), S. 3 und S. 161

Erwähnte Zahlungen erfolgen als bestimmter Betrag, der sich aus einem festgelegten Zinssatz in Anwendung auf den Nominalbetrag ergibt. Dieser vertraglich festgelegte Zinssatz wird als **Kuponrate** bezeichnet. Den Nominalbetrag der Anleihe erhält man am Ende der Laufzeit.⁵

Bezeichnet c die konstante, jährliche Kuponzahlung, s_t den Kassazinssatz und Nom den zugrundeliegenden Nominalbetrag der Anleihe, errechnet sich der Barwert der Anleihe PV unter Annahme stetiger Verzinsung aus der Summe der Barwerte der Zahlungen über deren Laufzeit.⁶

$$PV = c \cdot e^{-s_1 \cdot 1} + c \cdot e^{-s_2 \cdot 2} + \dots + Nom \cdot e^{-s_T \cdot T} \quad 7$$

(1)

Die Effektivverzinsung einer Anleihe entspricht dem Diskontierungssatz, der bei Anwendung auf sämtliche der Anleihe zugrundeliegende Zahlungen den Marktpreis der Anleihe widerspiegelt.⁸

Angenommen der in (1) errechnete Barwert entspricht dem Marktwert der Anleihe. Bei gegebenen Kuponzahlungen und Nominalbetrag wird dann jener Zinssatz y ermittelt der den Marktwert der Anleihe deren Zahlungen gleichgesetzt.

$$PV = c \cdot e^{-y \cdot 1} + c \cdot e^{-y \cdot 2} + \dots + Nom \cdot e^{-y \cdot T} \quad 9$$

(2)

Der errechnete Effektivzinssatz y ist nichts anderes als die stetige Rendite der Anleihe. Diese lässt sich äquivalent durch Gegenüberstellung der Preise der Anleihe zu den Zeitpunkten t und $t-1$ berechnen.¹⁰

⁵ Vgl. Hull (2006), S. 110-114

⁶ Vgl. Hull (2006), S. 110-114

⁷ Vgl. Hull (2006), S. 110-114

⁸ Vgl. Hull (2006), S. 110-114

⁹ Vgl. Hull (2006), S. 110-114

¹⁰ Vgl. Hull (2006), S. 110-114

$$y_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right)^{11} \quad (3)$$

Allerdings ist es möglich, die periodischen Kuponzahlungen auszuschließen. In diesem Fall spricht man von einer *Nullkuponanleihe* (Zerobond), die dadurch charakterisiert ist, dass das Nominale der Anleihe mit einem bestimmten Prozentsatz über die Laufzeit diskontiert wird und man dadurch den heutigen Preis der Anleihe ermittelt.

Da eine Nullkuponanleihe bloß eine Zahlung am Ende der Laufzeit verspricht, errechnet sich deren Barwert durch Diskontierung des Cashflows am Ende der Laufzeit C_T mit der stetigen Rendite y und drückt sich wie folgt aus:

$$PV = C_T \cdot e^{-y \cdot T} \quad (4)$$

Insofern verspricht auch eine Nullkuponanleihe eine Rendite, die allerdings nicht periodisch ist.¹³ Der versprochene Zinssatz kann fix sein, was am häufigsten vorkommt, oder er ist an eine bestimmte Referenzrate (z.B. LIBOR, EURIBOR etc.) gebunden, was als variabel-verzinsliche Anleihe bezeichnet wird.¹⁴

Sofern der logarithmierte Preis einer n-jährigen Anleihe bekannt ist, errechnet sich die logarithmierte (Zero-)Rendite der Anleihe p.a. aus $-\frac{1}{n}$ des logarithmierte Preis $p_t^{(n)}$ der n-jährigen Anleihe zum Zeitpunkt t:

$$y_{n,t} \equiv -\frac{1}{n} p_{n,t}^{(n)} \quad (5)$$

Terminzinssätze sind jene Zinssätze, die durch die aktuellen Zero-Renditen angedeutet werden.¹⁶

¹¹ Vgl. Hull (2006), S. 110-114

¹² Vgl. Hull (2006), S. 110-114

¹³ Vgl. Fabozzi (2002), S. 3 und Brown/Reilly (2001), S. 82

¹⁴ Vgl. Fabozzi (2002), S. 3-7

¹⁵ Vgl. Hull (2006), S. 110-114

Aufgrund der negativen Formulierung der Rendite der Anleihe in Gleichung (5) erhält man den logarithmierte Terminzins zum Zeitpunkt t für Anleihen zwischen den Zeitpunkten $t + n - 1$ und $t + n$ aus dem logarithmierten Preis der $n-1$ -jährige Anleihe abzüglich des logarithmierten Preises für die n -jährige Anleihe zum Zeitpunkt t :¹⁷

$$f_{n,t} = p_{n-1,t} - p_{n,t}^{18}$$

(6)

Der Preis einer Anleihe steht in inverser Beziehung zur Änderung des Marktzins und der Rendite, was in Abb.1 grafisch dargestellt wird.

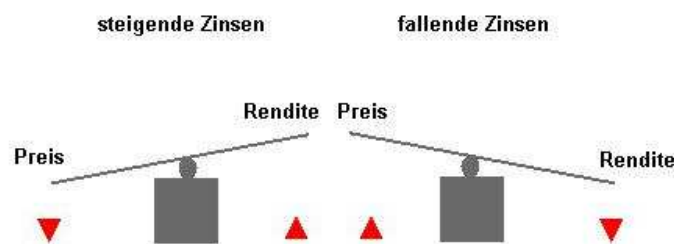


Abb. 1: Preis-Renditebeziehung

Steigende Marktzinsen reduzieren den Preis einer Anleihe (Abb. 1 rechte Seite), da ein höherer Ertrag erzielt werden könnte, wenn man in den Markt investiert. Fallende Zinsen erhöhen den Preis der Anleihe, da durch Investition in diese ein höherer Ertrag erzielt werden kann, als durch Investition in den Markt (Abb. 1 linke Seite).

Die Preissensitivität einer Anleihe hängt darüber hinaus von Änderungen in einzelnen Merkmalen der Anleihe ab.¹⁹ Ceteris Paribus können folgende allgemeine Aussagen getroffen werden:

¹⁶ Vgl. Hull (2006), S. 110-114

¹⁷ Vgl. Cochrane/Piazzesi (2005), S. 140

¹⁸ Vgl. Hull (2006), S. 110-114

- Je länger die Laufzeit einer Anleihe bis zur Fälligkeit ist, desto sensibler reagiert der Preis auf Zinsänderungen.
- Je geringer der Kupon ist, desto sensibler reagiert der Preis auf Zinsänderungen.
- Je höher das allgemeine Renditeniveau ist, desto weniger reagiert der Preis auf Zinsänderungen.²⁰

Die Fälligkeit ist ein besonders bedeutendes Merkmal der Anleihe. Das Datum dieser zeigt den im Anleihenvertrag festgelegten Tag, zu dem sich der Emittent verpflichtet hat, den Nominalbetrag zurückzuzahlen.²¹ Die *Restlaufzeit* ist die Zeit bis die Anleihe fällig wird. Die Fälligkeit ist vor allem deshalb ein derart bedeutender Faktor, da sie zum einen die Anzahl der Kuponperioden zeigt und zum anderen die Rendite bestimmt, die je nach Fälligkeit bzw. Laufzeit unterschiedlich ausfällt und von der Form der Renditekurve abhängt, was im nächsten Kapitel näher beleuchtet wird. Des Weiteren entstehen durch unterschiedliche Fälligkeiten unterschiedliche Risiken: So ist das Zinsänderungsrisiko einer kurzfristigen Anleihe beispielsweise weitaus besser einkalkulierbar als jenes einer längerfristigen Anleihe.²²

Ein weiteres Merkmal einer Anleihe ist der deren **Emissionstyp**, wobei drei verschiedene bekannt sind:

- Gesicherte Anleihe
- (der Gesicherten) Untergeordnete Anleihe
- Ungesicherte Anleihe

Die Reihenfolge der Aufzählung stellt den Rang der Forderungsbefriedigung dar.²³ Eine gesicherte Anleihe kann beispielsweise durch ein gerichtlich einklagbares Recht auf eine Forderung oder durch eine Hypothek gesichert werden.²⁴

¹⁹ Vgl. Fabozzi (2005), S. 17-21 und Fabozzi (2002), S. 14-17

²⁰ Vgl. Fabozzi (2005), S. 17-21 und Fabozzi (2002), S. 14-17

²¹ Vgl. Jorion (2009), S. 254

²² Vgl. Fabozzi (2005), S. 4-5

²³ Vgl. Fabozzi (2002), S. 154

²⁴ Vgl. Fabozzi (2002), S. 154

Sowohl dem Emittenten als auch dem Anleiheninhaber können darüber hinaus Kündigungs- und andere Rechte (z.B. Konversionsprivileg) eingeräumt werden.²⁵

Es sei erwähnt, dass der jeweilige Emissionstyp nicht bzw. nur sehr gering als Qualitätsmerkmal heranzuziehen ist, da in erster Linie die Glaubhaftigkeit des Emittenten deterministisch für die Qualität der Anleihe ist.²⁶ Würde beispielsweise ein Unternehmen, das über ein sehr schlechtes Rating verfügt, eine gesicherte Anleihe ausgeben, so würde das nicht heißen, dass die Rückzahlung des Nominalbetrags garantiert werden könne, da ein Ausfall mit Blick auf das Rating doch sehr wahrscheinlich sein würde.

1.2 Die Renditekurve

Die Renditekurve zeigt die Anleihenrenditen zu bestimmten Zeitpunkten von Anleihen gleichen Risikos, jedoch mit unterschiedlichen Fälligkeiten. Das Hauptrisiko, dem ein Investor am Anleihenmarkt ausgesetzt wird, ist insofern das Zinsrisiko.²⁷

Grundsätzlich gibt es drei mögliche Formen, die die Renditekurve annehmen kann.

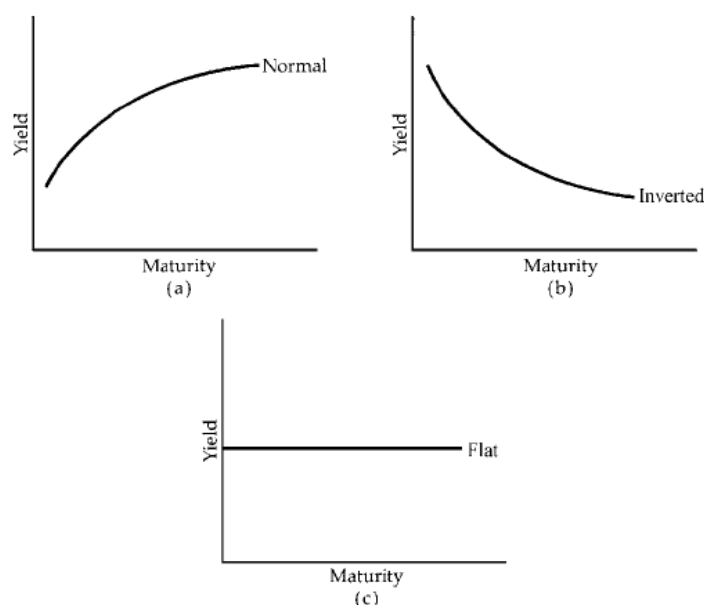


Abb. 2: Formen der Renditekurve²⁸

²⁵ Vgl. Jorion (2009), S. 163

²⁶ Vgl. Jorion (2009), S. 163 und Brown / Reilly (2001), S. 698

²⁷ Vgl. Fabozzi (2005), S. 19-20

²⁸ Vgl. Fabozzi (2002), S. 98

Als Standardform wird die positiv geneigte bzw. normale Renditestruktur (siehe a. in Abb. 2) bezeichnet. In dieser Form zeigt sie die Beziehung zwischen Rendite und Fälligkeit, in der der Investor mit zunehmender Fälligkeit eine höhere Rendite erzielen kann. Die flache Renditekurve (siehe c. in Abb. 2) indiziert eine gleichbleibende Rendite zu jeder Fälligkeit. Wird eine inverse bzw. negativ geneigte Renditekurve abgebildet (siehe b. in Abb. 2), deutet dies auf eine geringere Rendite mit zunehmender Laufzeit hin.²⁹

Der Spread zwischen den Renditen der Fälligkeiten wird durch die Kurve bzw. die Steilheit der Renditekurve ausgedrückt.³⁰

Eine Verschiebung der Renditekurve basiert auf einer relativen Veränderung der abgebildeten Fälligkeiten. Eine Parallelverschiebung zeigt eine die Renditen gleichermaßen beeinflussende Veränderung der Fälligkeiten. Ferner keine Parallelverschiebung stattfindet, wird angenommen, dass sich die Renditen der Fälligkeiten nicht um die gleich Anzahl an Basispunkten verändern. Insofern kann die Renditekurve flacher oder steiler werden. Steiler wird sie in dem Fall, dass der Spread bzw. die Differenz zwischen langem und kurzem Ende größer wird, flacher wird sie, wenn ein geringerer Unterschied zwischen den Zinsen für längere Laufzeiten und den Zinsen für kürzere Laufzeiten gegeben ist.³¹

1.3 Interpretation der Renditekurve

Als Beispiel zur Interpretation der Renditekurve werden Renditekurven der USA jeweils zum 1. Jänner des Jahres von 2000 bis 2010, aus Gründen der Übersichtlichkeit in zweijährigem Abstand herangezogen.

²⁹ Vgl. Fabozzi (2002), S. 97-99

³⁰ Vgl. Fabozzi (2002), S. 97-99

³¹ Vgl. Fabozzi (2002), S. 97-99

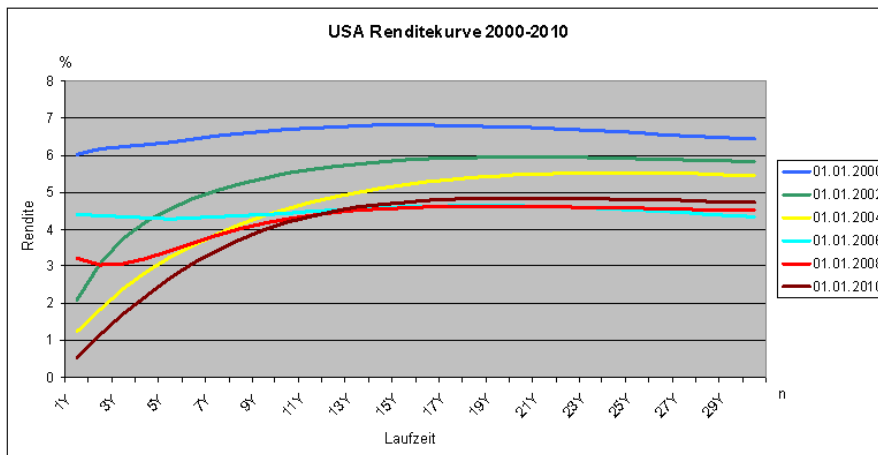


Abb. 3: Renditekurve der USA von 2000-2010

Unter Betrachtung der Abb. 3 sticht unmittelbar ins Auge, dass das Renditeniveau allgemein abgenommen hat. Die Renditen 2010 sind in keiner Fälligkeitsperiode auch nur annähernd so hoch wie die Renditen von 2000 bis 2004. Im Jahr 2000 war die Renditekurve der USA fast flach, sie wurde aber schon im Jahr 2002 weitaus mehr konvav. Interessant ist auch, dass die Renditekurve des Jahres 2008 in den kurzfristigen Positionen durchaus hohe Renditen zeigt, wobei mittelfristige Einbußen zu sehen sind. Langfristig pendelt sie sich wieder ein und zeigt einen positiven Rendite Spread der langfristigen Anleihen gegenüber der kurz- und mittelfristigen. Abb. 4 zeigt die Renditekurven des 1.7.2007 und des 1.1.2008. Letztere wird darauffolgend als Beispiel interpretiert.

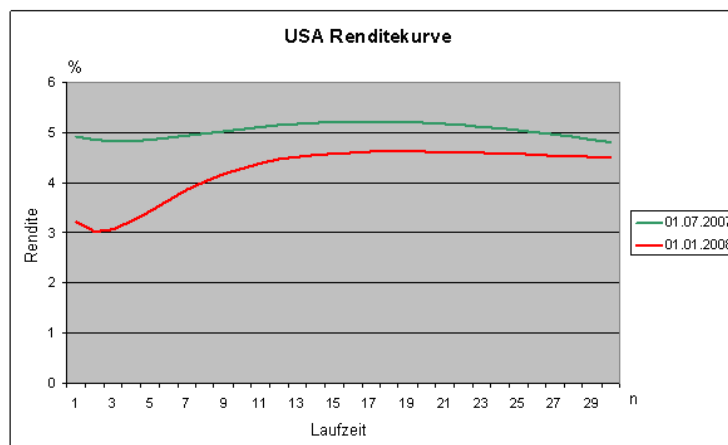


Abb. 4: Renditekurve der USA von 2007, 2008

Grundsätzlich stellt man sich die Frage nach den Folgen bzw. Bedeutungen der aktuellen Renditekurve.

Zunächst betrachtet man die Erwartungstheorie bezüglich der Terminstruktur der Zinssätze, die - wie in Kapitel 3.1.1 noch näher erklärt wird - besagt, dass zu jedem Zeitpunkt, die Differenz der Renditen verschiedener Zeitpunkte, denselben totalen Kapitalfluss bieten, unabhängig davon welches Instrument man kauft.³²

Die vorliegende Renditestruktur zeigt beispielsweise zum 1. Januar 2008 folgende Zinssätze:

1-jähriger Zins:	3,2102 %
2-jähriger Zins:	3,0303 %

Die aktuelle einjährige Rendite beträgt 3,2102 %. Laut Erwartungstheorie müsste die Rendite von Jahr 1 bis Jahr 2 2,85% betragen, da man im Fall einer Investition in zwei einjährige Anleihen, denselben Totalen Return erwirtschaften würde, wie durch die Investition in den zweijährigen.

Folgende Berechnungen zur Ermittlung des impliziten Terminzinses sind notwendig:

$$1,032102 + (1 + \tilde{r}) = 1,030303^2$$

Durch entsprechende Umformung kommt man zu einem impliziten Terminzins von 2,85 %.

Das bedeutet, dass der Kapitalmarkt annimmt, dass die Rendite für das kommende Jahr sinken wird. Daraus folgt, dass vermutet wird, dass die Marktzinsen sinken und die Preise dadurch steigen.

Tatsächlich ist die Rendite der 1-jährigen US-Staatsanleihe am 1.1.2009 bei drastischen 0,385%. Insofern konnte durch die Erwartungstheorie zwar nicht auf die Höhe der Zinsen in einem Jahr geschlossen werden, jedoch konnte die Richtung bestimmt werden.

³² Vgl. Ilmanen (1995b), S. 5

In Abb. 5 ist der Unterschied zwischen der einjährigen und der zweijährigen Staatsanleihe im Zeitverlauf ab 1961 auf monatlicher Basis abgebildet. Sofern sich die Linie im positiven Bereich befindet, bedeutet das, dass eine Investition in eine zweijährige Anleihe eine höhere Rendite verspricht, als die Investition in die einjährige Anleihe. Insofern ist im negativen Fall die einjährige Investitionsrendite höher als die zweijährige.

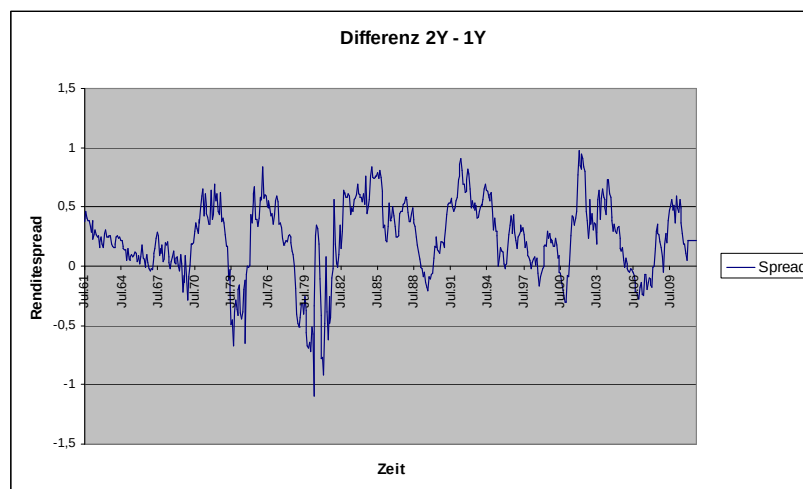


Abb. 5: Rendite Spread der USA von 1960-2010

Wendet man sich noch einmal dem Beispiel von oben zu, muss man erkennen, dass das Vertrauen auf die Erwartungstheorie zu Verlusten führen hätte können. **Warum?** Für den Investor steht fest, dass er einen Übergewinn erzielen kann, ferner die Rendite von Jahr 1 bis Jahr 2 höher ist als die errechneten 2,85%.

Er glaubt fest daran, dass die Rendite der aktuellen 3,21% nicht auf weniger als 2,85% fällt und legt nun sein Geld für ein Jahr an.

Er erzielt also eine tatsächliche Rendite von 3,21%.

Am 1.1.2009 ist die Rendite der 1-jährigen Anleihe auf 0,385%, was bedeutet dass der Investor eine Gesamtrendite von 3,607% gemacht hat.

Zum Vergleich: Hätte er sein Vermögen am 1.1.2008 für zwei Jahre gebunden, hätte er sich über eine Gesamtrendite von 6,15% gefreut $(1,0303^2)$.³³

³³ Vgl. Mast Henderson et al. (2003) S. 4-16 und Fabozzi, (2005), S. 10-24

1.4 Risikomaße

Das Hauptrisiko dem ein Investor auf dem Anleihenmarkt ausgesetzt ist, ist das Zinsänderungsrisiko bzw. das Marktrisiko.³⁴

In Hinblick auf dessen Quantifizierung, stellt man sich grundsätzlich die Frage: „Wie wird sich der Preis ändern, wenn sich die Marktzinsen ändern?“³⁵

Die Antwort auf diese Frage kann entweder als prozentuelle Veränderung zum Basispreis oder als Dollarpreisveränderung zum Basispreis gegeben werden.³⁶

Das Marktrisiko befasst sich grundlegend mit zwei Effekten: *Der Marktwerteffekt* drückt die Kursänderung bei Änderung des Renditeniveaus aus und *der Wiederveranlagungseffekt* spricht die zu erzielende Verzinsung bereits ausgeschütteter Zinszahlungen bei verändertem Renditeniveau an. Ist der Marktzins hoch, so würde der Kurs der Anleihen sinken, was auf einen negativen Marktwerteffekt hindeutet. Die Kuponzahlungen könnten dem entgegen zu einem höheren Zinssatz angelegt werden, was auf einen positiven Wiederveranlagungseffekt hinweist. Dies verdeutlicht, dass die Auswirkungen einer Zinsänderung auf den Barwert und auf den Endwert einer Anleihe geradezu gegenläufig sind. Die Duration sucht nun nach dem Zeitpunkt innerhalb der Laufzeit einer Anleihe, zu dem sich diese gegenläufigen Effekte aufheben, bekannt unter Macaulay Duration:

$$D^{MAC} = \sum_{t=1}^T \frac{C_t \cdot t}{(1+r)^t} * \frac{1}{P_0} \quad 37$$

(7)

Eine Anleihe mit einem höheren Kupon/Rendite hat eine geringere Duration während eine Anleihe mit einer längeren Fälligkeit eine längere Duration hat.

³⁴ Vgl. Fabozzi, (2005), S. 17

³⁵ Vgl. Fabozzi, (2005), S. 17–24 und S. 177

³⁶ Vgl. Fabozzi, (2005), S. 17–24 und S. 177

³⁷ Vgl. Mast Henderson (2003). S. 4-16

Die prozentuelle Änderung des Anleihenpreises, bei einer Änderung der Rendite um 1% wird durch die Modifizierte Duration abgebildet. Mathematisch ausgedrückt, ist die Modifizierte Duration die erste Ableitung der Preis-/Renditebeziehung.

$$D^{MOD} = \frac{P^- - P^+}{(2P_0(\Delta Y))} \quad 38$$

(8)

bzw. abgeleitet von Gleichung 3

$$D^{MOD} = \frac{D^{MAC}}{(1+y)} \quad 39$$

(9)

Marktrisiko wird durch die Steigung der Preis-Renditekurve dargestellt. Ist die Steigung negativ, steht der Anleihenpreis in inversem Verhältnis zu Zinsänderungen. Im Allgemeinen ist die Beziehung zwischen Preis und Rendite kurvenförmig. Das bedeutet, dass sich die Sensitivität des Anleihenpreises gegenüber Veränderungen in den Zinsen je nach Renditeniveau verändert. Die Kurvenförmigkeit resultiert aus der Tatsache, dass die an Anleihenhalter bezahlten Kupons reinvestiert werden und diese somit Zinsen auf die Zinsen verdienen.⁴⁰

Die Kennzahl Duration ist ein Maß für Fälligkeit, Kupon und Renditeeffekte, die verwendet werden um das Zinsrisiko darzustellen.⁴¹

³⁸ Vgl. Mast Henderson (2003). S. 4-16

³⁹ Vgl. Mast Henderson (2003). S. 4-16

⁴⁰ Vgl. Mast Henderson (2003). S. 4-16

⁴¹ Vgl. Mast Henderson (2003). S. 4-16

1.5 Risikoertragsmaßzahlen

Viele Performance Maßzahlen werden mit Hilfe historischer Daten berechnet, die auf prognostizierte Zusammenhänge ausgerichtet sind. In der Theorie werden ex ante Daten verwendet, während man in der Praxis ex post Werte heranzieht.⁴²

Allgemein wird angenommen, dass ex post Daten zumindest in geringem Ausmaß prädiktive Kraft besitzen. Für gewisse Anwendungen genügt es, Werte monoton in Relation zueinander zu stellen, um eine Vorhersage für die Zukunft treffen zu können. Verfügt beispielsweise die Rendite der Anleihe X historisch stets über eine höhere Rendite als die Anleihe Y, kann daraus geschlossen werden, dass die Anleihe X auch in Zukunft eine höhere Rendite abwerfen wird als die Anleihe Y.⁴³

Grundlegende Maße für die Güte einer Investition sind der Mittelwert und die Varianz der Rendite aus der Investition, die durch die nachfolgenden Risikoertragsraten zu einer Maßzahl zusammengefasst werden sollen.⁴⁴

1.5.1 Sharpe Ratio

William F. Sharpe führte 1966 ein Maß für die Performance von Fonds ein, das er selbst als „reward-to-variability ratio“ bezeichnet. Der Name wurde jedoch nicht angenommen und so setzte sich die Bezeichnung Sharpe Ratio durch.⁴⁵

Die ex ante Sharpe Ratio zeigt die Überschussrendite einer Anlage zur Konkurrenzanlage bzw. zum risikolosen Markt (Benchmark) pro Risikoeinheit. Weist beispielsweise die Anlage X zwar eine höhere Rendite auf als die Anlage Y, ist letztere jedoch weniger risikobehaftet, so erhält man durch die Sharpe Ratio die notwendige Hilfestellung.⁴⁶

⁴² Vgl. Sharpe (1994), S. 48-50

⁴³ Vgl. Sharpe (1994), S. 48-50

⁴⁴ Vgl. Sharpe (1994), S. 48-50

⁴⁵ Vgl. Sharpe (1994), S. 49-50

⁴⁶ Vgl. Sharpe (1994), S. 49-50

Die folgende Gleichung zeigt den unsicheren Unterschiedsreturn $\tilde{d}$ zwischen dem Return des Fonds $\tilde{r}_F$ zum Return der Benchmark $\tilde{r}_B$, deren Werte jeweils im Vorhinein nicht mit Sicherheit festgestellt werden können:⁴⁷

$$\tilde{d} \equiv \tilde{r}_F - \tilde{r}_B \quad 48$$

(10)

Die ex ante Sharpe Ratio stellt den erwarteten Unterschiedsreturn $\bar{d}$ als Prozentsatz der prognostizierten Standardabweichung von d dar:

$$SR_{exante} \equiv \frac{\bar{d}}{\sigma_d} \quad 49$$

(11)

Die ex post Sharpe Ratio zeigt die historische Überschussrendite einer Anlage pro historischer Risikoeinheit.

D_t die Returndifferenz zum Zeitpunkt t bildet sich wiederum aus dem Unterschied des Returns des Fonds R_{Ft} zum Return des Benchmarks R_{Bt} in t .

$$D_t \equiv R_{Ft} - R_{Bt} \quad 50$$

(12)

$\bar{D}$ beschreibt den durchschnittlichen Wert der Returndifferenz in der historischen Periode von $t=1$ bis T , also bis Laufzeitende.

$$\bar{D} \equiv \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T D_t \quad 51$$

(13)

⁴⁷ Vgl. Sharpe (1994), S. 49-50

⁴⁸ Vgl. Sharpe (1994), S. 49-50

⁴⁹ Vgl. Sharpe (1994), S. 49-50

⁵⁰ Vgl. Sharpe (1994), S. 49-50

⁵¹ Vgl. Sharpe (1994), S. 49-50

Die Standardabweichung von D ergibt sich schließlich aus:

$$\sigma_D \equiv \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T (D_t - \bar{D})^2}{T-1}}. \quad ^{52}$$

(14)

Die ex post Sharpe Ratio ist nun ermittelbar durch Relativierung der durchschnittlichen Returndifferenz zur Standardabweichung dieser:

$$SR_{\text{ex post}} \equiv \frac{\bar{D}}{\sigma_D}. \quad ^{53}$$

(15)

Die Sharpe Ratio ist in beiden Fällen zeitlich abhängig von der Messperiode.

Eine positive Sharpe Ratio (<1) indiziert eine Überrendite im Vergleich zur Benchmark und zeigt zudem in welchem Verhältnis diese zum eingegangenen Risiko steht.

Sofern S_1 die Sharpe Ratio für den Zeitpunkt $t=1$ und S_T die Sharpe Ratio für den Zeitpunkt T bezeichnet, gilt:

$$S_T = \sqrt{T} S_1 \quad ^{54}$$

(16)

⁵² Vgl. Sharpe (1994), S. 49-52

⁵³ Vgl. Sharpe (1994), S. 49-52

⁵⁴ Vgl. Sharpe (1994), S. 49-52

1.5.2 Information Ratio

Die Information Ratio (IR) stellt das Verhältnis zwischen (jährlichem) Residualertrag zum (jährlichen) Residualrisiko dar.⁵⁵

Im Allgemeinen werden durch die IR die möglichen Optionen eines Investmentmanagers eine Überrendite zu erzielen definiert, wozu eine Residualgrenze festgelegt wird.⁵⁶

Je größer sie ist, desto größer ist die Anzahl der Möglichkeiten. Die Wurzel aus der IR ist eine Maßzahl für die Möglichkeit der Wertschöpfung.⁵⁷

Vorausschauend – ex ante – bezeichnet man die Schätzung des künftigen Residualertrags als Alpha (α), während man dieselbe Bezeichnung ex post für durchschnittliche, bereits realisierte Residualerträge verwendet.⁵⁸

Die Notation ω wird für das Residualrisiko verwendet, welches je nach Blickwinkel entweder das geschätzte zukünftige Risiko oder das historische Risiko darstellt.⁵⁹

Da die IR das Verhältnis von Risiko und Ertrag darstellt, d.h. wie viel Ertrag pro Risikoeinheit erzielt wird, errechnet sich dieser wie folgt:

$$IR_i = \frac{\alpha_i}{\omega_i} \quad 60$$

(17)

Die Residualgrenze zeigt die Möglichkeiten die dem Aktivmanager zur Verfügung stehen.⁶¹

⁵⁵ Vgl. Grinold / Kahn (2000), S. 112

⁵⁶ Vgl. Grinold / Kahn (2000), S. 5-6

⁵⁷ Vgl. Grinold / Kahn (2000), S. 5-6

⁵⁸ Vgl. Grinold / Kahn (2000), S. 111

⁵⁹ Vgl. Grinold / Kahn (2000), S. 111-114

⁶⁰ Vgl. Grinold / Kahn (2000), S. 111-114

⁶¹ Vgl. Grinold / Kahn (2000), S. 111-119

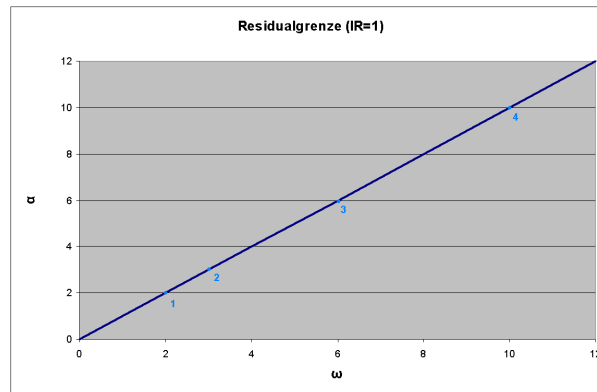


Abb. 6: Residualgrenze bei Information Ratio 1

Abb. 6 zeigt die Residualgrenzen eines Managers mit einem IR von 1. Die Grenze ergibt sich aus den Informationen, die dem Aktivmanager zur Verfügung stehen. Portfolios auf der Linie (1 – 4) sind jene, die für den Manager aufgrund der vorhandenen Informationen möglich bzw. effizient erscheinen. Ein Manager, dessen IR aufgrund seiner Informationen beispielsweise 0,5 beträgt, gelangt zu einer anderen Residualgrenzlinie, wodurch er andere Portfolios als effizient erachtet.⁶² Ein Manager kann den erwarteten Residualertrag erhöhen, indem er das korrespondierende Residualrisiko erhöht. Möchte beispielsweise ein Manager mit einer IR von 0,5 einen Residualertrag von 6% erzielen, müsste er ein Residualrisiko von 12% eingehen, was durch Umformung der Gleichung $\alpha = IR \cdot \omega$ zu ermitteln ist.⁶³

1.5.3 Sortino Ratio

Neben der Sharpe Ratio wurden im CAPM und in der Modernen Portfoliotheorie eine große Anzahl an Performancemaßen entwickelt: Sharpe Ratio, Information Ratio, Treynor Ratio, Jensen's Alpha etc.⁶⁴

Die meisten Performancemaße stellen die Performance einer Anlage in Relation zu einer Benchmark dar. Nicht so die Sortino Ratio. Die Sortino Ratio ist eine Erweiterung der Idee, die sich hinter der Sharpe Ratio verbirgt und ein Maß für den risikobereinigten Gewinn einer Anleihe. Während die Sharpe Ratio die gesamte

⁶² Vgl. Grinold / Kahn (2000), S. 111-119

⁶³ Vgl. Grinold / Kahn (2000), S. 111-119

⁶⁴ Vgl. Sortino / Price (1994): S. 59-64 und Sortino / Satchell (2001), S. 178-179

Volatilität einer Anlage berücksichtigt, bezieht die Sortino Ratio bloß die negativen Abweichungen vom Mittelwert mit ein, die sogenannte „Downsideabweichung“, welche sich folgendermaßen berechnet::

$$\delta = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T t^- (R_{p,t} - R_{mar})^2} \quad ^{65}$$

(18)

$R_{p,t}$ beschreibt den Return des Portfolios (bzw. der Anleihe) zum Zeitpunkt t , während R_{mar} den minimal akzeptablen Return (MAR) bezeichnet, was beispielsweise der risikofreie Marktzins sein könnte. t^- ist eine Dummy Variable (Platzhalter), die die Zahl 1 annimmt, sofern der Return der Anlage kleiner oder gleich dem MAR ist und 0 wird, sofern der Return der Anlage größer als der MAR ist. Die Downsideabweichung unterscheidet sich von der Standardabweichung in zweierlei Hinsicht: ⁶⁶

1. Die Standardabweichung ist ein Maß relativ zum endogenen Mittelwert, während sich die Downsideabweichung zu einem exogenen Referenzpunkt relativiert.
2. Die Standardabweichung misst alle Abweichungen vom Mittelwert, während die Downsideabweichung nur Abweichungen einbezieht, die unter dem Referenzpunkt liegen. ⁶⁷

Die Sortino Ratio ergibt sich aus:

$$SOR = \frac{R_p - R_{mar}}{\delta} \quad ^{68}$$

(19)

⁶⁵ Vgl. Sortino / Price (1994): S. 59-64 und Sortino / Satchell (2001), S. 178-179

⁶⁶ Vgl. Sortino / Price (1994): S. 59-64 und Sortino / Satchell (2001), S. 178-179

⁶⁷ Vgl. Sortino / Price (1994): S. 59-64 und Sortino / Satchell (2001), S. 178-179

⁶⁸ Vgl. Sortino / Price (1994): S. 59-64 und Sortino / Satchell (2001), S. 178-179

Grundsätzlich gilt: Je größer die Sortino Ratio, desto geringer ist das Risiko größerer Verluste.⁶⁹

Damit sei nun die Einführung in die Grundlagen und grundlegenden Charakteristika des Anleihenmarktes abgeschlossen. Im nächsten Kapitel geht es um Strategien, die am Anleihenmarkt angewendet werden (können). Eine Differenzierung zwischen aktiven und passiven Strategien findet statt.

⁶⁹ Vgl. Sortino / Price (1994): S. 59-64 und Sortino / Satchell (2001), S. 178-179

2 Anleihenportfoliomanagement

Das Wichtigste im Sinne des Anleihenportfoliomanagement ist die Auswahl der richtigen Strategie. Grundlegend unterscheidet man eine aktive und eine passive Anlagestrategie. Eine aktive Strategie hat zum Ziel, eine Überrendite (besser als der Markt) zu erzielen. Dies ist nur möglich, wenn der Fondsmanager über Informationen verfügt, über welche die anderen Marktteilnehmer nicht verfügen. Würden die anderen Marktteilnehmer nämlich über dieselben Informationen verfügen, würde der Markt diese widerspiegeln, und es wäre insofern nicht möglich, eine bessere Rendite als durch Investition in diesen zu erzielen.⁷⁰

Sofern man nun also nicht über geeignete Informationen verfügt, die darauf hindeuten, dass es möglich ist eine solche Überrendite zu erzielen, sollte man jedenfalls eine passive Strategie wählen, da dadurch zumindest das Ergebnis des Marktes gewährleistet wird.⁷¹ Im Folgenden findet eine kurze Beschreibung des Managementprozesses statt, worauf eine Beschreibung passiver und aktiver Investitionsstrategien im Anleihenmanagement folgt.

2.1 Managementprozess

Grundsätzlich besteht der Investitionsmanagementprozess aus folgenden 5 Schritten:

1. Festlegen der Investitionsziele
2. Formulieren der Investitionspolitik
3. Auswählen der Portfoliostrategie
4. Anlagenselektion
5. Performanceevaluierung⁷²

Die Investitionsziele sind je nach Institution verschieden. Das Ziel eines Pensionsfonds beispielsweise wird es sein, die jeweiligen Pensionsverpflichtungen

⁷⁰ Vgl. *Martinelli et al.*(2003), S 233-237 und *Fabozzi* (2000), S. 401

⁷¹ Vgl. *Martinelli et al.*(2003), S 233-237

⁷² Vgl. *Fabozzi* (2000): S. 402

zeitgerecht erfüllen zu können. Versicherungen setzen sich neben dem Ziel der Obligationsbegleichung auch ein Profitziel. Bei reinen Kapitalanlagegesellschaften steht der Gewinn im Vordergrund.⁷³

Die Investitionspolitik beinhaltet Richtlinien um die Investitionsziele zu erreichen. Dabei können dem Investitionsmanager verschiedene Beschränkungen auferlegt werden, an die er sich zwingend halten muss um vom Klienten nicht klagbar zu sein. Dies könnte z.B. Risikogrenzen betreffen, über die er nicht investieren darf oder bestimmte Assets, die nicht in das Portfolio aufgenommen werden dürfen. Auch kann ein Prozentsatz an sicheren Anlagen, die das Portfolio enthalten muss, festgelegt werden etc. In Punkt 3 geht es grundsätzlich um die Entscheidung eine aktive oder eine passive Anlagestrategie auszuwählen, worauf in den folgenden Kapiteln eingegangen wird. Punkt 4 und Punkt 5 beinhalten schließlich die Auswahl der Assets nach Investitionspolitik bzw. Ertrag/Risikoprofil und schlussendlich die Performanceevaluierung der Investitionsstrategie.⁷⁴

2.2 Passives Zinsmanagement

Eine passive Anlagestrategie basiert auf der „Efficient Market Hypothesis“. Es wird angenommen, dass der Markt sämtliche Informationen in den Marktpreisen der Anleihen ohne Verzögerung widerspiegelt. Die Anomalien sind demnach derart gering, dass sich die Transaktionskosten, die man aufwenden müsste um diese auszunutzen, nicht auszahlen würden.⁷⁵ Dennoch kann nicht verleugnet werden, dass es nicht nur rationale Investoren gibt, sondern eine Vielzahl von irrational Handelnden. Verhaltenswissenschaftliche Ökonomen wie beispielsweise Odean (1999) sprechen von *systematischen Fehlern der Investoren*.⁷⁶

⁷³ Vgl. Fabozzi (2000): S. 401-406

⁷⁴ Vgl. Fabozzi (2000): S. 401-406

⁷⁵ Vgl. Malkiel (2003): S. 1-10

⁷⁶ Vgl. Malkiel (2003): S. 1-10

2.2.1 Volle und approximative Replikation

Bei der vollen Replikation, die als erste in Zusammenhang mit dem passivem Zinsmanagement erwähnt werden soll, wird ein Index komplett und präzise dupliziert, was bedeutet, dass sämtliche Wertpapiere des Index in exakt mit diesem übereinstimmenden Verhältnis gehalten werden. Der Vorteil dieser Methode ist, dass nur dann gehandelt werden muss, wenn sich der Aufbau des Index ändert. Anzumerken ist allerdings, dass die volle Replikation eher auf den Eigenkapitalmarkt angewandt wird.⁷⁷

In der approximativen Replikation versucht man, durch den Ankauf einer bestimmten Anzahl festverzinslicher Wertpapiere einen bestimmten Index nachzubauen. Hierbei gilt auf jeden Fall, dass der Index umso besser dargestellt wird, je mehr Wertpapiere man verwendet. Unter der approximativen Replikation finden sich beispielsweise das *Optimized Sampling*, das *Faktorbasierte Sampling* und das *Stratified Sampling*, wobei nur auf letzteres näher eingegangen wird.⁷⁸

Im Stratified Sampling werden die wichtigsten Komponenten eines Index mittels verschiedener Wertpapiere dargestellt. Der jeweilige Index wird in verschiedene Teile zerlegt, denen dann einzelne Wertpapiere zugeteilt werden, wobei jeder Teil eine bestimmte Charaktereigenschaft des Index darstellt. Diese können sein: Duration, Kupon, Fälligkeit, Marktsektor etc.⁷⁹

Die Wertpapiere, die in einem bestimmten Teil zugewiesen werden, bestimmen sich im Groben dadurch, dass sie in Summe den Beitrag der jeweiligen Charaktereigenschaft zum Gesamtportfolio darstellen. Das heißt, dass jene Wertpapiere gekauft werden, die den Charakteristika des Gesamtindex entsprechen – repräsentativ dafür sind. Je mehr Wertpapiere zur Darstellung einer bestimmten Eigenschaft des Index verwendet werden, desto repräsentativer ist die Replikation.⁸⁰

⁷⁷Vgl. Martinelli et al. (2003): S. 214 -227

⁷⁸Vgl. Martinelli et al. (2003): S. 214 -227

⁷⁹Vgl. Martinelli et al. (2003): S. 214 -215

⁸⁰Vgl. Martinelli et al. (2003): S. 214 -215

Beispiele für Stratified Sampling Strategien

Emittenten Strategie

Man wählt die nach prozentuellem Marktwert größten Wertpapiere der größten Emittenten des Index.⁸¹

Struktur Strategie

Man teilt den Index in verschiedene Industrie- und Kreditkörbe. Diese Körbe werden dann mit verschiedenen Anleihen befüllt, so dass jeder Korb schließlich die Marktgewichtung und den Beitrag zur jeweiligen Duration darstellt.⁸²

2.2.2 „Buy and Hold“ Strategie

Die „Buy and Hold“ Strategie ist die wohl klassischste Form passiver Strategien, die auch im letzten Teil der Magisterarbeit als Vertreter der passiven Strategien angewendet wird. Es wird bzw. es werden eine oder mehrere Anleihen gekauft und bis zur Fälligkeit gehalten. In dieser passiven Strategie werden keine Vermutungen bezüglich des zukünftigen Renditeniveaus aufgestellt und darüber hinaus ist der aktuelle Wert der Anleihe für den Investor nebensächlich. Natürlich erscheint einem diese Strategie als eine eines „faulen Investors“, allerdings eliminiert bzw. minimiert diese Strategie die Transaktionskosten, die im Falle eines aktiven Managements durchaus enorme Summen ausmachen können. Darüber hinaus ist es möglich, dass ein solches Portfolio ein aktiv geführtes Portfolio übertrifft, was häufig dann zutrifft, wenn es zu einer Zeit mit hohen Zinsen gebildet wurde.⁸³

2.3 Aktives Zinsmanagement

Wie bereits erwähnt wird grundlegend von einem preiseffizienten Markt ausgegangen – ein Markt der sämtliche verfügbaren Informationen zur Bewertung von Wertpapieren darstellt. Um eine aktive Strategie anwenden zu können, muss davon ausgegangen werden, dass eben dies nicht der Fall ist. Aktive Anlagestrategien

⁸¹ Vgl. Martinelli et al. (2003): S. 215

⁸² Vgl. Martinelli et al. (2003): S. 215

⁸³ <http://www.investopedia.com/articles/bonds/08/bond-portfolio-strategies.asp> [Zugriff: 15.9.2011]

versuchen den Markt (bzw. die Benchmark) zu übertreffen, was nur dann möglich ist, wenn von zeitlich ineffizient eingepreisten Anleihen ausgegangen wird und insofern die Hypothese eines effizienten Marktes verworfen wird. Auch die erhöhten Management- und Transaktionskosten, die in diesem Sinne sehr hoch sein können, müssen bei der Bewertung einbezogen werden.⁸⁴

Die jeweilige Strategie basiert auf den Informationen die dem Aktivmanager zur Verfügung stehen bzw. auf dessen Vermutungen bezüglich der Marktentwicklung. Im Grunde genommen kann eine aktive Strategie somit als Mismatch⁸⁵ des Index bezeichnet werden.⁸⁶ Es müssen Strategien entwickelt werden, die von der allgemeinen Meinung am Markt abweichen.⁸⁷

Der Rückfluss aus einem Portfolio wird unter anderem beispielsweise durch folgende Faktoren beeinflusst:

- Veränderung des Renditeniveaus
- Veränderung in der Form der Renditekurve
- Veränderung in der Differenz zwischen Anleihensektoren (Renditespread)
- Veränderung der Riskoprämie einer Anleihe⁸⁸

Allgemein können aktive Strategien in antizipierende und reaktive Strategien eingeteilt werden, wobei letztere – zu denen Momentum Strategien und Mean Reversion Strategien gehören, hier nicht näher beleuchtet werden.

Im Folgenden werden Direktionale Strategien und Relative-Value Strategien behandelt.⁸⁹

Direktionale Strategien (Market Timing Strategien) versuchen von direktionalen Veränderungen in den Marktzinsen zu profitieren, indem sie diese antizipieren. Diese Veränderungen resultieren nicht zwangsläufig aus markttechnischen Ineffizienzen, sondern können beispielsweise entstehen, wenn der Markt zu langsam auf Informationen reagiert oder es sich schlichtweg um Bewertungsfehler handelt, die

⁸⁴ Vgl. *Fabozzi* (2002), S. 417-418

⁸⁵ Mismatch: Ungleichheit, Diskrepanz

⁸⁶ Vgl. *Fabozzi* (2002), S. 417-418

⁸⁷ Vgl. *Fabozzi* (2002), S. 417-418

⁸⁸ Vgl. *Fabozzi* (2000), S. 406

⁸⁹ Vgl. *Mast Henderson* (2003), S 156-160

dazu führen, dass die Preise von den prognostizierten Gleichgewichtspreisen abweichen. Market Timing Strategien sind nichts desto trotz am erfolgreichsten, wenn der Markt ineffizient ist.⁹⁰

Eine klassische direktionale Strategie ist die Long/Short Strategie, die einen Investor in diesem Zusammenhang gegen Zinsänderungsrisiken absichert.⁹¹

Im Gegensatz zu den Direktionalen Strategien, versuchen Relative-Value Strategien aus Veränderungen wie beispielsweise in Anleihendifferenzen zu profitieren. Es wird beispielsweise angenommen, dass der Preisunterschied zweier Anleihen nach einer auseinander gleitenden Bewegung zu seinem relativen Ursprungspreisunterschied zurückkehrt.⁹²

2.3.1 Zinserwartungsstrategien

Sofern ein Investmentmanager in dem Glauben ist, das zukünftige Renditeniveau vorhersagen zu können, wird dessen **Portfolio Duration** an diese Prognose angepasst.⁹³

Wie bereits erwähnt, ist die Duration ein Maß für die Zinssensitivität eines Portfolios weshalb folgendermaßen vorgegangen wird:

Prognose Zinssteigerung	→	Reduktion der Duration
Prognose Zinsminderung	→	Erhöhung der Duration ⁹⁴

Sofern die Benchmark eines Managers ein bestimmter Anleihenindex ist, wird im Fall einer Zinssteigerungsprognose die Duration relativ zur Benchmark reduziert bzw. erhöht im Fall einer Zinsminderungsprognose. Der Schlüssel zu dieser Strategie ist, dass man die Fähigkeit besitzt, die Richtung der Zinsänderungen prognostizieren zu können. Der Form der Renditekurve wird dabei neutral gegenüber getreten.⁹⁵

⁹⁰ Vgl. Mast Henderson (2003), S 156-160

⁹¹ Vgl. Mast Henderson (2003), S 156-160

⁹² Vgl. Mast Henderson (2003), S. 157

⁹³ Vgl. Fabozzi (2007), S- 508 -509

⁹⁴ Vgl. Fabozzi (2007), S- 508 -509

⁹⁵ Vgl. Mast Henderson (2003), S. 163

In der akademischen Literatur wird die Möglichkeit der Zinsprognose zur Erzielung risikoangepasster Überrenditen nicht unterstützt.⁹⁶

Beispiel

Ein Investor glaubt, dass die Europäische Zentralbank (EZB) den Leitzins um einen höheren Prozentsatz senken wird, als der Markt annimmt.

Eine Basisstrategie für diese Annahme wäre, dass man am kurzen Ende der Kurve verkauft (kurzfristige Anleihen) und am langen Ende der Kurve ankauft (langfristige Anleihen).⁹⁷

2.3.2 Renditekurvenstrategie

Eine Renditekurve zeigt – wie bereits angeführt – die Beziehung zwischen der Fälligkeit einer Anleihe und deren Rendite. Eine Veränderung der Renditekurve zeigt die relative Veränderung der jeweiligen Renditen zu den einzelnen Fälligkeiten.

Die Form der Renditekurve verändert sich über die Zeit. Mithilfe von Renditekurvenstrategien versucht man, die Veränderung in der Renditekurve hinsichtlich der Steigung und Krümmung besser als der jeweilige Benchmark vorherzusagen und daraus Übergewinne zu erzielen.⁹⁸

Grundsätzlich sollen zunächst folgende Strategien erwähnt werden:

2.3.2.1 Bullet Strategie⁹⁹

In einer Bullet Strategie wird ein Portfolio konstruiert, das aus Anleihen besteht, deren Fälligkeiten auf einen Punkt auf der Renditekurve konzentriert sind.

Abb. 7 zeigt eine Bullet Strategie, deren Fälligkeit sich auf 10 Jahre konzentriert.¹⁰⁰

⁹⁶ Vgl. Fabozzi (2007), S- 508 -509

⁹⁷ Vgl. Mast Henderson (2003), S. 164

⁹⁸ Vgl. Fabozzi (2007) S. 421-427

⁹⁹ Vgl. Fabozzi (2007) S. 421-427

¹⁰⁰ Vgl. Fabozzi (2007) S. 421-427

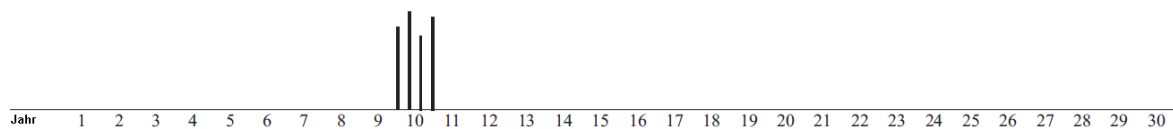


Abb. 7: Bullet Strategie¹⁰¹

Es wird angenommen, dass die in Abb. 8 dargestellten Anleihen existieren. Anleihe A ist kurzfristig, Anleihe B ist langfristig und Anleihe C ist mittelfristig. Die Anleihen sind Pari Anleihen, wobei angenommen wird, dass die nächste Kuponzahlung in 6 Monaten von heute an erfolgt.¹⁰²

Wir ein Portfolio gebildet, dass ausschließlich aus der Anleihe C besteht, folgt das Portfolio einer Bullet Strategie mit einer Duration von 6,50.

Anleihe	Kupon	Fälligkeit	Duration
A	6,5%	5 Jahre	4,21
B	8,0%	20 Jahre	9,90
C	7,5%	10 Jahre	6,50

Abb. 8: Drei hypothetische Anleihen¹⁰³

2.3.2.2 Barbell Strategie¹⁰⁴

Eine Barbell Strategie zeichnet sich dadurch aus, dass die Fälligkeiten der Anleihen im Portfolio auf zwei Extreme spezialisiert werden. Im Folgenden (Abb. 9) wird eine Barbell Strategie veranschaulicht, deren Fälligkeiten sich im kurzen Ende bei 5 Jahren und im langen Ende auf 20 Jahre konzentrieren.¹⁰⁵

¹⁰¹ Vgl. Fabozzi (2002) S. 426

¹⁰² Vgl. Fabozzi (2007) S. 421-427

¹⁰³ Vgl. Fabozzi (2002) S. 427

¹⁰⁴ Vgl. Fabozzi (2002) S. 421-427

¹⁰⁵ Vgl. Fabozzi (2002) S. 421-427

In Anlehnung an Abb. 8 wird angenommen, dass ein Portfolio gebildet wird, das zu 51,86% aus Anleihe A und zu 48,14% aus Anleihe B besteht, was zum Ausdruck bringt dass es sich um eine Barbell Strategie handelt.

Die Duration des Barbell Portfolios ist die gewichtete Dollar Duration der zwei Anleihen und beträgt ebenfalls 6,50.¹⁰⁶

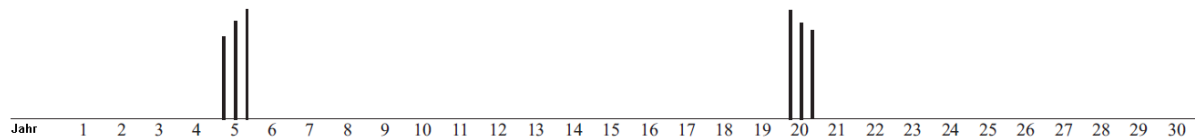


Abb. 9: Barbell Strategie¹⁰⁷

2.3.2.3 Ladder Strategie¹⁰⁸

In einer Ladder Strategie verfügt das Portfolio über annähernd gleich viele Anleihen in den einzelnen Fälligkeiten, wie in Abb. 10 gezeigt wird:¹⁰⁹

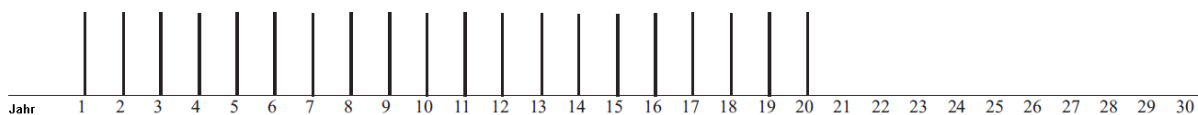


Abb. 10: Ladder Strategie¹¹⁰

Jede dieser Strategien reagiert unterschiedlich auf die jeweilige Veränderung der Renditekurve, wobei es auf Art und Ausmaß der Bewegung ankommt.¹¹¹

Eine Strategie betreffend der Veränderungen der Renditekurve wettet auf das steiler/flacher werden eines bestimmten Fälligkeitsbereichs. Eine Kurve wird

¹⁰⁶ Vgl. Fabozzi (2002) S. 421-427

¹⁰⁷ Vgl. Fabozzi (2002) S. 426

¹⁰⁸ Vgl. Fabozzi (2002) S. 421-427

¹⁰⁹ Vgl. Fabozzi (2002) S. 421-427

¹¹⁰ Vgl. Fabozzi (2002) S. 426

¹¹¹ Vgl. Fabozzi (2002) S. 421-427

steiler/flacher, wenn sich die Renditedifferenz zwischen dem langen und dem kurzen Ende der Kurve ausweitet oder schmälert.

Eine andere Strategie betreffend die Veränderungen der Renditekurve bezieht sich auf die Veränderungen der Krümmung dieser.¹¹²

Pure Renditekurvenstrategien verlangen eine Fälligkeitsallokation der Anlagen, die sich von der Fälligkeitsallokation der Anlagen des Benchmarks unterscheiden, während man jedoch die Duration des Benchmarks repliziert.¹¹³

Beispiel

Der Investor nimmt im Gegensatz zur allgemeinen Marktmeinung an, dass...

...die Renditekurve steiler wird

Handlung: Die Kurve wird durationneutral steiler gemacht, was in Abb. 11 grafisch dargestellt wird. Eine langfristige Anleihe (beispielsweise eine 20-jährige) wird verkauft, entsprechend der Duration kauft man eine Anzahl an kurzfristigen Anleihen (beispielsweise 2-jährige).¹¹⁴

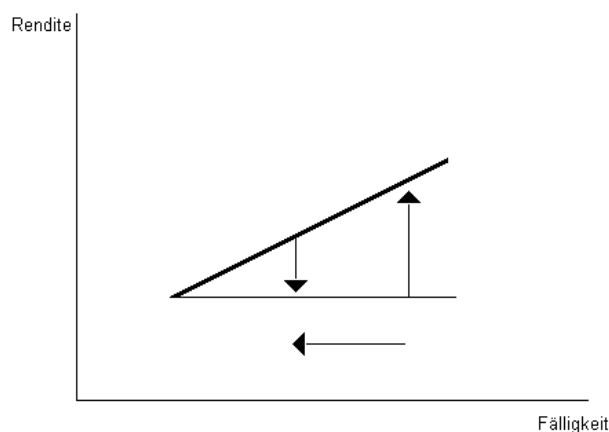


Abb. 11: Steilmachen der Kurve¹¹⁵

¹¹² Vgl. Fabozzi (2002) S. 421-427

¹¹³ Vgl. Fabozzi (2002) S. 421-427

¹¹⁴ Vgl. Mast Henderson et al. (2003) S. 163-171

¹¹⁵ Vgl. Mast Henderson et al. (2003) S. 166

...die Renditekurve abflacht

Handlung: Durationneutrales „abflachen“ der Kurve

...es wird erwartet, dass die Krümmung steigt/fällt

Handlung: Durationneutraler „Butterfly“: Kombination aus Barbell und Bullet Strategie, die in der Praxis sehr häufig verwendet wird.¹¹⁶

2.3.3 Kombination aus Zinserwartungs- und Renditekurvenstrategie

Pure Verschiebungen der Renditekurve sind allerdings selten.

In der Forschung wird erwähnt, dass die häufigsten Bewegungen der Renditekurve folgendermaßen aussehen:

1. eine Verschiebung nach unten in Kombination mit einem steiler werden der Renditekurve
2. eine Verschiebung nach oben in Kombination mit einem abflachen der Renditekurve¹¹⁷

Investoren können diesem Mix an Veränderungen entgegentreten, indem sie vom Benchmark unterschiedliche, simultane Duration- und Fälligkeitsallokationen durchführen. Die Idee dahinter ist, dass man einerseits in Erwartung einer bestimmten Marktrichtung die Duration hebt/senkt und man sich andererseits zur selben Zeit auf jene Fälligkeitssektoren konzentriert, von denen die besten Returns zu erwarten sind.¹¹⁸

Beispiel

Ein Investor hat eine für ihn suspekte Anomalie in der Renditekurve entdeckt, von der er annimmt, sie sei nur von kurzer Dauer. Die mittelfristigen Anleihen (5-jährige Anleihen) sehen im Vergleich zu den kurz- und langfristigen 2- und 10-jährigen Anleihen relativ günstig aus, was bedeutet, dass die Kurve in diesem Bereich sehr konkav bzw. gekrümmt wirkt.¹¹⁹

¹¹⁶ Vgl. Mast Henderson et al. (2003) S. 163-171

¹¹⁷ Vgl. Mast Henderson et al. (2003) S. 163-171

¹¹⁸ Vgl. Mast Henderson et al. (2003) S. 163-171

¹¹⁹ Vgl. Mast Henderson et al. (2003) S. 163-171

Ein Barbell an 2- und 10-jähriger Anleihen wird verkauft, dagegen wird ein an die Duration angepasster Bullet mittelfristiger Anleihen (z.B. 5-jährige Anleihen) gekauft. Man wird insofern mehr aus dem Verkauf der Barbells erhalten, als man für den Kauf des Bullets zahlt.¹²⁰

2.3.4 Rendite Spread Strategien

Rendite Spread Strategien beziehen sich auf die Unterschiede, die zwischen den Renditen in Bezugnahme auf verschiedene Bereiche auftreten (Kupon, Fälligkeit, Risiko). Rendite Spreads in den Fälligkeiten weisen – wie im vorherigen Kapitel erwähnt – auf eine Veränderung der Renditekurve hin.¹²¹

Rendite Spread Strategien beinhalten das Positionieren eines Portfolios in der Weise, dass man von erwarteten Spreads zwischen den Bereichen profitieren kann.¹²²

Ein Kredit- bzw. Qualitätsspread entsteht durch Veränderungen in ökonomische Prognosen. Die ökonomische Begründung liegt darin, dass eine rückläufige Wirtschaft in direkter Verbindung mit geringerem Einkommen und Kapitalflüssen steht und insofern die Kreditrückzahlungen bzw. die Zahlung der Kupons oder Rückzahlung des Nominalbetrags auf Anleihen der Betroffenen (Länder, Unternehmen, Gesellschaften) unsicherer wird. Um diesem überhöhten Risiko entgegenzutreten und die Anleihe attraktiver zu machen, müssen die Betroffenen eine Rendite anbieten, die über die einer vergleichbaren und sichereren Anleihe liegt.¹²³

Rendite Spreads werden allerdings auch mit dem Renditeniveau in Verbindung gebracht, was folgendes Beispiel verdeutlichen soll:

¹²⁰ Vgl. Mast Henderson et al. (2003) S. 163-171

¹²¹ Vgl. Fabozzi (2000), S. 416-417

¹²² Vgl. Fabozzi (2000), S. 416-417

¹²³ Vgl. Fabozzi (2000), S 416-417

“...in 1957, when the yield on Treasuries was 3%, the yield spread between a triple B-rated utility bond and Treasuries was 40 basis points. This represented a relative yield spread of 13% (0,4% divided by 3%). When the yield on Treasuries exceeded 10% in 1985, however, a yield spread of 40 basis points would have meant only a relative yield spread of 4%. Consequently, the yield spread measured in basis points had to be greater than 40 basis points to produce similar relative yield.”

Fabozzi (2002), S. 417

Beispiel

Ein Investor erwartet, dass die Differenz zwischen US Unternehmensanleihen- und US Staatsanleihenrenditen aufgrund einer allgemeinen Verbesserung der Wirtschaft sehr schmal sein wird.

Die Strategie, die er anwendet um von seinem „Wissen“ zu profitieren ist ein Bullet an US Treasuries zu verkaufen. Die erzielten Einkünfte werden dazu verwendet, ein an die Duration angepasstes Bullet an Unternehmensanleihen zu kaufen.¹²⁴

Mit dem folgenden Kapitel wendet sich die Magisterarbeit ihrem Hauptteil zu, der Anleihenrisikoprämie. Durch Kapitel 1 sollte ein grundlegendes Verständnis des Anleihenmarktes geschaffen worden sein, wobei durch Kapitel 2 eine Annäherung an Strategien des Anleihenmarktes gewagt wurde. Im folgenden Kapitel dreht es sich im Kern um die Ermittlung bzw. Schätzung der Anleihenrisikoprämie. Sofern diese für die Zukunft besonders hoch eingeschätzt wird, investiert man in die Staatsanleihe des jeweiligen Landes. Zur Ermittlung der Risikoprämie dient das Single-Faktor Modell von Cochrane und Piazzesi (2005), welches im Anschluss erklärt, überprüft und implementiert wird. Nach erfolgreicher Ermittlung der Anleihenrisikoprämie verschiedener Länder, werden einige der erwähnten Strategien angewandt, um einen Return zu ermitteln, welcher die Benchmark gemäß der in der Magisterarbeit formulierten Hypothese – ein passiv gemanagtes Portfolio – übersteigen sollte.

¹²⁴ Vgl. Fabozzi (2000), S 416-417

3 Die Anleihenrisikoprämie

Grundlegend soll zu Beginn angemerkt werden, dass die Renditekurve durch folgende drei Faktoren beeinflusst wird:

- Markterwartungen
- Anleihenrisikoprämie
- Konvexitätsverzerrung¹²⁵

Während die Konvexitätsverzerrung in weiterer Folge nicht thematisiert wird, steht der Faktor „Markterwartung“ im Sinne der Erwartungstheorie in direkter Konkurrenz zu bestimmten Theorien, die die Anleihenrisikoprämie betreffen. Beides wird in den folgenden Absätzen genauer erläutert.

3.1 Theorien zur Anleihenrisikoprämie

Grundsätzlich stellt sich die Frage nach der Existenz von konstanten erwarteten Returns oder alternativ nach zeitlich variierenden, erwarteten Returns.¹²⁶

Bis in die 1980er Jahre beschäftigten sich die meisten Akademiker ausschließlich mit konstanten erwarteten Risikoprämien; hat man die konstanten, erwarteten Returns errechnet, man sich den künftigen Return durch den Durchschnitt aus einer großen Stichprobe von realisierten Returns. Die Annahme deutet an, dass der historische Durchschnitt an realisierten Returns einerseits die historischen erwarteten Returns und andererseits auch den historischen Durchschnitt der unerwarteten Returns widerspiegelt. Letzteres weist auf veränderliche erwartete oder benötigte Returns hin. Sofern die erwarteten Returns im Zeitverlauf variieren, reflektieren die ex ante

¹²⁵ Vgl. *Ilmanen* (2011) S. 56-57

¹²⁶ Vgl. *Ilmanen* (2011) S. 57-58

erwarteten Returns die aktuellen Startkonditionen und nicht die historischen Durchschnittskonditionen.¹²⁷

In den 80er und 90er Jahren bewegte man sich langsam hin zu zeitlich variierenden erwarteten Returns.¹²⁸

Im Folgenden werden einige alternative Theorien behandelt, beginnend mit den klassischen Hypothesen zur Terminstruktur, wobei zweckgemäß nur auf die Erwartungstheorie detailliert eingegangen wird.

3.1.1 Klassische Theorien

Die „Pure Expectation Hypothesis“ - oder (in abgewandelter Form) die Erwartungstheorie - nimmt an, dass sämtliche Staatsanleihen denselben kurzfristigen erwarteten Return haben, da die ertragsmaximierenden Aktivitäten der risikoneutralen Marktteilnehmer gleich sind und die Unterschiede in den erwarteten Returns zwischen Anleihen eliminieren.¹²⁹ Kurzfristige erwartete Returns werden gleichgesetzt, wenn alle Anleihen mit einer höheren Rendite als der kurzfristige Marktzinssatz, Kapitalverluste zu erwarten haben, die deren Renditevorteil aufheben. Sofern der Markt eine Steigerung der Anleihenrendite erwartet, zeigt sich die Terminstruktur der Zinssätze aufsteigend, sodass die Renditevorteile einer längerfristigen Anleihe und der erwartete Kapitalverlust einander exakt aufheben.¹³⁰

Das heißt, dass ein Investor sobald, er Kapitalverluste in längerfristigen Anleihen aufgrund von steigenden Zinsen erwartet, eine höhere Rendite zu Beginn, also im kurzfristigen Spektrum verlangt. Dagegen wirken sich aktuelle Erwartungen von Renditeschmälerungen negativ auf die Rendite langfristiger Anleihen aus; sie sinken unter den kurzfristigen Zinssatz und invertieren die Renditekurve.¹³¹

Eine Risikoprämie existiert de facto nicht, da kurz gesagt der Einfluss risikoneutraler Arbitrageure die erwarteten Returns von Staatsanleihen der kurzfristigen, risikolosen Anlage gleichsetzt. Die Erwartungstheorie steht demzufolge in direkter Konkurrenz zu sämtlichen anderen Theorien, die die Existenz einer Risikoprämie implizieren.¹³²

¹²⁷ Vgl. *Ilmanen* (2011) S. 57-58

¹²⁸ Vgl. *Ilmanen* (2011) S. 57-59

¹²⁹ Vgl. *Ilmanen* (1995b), S. 4-5

¹³⁰ Vgl. *Ilmanen* (1995b), S. 5

¹³¹ Vgl. *Ilmanen* (1995b), S. 5

¹³² Vgl. *Ilmanen* (1996), S. 2

Die Liquiditäts- bzw. Risikoprämientheorie besagt im Gegensatz zur Erwartungstheorie, dass langfristige Anleihen sehr wohl eine positive Risikoprämie als Kompensation für die erhöhte Returnvolatilität erhalten.¹³³

Die *Preferred Habitat Theorie* beschäftigt sich daneben mit den unterschiedlichen Zielen bzw. Gewohnheiten von Investoren. Versicherungsunternehmen sehen beispielsweise langfristige Anleihen als weniger riskant an, wenn diese ihren Verbindlichkeiten entsprechen (Asset-Liability Match). Langfristige Investoren (u.a. Pensionsfonds, Rentenfonds) würden eher eine geringere Rendite für die langfristige Anleihe, als für die kurzfristige akzeptieren. Die angeführte Tatsache, dass es unterschiedliche Präferenzen der Investoren gibt, aber dennoch nur einen Marktpreis der Anleihe impliziert, dass eine variable Risikoprämie existiert. Darüber hinaus wird in der Preferred Habitat Theorie angenommen, dass die Risikoprämie mit erhöhter Duration abnimmt, da langfristige Investoren langfristige Anlagen als risikolos wahrnehmen.¹³⁴

3.1.2 Moderne Theorien

Moderne Asset Pricing Theorien sehen die Risikoprämie im Gegensatz zu den klassischen Terminsstrukturhypothesen nicht in Zusammenhang mit dem Investitionshorizont oder bestimmten Investorengruppen, sondern stellen es dem Preis und der Menge an aufgenommenem Risiko gegenüber. In zahlreichen Ein-Faktor-Terminstrukturmodellen steht die Risikoprämie proportional zur Returnvolatilität der Anleihe und ignoriert andere Einflussfaktoren. Im CAPM wird beschrieben, dass das Risiko einer Anlage anhand deren Sensitivität gegenüber dem Gesamtvermögen gemessen wird, was oftmals anhand der Sensitivität der Anlage auf dem Aktienmarkt¹³⁵ gemessen wird.¹³⁶ Die Risikoprämie der Anlage ist das Produkt ihres Betas und der Risikoprämie des Marktes, wobei es auf die Volatilität und die Risikoaversion des Gesamtmarktes ankommt. Da langfristige Anleihen dazu tendieren positiv mit dem Aktienmarkt zu korrelieren, sind deren Betas und insofern

¹³³ Vgl. *Ilmanen* (1996), S. 3

¹³⁴ Vgl. *Ilmanen* (1996), S. 3

¹³⁵ Das Beta der Anlage bzw. die relative Volatilität der Anlage wird mit deren Korrelation mit dem Aktienmarkt multipliziert.

¹³⁶ Vgl. *Ilmanen* (2011), S. 74

deren Risikoprämien positiv. Daraus folgt, dass die geschätzten Return Volatilitäten einer Anleihe und die Betas approximativ proportional zu deren jeweiliger Duration verlaufen.¹³⁷

Daraus wird ersichtlich, dass anhand zahlreicher Theorien die Anleihenrisikoprämie linear mit der Duration steigen sollte. Die Intuition, die sich hinter allen allgemeinen Equilibrium Modellen verbirgt besagt, dass Anlagen, die in schlechten Zeiten (Rezession) schlecht abschneiden, eine positive Risikoprämie erhalten sollen, demgegenüber sollen Anlagen die zu dieser Zeit gut abschneiden, geringere Renditen akzeptieren. Auch weisen diese Modelle den langfristigen Anleihen eine positive Risikoprämie zu.¹³⁸

Die erwähnten Theorien behandeln hauptsächlich die Determinanten der Anleihenrisikoprämie; ob es positiv oder negativ ist, ob es konstant ist, dessen Form über die Laufzeiten etc., jedoch wird keine Aussage über die Höhe der Risikoprämie getroffen. Im folgenden Kapitel wird insofern die Schätzung der Anleihenrisikoprämie behandelt.

3.2 Risikoprämien im Markt

Die Rendite-, der Terminzins- und die Returnrisikoprämie unterscheiden sich, können jedoch voneinander abgeleitet werden.¹³⁹

Die Terminzinsskurven der einzelnen Zeitpunkte enthalten einerseits Informationen bezüglich des Zusammenhangs zwischen Terminzinssatz und Risikoprämie, sowie andererseits Informationen betreffend die Differenz zwischen Terminzinssatz und zukünftigen Kassazinssatz, wobei letzterer in Relation zur einperiodigen Returnrisikoprämie gestellt wird.¹⁴⁰

Wenn man die Definitionen rearrangiert, erhält man einen n-jährigen Terminzinssatz $f_{n,t}$, indem man von der einjährigen Rendite $y_{1,t+n-1}$ die Differenz zwischen

¹³⁷ Vgl. *Ilmanen* (1995b), S. 2-5

¹³⁸ Vgl. *Ilmanen* (1995b), S. 2-5

¹³⁹ Vgl. *Chochrane/Piazzesi* (2008), S. 6-7

¹⁴⁰ Vgl. *Chochrane/Piazzesi* (2008), S. 6-7

n-1-jährigen Return auf eine n-jährigen Anleihe $r_{n,t+n-1}$ und auf eine n-1-jährige Anleihe abzieht $r_{n-1,t+n-1}$.

$$f_{n,t} = y_{n,t+n-1} + r_{n,t+n-1} - r_{n-1,t+n-1}^{141}$$

(20)

Diese Beziehung hält ex-post. Ex ante stellt sich die Beziehung als Erwartungswert der oben genannten Variablen wie folgt dar: ¹⁴²

$$f_{n,t} = E_t(y_{n,t+n-1}) + E_t(r_{n,t+n-1} - r_{n-1,t+n-1})^{143}$$

(21)

Cochrane und Piazzesi (2008) stellen die Anleihenpreise ultimativ in Relation zur einjährigen Anleihenrisikoprämie, definiert als einjähriger erwarteter Return der über den einjährigen (risikolosen) Zins hinausgeht.

Bezeichnet man $E(rx_{n,t})$ als erwarteten Excess Return eine n-jährigen Anleihe zum Zeitpunkt t, ergibt sich die Hauptdarstellung, die die beiden Autoren verwenden aus:

$$f_{n,t} - E(y_{n,t+n-1}) = E_t(rx_{n,t+1} - rx_{n-1,t+1}) + E_t(rx_{n-1,t+2} - rx_{n-2,t+2}) + \dots + E_t(rx_{2,t+n-2})^{144}$$

In Worten ausgedrückt zerbricht der Spread zwischen Terminzinssatz und Kassazinssatz die Sequenz an einjährigen Investitionen: Man kauft in diesem Jahr eine n-jährige Anleihe, verkauft dagegen eine n-1-jährige Anleihe. Im nächsten Jahr kauft man eine n-1-jährige Anleihe und verkauft eine n-2-jährige Anleihe etc.

In der Gleichung wird die gesamte Terminzinsrisikoprämie als Summe der Excess Returns der einzelnen Laufzeiten der Anleihen dargestellt. ¹⁴⁵

¹⁴¹ Vgl. Chochrane/Piazzesi (2008), S. 7

¹⁴² Vgl. Chochrane/Piazzesi (2008), S. 7

¹⁴³ Vgl. Chochrane/Piazzesi (2008), S. 7

¹⁴⁴ Vgl. Chochrane/Piazzesi (2008), S. 7

¹⁴⁵ Vgl. Chochrane/Piazzesi (2008), S. 7-8

Ähnlich verhält es sich mit der Renditekurvenrisikoprämie. Die Differenz der aktuellen Rendite zum Durchschnitt der erwarteten, zukünftigen kurzfristigen Zinsen ist der Durchschnitt der erwarteten, zukünftigen Returnrisikoprämien abnehmender Fälligkeit.

$$y_{n,t} - \frac{1}{n} E_t (y_{1,t} + y_{1,t+1} + \dots + y_{1,t+n-1}) = \frac{1}{n} [E_t (rx_{n,t+1}) + E_t (rx_{n-1,t+2}) + \dots + E_t (rx_{2,t+n-1})]^{146}$$

Die letzten drei Formeln unterstreichen zwei wichtige Punkte.

Zum einen stellt man fest, dass die Terminprämie und die Renditeprämie von der erwarteten, zukünftigen Returnprämie und von der aktuellen Returnprämie abhängen.¹⁴⁷

Zum anderen kann festgestellt werden, dass dadurch, dass der Terminzinsspread erwartete Returns kumuliert, die Erwartungshypothese im Long Run ebenso nicht zutreffen kann wie im Short Run. Ferner es eine positive Risikoprämie (>0) im früheren Zeithorizont geben würde, müsste nämlich im späteren Zeithorizont eine negative Risikoprämie auftreten, die die positive Risikoprämie exakt ausgleicht.¹⁴⁸

3.3 Die Schätzung der Renditerisikoprämie

Die Prognose der Höhe der Anleihereturns und der Höhe der Risikoprämie ist von großem Interesse für sämtliche Investoren, Ökonomen etc., die im Bereich festverzinslicher Anlagen tätig sind. Bis Mitte der 1980er Jahre hielt sich die Annahme, dass Returns nicht vorhersehbar sind (Cochrane 1999), was wie bereits erwähnt durch die Erwartungstheorie belegt wurde und - zur Wiederholung zusammenfassend entweder andeutet, dass der Überschussreturn konstant oder gleich null ist und diese Eigenschaft daraus folgend auch auf die Risikoprämie zutrifft.¹⁴⁹

¹⁴⁶ Vgl. Chochrane/Piazzesi (2008), S. 7-8

¹⁴⁷ Vgl. Chochrane/Piazzesi (2008), S. 7-8

¹⁴⁸ Vgl. Chochrane/Piazzesi (2008), S. 8

¹⁴⁹ Vgl. Ilmanen (2011), S. 81-82

Fama und French (1989) dokumentierten ein antizyklisches Muster der erwarteten Anleihenreturns (ebenso für Aktienreturns (Fama und French (1989))), welches zu der Folgerung führt, dass die benötigte Risikoprämie in „schlechten Zeiten“ hoch ist und in „guten Zeiten“ eher niedrig ist. Dies geht mitunter auch aus der Arbeit von Antti Ilmanen zur Prognose von Anleihenreturns aus dem Jahre 1995¹⁵⁰ hervor. Er zeigt, dass der relative Risikoaversionsgrad von Investor zu Investor unterschiedlich ist und vom verfügbaren Vermögen abhängt. In schlechten Zeiten, die eine Verminderung des Vermögens zur Folge haben, nimmt der Risikoaversionsgrad zu. Insofern wird durch den erhöhten Risikoaversionsgrad eine erhöhte Risikoprämie für riskantere Investitionen benötigt.¹⁵¹

Die (erwartete) Risikoprämie ist nicht direkt beobachtbar, dennoch kann man mit Hilfe historischer Rendite- oder Ertragsdaten einen Durchschnittswert schätzen. Die Term Spreads (Differenz zwischen den kurzfristigen und langfristigen Renditen) enthalten Informationen über die benötigte Anleihenrisikoprämie und reflektieren darüber hinaus die Markterwartungen über die zukünftigen Zinsänderungen. Es ist jedoch (bekanntermaßen) äußerst kompliziert diese beiden zu entwirren und getrennt voneinander darzustellen.¹⁵²

Nun stellt sich die Frage, wie die Anleihenrisikoprämie geschätzt wird.

Die Antwort auf diese Frage bezieht sich auf die Stabilität der Risikoprämie. Sofern sie konstant ist, ist die beste Schätzung ein historischer Durchschnittswert der Differenz zwischen der langfristigen Anleihe und der risikolosen kurzfristigen Anleihe. In der vorliegenden Magisterarbeit wird dies jedoch ausgeschlossen und von zeitlich variierenden Anleihenrisikoprämien ausgegangen.¹⁵³

In der Literatur wird mehrheitlich angenommen, dass die Anleihenrisikoprämie zeitlich variiert, daher sollten Informationen aus der aktuellen Renditekurve extrahiert sowie andere Variablen, welche die ökonomische Situation beschreiben (ob die künftige Risikoprämie abnorm hoch/niedrig ist) herausgefiltert werden.¹⁵⁴

¹⁵⁰ Vgl. Ilmanen (1997)

¹⁵¹ Vgl. Ilmanen (1997), S. 481-500

¹⁵² Vgl. Ilmanen (1996), S. 1-5

¹⁵³ Vgl. Ilmanen (1996), S. 16-17

¹⁵⁴ Vgl. Ilmanen (1996), S. 16-17

Frühere empirische Forschung zeigt, dass Risikoprämien langfristiger Anleihen nach einer Rezession zu höheren Werten tendieren, während sie am Ende einer Expansion eher geringer ausfallen.¹⁵⁵

Sofern der erwartete Ertrag einer Anleihe deren rationale Risikoprämie widerspiegelt, verändert sich dieser in dem Ausmaß, in dem sich das zugrundeliegende Risiko bzw. der Marktpreis verändert. Die erwartete Risikoprämie sollte steigen, sofern das Risiko steigt. Darüber hinaus sollte die erwartete Risikoprämie steigen, sofern das aggregierte Risikoaversionsrenditeniveau steigt. Je geringer das Vermögen des Investors heute im Vergleich zu gestern ist, desto größer ist seine Risikoaversion und insofern die erwartete Risikoprämie¹⁵⁶

Es gibt verschiedene Ansätze zur Schätzung der Risikoprämie. Eine davon bezieht sich auf die Steilheit der Renditekurve.

Die Steilheit der Renditekurve reflektiert primär die Renditeerwartung und die benötigte Risikoprämie. Eine besonders steile Kurve könnte ein Anzeichen dafür sein, dass die überwiegenden Erwartungen bei einer Zinssteigerung, einer abnorm hohen Risikoprämie oder einer Kombination beider Faktoren liegen. Eine invertierte Kurve könnte ein Anzeichen für den konträren Fall sein; sinkende Zinsen und/oder negative Risikoprämie.¹⁵⁷

Die Steilheit der Renditekurve ist die einfachste und beliebteste Schätzung der ex ante Anleihenrisikoprämie, jedoch hat auch sie ihre Mängel, da die Form der Kurve nicht nur die Risikoprämie sondern auch die Markterwartungen betreffend zukünftiger Zinsen darstellt. Aus diesem Grund ist es notwendig alternative Maße einzuführen, die versuchen die Anleihenrisikoprämie isoliert darzustellen.¹⁵⁸

In der Literatur gibt eine Fülle von Belegen in Hinblick auf die Existenz von zeitlichen Variationen in den Überschussreturns von Anleihen. Fama und Bliss (1987), Campbell (1987), Campbell und Shiller (1991) und schließlich Cochrane und Piazzesi (2005) zeigen, dass Linearkombinationen von Anleihenrenditen oder Terminzinssätzen Überschussreturns vorhersagen können. Im Artikel von Cochrane und Piazzesi (CP) „Bond Risk Premia“ (2005), worauf hier im Folgenden näher eingegangen wird, geht es um die Erklärung der im letzten Kapitel erwähnten

¹⁵⁵ Vgl. *Ilmanen* (1997), S. 1-2

¹⁵⁶ Vgl. *Ilmanen* (1997), S. 1-2

¹⁵⁷ Vgl. *Ilmanen* (1997), S. 1-5

¹⁵⁸ Vgl. *Ilmanen* (1997), S. 1-5

zeitlichen Variation in den erwarteten, überschüssigen Anleihenreturns bzw. der zeitlich variierenden Anleihenrisikoprämie zwischen den einzelnen Fälligkeiten. CP führen eine Regressionsanalyse von einjährigen Überschussreturns auf fünf Terminzinssätze durch, die jeweils am Anfang der Periode verfügbar sind (Borgen zum einjährigen Zins, Kauf einer langfristigen Anleihe, Verkauf in einem Jahr). Der Fokus liegt auf der realen Risikoprämie (ex Inflation) in der nominalen Terminstruktur.¹⁵⁹

Im Ergebnis von Cochrane und Piazzesi (2005) zeigt sich eine „tent-shaped“ (zeltförmige) lineare Kombination von Terminzinssätzen, welche die Variation der einjährigen Überschussreturns von Anleihen in 2 bis 5-jährigen Fälligkeiten erklären.¹⁶⁰

Im folgenden Kapitel wird das Modell von Cochrane und Piazzesi aus dem Jahr 2005 in den Mittelpunkt gerückt, beginnend mit der Darstellung der Basisberechnungen zur Datenaufbereitung, die dem Einsatz des Modells von Cochrane und Piazzesi vorausgehen. Ausgangspunkt sind die monatlichen logarithmierten Preise von Nullkuponanleihen. Im Anschluss daran wird das Modell anhand der Ergebnisse aus Cochrane/Piazzesi (2005) erklärt.

Das Modell wird dann nachgebaut und entlang verschiedener Tests auf dessen Robustheit überprüft werden.

Schließlich erfolgt die Anwendung des implementierten Single-Faktor Modells auf ausgewählte Staaten und insofern auch die Ermittlung der Risikoprämie dieser Staaten.

¹⁵⁹ Vgl. Cochrane/Piazzesi (2005), S. 140-142

¹⁶⁰ Vgl. Cochrane/Piazzesi (2005), S. 140-142

4 Das Cochrane-Piazzesi Modell zur Anleihenrisikoprämie

Cochrane und Piazzesi (2005) verwenden Fama und Bliss Daten, welche vom Center of Research in Security Prices zur Verfügung gestellt wurden und auf der Homepage von Monica Piazzesi¹⁶¹ zum Download bereit stehen. Dabei handelt es sich um Preisdaten staatlicher Nullkuponanleihen der Vereinigten Staaten von Amerika.

Die Implementierung des Modells erfolgt im Statistikprogramm EViews. Die Programme sowie detaillierte Ergebnistabellen zu den in der Magisterarbeit aufgezeigten Ergebniswerten, sind im Anhang beigefügt. Zur besseren Orientierung erfolgt ein Verweis auf den betreffenden Punkt des Anhangs im Zuge der Erklärung bzw. Ergebnispräsentation.

4.1 Notation und Daten

Die logarithmierte Rendite $y_{n,t}$ einer n-jährigen Anleihe zu t drückt sich wie bereits in Kapitel 1.1 erwähnt als $-\frac{1}{n}$ des logarithmierten Preises der n-jährigen Anleihe zu t aus:

$$y_{n,t} \equiv -\frac{1}{n} p_{n,t}^{162}$$

Der logarithmierte Terminzinssatz zum Zeitpunkt t $f_t^{(n)}$ für Anleihen zwischen den Zeitpunkten $t + n - 1$ und $t + n$ errechnet sich aus dem logarithmierten Preis für die n-1-jährige Anleihe abzüglich des logarithmierten Preises für die n-jährige Anleihe zum Zeitpunkt t:

$$f_{n,t} \equiv p_{n-1,t} - p_t^{163}$$

¹⁶¹ Daten verfügbar unter <http://www.stanford.edu/~piazzesi/>

¹⁶² Vgl. Cochrane/Piazzesi (2005), S. 140

¹⁶³ Vgl. Cochrane/Piazzesi (2005), S. 139-142

Der Return über die Halteperiode $r_{n,t+1}$ aus dem Kauf einer n-jährigen Anleihe zum Zeitpunkt t und dem Verkauf dieser Anleihe als n-1-jährige Anleihe zum Zeitpunkt t+1 ergibt sich aus:

$$r_{n,t+1} \equiv p_{n-1,t+1} - p_{n,t} \quad ^{164}$$

(22)

Der korrespondierende Excess Return in t+1 $rx_{n,t+1}$ errechnet sich aus der Differenz des Halteperiodenreturns in t+1 abzüglich der einjährigen Rendite in t:

$$rx_{n,t+1} \equiv r_{n,t+1} - y_{1,t} \quad ^{165}$$

(23)

Die Daten vom Center of Research und Security Prices¹⁶⁶ gehen über einen Zeitraum von 1952 bis 2002.¹⁶⁷

4.2 Das Modell

Ziel ist es die zeitliche Variation von Überschussreturns zu verstehen. Dazu werden Regressionen von überschüssigen Anleihenreturns zum Zeitpunkt t+1 auf Variablen des Zeitpunkts t durchgeführt. Diese Variablen sind Anleihenpreise, Renditen und Terminzinssätze des Zeitpunkts t, wobei erwähnte Variablen lineare Funktionen voneinander sind, was bedeutet, dass die Prognosen zum selben Ergebnis führen. Die Regressionsgleichung im Artikel von CP (2005) bezieht sich insofern nur auf die Terminzinssätze.¹⁶⁸

CP betrachten einen einjährigen Returnhorizont. Sie verwenden die Fama-Bliss Daten¹⁶⁹ von 1- bis 5-jährigen Nullkuponanleihenpreisen um die jährlichen Returns direkt berechnen zu können.

¹⁶⁴ Vgl. *Cochrane/Piazzesi* (2005), S. 139-142

¹⁶⁵ Vgl. *Cochrane/Piazzesi* (2005), S. 139-142

¹⁶⁶ <http://www.crsp.com>

¹⁶⁷ Vgl. *Cochrane/Piazzesi* (2005), S. 139-142

¹⁶⁸ Vgl. *Cochrane/Piazzesi* (2005), S. 139-142

Während die Fama und Bliss' Spezifikation im erwähnten Artikel sehr sinnvoll für die Forschung bezüglich der Erwartungshypothese und deren Fehler ist, interessieren sich CP mehr für die Charakterisierung der erwarteten Überschussreturns der Anleihen.¹⁷⁰

4.2.1 Das Uneingeschränkte Modell

Im Uneingeschränkten Modell von Cochrane und Piazzesi werden „uneingeschränkte Forecasts“ mittels Regressionen von Überschussreturns auf alle Terminzinssätze durchgeführt. Die grundlegende Regressionsgleichung lautet:

$$rx_{n,t+1} = \beta_0 + \beta_1 y_{1,t} + \beta_2 f_{2,t} + \beta_3 f_{3,t} + \beta_4 f_{4,t} + \beta_5 f_{5,t} + \varepsilon_{5,t+1}^{171}$$

(24)

Die folgende Tabelle ist ein Auszug aus dem Appendix¹⁷² von CP (2004-2006) und zeigt die Schätzungen der einzelnen Koeffizienten des Uneingeschränkten Modells unter Verwendung der FB Daten.

<i>n</i>		const.	<i>y</i> ⁽¹⁾	<i>f</i> ^(1→2)	<i>f</i> ^(2→3)	<i>f</i> ^(3→4)	<i>f</i> ^(4→5)	<i>R</i> ²	χ ² (5)
2		-1.96	-0.94	0.74	1.15	0.24	-0.91	0.34	143.0
	Large T	(0.64)	(0.18)	(0.43)	(0.30)	(0.27)	(0.18)		(0.00)
	Small T	(0.81)	(0.30)	(0.50)	(0.40)	(0.30)	(0.27)	[0.20, 0.55]	
3		-3.28	-1.66	0.74	2.96	0.29	-1.90	0.34	107.7
	Large T	(1.21)	(0.32)	(0.72)	(0.49)	(0.50)	(0.32)		(0.00)
	Small T	(1.45)	(0.53)	(0.88)	(0.70)	(0.54)	(0.49)	[0.22, 0.56]	
4		-4.57	-2.40	1.11	3.46	1.18	-2.78	0.37	104.0
	Large T	(1.68)	(0.46)	(0.94)	(0.62)	(0.67)	(0.42)		(0.00)
	Small T	(1.92)	(0.71)	(1.18)	(0.93)	(0.72)	(0.67)	[0.24, 0.58]	
5		-5.78	-2.98	1.48	3.93	1.14	-2.88	0.34	77.8
	Large T	(2.13)	(0.58)	(1.12)	(0.73)	(0.80)	(0.53)		(0.00)
	Small T	(2.38)	(0.89)	(1.46)	(1.14)	(0.89)	(0.85)	[0.21, 0.56]	

Abb. 12: Ergebnisse der Regressionsanalyse¹⁷³

¹⁶⁹ <http://www.crsp.com/products/treasuries.htm>

¹⁷⁰ Vgl. Cochrane/Piazzesi (2005), S. 139-142

¹⁷¹ Vgl. Cochrane/Piazzesi (2005), S. 139-145

¹⁷² http://www.aeaweb.org/aer/data/mar05_app_cochrane.pdf S. 2[Zugriff: 1.8.2011]

Bei Betrachtung der Abb. 12 sind in der ersten Zeile die Terminzinssätze sowie die 1-jährige Rendite angegeben, wobei hochgestellt in Klammer angegeben ist, auf welchen Zeitraum (n) sich die Variablen beziehen. Insofern deutet die Bezeichnung $f(1 \rightarrow 2)$ auf den Terminzinssatz von Jahr 1 auf Jahr 2 hin. In der Abbildung ist klar zu erkennen, dass sich in jeder Fälligkeit (2-5) ein zeltförmiger Faktor abbildet. Dieser ist auch im oberen Teil der Abbildung 12 dargestellt. Es werden zwischen 34 bis 37 % der Variabilität erklärt, was sich in der Spalte R^2 (Abb. 12) ablesen lässt. Die Erwartungshypothese kann verworfen werden, da die Koeffizienten weder konstant, noch null sind.¹⁷⁴

$\chi^2(5)$ bezeichnet die Wald Statistik, die testet, ob die Steigungskoeffizienten von 0 verschieden sind. Die 5%igen und 1%igen kritischen Werte betragen respektiv 11,1 und 15,1. Die Werte der Spalte $\chi^2(5)$ übersteigen den kritischen Wert von 11,1 deutlich. Insofern kann daraus geschlossen werden, dass die Steigungskoeffizienten von Null verschieden sind und statistische Signifikanz vorhanden ist.¹⁷⁵

„Small T“ bezeichnet die Standardfehler von 50.000 Stichproben aus einem Bootstrapping Verfahren. „Large T“ zeigt die Standardfehler bei Verwendung der *Hanson Hodrick General Method of Moments* mit 12-facher Verzögerung.¹⁷⁶

Im oberen Teil der folgenden Grafik (Abb. 13) sind die Steigungskoeffizienten $[\beta_1 \dots \beta_5]$ als eine Funktion der Laufzeit n abgebildet. Sie zeigt damit das deutlich zeltförmige Muster, das schon in Abb. 12 gezeigt wird.¹⁷⁷

„The same function of forward rates forecasts holding period returns at all maturities. Longer maturities just have greater loadings on this same function.“

Cochrane und Piazzesi (2005), S. 142

¹⁷³ http://www.aeaweb.org/aer/data/mar05_app_cochrane.pdf S. 2 [Zugriff: 1.8.2011]

¹⁷⁴ Vgl. Cochrane/Piazzesi (2005, Appendix), S. 1-4

¹⁷⁵ Vgl. Cochrane/Piazzesi (2005, Appendix), S. 2

¹⁷⁶ Die letzten beiden Punkte wurden nur zur Vervollständigung erwähnt

¹⁷⁷ Vgl. Cochrane/Piazzesi (2002), S. 5-7

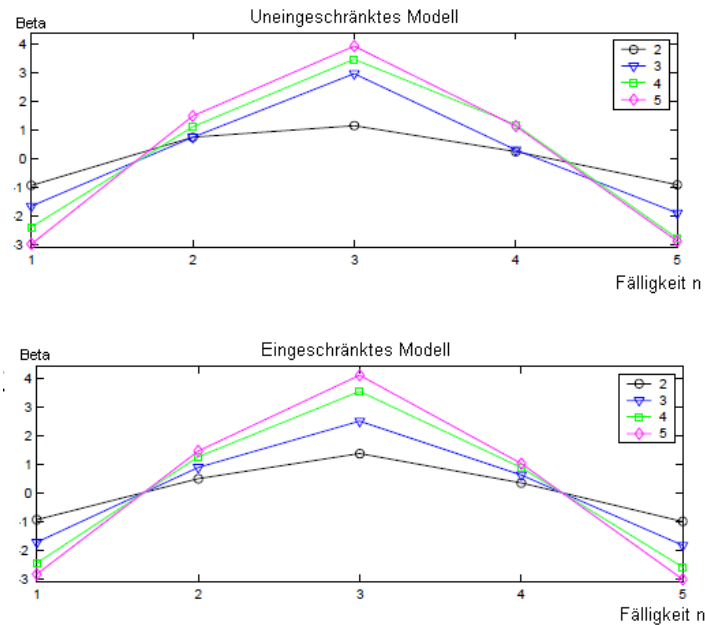


Abb. 13: Koeffizienten der Modelle und y_1 auf die Terminzinssätze ¹⁷⁸

4.2.2 Das (eingeschränkte) Single-Faktor Modell

Nach CP (2005) „schreit“ die Form der Koeffizienten nahezu danach, den erwarteten Überschussreturn aller Laufzeiten durch einen einzigen Faktor zu beschreiben, den Single-Faktor.

Das Single-Faktor Modell (SFM) entsteht als zwei-stufiger Prozess.

Die grundlegende Definition des SFM lautet:

$$rx_{n,t+1} = b_n (\gamma_0 + \gamma_1 y_{1,t} + \gamma_2 f_{2,t} + \dots + \gamma_5 f_{5,t}) + \varepsilon_{n,t+1} \quad (25)$$

Aufgrund der Tatsache dass b_n und γ_n in dieser Spezifizierung als Produkt definiert sind (man kann alle b 's verdoppeln und alle γ halbieren) sollen die Koeffizienten derart normalisiert werden, dass der durchschnittliche Wert von b_n eins beträgt

¹⁷⁸ Vgl. Cochrane/Piazzesi (2002), S. 7

¹⁷⁹ Vgl. Cochrane/Piazzesi (2005), S. 141-145

$$\frac{1}{4} \sum_{n=2}^5 b_n = 1. \text{ }^{180}$$

(26)

Hier beginnt nun der zweistufige Prozess.

Mit der Normalisierung der b 's soll nun γ geschätzt werden. Dazu wird der durchschnittliche Excess Return durch eine Linearkombination folgender zwei Vektoren erklärt:

$$\dot{\gamma} = \begin{bmatrix} 1 & \gamma_{1,t} & \gamma_{2,t} & \gamma_{3,t} & \gamma_{4,t} & \gamma_{5,t} \end{bmatrix}^T$$

$$\dot{f}_t = \begin{bmatrix} 1 & y_{1,t} & f_{2,t} & f_{3,t} & f_{4,t} & f_{5,t} \end{bmatrix}^T. \text{ }^{181}$$

Die Regressionsgleichung zeigt sich insofern wie folgt:

$$\frac{1}{4} \sum_{n=2}^5 r_{X_{n,t+1}} = \gamma_0 + \gamma_1 y_{1,t} + \gamma_2 f_{2,t} + \dots + \gamma_5 f_{5,t} + \bar{\varepsilon}_{t+1} \text{ }^{182}$$

(27)

bzw. kurzgefasst, aus den Vektoren entstehend:

$$\overline{rX}_{n,t+1} = \dot{\gamma}^T \dot{f}_t + \bar{\varepsilon}_{t+1} \text{ }^{183}$$

(28)

Führt man diese Regression durch, so erhält man eine Schätzung für den Return-Forecasting-Faktor ($\dot{\gamma}^T \dot{f}_t$).

Darauffolgend sollen nun die b Werte geschätzt werden.

¹⁸⁰ Vgl. *Cochrane/Piazzesi* (2005), S. 141-145

¹⁸¹ Vgl. *Cochrane/Piazzesi* (2005), S. 141

¹⁸² Vgl. *Cochrane/Piazzesi* (2005), S. 141-145

¹⁸³ Vgl. *Cochrane/Piazzesi* (2005), S. 141-145

Dies erfolgt durch die Durchführung von 4 Regressionen der Form¹⁸⁴

$$rx_{n,t+1} = b_n(\dot{\gamma}^T \dot{f}_t) + \varepsilon_{t+1}^{(n)} \quad n = 2,3,4,5 \quad (29)$$

für sämtliche Excess Returns.

Wenn man die uneingeschränkten Regressionskoeffizienten aus der Gleichung 22 als 4x 6 Matrix β anschreibt, führt dies im SFM zu der Einschränkung $\beta = b \dot{\gamma}^T$.

Die Linearkombination $\dot{\gamma}^T \dot{f}_t$ ist somit die Zustandsvariable für sämtliche Fälligkeiten.¹⁸⁶

ESTIMATES OF THE SINGLE-FACTOR MODEL							
A. Estimates of the return-forecasting factor, $\bar{rx}_{t+1} = \gamma^T f_t + \bar{\varepsilon}_{t+1}$							
	γ_0	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	γ_5	R^2
OLS estimates	-3.24	-2.14	0.81	3.00	0.80	-2.08	0.35
B. Individual-bond regressions							
Restricted, $rx_{t+1}^{(n)} = b_n(\gamma^T f_t) + \varepsilon_{t+1}^{(n)}$				Unrestricted, $rx_{t+1}^{(n)} = \beta_n f_t + \varepsilon_{t+1}^{(n)}$			
	n	b_n	R^2	R^2			
	2	0.47	0.31	0.32			
	3	0.87	0.34	0.34			
	4	1.24	0.37	0.37			
	5	1.43	0.34	0.35			

Abb. 14: Auszug aus CP(2005), S 143¹⁸⁷

In Abb. 14¹⁸⁸ sind die Regressionskoeffizienten abgebildet, die den durchschnittlichen Excess Return mithilfe des Return-Forecasting-Faktors $\dot{\gamma}^T \dot{f}_t$

¹⁸⁴ Die Anzahl der durchzuführenden Regressionen richtet sich nach der Anzahl der zu erklärenden Variablen.

¹⁸⁵ Vgl. Cochrane/Piazzesi (2005), S. 141-145

¹⁸⁶ Vgl. Cochrane/Piazzesi (2005), S. 142

¹⁸⁷ Vgl. Cochrane/Piazzesi (2005), S. 143

¹⁸⁸ Das hochgestellte (n) in Abbildung 14 weist auf die Laufzeit der Anleihe hin.

erklären sollen. Erneut ist die Zeltform der Regressionskoeffizienten klar zu erkennen – zusätzlich abgebildet im unteren Teil der Abb. 13.

Um einen Vergleich anstellen zu können, zeigen die Autoren in der Tabelle die R^2 Werte des Uneingeschränkten Modells und des Single-Faktor Modells, die sich offensichtlich nicht verschlechtern. Darüber hinaus kann auch hier die Erwartungshypothese verworfen werden, die die Koeffizienten weder null noch konstant sind. Dies unterstützt die Arbeit von Fama und Bliss (1987) wobei Cochrane und Piazzesi einen höheren Anteil an Variabilität erklären können. Die Anwendung eines Single-Faktors beeinträchtigt also zu keinem Zeitpunkt die Qualität und Signifikanz der Ergebnisse.¹⁸⁹

Es ist zu erkennen, dass die Koeffizienten des Single-Faktor Modells, die des Uneingeschränkten Modells fast exakt decken. Die Koeffizienten des Uneingeschränkten und des Eingeschränkten Modells sind beiderseits statistisch sowie ökonomisch signifikant.¹⁹⁰

*"The same linear combination of forward rates predicts bond returns all maturities"*¹⁹¹, was eine Erweiterung der Arbeiten von Fama&Bliss (1987) sowie Campbell&Shiller (1991) darstellt, die die einzelnen Excess Returns jeweils einem anderen Terminzins oder Rendite Spread gegenüberstellten.¹⁹²

In der vorliegenden Magisterarbeit wurde das Modell mit den Daten des *Center of Research in Security Prices* nachgebaut.

Die Abb. 16 zeigt die Ergebnistabelle, zur nachfolgenden Grafik (Abb. 15) des Return-Forecasting-Faktors und ergänzt diese um die b-Werte sowie um die R^2 -Werte des Modells, die den R^2 Werten des Fama und Bliss Modells gegenübergestellt werden.

¹⁸⁹ Vgl. *Cochrane/Piazzesi* (2005), S. 141-145

¹⁹⁰ Vgl. *Cochrane/Piazzesi* (2005), S. 141-145

¹⁹¹ Vgl. *Cochrane/Piazzesi* (2005), S. S. 138

¹⁹² Vgl. *Cochrane/Piazzesi* (2005), S. 138-140

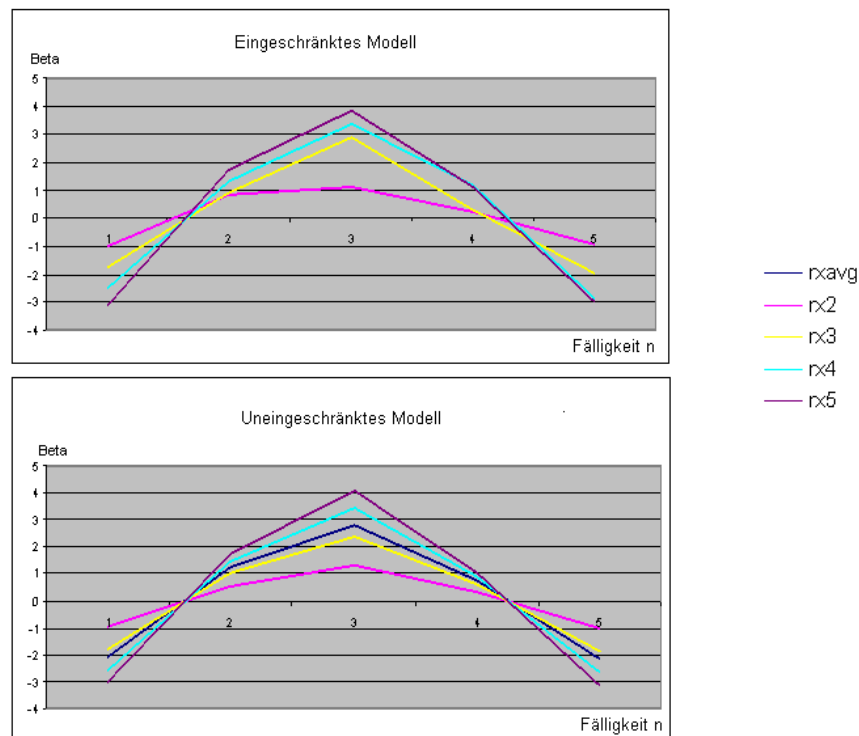


Abb. 15: Regressionsergebnisse bei Anwendung des Single-Faktor Modells

Die Programmierungen und detaillierten Ergebnisse sind im Anhang unter den Punkten A.1 und A.2 zu finden, die dazugehörigen Programme werden unter B.1 und B.2 aufzeigt.

Abb. 15 und Abb. 16 zeigen, dass auch hier der zeltförmige Faktor sowohl in der Erklärung der einzelnen Excess Returns ist, als auch bei der Erklärung des durchschnittlichen Excess Returns klar zu erkennen. Wiederum wird die Erwartungshypothese verworfen.

Die b-Werte sind wie durch das Modell gefordert aufsteigender Natur mit einem Durchschnitt von 1.

Die R^2 -Werte liegen zwischen 33,65 und 37,59% und übersteigen somit die durch das Fama und Bliss Modell (siehe R^2_{FB} der Tabelle aus Abb. 16) erklärte Variabilität deutlich.

	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	γ_5	R^2	R^2_{FB}
rX_{avg}	-2.091443	1.209047	2.81741	0.715248	-2.173653	0.3365	
rX_2	-0.96825	0.559738	1.304342	0.33113	-1.006309	0.3484	0.1281
rX_3	-1.7908	1.035248	2.41241	0.612432	-1.861192	0.3759	0.1323
rX_4	-2.577047	1.489772	3.471574	0.881319	-2.678345	0.3454	0.1510
rX_5	-3.029675	1.751432	4.081315	1.036112	-3.148764	0.3584	0.0689
b_n	0.462958						
	0.856251						
	1.232186						
	1.448605						

Abb. 16: Regression der 1-jährigen Excess Returns auf alle Terminzinssätze

4.3 Renditekurve und die Anleihenrisikoprämie

Finanzwirtschaftliche Terminstrukturmodelle spezifizieren eine Anzahl an Faktoren, die für die Veränderungen in den Renditen verantwortlich sind. Die meisten dieser Faktoren beziehen sich auf die Hauptkomponenten der Renditekurve: Renditeniveau, Steigung und Krümmung.¹⁹³

Cochrane und Piazzesi (2005) versuchen das Single-Faktor Modell mit den Hauptkomponenten zu verbinden.

Aufgrund der Zeltform des Koeffizienten des Single-Faktor Modells könnte die Vermutung angestellt werden, dass der Return-Forecasting-Faktor einen Krümmungsfaktor darstellt, welcher die Kraft hat Returns vorherzusagen. Allerdings ist γ eine Funktion von Terminzinssätzen und nicht von Renditen, weshalb die Vermutung nicht richtig ist.¹⁹⁴

Der Return-Forecasting-Faktor steht nicht wirklich in Beziehung zu den typischen Renditekurvenfaktoren. Er repräsentiert einen *Grund* für Renditekurvenbewegungen,

¹⁹³ Vgl. Cochrane / Piazzesi (2005), S. 146

¹⁹⁴ Vgl. Cochrane / Piazzesi (2005), S. 146-147

der nicht durch die klassischen Terminstrukturmodelle erklärt werden kann und auch nicht in Zusammenhang mit diesen steht.

$$y_{n,t} = a_n + b_n level_t + c_n slope_t + d_n curvature_t + \varepsilon_{n,t}^{195}$$

(30)

Um das Single-Faktor Modell mit der Hauptkomponentenanalyse zu verbinden, ist es notwendig, den Return-Forecasting-Faktor als Funktion der Renditen darzustellen.

$$\dot{\gamma}^{*T}(yields_t) = \dot{\gamma}^T(forwards_t)^{196}$$

(31)

Die Renditekoeffizienten abgebildet im unteren Teil der Abbildung 16, entstehen aus den (eingeschränkten) Terminzinskoeffizienten.

$$\dot{\gamma}^{*T}(yields_t) = (\gamma_1 - \gamma_2)y_1 + 2(\gamma_2 - \gamma_3)y_2 + 3(\gamma_3 - \gamma_4)y_3 + 4(\gamma_4 - \gamma_5)y_4 + 5\gamma_5y_5^{197}$$

Im oberen Teil der Abb. 17 sind die ersten drei Hauptkomponenten der Renditekurve abgebildet: Renditeniveau (Level), Steigung und Krümmung.

Die einzelnen Linien drücken das Verhalten der Renditen in den einzelnen Fälligkeiten aus, sofern sich ein Faktor verändert.

Es ist klar ersichtlich, dass der Return-Forecasting-Faktor nicht wirklich eine Steigung hat, da er anfangs aufsteigend und ab Jahr 4 absteigend ist. Insofern kann eine Verbindung zur Steigung verneint werden.

¹⁹⁵ Vgl. *Cochrane / Piazzesi* (2005), S. 141 und 146-147

¹⁹⁶ Vgl. *Cochrane / Piazzesi* (2005), S. 141 und 146-147

¹⁹⁷ Vgl. *Cochrane / Piazzesi* (2005), S. 141 und 146-147

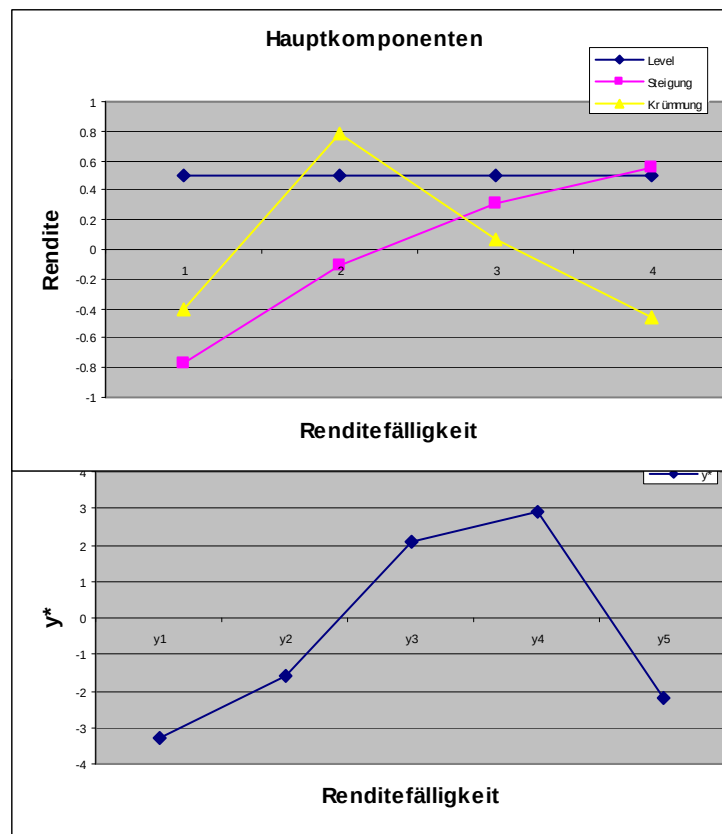


Abb. 17: Hauptkomponenten und der Return-Forecasting-Faktor

CP stellten in ihrem Artikel aus dem Jahr 2005 eine zentrale Frage: Wie gut kann man Anleihen-Excess>Returns prognostizieren, wenn man anstatt des Return-Forecasting-Faktors die Hauptkomponenten verwendet.¹⁹⁸

Um festzustellen, dass die Hauptkomponentenanalyse über eine bessere Prognosefähigkeit verfügt als das Single-Faktor Modell, müssten deren R^2 Werte den durch das Single-Faktor Modell erklärten Anteil an Variabilität von $\sim 38\%$ übersteigen.

¹⁹⁸ Vgl. Cochrane/Piazzesi (2005), S. 141 und 148

Faktor	Rechte Seite der Regressionsgleichung	Resultierender R ² Wert
Steigung	$y_5 - y_1$	12,58%
Renditeniveau, Steigung	$y_1, y^{(5)}$	22,33%
Renditeniveau, Steigung, Krümmung	y_1, y_4, y_5	34,31%

Abb. 18: Hauptkomponentenanalyse

Abb. 18 zeigt die Ergebnisse der Hauptkomponentenanalyse in Anlehnung an die Tabelle 4 aus CP (2005) und zeigt, dass in keinem Fall bei der Hauptkomponentenanalyse ein höherer Teil der Variabilität erklärt wird, als bei Anwendung des Single-Faktor Modells.

Insofern kann die Hypothese, dass die Hauptkomponenten eine stärkere Prognosefähigkeit in Hinblick auf zukünftige Anleihen-Excess>Returns haben, abgelehnt werden.¹⁹⁹

4.4 Test des Modells

Nun soll geprüft werden, ob die Ergebnisse des Modells auch halten, wenn – in Anlehnung an CP 2002, CP 2005 inkl. Appendix (2004-2006) und CP 2008 gewisse Abweichungen von einzelnen Faktoren des Modells getroffen werden.

1. Subsample Analyse
2. Small Sample Analyse
3. Verwendung einer anderen Datenquelle

¹⁹⁹ Vgl. *Cochrane/Piazzesi* (2005), S. 147

4.4.1 Subsample Analyse

Im vorherigen Kapitel wurde das Single-Faktor Modell mit dem Modell von Fama und Bliss verglichen. Dadurch konnte festgestellt werden, dass das Single-Faktor Modell einen höheren Anteil an Variabilität erklärt als das Fama und Bliss Modell. Die Modelle stehen in starker Korrelation zueinander, was bedeutet, dass die gleiche Aussage getroffen wird, was vor allem zwischen 1975 und 1982 erkennbar ist.²⁰⁰

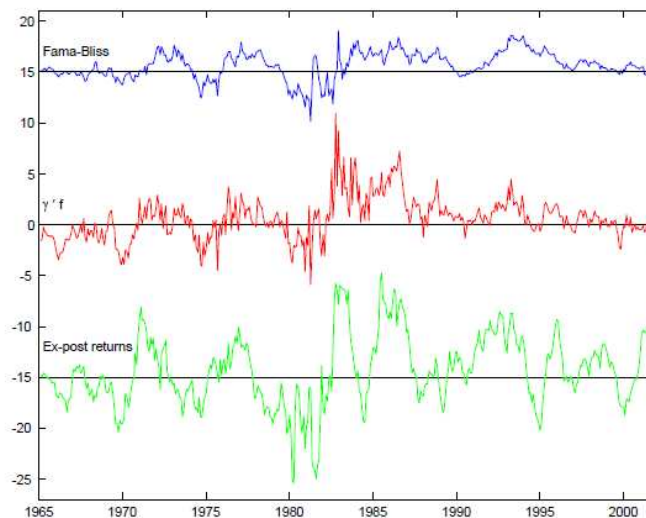


Abb. 19.: Prognose und tatsächliche Excess Returns 3-jähriger Anleihen²⁰¹

Abb. 19 zeigt mit der ersten Zeitreihe die Prognose der Excess Returns mittels des Fama und Bliss Modells. In der Mitte findet man die Prognosen die durch das Single-Faktor Modell getätigt wurden und unten findet man die tatsächlichen Excess Returns 3-jähriger Anleihen. Klar zu erkennen ist, dass das Single-Faktor Modell die Excess Returns weitaus besser bzw. passender prognostiziert als das Fama und Bliss Modell, speziell wenn man die späten 60er, die frühen 80er und die Mitte der 90er Jahre betrachtet. Das bedeutet, dass die Verdoppelung des R^2 Werts

²⁰⁰ Vgl. Cochrane/Piazzesi (2002), S. 23

²⁰¹ Vgl. Cochrane/Piazzesi (2002), S. 24

gerechtfertigt ist und nicht durch einzelne „außergewöhnliche“ Datenpunkte entsteht.
²⁰²

Beide Prognosen am Ende der Zeitreihen verfehlen jedoch das Ziel – sie prognostizieren sinkende Returns, während die Returns aber stark (siehe „ex post“ Zeitreihe) ansteigen.²⁰³

Die Überprüfung des Modells bezüglich einzelner Subsamples erfolgt nun in Anlehnung an CP (2001)²⁰⁴, die dieselben Zeitfenster verwenden und das Single-Faktor Modell darauf anwenden.

In der folgenden Tabelle (Abb. 21) ist zu erkennen, dass das Single-Faktor Modell in fast allen Samples hält, also einen zeltförmigen Faktor zeigt. Es gibt jedoch 3 Samples (siehe Abb. 20 und 21 (rote Markierung)) in denen das Modell nicht hält, wodurch sich die Frage nach dem Grund aufdrängt.

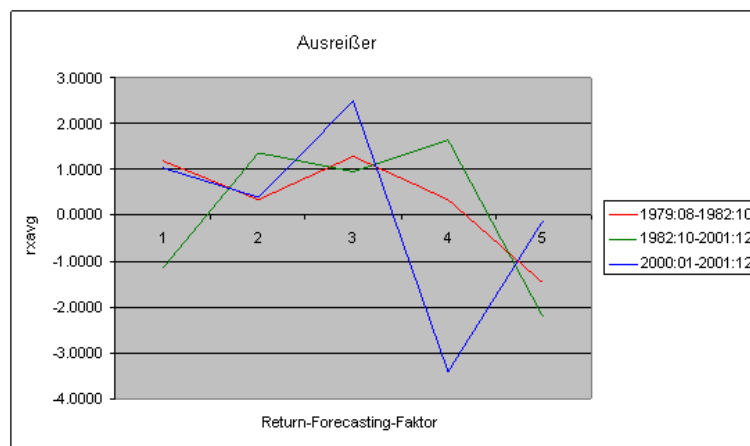


Abb. 20: Ausreißer des Subsample Tests

²⁰² Vgl. *Cochrane/Piazzesi* (2002), S. 25

²⁰³ Vgl. *Cochrane/Piazzesi* (2002), S. 23-26

²⁰⁴ Vgl. *Cochrane/Piazzesi* (2002), S. 25

	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	γ_5	R^2
1964:01-2001:12	-2.0914	1.2090	2.8174	0.7152	-2.1737	0.3584
1964:01-1999:12	-2.1340	1.0938	2.8779	0.8372	-2.1683	0.4012
1964:01-1979:08	-1.3166	1.4528	2.3764	-0.0936	-1.6709	0.3147
1979:08-1982:10	1.1763	0.3417	1.2919	0.3510	-1.4826	0.7769
1982:10-2001:12	-1.1462	1.3583	0.9512	1.6497	-2.2007	0.2855
1964:01-1969:12	-1.4069	0.3136	1.7720	0.7473	-1.8999	0.2641
1970:01-1979:12	-1.4130	0.7718	2.7161	0.0795	-0.8168	0.2331
1980:01-1989:12	-2.3988	1.7042	2.6150	1.0309	-1.7977	0.4464
1990:01-1999:12	-1.6692	0.5268	4.2758	1.6216	-2.6570	0.6960
2000:01-2001:12	1.0351	0.4002	2.4918	-3.4211	-0.1249	0.4985

Abb. 21: Regression der 1-jährigen Excess Returns auf alle Terminzinssätze mit Sampling

In Abb. 21 zeigt sich der höchste R^2 Wert von fast 78% im Subsample von August 1979 bis Oktober 1982. Zudem kommt in dieser Periode keine Zeltform zustande. Es wird angenommen, dass die gewählte Subsampleperiode schlichtweg zu klein ist um eine Aussage treffen zu können. Ähnlich verhält es sich in Hinblick auf das letzte Subsample, welches einzig die Jahre 2000 und 2001 erfasst. Zwar zeigt sich ein weitaus geringerer somit realistischerer R^2 Wert und von rund 50%, die Zeltform des Return-Forecasting-Faktors wird allerdings auch hier nicht angezeigt. Am schlechtesten wird die Variabilität in den 70er Jahren erklärt. Die 70er Jahre waren durch die Inflation stark beeinflusst, was andeutet, dass sich die Prognosefähigkeit eher nach den realen Renditen und nicht nach der nominalen Renditestruktur richtet.²⁰⁵

²⁰⁵ Vgl. *Cochrane/Piazzesi* (2002), S. 25

4.4.2 Small Sample Analyse

Bisher wurde die Regressionsanalyse mit monatlichen Daten durchgeführt. Bei Daten von 1952 bis 2004 die bis hierhin verwendet wurden, ergibt das eine Samplegröße, die 720 Beobachtungen umfasst.

Nun soll getestet werden, ob das Modell auch hält, wenn man jährliche Daten heranzieht. Dies wird in Folge als „Small Sample“ bezeichnet und umfasst für denselben Zeitraum 60 Beobachtungen.

Bei Durchführung der zweistufigen Regressionsanalyse des Single-Faktor Modells nach CP (2005) kommt man zu den in Abb. 22 dargestellten Ergebnissen.

	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	γ_5	R^2
rx_{avg}	0.077129	10.80353	25.67311	-8.713357	-26.63127	0.211816
rx_2	0.077974	10.92195	25.9545	-8.808858	-26.92316	0.216874
rx_3	0.077568	10.86504	25.81927	-8.762962	-26.78288	0.214332
rx_4	0.076879	10.76861	25.59012	-8.68519	-26.54518	0.210033
rx_5	0.076094	10.65854	25.32856	-8.596417	-26.27386	0.205197

Abb. 22: Regression der 1-jährigen Excess Returns auf alle Terminzinssätze mit Jahresdaten

Die Tabelle der Abb. 22 zeigt, dass der Return-Forecasting-Faktor auch bei Anwendung jährlicher Daten die Zeltform annimmt. Die R^2 Werte zeigen allerdings deutliche Verringerungen, was dazu führt, dass die Verwendung von monatlichen Daten zu bevorzugen ist. Zudem erkennt man kaum Unterschiede in den einzelnen Koeffizienten.

Bei Verwendung des Small Samples im Fama und Bliss Modell, sinkt der R^2 Wert derart, dass die Verwendung von jährlichen Daten klar abzulehnen ist.²⁰⁶

²⁰⁶ Siehe dazu Appendix B.3.1

4.4.3 Anwendung des Modells auf Daten anderer Datenquellen

In den vorigen Absätzen wurde aufgezeigt, wie das Modell zur Anleihenrisikoprämie von Cochrane und Piazzesi funktioniert. Es konnte bei Verwendung identischer Daten festgestellt werden, dass tatsächlich ein Single-Faktor existiert, welcher die Kraft hat, die Anleihenreturns verschiedener Laufzeiten vorherzusagen.

Zusätzlich konnte das Grundmodell durch einen Small Sample und einem Sample Test bestätigt werden.

Bevor das Single-Faktor Modell im nächsten Kapitel auf die Daten anderer Länder ausgeweitet wird, wird das Modell nun auf Preis bzw. Renditedaten anderer Datenbanken angewendet.²⁰⁷

In Folge dessen werden nun Renditedaten von 1-5 jährigen Anleihen verwendet, welche aus der Datenbank des US-Treasury²⁰⁸ stammen und sich über einen Zeitraum von 1961 - 2010 erstrecken. Die Daten sind direkt auf der Homepage der US-amerikanischen Notenbank kostenfrei herunterzuladen.

Eine Möglichkeit die Preise von Nullkuponanleihen zu ermitteln ist, diese von den jeweiligen Zero-Renditen abzuleiten.

Der Preis einer Nullkuponanleihe p_n abgeleitet von einer Zero-Rendite z_n errechnet sich aus:

$$p_n = \frac{1}{e^{(z_n/100)^n}} \cdot {}^{209} \quad (32)$$

Die Zero Raten, die verfügbar waren, wurden durch ein 3 – bzw. 6 Faktor Modell – (Nelson-Siegel bzw. Svensson) berechnet, was dazu führte, dass die Daten für das Single-Faktor Modell verzerrt und somit ungeeignet wurden.²¹⁰

²⁰⁷ Vgl. *Cochrane/Piazzesi* (2005, Appendix), S. 10-14

²⁰⁸ www.treasury.gov [Zugriff: 11.12.2010]

²⁰⁹ bez. der Änderung der Programmierung siehe Appendix B.1

²¹⁰ Vgl. *Cochrane/Piazzesi* (2005, Appendix), S. 10-14

Die Abbildung 23 zeigt die Ergebnisse der Anwendung des Modells auf Daten der Federal Reserve Bank (Fed). Die Zellform des Single-Faktor Modells ist nicht vorhanden, obgleich die b-Werte deren Anforderungen erfüllen.

Auch CP testeten die Anwendbarkeit des SFM auf Daten anderer Anbieter. Sie verwendeten hierzu einen Datensatz von Güraynak, Sack und Wright (2006), welche die Nullkuponanleihen von US-Staatsanleihen beinhaltet. Güraynak, Sack und Wright (GSW) verwendeten – sowie auch die Federal Reserve Bank – die Svensson Methode für die Schätzung aktueller Terminzinssätze:

$$f^{(n)} = \beta_0 + \beta_1 e^{-n/\tau_1} + \beta_2 (n/\tau_1) e^{-n/\tau_1} + \beta_3 (n/\tau_2) e^{-n/\tau_2} \quad 211$$

(33)

$\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \tau_1, \tau_2$ sind zu jedem Zeitpunkt unterschiedlich. β_3 und τ_2 erscheinen erstmals 1980 und verändern sich im Laufe der Zeit deutlich, woraus zu schließen ist, dass es nur eine Krümmung der Renditekurve vor 1980 geben kann. ²¹²

Sämtliche Daten von GSW werden von dieser angepassten Funktion abgeleitet und verlieren laut CP (2008) im Sinne des Single-Faktor Modells wichtige Daten. ²¹³

Die Unterschiede, die durch die Verwendung von Faktorenmodellen zur Schätzung der Renditekurve im Vergleich zu „reinen“ Daten wie die von Fama und Bliss entstehen sind zwar gering und können in vielen Fällen durch Datenglättung vielleicht sogar keinen Einfluss zeigen, die Prognosen der Überschussreturns zeigen hingegen multiple Unterschiede entstehend aus der Verwendung eines Faktormodells. ²¹⁴

²¹¹ Vg. Svensson (1995), S. 13-19

²¹² Vg. Svensson (1995), S. 13-19

²¹³ Vgl. Cochrane/Piazzesi (2008), S. 11-12

²¹⁴ Vgl. Cochrane/Piazzesi (2008), S. 12

	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	γ_5	R^2
rx_{avg}	-2.72	5.56	-4.28	-0.51	2.25	0.17
rx_2	-1.16	2.37	-1.83	-0.22	0.96	0.14
rx_3	-2.23	4.57	-3.52	-0.42	1.85	0.16
rx_4	-3.24	6.64	-5.12	-0.61	2.68	0.17
rx_5	-4.23	8.65	-6.67	-0.80	3.50	0.19

b_n	0.43
	0.82
	1.19
	1.56

Abb. 23: Regression der 1-jährigen Excess Returns auf alle Terminzinssätze mit Fed Daten

Wie bereits angeführt, verwendeten Cochrane und Piazzesi Daten 1- bis 5 jähriger Nullkuponanleihenpreise des CRSP welche als „rein“ einzustufen sind, also nicht durch ein Faktormodell beeinflusst wurden.²¹⁵ Darüber hinaus wurden sie über die Laufzeiten nicht geglättet und decken eine lange Zeitspanne ab, was besonders wichtig in Zusammenhang mit dem Anpassen der Risikoprämie ist.²¹⁶

Um sicherzustellen, dass dieser Effekt nicht nur bei US-Daten auftritt, werden auch andere Datensätze, die Zinssätze enthalten die mithilfe von Faktormodellen geschätzt wurden, betrachtet, wobei das Uneingeschränkte Modell angewendet wurde. Verfügbar waren die Daten der Staaten Deutschland, Kanada, Großbritannien und die der Niederlande.

Ausgehend von der, durch die Deutsche Bundesbank mittels des Svensson Modells geschätzten Zero-Kurve deutscher Staatsanleihen²¹⁷ zeigt sich ebenso wie im Fall der USA, dass es bei Anwendung des Single-Faktor Modells mit durch Faktormodelle geschätzten Daten zu den Koeffizienten **-0,544587; 1,745115; -3,649731; 2,628727;**

²¹⁵ http://www.crsp.com/documentation/pdfs/treasury_guide.pdf [Zugriff: 4.7.2011]

²¹⁶ Vgl. Cochrane/Piazzesi (2006), S. 11-12

²¹⁷ http://www.bundesbank.de/statistik/statistik_zeitreihen.php [Zugriff: 17.7.2011]

1,240705 kommt, welche eindeutig nicht zeltförmig sind und somit für das Modell ungeeignet erscheinen. Abb. 24 zeigt neben den eben erwähnten deutschen Ergebnissen, die Ergebnisse aus der Anwendung des Single-Faktor Modells auf Kanada, Großbritannien und die Niederlande, wobei mit keinem dieser Datensätze eine Zeltform erreicht werden konnte.²¹⁸

	y_1	f_2	f_3	f_4	f_5
GER ²¹⁹	-0.54	1.75	-3.65	2.63	1,24
CAN ²²⁰	-1.26	0.54	-0.17	5.68	-4.65
UK ²²¹	-0.23	-1.25	1.56	3.01	-2.93
NED ²²²	-0.38	5.00	-16.97	9.79	4.57

Abb. 24: Regression der 1-jährigen Excess Returns auf alle Terminzinssätze

4.5 Die Verwendung von Swap Rates

Da Swap Rates Pari Renditen darstellen²²³ und Pari Renditen der Ausgangspunkt des Modells sind²²⁴, wird nun versucht den zeltförmigen Return-Forecasting-Faktor unter Verwendung der Preise abgeleitet von den Swap Rates zu ermitteln.

Der Download der 1-5 jährigen Swaps wurde durch eine Bloombergfunktion direkt von der Datenbank in eine Exceldatei geladen.

Aus den Swapzinssätzen werden mittels Bootstrapping Zero-Raten ermittelt.

Dies ist möglich, da Swapsätze mit Anleihenkupons identisch sind und a pari notieren.²²⁵

²¹⁸ Die Ergebnisse sind im Appendix A4-A8 zu finden

²¹⁹ http://www.bundesbank.de/statistik/statistik_zeitreihen.php [Zugriff: 17.7.2011]

²²⁰ <http://www.bankofcanada.ca/rates/> [Zugriff: 17.7.2011]

²²¹ <http://www.bankofengland.co.uk/statistics/index.htm> [Zugriff: 17.7.2011]

²²² <http://www.statistics.dnb.nl/> [Zugriff: 17.7.2011]

²²³ Vgl. Hull (2006), S. 639

²²⁴ Vgl. Cochrane/Piazzesi (2005), S 140

Definiert man cf_n als Cashflow zum Zeitpunkt n und df_n als dazugehörigen Diskontierungsfaktor, gilt für eine Parianleihe:

$$100 = cf_n * df_1 + cf_n * df_2 + \dots + (100 + cf_n) * df_n^{226} \quad (34)$$

daraus abgeleitet, zeigt sich der Diskontfaktor der Jahres n

$$df_n = \frac{100 - \sum_{i=1}^{n-1} cf_n * df_i}{100 + cf}^{227} \quad (35)$$

bzw. für den Zinssatz

$$\sqrt[n]{\frac{100 + cf_n}{100 - \sum_{i=1}^{n-1} cf_n * df_i}} - 1^{228} \quad (36)$$

Cochrane und Piazzesi beschreiben in Zusammenhang mit dem Single-Faktor Modell in ihrem Artikel aus dem Jahr 2008 mit dem Titel *Decomposing the Yieldcurve*²²⁹, dass die Verwendung von gleitenden 3-Monats Durchschnittssätzen in diesem Zusammenhang eine bessere Prognosekraft besitzen, als ein Monat alleine.

²²⁵ Vgl. Hull (2006), S. 639

²²⁶ Vgl. Hull (2006), S. 639-641

²²⁷ Vgl. Hull (2006), S. 639-641

²²⁸ Vgl. Hull (2006), S. 639-641

²²⁹ Vgl. Cochrane / Piazzesi (2008), S. 14

Um das Modell zu testen, wurde zunächst die US-Swapzeitreihe herangezogen und im Anschluss daran die Swapzeitreihe Australiens.

Bei Durchlaufen des Programms zeigt sich in den Ergebnissen, dass sich der Single-Faktor weder in den USA noch in Anwendung auf die australischen Daten zeltförmig darstellt. Abb. 26 zeigt eine klare W-Form der aus der Regressionsanalyse entstehenden Koeffizienten. Zudem erfüllen die b-Werte der USA, die laut Modelldefinition aufsteigend und im Mittelwert 1 betragen sollen²³⁰, keine der Bedingungen, wie in Abb. 25 dargestellt. Abb. 25 zeigt auch dass die b-Werte Australiens zumindest aufsteigender Natur sind.

	USA	AUS
b-Werte	0.111321	0.282403
	0.099195	0.48109
	-0.006857	0.585411
	-0.097651	0.643767
Mittelwert	0.026502	0.49816775

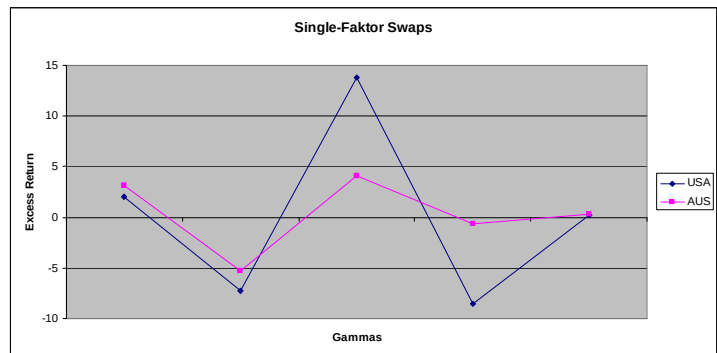


Abb. 25; 26: Tabelle der b-Werte mit Swap Daten; Return-Forecasting-Faktoren mit Swap Daten

Cochrane und Piazzesi deuten in „Decomposing the Yieldcurve“ die W-Form als eindeutigen Hinweis auf ein Multikollinearitätsproblem.

In Folge wurden auch anderen Länder überprüft (siehe Appendix A.3.3.2), wobei man mit Ausnahme der italienischen Swap Rates, die eine leichte Zeltform darstellen, die Tendenz zur W-Form und somit hin zur Multikollinearität wahrnimmt.²³¹

²³⁰ Vgl. Cochrane / Piazzesi (2005), S. 142 - 144

²³¹ Vgl. Cochrane / Piazzesi (2008), S. 12 - 15

Laut Peter Hackl (2008 „Einführung in die Ökonometrie“) können grundsätzlich folgende Maßnahmen bei Vorliegen von Multikollinearität gesetzt werden:²³²

- Erweitert man die bei der Schätzung einbezogenen Daten, kann dies die Abhängigkeit zwischen Regressoren verändern und somit dazu führen, dass sich die Multikollinearität zumindest in einem solchen Ausmaß vermindert, dass keine Probleme verursacht werden.
- Schließt man Regressoren aus, welche für die Multikollinearität verantwortlich sind, hat diese möglicherweise keine Auswirkungen mehr, kann aber darin resultieren, dass man durch das veränderte und dadurch fehlerhafte Umsetzen des Modells verzerrte Schätzer ermittelt.
- Sofern man die Multikollinearität aufgrund von gemeinsamen Trends der Regressoren verursacht sieht, kann man versuchen, die Spezifikation des Modells zu ändern und beispielsweise anstatt von Renditeniveauvariablen Differenzen zu verwenden um die Multikollinearität zu eliminieren.²³³

Auch CP (2008) behandeln das Multikollinearitätsproblem.

Sie testen die Verwendung von unterschiedlichen Regressionsgleichungen und unterschiedlicher Datensätze, was auch hier in Folge vorgenommen wird.

rechte Seite	$r_{x_{Fed}} \text{ auf } f_{Fed}$	$R_{x_{Fed}} \text{ auf } f_{FB}$	$R_{x_{FB}} \text{ auf } f_{FB}$
f1-f5	0.1369	0.2136	0.3124
f1,f3,f5	0.1211	0.2026	0.2956
3m mova f1-f5	0.1436	0.2260	
3m mova f1,f3,f5	0.1301	0.2158	

Abb. 27: Multikollinearitätsauflösung

Abb. 27 zeigt die R^2 Werte der Regression nach CP (2005).

In der ersten Spalte sind jene Variablen zu sehen, die den durchschnittlichen Excess Return erklären sollen.

²³² Vgl. Hackl (2008), S. 168-170

²³³ Vgl. Hackl (2008), S. 168-170

Beginnend mit den Terminzinssätzen der Laufzeiten 1-5 erfolgt eine Reduzierung auf die Terminzinssätze der Laufzeiten 1, 3 und 5, was entlang der Vorgehensweise aus CP (2008) durchgeführt wird. Schließlich wird der gleitende Durchschnitt der Renditen der US-Notenbank errechnet um dann wieder die zwei eben erwähnten Regressionen durchzuführen.

Die Tabelle in Abb. 27 zeigt die höchste erklärte Variabilität bei der Verwendung sämtlicher Terminzinssätze der Fama und Bliss Daten, was mit deren bereits erwähnter „Reinheit“ zu rechtfertigen ist. Wird der durchschnittliche Excess Return der Fed-Daten durch die FB-Daten erklärt, so gelingt es, im Fall der Verwendung von 3 mittels gleitenden Durchschnitts errechneten Terminzinssätzen, einen höheren Anteil an Variabilität (22,6%) zu erklären. Zum Vergleich: 17% der Variabilität konnte bei ausschließlicher Verwendung des Fed-Datensatzes erklärt werden, wobei ein eindeutiges Multikollinearitätsproblem erkennbar war.

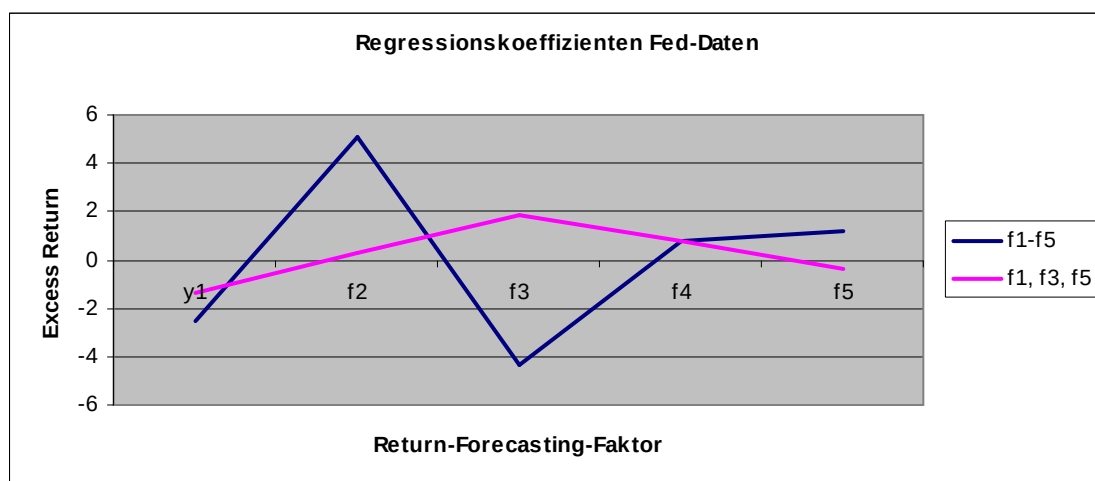


Abb. 28: Regressionskoeffizienten unter Verwendung der Daten der US-Notenbank

Verwendet man die 1, 3 und 5 jährige Terminzinssätze der Fed im gleitenden Durchschnitt um die dazugehörigen Excess Returns zu erklären, so erhält man einen R^2 Wert von 14,36%. Das bedeutet natürlich, dass durch die Verwendung von 3 anstatt von 5 Terminzinssätzen ein Teil der Erklärung eingebüßt werden musste, die Multikollinearität konnte jedoch eliminiert werden und die gewünschte Zellform ist gegeben (siehe Abb. 28). Die b-Werte 0,63; 1,00; 1,15; 1,22 sind darüber hinaus

sowohl aufsteigend als auch im Mittelwert 1. Daraus wird geschlossen, dass die Multikollinearität tatsächlich erfolgreich eliminiert wurde.

CP(2008) kommen ebenso zu dem Ergebnis, dass als Maßnahme zur Eliminierung des Multikollinearitätsproblems und insofern zur Generierung der Zeltform, der Ausschluss der Terminezinssätze 2 und 4 der erklärenden Variablen vorzunehmen ist.

Insofern lautet die Regressionsgleichung im Eingeschränkten Modell:

$$rx_{n,t+1} = b_n (\gamma_0 + \gamma_1 y_{1,t} + \gamma_2 f_{3,t} + \gamma_5 f_{5,t}) + \varepsilon_{n,t+1}^{234} \quad (37)$$

Das Programm muss insofern dementsprechend umformuliert werden, um es dann auch auf die Datensätze anderer Staaten anzuwenden.

4.6 Ergebnisse der Anwendung des Modells auf OECD Staaten

Mithilfe der Datenbank Bloomberg²³⁵ konnten die Swap Daten folgender Länder heruntergeladen werden: Österreich (AUT), Kanada (CAN), Tschechische Republik (CZ), Dänemark (DK), Frankreich (FRA), Deutschland (GER), Ungarn (HUN), Italien (ITA), Japan (JAP), Norwegen (NW), Neuseeland (NZ), Polen (POL), Rumänien (RUM), Schweiz (SF), Schweden (SWE), Großbritannien (UK), USA (USA).

Daten anderer Staaten waren entweder für die Fälligkeiten von 1- 5 Jahren nicht verfügbar oder die Zeitreihe betraf einen viel zu kurzen Zeitraum, was sie für die Anwendung der Regressionsanalyse ungeeignet machte.

Die 17 oben angeführten getesteten Datensätze, führten zu den in Abb. 29 aufgelisteten Ergebnissen.

²³⁴ Vgl. *Cochrane / Piazzesi* (2005), S. 142 - 144

²³⁵ <http://www.bloomberg.com/>

Land	Koeffizienten des SFM			b	R^2_{SF}	R^2_{FB}
AUT	-0.34	1.06	0.43	0.43 ; 0.85 ; 1.20 ; 1.50	0.15	0.01
CAN	-2.27	3.57	-1.28	0.77 ; 0.95 ; 1.09 ; 1.16	0.89	0.81
CZ	-0.65	0.36	1.02	0.47 ; 0.90 ; 0.90 ; 1.70	0.25	0.01
DK	-1.31	3.47	-1.86	0.35 ; 0.79 ; 1.24 ; 1.60	0.16	0.03
FRA	-0.89	2.73	-0.64	0.37 ; 0.80 ; 1.22 ; 1.59	0.20	0.01
GER	-1.87	5.37	-2.53	0.38 ; 0.79 ; 1.21 ; 1.60	0.25	0.03
HUN	-0.27	0.47	4.69	0.48 ; 0.85 ; 1.18 ; 1.46	0.71	0.02
ITA	-0.24	1.01	0.36	0.31 ; 0.76 ; 1.23 ; 1.68	0.35	0.03
JAP	0.40	0.36	0.59	0.30 ; 0.75 ; 1.24 ; 1.69	0.62	0.48
NW	0.21	-1.09	1.48	0.35 ; 0.75 ; 1.17 ; 1.72	0.08	0.01
NZ	-0.64	2.41	-0.73	0.32 ; 0.78 ; 1.24 ; 1.65	0.11	0.00
POL	-0.36	-0.91	3.66	0.37 ; 0.83 ; 1.22 ; 1.56	0.68	0.23
RUM	2.36	-1.99	2.88	0.52 ; 0.92 ; 1.20 ; 1.34	0.43	0.32
SF	-0.14	0.34	1.13	0.42 ; 0.83 ; 1.19 ; 1.55	0.18	0.00
SWE	0.19	0.96	-0.06	0.41 ; 0.83 ; 1.20 ; 1.54	0.30	0.01
UK	-0.90	0.53	1.18	0.25 ; 0.75 ; 1.27 ; 1.71	0.12	0.05
USA	-1.26	2.45	-0.82	0.40 ; 0.82 ; 1.20 ; 1.56	0.12	0.05

Abb. 29: Ergebnisse des Single-Faktor Modells verschiedener Staaten

Die Anforderungen des Single-Faktor Modells sind wie bereits erwähnt, dass die Koeffizienten zeltförmig sind und deren b-Werte aufsteigender Natur sowie im Durchschnitt 1 betragen.

Nicht alle oben angeführte Staaten (Abb. 29) erfüllen diese Bedingungen. Grau hinterlegt sind jene Staaten, die sämtliche Bedingungen erfüllen und somit das Investmentuniversum im letzten Kapitel formen könnten.

Die Tabelle zeigt rechts die R^2 Werte der Daten unter Verwendung des Single-Faktor Modells einerseits und unter Verwendung des Fama-Bliss Modells andererseits.

Durchgehend ist festzustellen, dass das Single-Faktor Modell einen höheren Anteil an Variabilität erklärt.

5 Anwendung des Modells in Anleihenstrategien

Da in den vorangegangenen Kapiteln festgestellt wurde, dass es viele verschiedene Theorien gibt, die versuchen die Richtung in die sich die Zinsen bzw. Renditen am Markt bewegen zu prognostizieren, wird angenommen, dass es möglich ist, eine Rendite über der Marktrendite zu erwirtschaften und dadurch aktive Strategien anwendbar sind.

5.1 Definition des Investmentuniversums

Das Investmentuniversum der vorliegenden Masterarbeit definiert ein Universum, das ausschließlich aus 1-5 jährigen Staatsanleihen von 7 Staaten besteht.

Es wurden die durch die *Organisation for Economic Cooperation and Development* (OECD)²³⁶ definierten G7 Staaten²³⁷ herangezogen:

Deutschland
Frankreich
Großbritannien
Italien
Japan
Kanada
USA

Es gilt nun zu überprüfen, ob unter Verwendung des Single-Faktor Modells zur Ermittlung der Excess Returns am Anleihenmarkt, die Excess Returns tatsächlich statistisch signifikant von 0 verschieden sind. Darüber hinaus wird überprüft ob die

²³⁶ www.oecd.org

Excess Returns der aktiven Anlagestrategien statistisch signifikant von den Excess Returns der passiven Anlagestrategien verschieden sind.

Bevor die eben angeführten Hypothesen überprüft werden, erfolgt nach Aufzählung der Modellannahmen zunächst die Strategieformulierung unter Anwendung derselben auf die USA.

Daran schließt der Test der Nullhypothesen mithilfe der Fama und Bliss Daten an, da die Zeitreihe der CRSP im Gegensatz zu den Swap-Zeitreihen die in der Strategieformulierung verwendet wurden, lang genug ist um einen Signifikanztest durchführen zu können.

5.2 Annahmen

Eine zeitliche Einschränkung hinzuziehend, beziehen sich die angewandten Strategien auf einen Zeitraum von 31.12.2004 bis 31.12.2010.

Es wird angenommen, dass mit den Informationen, die am 31.12.2004 zu Verfügung stehen, bereits am selben Tag eine Investition getätigt werden kann, deren Return am 31.12.2005 eingefahren wird, während mit den Informationen des 31.12.2005 erneut eine Investition bis zum 31.12.2006 getätigt wird usw.

Am 31.12.2010 wird der letzte Return, der in das Gesamtergebnis miteinbezogen wird erzielt und somit nicht mehr investiert.²³⁸

Weitere Annahmen sind:

- Es gibt keine Steuern und Transaktionskosten.
- Sämtliche Investoren verfügen über denselben Investitionshorizont.
- Die Anleihen können auf jährlicher Basis gekauft bzw. verkauft werden.
- Die Investoren sind Preisnehmer, wodurch gewährleistet wird, dass ihre Anlageentscheidungen keinen Einfluss auf den Markt haben.
- Sämtliche Informationen sind für die Investoren frei verfügbar²³⁹

²³⁸ Die zeitliche Einschränkung resultiert aus der beschränkten Verfügbarkeit der Daten.

²³⁹ Vgl. Sharpe (1964), S 425-442

5.3 Strategieformulierung unter Verwendung des Return-Forecasting-Faktors auf die USA

Der Return-Forecasting-Faktor erklärt den durchschnittlichen Excess Return. Je höher der Return-Forecasting-Faktor ist, desto höher ist der (durchschnittliche) Excess Return:

$$\overline{rx}_{n,t+1} = \gamma^T \hat{f}_t + \bar{\varepsilon}_{n,t+1}^{240}$$

Im Folgenden wird die Höhe des Return-Forecasting-Faktors zur Strategieformulierung zwischen 31.12.2004 und 31.12.2009 am Beispiel der USA herangezogen.

Ausgangspunkt ist jeweils die passive Anlagestrategie.

Unter naiver Diversifikation wird als passive Investitionsstrategie der Durchschnitt der Anleihen des jeweiligen Landes für ein Jahr gehalten.

Das bedeutet, dass dem jeweiligen Land am Ende des Jahres $\frac{1}{4}$ des durchschnittlichen Excess Returns zustehen.

Die Strategien werden einerseits mit dem Excess Return und andererseits mit der Information Ratio verglichen.

Die Sharpe Ratio führt im Kontext des Excess Returns zum selbem Ergebnis wie die Information Ratio. Wie in Kapitel 1.6. angesprochen zeigt die Sharpe Ratio das Verhältnis des Teiles des Returns zum korrespondierenden Risiko, welcher über dem Return der Benchmark liegt. Die Benchmark in diesem Zusammenhang ist der Geldmarktzins, woraus per Definition (siehe Kapitel 4.1) der Excess Return entsteht. Insofern stellen sowohl der Sharpe Ratio, als auch der Information Ratio den Excess Return dessen Risiko gegenüber und ergeben denselben Wert.

Aus der Anwendung der passiven Strategie, was eine jährliche Investition in den durchschnittlichen Excess Return zum Inhalt hat, ergibt sich für die USA über den

²⁴⁰ Vgl. *Cochrane / Piazzesi* (2005), S. 142 - 144

Anlagezeitraum (31.12.2004 bis 31.12.2010) ein Excess Return von 11,20%, dargestellt in Abb. 30.

Von 2004 auf 2005, sowie von 2005 auf 2006 zeigt die Abb. 30, dass kein Überschuss über den 1-jährigen Geldmarktzins erzielt werden konnte, weshalb ein negativer „Excess Return“ angezeigt wird. Die Information Ratio zeigt einen Wert von 0,7063.

Passive Anlagestrategie

Investition in den durchschnittlichen Excess Return von 2004 bis 2009

Investitionszeitpunkte	31.12.2004	31.12.2005	31.12.2006	31.12.2007	31.12.2008	31.12.2009
Returnzeitpunkt	31.12.2005	31.12.2006	31.12.2007	31.12.2008	31.12.2009	31.12.2010
Ergebnis	-0.0177	-0.0040	0.0109	0.0327	0.0452	0.0450
Summe	0.1120					
Mittelwert	0.0187					
Stabw	0.0264					
IR	0.7063					

Abb. 30: Ergebnisse der passiven Anlagestrategie für die USA

Nun wird versucht durch Anwendung aktiver Anlagestrategien, einen höheren Return zu lukrieren, als mit der erwähnten passiven Strategie um so die Hypothese zu stützen, dass aktive Strategien im Bereich von Investitionen in Anleihen ertragreicher sind als passive Strategien.

Im Fall der USA ist die Information Ratio von 0,7063 bzw. ein Gesamtreturn von 11,20% zu schlagen.

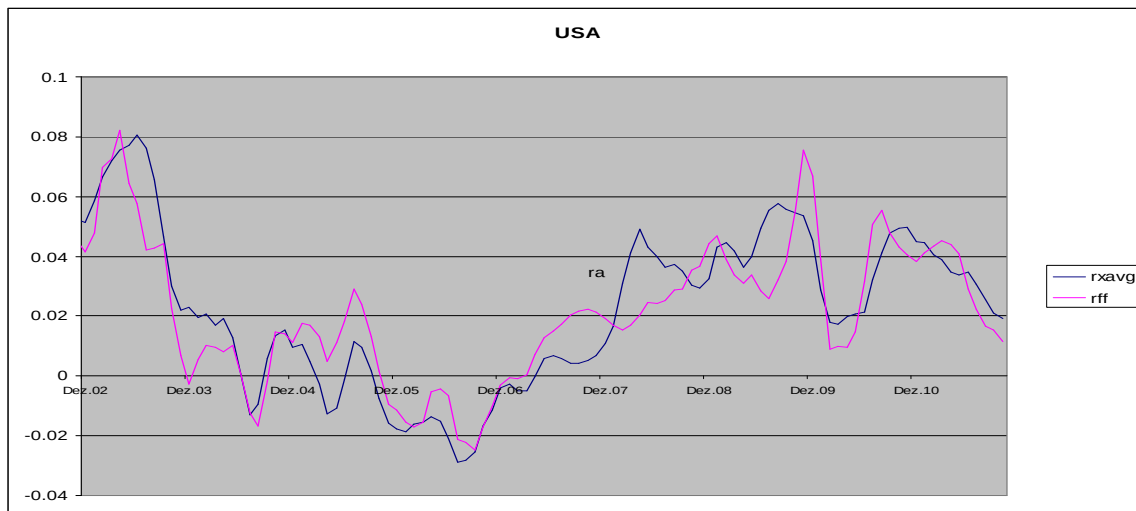


Abb. 31: Gegenüberstellung Return-Forecasting-Faktors (rff) und durchschnittlicher Excess Return

Abbildung 31 stellt den auch Return-Forecasting-Faktor (rff) dem durchschnittlichen Excess Return gegenüber. Der Theorie nach, müsste der Return-Forecasting-Faktor in t den Excess Return in $t+12$ Monate vorhersagen.

Betrachtet man beispielsweise den Return-Forecasting-Faktor von Dezember 2006 bis Dezember 2007, deutet dieser darauf hin, dass der Excess Return steigen wird, was auch tatsächlich der Fall ist.

Im Folgenden werden nun verschiedene aktive Strategien formuliert, die die Informationen die der Return-Forecasting-Faktor enthält nutzen.

Abb. 32 zeigt die Strategien im Überblick.

Strategiename	Threshold	Strategie
Aktiv 1	$rff > \text{Mittelwert historischer } rff$	Anleihe versus Geldmarkt
Aktiv 2	$rff > \text{Mittelwert RFF des Vorjahres}$	
Aktiv 3	$rff > -0,01$	
Aktiv 4	$rff > \text{Median}$	
Aktiv 5	$rff > \text{Quantil, Alpha}=0,75$	
Aktiv 6	$rff > \text{Quantil, Alpha}=0,50$	
Aktiv 7	$rff > \text{Quantil, Alpha}=0,55$ $rff < \text{Quantil, Alpha}=0,95$	
Aktiv 8	$rff > \text{historischer RFF}$	Long Versus Short
Aktiv 9	$rff > 0$	
Aktiv 10	$rff > -0,01$	
Aktiv 11	$rff > \text{Median}$	
Aktiv 12	$rff > \text{Quantil, Alpha}=0,75$	
Aktiv 13	$rff > \text{Mittelwert historischer RFF}$ $rff < -0,01$	→ Investition in Anleihe → Short Anleihe
	sonst Geldmarkt	
Aktiv 14	$rff < 5\text{-Quantil}$ $rff > 75\text{-Quantil}$	→ Short Anleihe → Long Anleihe
	sonst Geldmarkt	
Aktiv 15	$rff < 15\text{-Quantil}$ $rff > 55\text{-Quantil}$	→ Short Anleihe → Long Anleihe
	sonst Geldmarkt	

Abb. 32: Strategien im Überblick

*Im ersten Durchlauf investiert man nach bestimmten Kriterien (Threshold) entweder in den durchschnittlichen Excess Return des Landes oder in den Geldmarkt. Sofern eine Investition in den Geldmarkt erfolgt, wird zu diesem Zeitpunkt ein Excess Return von 0 akzeptiert, da der Excess Return wie bereits angemerkt per Definition (siehe Kapitel 4.1) jener Teil des Returns ist, welcher über den Geldmarktzinssatz erzielbar ist.*²⁴¹

²⁴¹ Vgl. Cochrane/Piazzesi (2005), S. 139

Aktive Anlagestrategien – Geld- versus Anleihenmarkt: Aktiv 1

Sofern der aktuelle Return-Forecasting-Faktor ($\hat{\gamma}^T \hat{f}_t$) größer ist als der Mittelwert des historischen Return-Forecasting-Faktors bis zum Investitionszeitpunkt, wird in den durchschnittlichen Excess Return investiert. Sollte der durchschnittliche Return-Forecasting-Faktor größer sein als der Aktuelle investiert man in den Geldmarkt.

Unter Anwendung der Strategie zeigt sich ein Gesamtreturn 12,29% mit einer Information Ratio von 0,8947.

Die Ergebnisse dominieren die Ergebnisse aus der Anwendung der passiven Strategie: unter Verwendung des aktuellen Return-Forecasting-Faktor in Verbindung mit dem eingesetzten Threshold wird eine Investition in den durchschnittlichen Excess Return in 2005 und 2006 vermieden, wodurch kein negativer Excess Return in diesen Jahren entsteht.

Aktive Anlagestrategien – Geld- versus Anleihenmarkt: Aktiv 2

Im Zuge der Strategie Aktiv 2 wird der Mittelwert des Return-Forecasting-Faktors des Vorjahres herangezogen und dem aktuellen Return-Forecasting-Faktor gegenübergestellt. Sofern der aktuelle Return-Forecasting-Faktor den Mittelwert desselben des Vorjahres übersteigt, erfolgt eine Investition in den Excess Return, andernfalls wird wiederum in den Geldmarkt investiert, woraus ein Excess Return von 0 resultiert.

Mit einem Gesamtreturn von 11,60% und einer Information Ratio von 0,7501 zeigt sich die Strategie profitabler als die Passivstrategie.

Aktive Anlagestrategien – Geld- versus Anleihenmarkt: Aktiv 3

Eine Investition in den durchschnittlichen Excess Return erfolgt, sofern ein bestimmter Wert überschritten wird. Unter Einsatz des Wertes -0,01 als Threshold zeigt sich ein Excess Return von in Summe 11,60%. Der gewählte Threshold vermeidet - wie auch in der vorhergehenden Strategie - die Investition im Jahr 2006,

erkennt allerdings nicht, dass der Excess Return im Jahr 2005 negativ ist, wodurch eine Returneinbuße von 1,77% entsteht.

.

Aktive Anlagestrategien – Geld- versus Anleihenmarkt: Aktiv 4

Bei dieser Strategie dient der Median des Return-Forecasting-Faktor als Threshold, welchen der aktuelle Return-Forecasting-Faktor wiederum überschreiten muss um ein Signal zur Investition in den durchschnittlichen Excess Return und insofern gegen den Geldmarkt zu senden. Die Information Ratio beträgt 0,8947 bei einem Gesamtreturn von 12,29%.

Der gewählte Threshold vermeidet die Investition in den Excess Return 2005 und 2006, wodurch dasselbe Ergebnis wie bei der Anwendung des historischen Mittelwerts aus Aktiv 1 erzielt wird.

Aktive Anlagestrategien – Geld- versus Anleihenmarkt: Aktiv 5, Aktiv 6

Im Zuge der Strategien unter diesem Titel wird das Quantil mit verschiedenen Alpha-Werten verwendet. Der Return-Forecasting-Faktor muss jeweils größer als der durch Quantilberechnung mit Alpha-Werten von respektiv 0,75 und 0,5 sein. Trifft gesetzter Fall zu, wird in den Excess Return investiert.

Bei einem Alpha von 0,5 zeigt sich eine Information Ratio von 0,7501 während sich aus der Wahl eines Alphas von 0,75 eine bessere Information Ratio von 0,8947 ergibt. Beide überragen die Information Ratio der passiven Strategie.

Aktive Anlagestrategien – Geld- versus Anleihenmarkt: Aktiv 7

Unter Verwendung des 55%igen Quantils als Unter- und des 95%igen Quantils als Obergrenze wird die Investition in den Geldmarkt dann getätigt, wenn sich der Return-Forecasting-Faktor nicht in diesem Bereich befindet.

Daraus resultiert ein Gesamtreturn von 12,29% mit einer Information Ratio von 0,8947 für die USA.

Im nächsten Teil soll nun mithilfe von Thresholds in Bezug auf den Return-Forecasting-Faktor entschieden werden, ob man im durchschnittlichen Excess Return long oder short geht – kauft oder verkauft.

Aktive Anlagestrategien – Long versus Short: Aktiv 8

Wie bei der Strategie Aktiv 1 wird auch hier der Mittelwert des historischen Return-Forecasting-Faktors herangezogen, wobei man long ist, sofern dieser überschritten wird und short, ferner dieser unterschritten wird.

Durch diese Vorgehensweise erhält man sowohl den bisher höchsten Gesamtreturn mit 13,37% als auch die stärkste Information Ratio, welche bei 0,9767 liegt.

Aktive Anlagestrategien – Long versus Short: Aktiv 9

Sofern der Return-Forecasting-Faktor zum Investitionszeitpunkt positiv ist, befindet man sich in der Ankaufposition. Sofern er allerdings negativ ist, nimmt man die Verkaufsposition ein.

Der Gesamtreturn von 9,83% und die Information Ratio von 0,5811 lassen vermuten, dass eine Investitionsentscheidung allein aufgrund des Vorzeichens des Single-Faktors (zumindest im Fall der USA) wohl nicht zu empfehlen ist.

Diese Strategie wird von der passiven Strategie in Gesamtreturn und in der Information Ratio geschlagen.

Aktive Anlagestrategien – Long versus Short: Aktiv 10

In Anlehnung an die Strategie Aktiv 3 wird ein Threshold von -0,01 verwendet, welchen der Return-Forecasting-Faktor überschreiten muss um eine Investition in den Excess Return zuzulassen. Sofern dieser nicht überschritten wird, erfolgt wiederum eine Deinvestition.

Der Gesamtreturn von 12 % und die Information Ratio von 0,7934 überragen die Resultate aus der Anwendung der passiven Strategie und unterstützen die Verwendung des Thresholds von -0,01 (im Fall der USA).

Aktive Anlagestrategien – Long versus Short: Aktiv 11

Ähnlich wie bei der Strategie Aktiv 4 wird der Median verwendet. Sofern der Return-Forecasting-Faktor über dem Median liegt, ist man im Bereich des Excess Returns in einer Long Position, im entgegengesetzten Fall findet man sich in einer Short Position wieder.

Es resultiert eine Information Ratio von 0,9767, die einerseits besser als die IR der passiven Strategie ist und andererseits auch die IR aus der Anwendung des Medians als Threshold des ersten Durchlaufs schlägt. Zudem befindet sich die Strategie im Vergleich (zusammen mit der Strategie Aktiv 8) an erster Stelle, gemessen am Information Ratio.

Aktive Anlagestrategien – Long versus Short: Aktiv 12

Man befindet sich bei Anwendung dieser Strategie in der Long-Position wenn der Return-Forecasting-Faktor größer ist als das Quantil mit einem Alpha von 0,75. Durch Anwendung dieses Thresholds zeigt sich ein – die passive Strategie überbietender – Gesamtreturn von 12% bei einer Information Ratio von 0,7934.

Der letzte Durchlauf kombiniert die beiden vorhergehenden: Es existieren zwei Thresholds, die dazu führen, dass man entweder in der Long oder in der Short Position ist. Sofern der aktuelle Return-Forecasting-Faktor weder die Anforderungen des ersten noch die des zweiten Thresholds erfüllen, investiert man in den Geldmarkt, wodurch ein Excess Return von 0 akzeptiert wird.

Aktive Anlagestrategien – Long versus Short oder Geldmarkt: Aktiv 13

Es wird in den Excess Return investiert, wenn der Return-Forecasting-Faktor über dessen historischen Mittelwert liegt. In der Short Position befindet man sich, wenn der Return-Forecasting-Faktor unter der Grenze von -0,01 angesiedelt ist. Ferner weder der eine noch der andere Fall zutrifft, wird in den Geldmarkt investiert. Diese Vorgehensweise führt zu einer Information Ratio von 0,95 und reiht sich somit unter die besten im Vergleich der bislang angewandten Strategien in Bezug auf die USA ein.

Aktive Anlagestrategien – Long versus Short oder Geldmarkt: Aktiv 14, Aktiv 15

Es werden verschiedene Quantile zur Grenzdefinition verwendet.

Sofern in Aktiv 14 (Aktiv 15) das 5%-Quantil (15%-Quantil) unterschritten wird, befindet man sich in einer Short-Position in Hinblick auf den durchschnittlichen Excess Return, ferner das 75%-Quantil (55%-Quantil) überschritten wird, befindet man sich in einer Long-Position in Bezug auf den durchschnittlichen Excess Return. Trifft beides nicht zu, so investiert man in den Geldmarkt.

Aktiv 14 zeigt einen Gesamtreturn von 9,02% welcher deutlich schlechter ist als jener der passiven Strategie.

Die Strategie Aktiv 15 führt hingegen zu einem sehr guten Resultat. Mit einem Excess Return von 12,70% und einer Information Ratio von 0,9520 teilt sie sich mit Strategie Aktiv 13 den zweiten Rang im Vergleich zu den anderen Strategien.

Zusammenfassend wird festgestellt, dass die ausgewählten aktiven Anleihenstrategien zu besseren Information Ratios führen als die passive Strategie. Bloß 2 von 15 Strategien weisen schlechtere Ergebnisse auf, als die durch Anwendung der passiven Strategie erzielten.

Da die Investition p.a. nur zu 6 Datenpunkten führt, macht ein Signifikanztest in diesem Zusammenhang keinen Sinn.

Die Fama und Bliss Daten (siehe dazu Kapitel 4) erstrecken sich über einen Zeitraum von rund 50 Jahren, weshalb die Strategien im Folgenden auf diese Daten angewandt werden. Sinn ist es festzustellen, ob durch die Anwendung aktiver Strategien auf die Ergebnisse des Single-Faktor Modells Excess Returns entstehen, welche statistisch signifikant von 0 verschieden sind und ob sich dieselben statistisch signifikant von den Excess Returns der passiven Strategie unterscheiden. Neben der statistischen Signifikanz soll auch die ökonomische Relevanz in Form eines Vergleichs der Information Ratios der auf die G7 angewandten Strategien Beachtung finden.

5.4 Test der Null-Hypothesen und ökonomische Relevanz

Sämtliche auf den Return-Forecasting-Faktor basierenden aktiven Strategien, die bereits in Kapitel 5.3 verwendet und beschrieben wurden, werden in Folge auf den Datensatz von Fama und Bliss angewandt. Die FB-Zeitreihen starten 1952 wodurch mehr Daten zur Formulierung des Return-Forecasting-Faktors zu Verfügung stehen und sich auf jährlicher Basis 45 Beobachtungen ergeben. Die Kehrseite der Medaille ist allerdings, dass die Daten nur bis 2003 verfügbar sind, wodurch kein direkter Vergleich mit den Resultaten aus Kapitel 5.3 stattfinden kann.²⁴²

Im Folgenden werden zwei Hypothesen getestet, wobei ein zweiseitiger Test auf Mittelwert mit bekannter Standardabweichung verwendet wird.²⁴³

$$H_0 : \mu = \mu_0$$

$$H_1 : \mu \neq \mu_0$$

$$Z = \frac{\bar{x} - \mu_0}{\frac{\sigma}{\sqrt{N}}} \sim N(0,1)^{244}$$

²⁴² Vgl. Hackl (2008), S. 77-83

²⁴³ Vgl. Hackl (2008), S. 77-83

²⁴⁴ Vgl. Hackl (2008), S. 77-83

Voraussetzungen:

- Die Grundgesamtheit ist normalverteilt, oder
- die Grundgesamtheit ist näherungsweise normalverteilt, falls $N \geq 30$.²⁴⁵

Es muss ein Signifikanzniveau (α) gewählt werden, welches die (Irrtums-) Wahrscheinlichkeit bezeichnet, mit der im Rahmen des Hypothesentests die Nullhypothese fälschlicherweise verworfen werden könnte, obwohl diese womöglich richtig ist. Der kritische Wert ergibt sich aus dem gewählten Signifikanzniveau und muss durch das Ergebnis des Z-Tests überschritten werden, um statistische Signifikanz im konkreten Fall vermuten zu können.²⁴⁶

Test der 1. Hypothese

Die Excess Returns der aktiven Anlagestrategien sind statistisch signifikant von Null verschieden.

$$H_0 : rx = 0$$

$$H_1 : rx \neq 0$$

Bei Durchführung des Z-Tests im Intervall der Abweichung von +/- zwei Standardabweichungen vom Mittelwert in Bezug auf die Hypothese 1 ist ein Signifikanzniveau von 5% gewählt, was zu einem kritischen Wert von ca. 2 führt.

Wie in der Spalte 4 der Abbildung 33 abzulesen ist, führt keine der 15 Strategien zur Überschreitung des kritischen Werts von 2.

Lässt man bei Durchführung des Z-Test eine Abweichung von einer Standardabweichung vom Mittelwert zu, ergibt sich bei einem Signifikanzniveau von rund 33% ein kritischer Wert von ungefähr 1. In der Spalte 4 der Abbildung 33 sind jene Strategien hervorgehoben, die diesen kritischen Wert überschreiten, was auf 12 von 15 Strategien zutrifft. Dies weist daraufhin dass 12 dieser 15 Strategien bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von rund 33% einen signifikant von Null verschiedenen Excess Return aufweisen.

²⁴⁵ Vgl. Hackl (2008), S. 77-83

²⁴⁶ Vgl. Hackl (2008), S. 77-83

Test der 2. Hypothese

Die Excess Returns der aktiven Anlagestrategien sind statistisch signifikant vom Excess Return der passiven Anlagestrategie verschieden.

$$H_0 : rx_a = rx_p$$

$$H_1 : rx_a \neq rx_p$$

Analog zum Test der 1. Hypothese zeigt sich unter Anwendung eines Signifikanzniveaus von 5%, dass der kritische Wert von 2 nicht überschritten werden kann. Bei Überprüfung der Unterschiede zwischen den Excess Returns der aktiven Strategien und jenen der passiven Strategie kann allerdings selbst der kritische Wert von 1 bloß unter Anwendung der Strategie Aktiv 2 überschritten werden.

An dieser Stelle sei hervorgehoben, dass die Strategie Aktiv 2 bei beiden Hypothesentests den höchsten Z-Wert zeigt.

Strategie	Mittelwert	Stabw	H0: RX = 0	H0: RX(a) = RX(p)
			Z	Z
A 1	0.0069	0.0268	1,3677	0,0572
A 2	0.0009	0.0119	1,7358	1,1358
A 3	0.0050	0.0310	0,5199	0,3262
A 4	0.0063	0.0266	1,0858	0,1526
A 5	0.0040	0.0194	1,5891	0,5407
A 6	0.0063	0.0266	1,3906	0,1526
A 7	0.0036	0.0217	1,5891	0,5878
A 8	0.0071	0.0362	1,1295	0,0298
A 9	0.0080	0.0361	1,3131	-0,0856
A 10	0.0072	0.0362	1,4829	0,0124
A 11	0.0058	0.0365	1,3385	0,1960
A 12	0.0013	0.0369	1,0714	0,7873
A 13	0.0075	0.0351	0,2318	-0,0282
A 14	0.0035	0.0316	1,4380	0,5345
A 15	0.0061	0.0317	0,7440	0,1707

Abb. 33: Ergebnisse der Hypothesentests

Test auf ökonomische Relevanz

Errechnet man die Information Ratio der Strategien unter Anwendung auf die Daten von Fama und Bliss, weisen nur 6 von 15 Strategien Aktivstrategien eine höhere Information Ratio auf als die passive Strategie.

Im Kapitel 5.4 in dem sämtliche Strategien auf die Swap Daten der USA angewandt wurden, konnte festgestellt werden, dass die Information Ratios der aktiven Strategie in 13 von 15 Strategien eine höhere Information Ratio aufwiesen als die passive Strategie. Diese Tatsache und die Tatsache dass der Signifikanztest auf die Swap-Daten mangels der Anzahl an Beobachtungen nicht durchgeführt werden konnte, wird als Argument für die Anwendung der Strategien auf sämtliche G7 Staaten mit anschließendem Vergleich der resultierenden Information Ratios verwendet.

Die Abbildung 34 stellt die Information Ratios der 15 aktiven Strategien und der passiven Strategie gegenüber.

Es wurde ein Mittelwert der Information Ratios unter Anwendung der jeweiligen Strategien auf sämtliche G7-Staaten ermittelt.

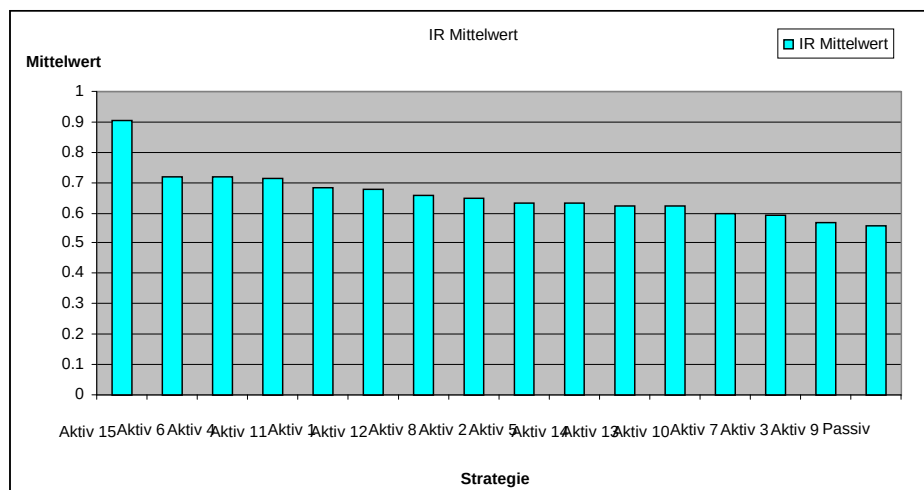


Abb. 34: Rangfolge der Strategien nach Information Ratio (Mittelwert)

Unter Anwendung der Single-Faktors und Verwendung der Strategie Aktiv 15 ergibt sich die höchste IR mit einem Mittelwert von 0,9042. Die Strategie liegt in 6 von 7

Staaten unter den besten 5 Strategien, wobei sie in 4 Fällen sogar die bestplatzierte Strategie ist. Hätte man die Strategie über den 5-jährigen Investitionszeitraum in jedem G7-Staat angewandt, wäre mit einem Return von 13,03% auch diesbezüglich der 1. Platz erreicht worden.

Die Strategien Aktiv 4, 6 und 11 befinden sich mit Information Ratios von rund 0,71 in etwa auf gleicher Ebene. Die Strategien 4 und 11 verwenden den Median, die Strategie 6 verwendet das 50%-Quantil als Threshold, wodurch die ähnlichen Ergebnisse erklärt werden können. Insofern ist die Bewertung des Medians als Threshold in Verbindung mit dem Return-Forecasting-Faktor sehr zu empfehlen. Im Durchschnitt wurde dadurch ein Return von rund 12 % von 2005 bis 2010 ermittelt.



Abb. 35: Rangfolge der Strategien nach Gesamtreturn (Mittelwert)

Im Zuge des Strategievergleichs nach der IR befinden sich in der oberen Hälfte die Aktivstrategien 1, 2, 8, 11 und 12 welche eine IR von 0,65 bis 0,69 zeigen.

Während sich - wie die Abbildung 35 zeigt, jede der genannten Strategien noch weit über der passiven Strategie befindet, zeigen die Mittelwertstrategien Aktiv 1 und 2 einen schlechteren Gesamtreturn als die passive Strategie. Investiert man über die 5 Jahre mit der passiven Strategie gleichmäßig in jedes der G7 Länder, so erzielt man einen Gesamtreturn von 11,46%. Die Strategie Aktiv 1 liegt mit 11,42% Return nur knapp dahinter. Die Strategie Aktiv 2, die den Mittelwert des Vorjahres als Threshold heranzieht, fällt mit einem Gesamtreturn von 7,60% allerdings weit ab.

Schlechter als Aktiv 2 in punkto Gesamtreturn ist nur die Strategie Aktiv 7, welche einen relativ niedrigen Gesamtreturn von 6,76% zeigt. Die Strategie befindet sich mit einem IR von 0,60 allerdings auch diesbezüglich im hinteren Viertel.

Grundsätzlich sollte es vermieden werden, einen frei gewählten Threshold, welcher für ein Land funktioniert auch auf andere Länder anzuwenden.

Im Fall der USA funktionierte beispielsweise ein Threshold von -0,01 sehr gut, in den anderen Staaten war dieser Threshold allerdings nicht von Erfolg, was an den diesen Threshold verwendeten Information Ratios der Strategien Aktiv 3 und 10 mit respektiv 0,59 und 0,62 abzulesen ist. Mit einer IR von 0,57 noch schlechter als die beiden eben erwähnten Strategien ist die Aktivstrategie 9, die ein Signal zum Ankauf sendet, wenn der Return-Forecasting-Faktor positiv ist und das Verkaufssignal sendet, sofern dieser negativ ist. Beachtet man allerdings den Gesamtreturn der Strategie, findet man diese im Vergleich zu den anderen Strategien in der oberen Hälfte bei 12,02% wieder.

Von der Information Ratio ausgehend am schlechtesten zeigt sich die passive Strategie mit einem Wert von 0,5561. Darüberhinaus zeigt sie sich im Gesamtreturn in der schlechteren Hälfte bei rund 11,5%.

Die Ergebnisse deuten daraufhin, dass es möglich ist, durch die Anwendung des Single-Faktors aktive Strategien zu entwickeln, die ertragreicher sind als passive Buy&Hold Strategien.

Zudem soll angemerkt sein, dass Japan mit einer durchschnittlichen Information Ratio von 0,94 (siehe Abb. 36) an erster Stelle liegt. 10 von 15 Strategien führen zu einer über 1 liegenden IR, was sonst über die Länder und Strategien kaum der Fall ist. Die USA schneiden dabei mit einem Mittelwert von 0,18 in IR-Sicht mehr als unterdurchschnittlich ab.

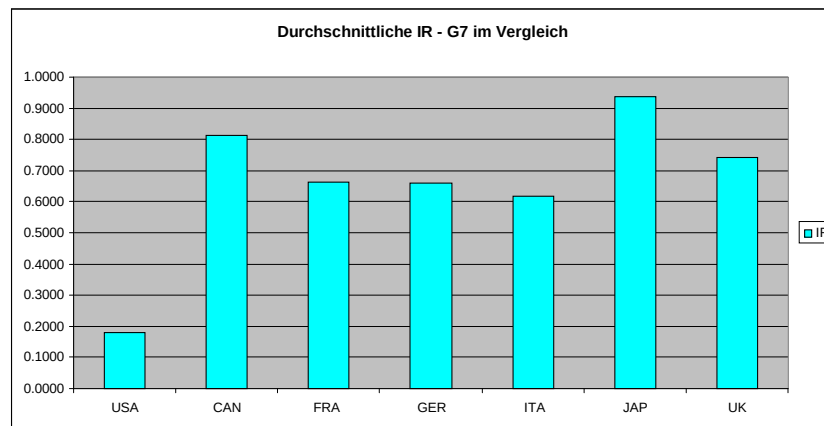


Abb. 36: Mittelwert der Information Ratios der G7 über die Strategien

6 Conclusio

Im Zuge der Magisterarbeit wurde die Frage nach der Existenz von zeitlich variierenden, von Null verschiedenen, erwarteten Excess Returns von Anleihen gestellt. Es galt herauszufinden ob die Erwartungshypothese, wonach die Excess Returns von Anleihen konstant sind, zu verwerfen ist oder nicht.

Bis in die 1980er befasste man sich ausschließlich mit konstanten, erwarteten Excess Returns. Es wurde angenommen, dass sich in einem Markt der sich im Gleichgewicht befindet und in dem Investoren mit homogenen Erwartungen agieren, keine Excess Returns erzielen sind.

Mitte der 80er, Anfang der 90er Jahre bewegte man sich u. a. mit den Forschungen von Fama und Bliss (1987) und Campbell und Shiller (1991) langsam in Richtung zeitlich variierender, erwarteter Excess Returns. John Cochrane und Monica Piazzesi (2005) erweiterten die Forschungen mit ihrem im American Journal of Economics veröffentlichten Artikel mit dem Titel „Bond Risk Premia“, auf den in der vorliegenden Magisterarbeit besonderes Augenmerk gelegt wurde. John Cochrane und Monica Piazzesi (CP) untersuchen zeitliche variierende Unterschiede in den erwarteten Excess Returns von Anleihen in Anwendung einer Regressionsanalyse von einjährigen Excess Returns auf 1- bis 5-jährige Terminzinssätze von US Staatsanleihen. Sie erweitern damit die Forschungen von Fama und Bliss und Campbell und Shiller, die die Erwartungstheorie erfolgreich widerlegten, allerdings mit einem geringeren Erklärungswert (R^2) als CP.

CP fanden heraus, dass es eine zeltförmige Linearkombination von Terminzinssätzen gibt, welche die Fähigkeit hat, die zeitlich variierenden Unterschiede in den Excess Returns mit einem R^2 Wert von bis zu 43% zu erklären. In der Magisterarbeit wurde das Modell ebenfalls auf die USA angewandt (mit einem daraus resultierendem R^2 Wert von 38%) und versucht den zeltförmigen Single-Faktor entlang der Modellbeschreibung von CP auch für andere Staaten zu erhalten. Bei Anwendung des Modells auf Kassazinssätze (wie im Artikel „Bond Risk Premia“ beschrieben), die von den Zentralbanken verschiedener Staaten bereit gestellt wurden, ergab sich das Problem, dass kein zeltförmiger Single-Faktor festgestellt werden konnte. Der Grund dafür lag in der Verzerrung der Daten bzw. den Informationsverlust, der durch Anwendung von Faktormodellen (z.B.: Svensson

(1995)) zur Schätzung von Kassazinssätzen auftrat. Durch die Verwendung von Swap Rates konnte das Problem umgangen werden. In 9 von 17 Datensätzen verschiedener Staaten führte die Anwendung des Modells tatsächlich zu einem zeltförmigen Single-Faktor. Zusätzlich wurde das Modell von Fama und Bliss angewandt, mit dem Ergebnis, dass das Single-Faktor Modell im Vergleich stets einen höheren Anteil an Variabilität erklärt als das Modell von Fama und Bliss (R^2 von bis zu 17%). Schließlich wurde versucht, den Single-Faktor mit den Hauptkomponenten (Renditeniveau, Steigung und Krümmung) in Verbindung zu bringen. Es konnte (analog zu CP 2005) festgestellt werden, dass der Single-Faktor mit keinem dieser Komponenten in direktem Zusammenhang steht, sondern vielmehr einen zusätzlichen Faktor bzw. einen Grund für Renditekurvenbewegungen darstellt, der nicht durch die klassischen Terminstrukturmodelle erklärt werden kann und auch nicht in Zusammenhang mit diesen steht.

Belegt und untermauert wurden die Ergebnisse der Anwendung des Single-Faktor Modells durch Robustheitstest, wie beispielsweise einem Sample Test.

Ziel der Arbeit war es auch, den Vorteil von aktiven Anleihenstrategien gegenüber einer passiven „Buy and Hold“ Strategie hervorzuheben. Dazu wurden 15 verschiedene aktive Strategien formuliert und auf die durch die OECD definierten G7 Staaten angewandt. Ein zweiseitiger Test auf Mittelwert der erwarteten Excess Returns zeigte, dass 12 dieser 15 Strategien einen signifikant von Null verschiedenen Excess Return bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 33% aufweisen. Darüberhinaus wurde überprüft, ob sich die Excess Returns der aktiven Strategien statistisch signifikant von den Excess Returns der passiven Strategie unterscheiden. Dies führte dazu, dass jene Strategie, die in den Anleihenmarkt investiert sofern der aktuelle Return-Forecasting-Faktor größer ist als der Mittelwert des Return-Forecasting-Faktors des Vorjahres (andernfalls in den Geldmarkt) positiv auffiel.

Vergleicht man im Kontext der ökonomischen Relevanz die durchschnittlichen Ergebnisse der einzelnen aktiven Strategien mit dem durchschnittlichen Ergebnis der passiven Strategie, so kann festgestellt werden, dass jede aktive Strategie die passive Strategie hinsichtlich des Information Ratio übertrifft, wobei Japan und Kanada die höchste und die USA die niedrigste Information Ratio zeigten.

In Hinblick auf zukünftige Forschungen, kam ein erster Input von Rebecca Hellerstein (2011), die die Erkenntnisse aus dem Artikel „Bond Risk Premia“ (2005) in einer

Arbeit mit dem Titel „Global Bond Risk Premiums“ verwendet. Hellerstein zeigt den zeltförmigen Return-Forecasting-Faktor in Anwendung auf andere Staaten (G 10) und generiert einen globalen Faktor.

Zudem erweitert sich das Anwendungsgebiet des Modells von CP durch die Etablierung von Anleihemärkten in den Emerging Markets (inklusive Zentral- und Osteuropa).

Allerdings stellen hier die Datenqualität und/oder die Samplegröße eine Herausforderung dar.

Ein zusätzlicher Gedanke betreffend die Erweiterungen der Forschungen bezieht sich auf den durch CP betrachteten einjährigen Zeithorizont für die Returns und die verwendeten Anleihen mit einer Laufzeit von 1 bis 5 Jahren. Sowohl der Returnzeitraum als auch die Laufzeit der Anleihen, die in das Modell einfließen, könnten verändert bzw. erhöht werden.

Darüberhinaus wäre es durchaus vorstellbar das Signal des Single-Faktor Modells mit anderen – vielleicht zyklischen – Indikatoren zu verbinden, um die Prognosequalität gegebenenfalls zu verbessern (CP 2008).

Abstract

Die vorliegende Magisterarbeit beschäftigt sich mit dem Single-Faktor Modell von John Cochrane und Monica Piazzesi (2005), welche einer Linearkombination von Terminzinssätzen die Fähigkeit zuschreiben, zukünftige Excess Returns von Anleihen prognostizieren zu können. Ein theoretisches Fundament soll zu Beginn der Arbeit durch eine grundlegende Einführung in die Charakteristika des Anleihenmarkts und die Grundlagen sowie Interpretation im Kontext der Renditekurve geschaffen werden. Im Hauptteil der Arbeit geht es um die Risikoprämie der Anleihen, beginnend mit den verschiedenen theoretischen Ansätzen betreffend einer konstanten bzw. einer dieser gegenüberstehenden variablen Risikoprämie. Daran schließt die Abbildung, die Erklärung und die Anwendung des Single-Faktor Modells an. Ein Vergleich mit dem Modell von Fama und Bliss, sowie eine Gegenüberstellung des Single-Faktors mit den Hauptkomponenten Renditeniveau, Steigung und Krümmung folgen. Schließlich werden die Informationen des Single-Faktor Modells verarbeitet um Anleihenstrategien zu formulieren, die Excess Returns generieren und eine Antwort auf die Frage liefern, ob aktive Anleihenstrategien Excess Returns zeigen, welche sich statistisch signifikant von den Excess Returns jenen einer passiven Anleihenstrategie unterscheiden. Es wird gezeigt, dass im Kontext der ökonomischen Relevanz, den Ergebnissen der unter Anwendung des Single-Faktor Modells entwickelten aktiven Strategien hohe Bedeutung zuzurechnen ist.

Über die Autorin

Sonja Mazanec wurde 1984 in Eisenstadt/Burgenland geboren. Nach der Matura an der Höheren Lehranstalt für Wirtschaft und Tourismus in Neusiedl am See begann sie das Studium der Betriebswirtschaft an der Universität Wien. Im Bakkalaureatsstudium spezialisierte sie sich auf die Bereiche Marketing und Organisations-/Personalmanagement, entdeckte aber bald, dass ihr primäres Interesse der Finanzwirtschaft gilt. Im Magisterstudium spezialisierte sie sich schließlich auf die Bereiche *Investments* und *Externe Unternehmensrechnung*.

Frau Mazanec ist seit März 2010 bei der Erste Sparinvest in der Abteilung *Global Strategies und Reserach* tätig. Bis März 2012 assistierte sie dem Chief Economist des Unternehmens in dessen Forschungstätigkeit und durfte kleinere Forschungsprojekte selbstständig durchführen. Seit April des Jahres ist Frau Mazanec als Junior Analystin im Unternehmen tätig.

Ihre Zukunft sieht Frau Mazanec in der Forschung, wobei sie auch einige Jahre im Fondsmanagement tätig sein möchte.

Formelverzeichnis

Barwert Anleihe mit Spot Rates

$$PV = c \cdot e^{-s_1 \cdot 1} + c \cdot e^{-s_2 \cdot 2} + \dots + Nom \cdot e^{-s_T \cdot T} \quad 14$$

Barwert der Anleihe mit Effektivzins

$$PV = c \cdot e^{-y \cdot 1} + c \cdot e^{-y \cdot 2} + \dots + Nom \cdot e^{-y \cdot T} \quad 14$$

Logarithmierte Rendite

$$y_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \quad 15$$

Barwert Nullkuponanleihe

$$PV = C_T \cdot e^{-y \cdot T} \quad 15$$

Logarithmierte Rendite

$$y_{n,t} \equiv -\frac{1}{n} p_{n,t} \quad 15$$

Logarithmierter Terminzinssatz

$$f_{n,t} = p_{n-1,t} - p_{n,t} \quad 16$$

Macauly Duration

$$D^{MAC} = \sum_{t=1}^T \frac{C_t \cdot t}{(1+r)^t} * \frac{1}{P_0} \quad 23$$

Modified Duration

$$D^{MOD} = \frac{P^- - P^+}{(2P_0(\Delta Y))} \quad 24$$

Modified Duration mithilfe der Macaulay Duration berechnet

$$D^{MOD} = \frac{D^{MAC}}{(1+y)} \quad 24$$

Erwarteter Unterschiedsreturn

$$\tilde{d} \equiv \tilde{r}_F - \tilde{r}_B \quad 26$$

Sharpe Ratio ex ante

$$SR_{exante} \equiv \frac{\bar{d}}{\sigma_d} \quad 26$$

Returndifferenz zum Zeitpunkt t

$$D_t \equiv R_{Ft} - R_{Bt} \quad 26$$

Durchschnittlicher Wert der Returndifferenz

$$\bar{D} \equiv \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T D_t \quad 26$$

Standardabweichung von D

$$\sigma_D \equiv \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T (D_t - \bar{D})^2}{T-1}} \quad 27$$

Sharpe Ratio ex post

$$SR_{\text{expost}} \equiv \frac{\overline{D}}{\sigma_D} \quad 27$$

Sharpe Ratio in T

$$S_T = \sqrt{T} S_1 \quad 27$$

Information Ratio

$$IR_i = \frac{\alpha_i}{\omega_i} \quad 28$$

Downsideabweichung

$$\delta = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (R_{p,t} - R_{mar})^2} \quad 30$$

Sortino Ratio

$$SOR = \frac{R_p - R_{mar}}{\delta} \quad 30$$

Terminzinssatz

$$f_{n,t} = y_{n,t+n-1} + r_{n,t+n-1} - r_{n-1,t+n-1} \quad 49$$

Terminzinssatz ex ante

$$f_{n,t} = E_t(y_{1,t+n-1}) + E_t(r_{n,t+n-1} - r_{n-1,t+n-1}) \quad 49$$

Return der Halteperiode in t+1

$$r_{n,t+1} \equiv p_{n-1,t+1} - p_{n,t} \quad \text{_____} \quad 55$$

Excess Return in t+1

$$rx_{n,t+1} \equiv r_{n,t+1} - y_{1,t} \quad \text{_____} \quad 55$$

Regression der Terminzinssätze auf Excess Returns in t+1 in Andeutung des Single-Faktors

$$rx_{n,t+1} = b_n (\gamma_0 + \gamma_1 y_{1,t} + \gamma_2 f_{2,t} + \dots + \gamma_5 f_{5,t}) + \varepsilon_{n,t+1} \quad \text{_____} \quad 58$$

Regression der Terminzinssätze auf den durchschnittlichen Excess Return

$$\frac{1}{4} \sum_{n=2}^5 rx_{n,t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 y_{1,t} + \gamma_2 f_{2,t} + \dots + \gamma_5 f_{5,t} + \bar{\varepsilon}_{t+1} \quad \text{_____} \quad 59$$

Zusammenhang zwischen Hauptkomponentenmodell und Single-Faktor Modell

$$\dot{\gamma}^{*T} (yields_t) = \dot{\gamma}^T (forwards_t) \quad \text{_____} \quad 64$$

Berechnung des logarithmierten Preises aus einer Zerorendite

$$p_n = \frac{1}{e^{(z_n/100)^n}} \cdot \text{_____} \quad 71$$

Regressionsgleichung nach Svensson

$$f_n = \beta_0 + \beta_1 e^{-n/\tau_1} + \beta_2 (n/\tau_1) e^{-n/\tau_1} + \beta_3 (n/\tau_2) e^{-n/\tau_2} \quad \text{_____} \quad 72$$

Bootstrapping

$$df_n = \frac{100 - \sum_{i=1}^{n-1} cf_n * df_i}{100 + cf}$$

75

$$\sqrt[n]{\frac{100 + cf_n}{100 - \sum_{i=1}^{n-1} cf_n * df_i}} - 1$$

75

Quellenverzeichnis

Bücher, Forschungsberichte und Fachzeitschriften

- *Brown, K.C. / Reilly, F.K.*: Investment Analysis and Portfolio Management, CFA Series 2001
- *Campbell, J.Y. / Shiller, R.J.* (1991): Yield Spreads and Interest Rate Movements: A Bird's Eye View, Review of Economic Studies 58, S. 495-514
- *Cochrane, J. H. / Piazzesi, M.* (2002): Bond Risk Premia Working Paper, NBER Working Paper, Working Paper 9178, National Bureau of Economic Research 2002
- *Cochrane, J. H. / Piazzesi, M.* (2004-2006): Appendix to Bond Risk Premia 2004-2006, http://www.aeaweb.org/aer/data/mar05_app_cochrane.pdf
- *Cochrane, J. H. / Piazzesi, M.* (2005): Bond Risk Premia, American Journal of Economic Review, vol. 95, S. 138 – 160
- *Cochrane, J. H. / Piazzesi, M.* (2008): Decomposing the Yield Curve, Graduate School of Business, University of Chicago 2008
- *Fabozzi, F. J.* (2000): Bond Markets, Analysis and Strategies, John Wiley & Sons 2000
- *Fabozzi, F. J.* (2002): Fixed Income Securities, John Wiley & Sons 2002
- *Fabozzi, F. J.* (2007): Fixed Income Analysis, John Wiley & Sons 2007
- *Fabozzi, F. J. / Mann, S.V.* (2005): The Handbook of Fixed Income Securities, McGraw-Hill 2005
- *Fama, E.F. / Bliss R.R.* (1987): The information in Long-Maturity Forward Rates, The American Economic Review Vol. 77, Nr. 4, S. 680-692
- *Fama, E.F. / French K.R.* (1989): Business Conditions and Expected Returns on Stocks and Bonds, Journal of Financial Economics, Vol. 25, No. 1, S. 23-49
- *Grinold, R.C. / Kahn, R.N.* (2000): Active Portfolio Management, McGraw-Hill 2nd edition
- *Gürkaynak, R.S. / Sack, B. / Shiller, J.H.* (2006): The U.S. Treasury Yield Curve: 1961 to the Present, Manuscript, Federal Reserve Board Governors
- *Hackl, P.* (2008): Einführung in die Ökonometrie, Pearson Studium 2008

- *Hellerstein, R.* (2011): Global Bond Risk Premiums, Federal Reserve Bank of New York, Staff Report no. 499, June 2011
- *Hull, J.C.* (2006): Optionen, Futures und andere Derivate, Pearson Studium 2006
- *Ilmanen, A.* (1995a): Time Varying Expected Bond Returns in International Bond Markets, *Journal of Finance*, Vol. 50, No. 2, S. 481-506
- *Ilmanen, A.* (1995b): Overview of Forward Rate Analysis, Salomon Brothers, 1995: Understanding the Yield Curve: Part 1
- *Ilmanen, A.* (1996): Does Duration Extension Enhance Long-Term Expected Returns?, *The Journal of Fixed Income*, Vol. 6, Nr. 2, S. 22-36
- *Ilmanen, A.* (1997): Forecasting U.S. Bond Returns, *The Journal of Fixed Income*, Vol. 7, No. 1, S. 22-37
- *Ilmanen, A.* (2011) Expected Returns, Wiley Finance 2011
- *Jorion, P.* (2009): Financial Risk Manager Handbook, John Wiley & Sons 2009
- *Malkiel, Burton G.* (2003): Passive Investment Management Strategies and Efficient Markets, *European Financial Management* 2003, Vol. 9, No. 1, S. 1-10
- *Martinelli, L. / Priaulet P. / Priaulet S.* (2003): Fixed-Income Securities: Valuation, Risk Management and Portfolio Strategies, John Wiley & Sons 2003
- *Mast Henderson, T.* (2003): Fixed Income Securities – A Practitioner's Guide to Riding the Curve, John Wiley & Sons 2003
- *Sharpe, W. F.* (1994): The Sharpe Ratio, *The Journal of Portfoliomanagement* Fall 1994, Vol. 21, No. 1, S. 49 – 58
- *Sharpe, W.F.* (1964): Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk, *The Journal of Finance*, Vol. 19, No. 3, S. 425-442
- *Sortino, F. / Price, L.* (1994): Performance Measurement in a Downside Risk Framework, *The Journal of Investing*, Fall 1994, Vol. 3, No. 3 S. 59-64
- *Sortino, F. / Satchell, S.* (2001): Managing Downside Risk in Financial Markets, Reed Educational and Professional Publishing Ltd 2001, *The Journal of Fixed Income* June 1997, Vol. 7, Nr. 1, S. 22-3

- *Stambaugh*, R.F. (1988): The Information in Forward Rates: Implications for Models of the Term Structure, *Journal of Financial Economics*, Vol. 21, No. 1, S. 41.70
- *Svensson*, Lars E.O. (1995): Estimating forward interest rates with the extended Nelson & Siegel method, *Penning- & Valutapolitik* 1995:3, S. 13-26

Internetquellen

http://www.aeaweb.org/aer/data/mar05_app_cochrane.pdf
<http://www.bankofcanada.ca/rates/>
<http://www.bankofengland.co.uk/statistics/index.htm>
<http://www.bloomberg.com/>
http://www.bundesbank.de/statistik/statistik_zeitreihen.php
http://www.crsp.com/documentation/pdfs/treasury_guide.pdf
<http://www.crsp.com/products/treasuries.htm>
<http://www.federalreserve.gov/>
<http://www.investopedia.com/articles/bonds/08/bond-portfolio-strategies.asp>
<http://www.oecd.org>
<http://www.stanford.edu/~piazzesi/>
<http://www.statistics.dnb.nl/>
<http://www.treasury.gov>

Datenbanken

Datastream

Bloomberg

Appendix

A. Ergebnisse

A.1 Anwendung des Modells von Cochrane und Piazzesi mit FB Daten

A.1.1 Das Uneingeschränkte Modell

Dependent Variable: LOGRX2(12)

Method: Least Squares

Date: 11/18/11 Time: 11:44

Sample (adjusted): 1964M01 2000M12

Included observations: 444 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.040192	0.590779	0.068032	0.9458
LOGY1	-0.987035	0.128432	-7.685256	0.0000
LOGF2	0.837528	0.266651	3.140914	0.0018
LOGF3	1.113063	0.216586	5.139131	0.0000
LOGF4	0.235978	0.159114	1.483075	0.1388
LOGF5	-0.932947	0.135802	-6.869927	0.0000
R-squared	0.345031	Mean dependent var	4.609271	
Adjusted R-squared	0.337554	S.D. dependent var	0.019369	
S.E. of regression	0.015764	Akaike info criterion	-5.448711	
Sum squared resid	0.108849	Schwarz criterion	-5.393362	
Log likelihood	1215.614	Hannan-Quinn criter.	-5.426884	
F-statistic	46.14672	Durbin-Watson stat	0.381617	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LOGRX3(12)

Method: Least Squares

Date: 11/18/11 Time: 11:44

Sample (adjusted): 1964M01 2000M12

Included observations: 444 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.502854	1.068110	-3.279489	0.0011
LOGY1	-1.753597	0.232202	-7.552044	0.0000
LOGF2	0.923389	0.482097	1.915360	0.0561
LOGF3	2.902954	0.391581	7.413424	0.0000
LOGF4	0.297178	0.287673	1.033039	0.3022
LOGF5	-1.948064	0.245525	-7.934275	0.0000
R-squared	0.351968	Mean dependent var	4.611609	
Adjusted R-squared	0.344570	S.D. dependent var	0.035205	
S.E. of regression	0.028501	Akaike info criterion	-4.264302	
Sum squared resid	0.355802	Schwarz criterion	-4.208953	
Log likelihood	952.6751	Hannan-Quinn criter.	-4.242475	
F-statistic	47.57846	Durbin-Watson stat	0.401052	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LOGRX4(12)

Method: Least Squares

Date: 11/18/11 Time: 11:44

Sample (adjusted): 1964M01 2000M12

Included observations: 444 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-6.994225	1.450283	-4.822663	0.0000
LOGY1	-2.508987	0.315284	-7.957863	0.0000
LOGF2	1.332307	0.654593	2.035323	0.0424
LOGF3	3.392199	0.531689	6.380038	0.0000
LOGF4	1.184182	0.390604	3.031669	0.0026
LOGF5	-2.846587	0.333375	-8.538699	0.0000
R-squared	0.377415	Mean dependent var	4.613056	
Adjusted R-squared	0.370308	S.D. dependent var	0.048769	
S.E. of regression	0.038699	Akaike info criterion	-3.652566	
Sum squared resid	0.655966	Schwarz criterion	-3.597217	
Log likelihood	816.8697	Hannan-Quinn criter.	-3.630739	

F-statistic	53.10379	Durbin-Watson stat	0.416860
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: LOGRX5(12)

Method: Least Squares

Date: 11/18/11 Time: 11:44

Sample (adjusted): 1964M01 2000M12

Included observations: 444 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-9.802132	1.822344	-5.378861	0.0000
LOGY1	-3.116154	0.396168	-7.865733	0.0000
LOGF2	1.742965	0.822524	2.119043	0.0346
LOGF3	3.861425	0.668091	5.779787	0.0000
LOGF4	1.143655	0.490811	2.330135	0.0203
LOGF5	-2.967011	0.418900	-7.082862	0.0000
R-squared	0.346529	Mean dependent var	4.612353	
Adjusted R-squared	0.339069	S.D. dependent var	0.059814	
S.E. of regression	0.048627	Akaike info criterion	-3.195837	
Sum squared resid	1.035707	Schwarz criterion	-3.140488	
Log likelihood	715.4757	Hannan-Quinn criter.	-3.174009	
F-statistic	46.45335	Durbin-Watson stat	0.468124	
Prob(F-statistic)	0.000000			

A.1.2 Das Eingeschränkte Single-Faktor Modell

Dependent Variable: LOGRX2(12)

Method: Least Squares

Date: 11/18/11 Time: 11:29

Sample (adjusted): 1964M01 2000M12

Included observations: 444 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.474308	0.142606	17.35067	0.0000
GAMMA1+GAMMA2*LOGY1+GAMMA3*LOG F2+GAMMA4*LOGF3+GAMMA5*LOGF4+GA MMA6*LOGF5	0.462958	0.030923	14.97128	0.0000
R-squared	0.336475	Mean dependent var		4.609271
Adjusted R-squared	0.334974	S.D. dependent var		0.019369
S.E. of regression	0.015795	Akaike info criterion		-5.453751
Sum squared resid	0.110271	Schwarz criterion		-5.435301
Log likelihood	1212.733	Hannan-Quinn criter.		-5.446475
F-statistic	224.1392	Durbin-Watson stat		0.429237
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LOGRX3(12)

Method: Least Squares

Date: 11/18/11 Time: 11:29

Sample (adjusted): 1964M01 2000M12

Included observations: 444 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.662947	0.256866	2.580907	0.0102
GAMMA1+GAMMA2*LOGY1+GAMMA3*LOG F2+GAMMA4*LOGF3+GAMMA5*LOGF4+GA MMA6*LOGF5	0.856251	0.055699	15.37269	0.0000
R-squared	0.348390	Mean dependent var		4.611609
Adjusted R-squared	0.346915	S.D. dependent var		0.035205
S.E. of regression	0.028450	Akaike info criterion		-4.276814
Sum squared resid	0.357766	Schwarz criterion		-4.258364
Log likelihood	951.4527	Hannan-Quinn criter.		-4.269538

F-statistic	236.3195	Durbin-Watson stat	0.398758
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: LOGRX4(12)

Method: Least Squares

Date: 11/18/11 Time: 11:29

Sample (adjusted): 1964M01 2000M12

Included observations: 444 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.069260	0.348220	-3.070648	0.0023
GAMMA1+GAMMA2*LOGY1+GAMMA3*LOG F2+GAMMA4*LOGF3+GAMMA5*LOGF4+GA MMA6*LOGF5	1.232186	0.075509	16.31841	0.0000
R-squared	0.375962	Mean dependent var		4.613056
Adjusted R-squared	0.374550	S.D. dependent var		0.048769
S.E. of regression	0.038569	Akaike info criterion		-3.668253
Sum squared resid	0.657497	Schwarz criterion		-3.649803
Log likelihood	816.3522	Hannan-Quinn criter.		-3.660977
F-statistic	266.2905	Durbin-Watson stat		0.392707
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LOGRX5(12)

Method: Least Squares

Date: 11/18/11 Time: 11:29

Sample (adjusted): 1964M01 2000M12

Included observations: 444 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.067994	0.437410	-4.727818	0.0000
GAMMA1+GAMMA2*LOGY1+GAMMA3*LOG F2+GAMMA4*LOGF3+GAMMA5*LOGF4+GA MMA6*LOGF5	1.448605	0.094849	15.27272	0.0000
R-squared	0.345434	Mean dependent var		4.612353
Adjusted R-squared	0.343953	S.D. dependent var		0.059814
S.E. of regression	0.048447	Akaike info criterion		-3.212180
Sum squared resid	1.037443	Schwarz criterion		-3.193730

Log likelihood	715.1039	Hannan-Quinn criter.	-3.204904
F-statistic	233.2561	Durbin-Watson stat	0.478902
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: RXAVG(12)

Method: Least Squares

Date: 11/18/11 Time: 11:29

Sample (adjusted): 1964M01 2000M12

Included observations: 444 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-5.064755	1.223752	-4.138711	0.0000
LOGY1	-2.091443	0.266037	-7.861463	0.0000
LOGF2	1.209047	0.552347	2.188928	0.0291
LOGF3	2.817410	0.448641	6.279880	0.0000
LOGF4	0.715248	0.329592	2.170099	0.0305
LOGF5	-2.173653	0.281302	-7.727103	0.0000

R-squared	0.358404	Mean dependent var	4.611572
Adjusted R-squared	0.351080	S.D. dependent var	0.040537
S.E. of regression	0.032655	Akaike info criterion	-3.992241
Sum squared resid	0.467049	Schwarz criterion	-3.936892
Log likelihood	892.2774	Hannan-Quinn criter.	-3.970414
F-statistic	48.93460	Durbin-Watson stat	0.426197
Prob(F-statistic)	0.000000		

Wald Test:

Equation: B2

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	18905159	(2, 442)	0.0000
Chi-square	37810318	2	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
------------------------------	-------	-----------

C(1)	2.474308	0.142606
C(2)	0.462958	0.030923

Restrictions are linear in coefficients.

Wald Test:

Equation: B3

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	5832969.	(2, 442)	0.0000
Chi-square	11665938	2	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	0.662947	0.256866
C(2)	0.856251	0.055699

Restrictions are linear in coefficients.

Wald Test:

Equation: B4

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	3175973.	(2, 442)	0.0000
Chi-square	6351946.	2	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	-1.069260	0.348220
C(2)	1.232186	0.075509

Restrictions are linear in coefficients.

Wald Test:

Equation: B5

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	2012248.	(2, 442)	0.0000
Chi-square	4024496.	2	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	-2.067994	0.437410
C(2)	1.448605	0.094849

Restrictions are linear in coefficients.

A.2 Anwendung des Modells von Fama und Bliss mit FB Daten

Dependent Variable: LOGRX2(12)

Method: Least Squares

Date: 11/14/11 Time: 13:06

Sample (adjusted): 1952M07 2003M01

Included observations: 607 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.452474	0.440831	1.026411	0.3051
LOGF2-LOGY1	0.901869	0.095642	9.429637	0.0000
R-squared	0.128139	Mean dependent var		4.609347
Adjusted R-squared	0.126698	S.D. dependent var		0.017636
S.E. of regression	0.016481	Akaike info criterion		-5.369920
Sum squared resid	0.164333	Schwarz criterion		-5.355394
Log likelihood	1631.771	Hannan-Quinn criter.		-5.364268
F-statistic	88.91805	Durbin-Watson stat		0.188122
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LOGRX3(12)

Method: Least Squares

Date: 11/14/11 Time: 13:06

Sample (adjusted): 1952M07 2003M01

Included observations: 607 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.816271	0.565196	-1.444228	0.1492
LOGF3-LOGY1	1.177031	0.122546	9.604836	0.0000
R-squared	0.132309	Mean dependent var		4.612329
Adjusted R-squared	0.130875	S.D. dependent var		0.032075
S.E. of regression	0.029902	Akaike info criterion		-4.178477
Sum squared resid	0.540957	Schwarz criterion		-4.163952
Log likelihood	1270.168	Hannan-Quinn criter.		-4.172826
F-statistic	92.25288	Durbin-Watson stat		0.181668
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LOGRX4(12)

Method: Least Squares

Date: 11/14/11 Time: 13:06

Sample (adjusted): 1952M07 2003M01

Included observations: 607 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.134347	0.650603	-3.280566	0.0011
LOGF4-LOGY1	1.462621	0.141016	10.37199	0.0000
R-squared	0.150970	Mean dependent var		4.613681
Adjusted R-squared	0.149567	S.D. dependent var		0.044365
S.E. of regression	0.040913	Akaike info criterion		-3.551434
Sum squared resid	1.012708	Schwarz criterion		-3.536908
Log likelihood	1079.860	Hannan-Quinn criter.		-3.545782
F-statistic	107.5781	Durbin-Watson stat		0.190586
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LOGRX5(12)

Method: Least Squares

Date: 11/14/11 Time: 13:06

Sample (adjusted): 1952M07 2003M01

Included observations: 607 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.672800	0.789841	-0.851817	0.3947
LOGF5-LOGY1	1.145755	0.171197	6.692616	0.0000
R-squared	0.068932	Mean dependent var		4.613281
Adjusted R-squared	0.067393	S.D. dependent var		0.054404
S.E. of regression	0.052539	Akaike info criterion		-3.051236
Sum squared resid	1.670005	Schwarz criterion		-3.036710
Log likelihood	928.0500	Hannan-Quinn criter.		-3.045584
F-statistic	44.79111	Durbin-Watson stat		0.181643
Prob(F-statistic)	0.000000			

Wald Test:

Equation: FBLE2

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	23739286	(2, 605)	0.0000
Chi-square	47478572	2	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	0.452474	0.440831
C(2)	0.901869	0.095642

Restrictions are linear in coefficients.

Wald Test:

Equation: FBLE3

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	7220957.	(2, 605)	0.0000
Chi-square	14441914	2	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	-0.816271	0.565196
C(2)	1.177031	0.122546

Restrictions are linear in coefficients.

Wald Test:

Equation: FBLE4

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	3859498.	(2, 605)	0.0000
Chi-square	7718996.	2	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	-2.134347	0.650603
C(2)	1.462621	0.141016

Restrictions are linear in coefficients.

Wald Test:

Equation: FBLE5

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	2340024.	(2, 605)	0.0000
Chi-square	4680049.	2	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	-0.672800	0.789841
C(2)	1.145755	0.171197

Restrictions are linear in coefficients.

A.3 Hauptkomponentenanalyse

Principal Components Analysis

Date: 11/30/11 Time: 17:55

Sample (adjusted): 1965M01 2001M12

Included observations: 444 after adjustments

Balanced sample (listwise missing value deletion)

Computed using: Ordinary correlations

Extracting 4 of 4 possible components

Eigenvalues: (Sum = 4, Average = 1)

Number	Value	Difference	Proportion	Cumulative Value	Cumulative Proportion
1	3.936077	3.882567	0.9840	3.936077	0.9840
2	0.053510	0.046726	0.0134	3.989586	0.9974
3	0.006783	0.003153	0.0017	3.996370	0.9991
4	0.003630	---	0.0009	4.000000	1.0000

Eigenvectors (loadings):

Variable	PC 1	PC 2	PC 3	PC 4
LOGRX2	0.495799	0.764807	0.410928	-0.019783
LOGRX3	0.502725	0.105799	-0.787020	0.341574
LOGRX4	0.502154	-0.308729	-0.070011	-0.804752
LOGRX5	0.499291	-0.555485	0.454792	0.485087

Ordinary correlations:

	LOGRX2	LOGRX3	LOGRX4	LOGRX5
LOGRX2	1.000000			
LOGRX3	0.983182	1.000000		
LOGRX4	0.967183	0.991273	1.000000	
LOGRX5	0.952869	0.983009	0.994401	1.000000

Dependent Variable: RXAVG(12)

Method: Least Squares

Date: 12/01/11 Time: 10:12

Sample (adjusted): 1964M01 2000M12

Included observations: 444 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.635495	0.783246	-2.088099	0.0374
SLOPE	1.693256	0.212297	7.975891	0.0000
R-squared	0.125817	Mean dependent var		4.611572
Adjusted R-squared	0.123839	S.D. dependent var		0.040537
S.E. of regression	0.037944	Akaike info criterion		-3.700927
Sum squared resid	0.636361	Schwarz criterion		-3.682477
Log likelihood	823.6058	Hannan-Quinn criter.		-3.693651
F-statistic	63.61483	Durbin-Watson stat		0.190765
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: RXAVG(12)

Method: Least Squares

Date: 12/01/11 Time: 10:12

Sample (adjusted): 1964M01 2000M12

Included observations: 444 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.318271	0.740317	-1.780684	0.0757
LOGY1	-1.732266	0.200397	-8.644181	0.0000
LOGY5	2.276664	0.215119	10.58329	0.0000
R-squared	0.223366	Mean dependent var		4.611572
Adjusted R-squared	0.219844	S.D. dependent var		0.040537
S.E. of regression	0.035805	Akaike info criterion		-3.814744
Sum squared resid	0.565350	Schwarz criterion		-3.787069
Log likelihood	849.8731	Hannan-Quinn criter.		-3.803830
F-statistic	63.41767	Durbin-Watson stat		0.181627
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: RXAVG(12)

Method: Least Squares

Date: 12/01/11 Time: 10:12

Sample (adjusted): 1964M01 2000M12

Included observations: 444 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

C	-4.583364	0.772936	-5.929811	0.0000
LOGY1	-3.469518	0.267675	-12.96166	0.0000
LOGY4	13.92083	1.553982	8.958169	0.0000
LOGY5	-9.988977	1.383463	-7.220268	0.0000
R-squared	0.343163	Mean dependent var	4.611572	
Adjusted R-squared	0.338684	S.D. dependent var	0.040537	
S.E. of regression	0.032965	Akaike info criterion	-3.977772	
Sum squared resid	0.478145	Schwarz criterion	-3.940872	
Log likelihood	887.0653	Hannan-Quinn criter.	-3.963220	
F-statistic	76.62558	Durbin-Watson stat	0.420507	
Prob(F-statistic)	0.000000			

A.4 Multikollinearität

Dependent Variable: RXAVGZ(12)

Method: Least Squares

Date: 12/01/11 Time: 12:51

Sample: 1970M01 2009M12

Included observations: 480

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.530591	0.984994	-1.553908	0.1209
LOGY1Z	-1.329905	0.214185	-6.209148	0.0000
LOGF3Z	1.889444	0.644111	2.933414	0.0035
LOGF5Z	-0.343868	0.527310	-0.652117	0.5146
R-squared	0.121115	Mean dependent var	4.617077	
Adjusted R-squared	0.115576	S.D. dependent var	0.036395	
S.E. of regression	0.034227	Akaike info criterion	-3.903278	
Sum squared resid	0.557644	Schwarz criterion	-3.868496	
Log likelihood	940.7866	Hannan-Quinn criter.	-3.889606	
F-statistic	21.86512	Durbin-Watson stat	0.159967	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: RXAVG(12)

Method: Least Squares

Date: 12/01/11 Time: 12:51

Sample (adjusted): 1970M01 2003M01

Included observations: 397 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-5.455643	1.220185	-4.471163	0.0000
LOGY1Z	-2.179128	0.265180	-8.217554	0.0000
LOGF3Z	4.638091	0.925527	5.011300	0.0000
LOGF5Z	-2.083026	0.762721	-2.731048	0.0066
R-squared	0.202551	Mean dependent var	4.617725	
Adjusted R-squared	0.196463	S.D. dependent var	0.041955	
S.E. of regression	0.037608	Akaike info criterion	-3.713167	
Sum squared resid	0.555849	Schwarz criterion	-3.673026	
Log likelihood	741.0636	Hannan-Quinn criter.	-3.697266	

F-statistic	33.27373	Durbin-Watson stat	0.192693
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: RXAVG(12)

Method: Least Squares

Date: 12/01/11 Time: 12:51

Sample (adjusted): 1970M01 2003M01

Included observations: 397 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.902018	0.754748	-5.169960	0.0000
LOGY1	-1.840971	0.163489	-11.26050	0.0000
LOGF3	4.120993	0.376412	10.94810	0.0000
LOGF5	-1.896608	0.308323	-6.151359	0.0000
R-squared	0.295604	Mean dependent var	4.617725	
Adjusted R-squared	0.290227	S.D. dependent var	0.041955	
S.E. of regression	0.035346	Akaike info criterion	-3.837244	
Sum squared resid	0.490988	Schwarz criterion	-3.797104	
Log likelihood	765.6930	Hannan-Quinn criter.	-3.821343	
F-statistic	54.97490	Durbin-Watson stat	0.408304	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: RXAVGZM(12)

Method: Least Squares

Date: 12/01/11 Time: 12:51

Sample: 1970M01 2009M12

Included observations: 480

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.846618	1.002493	-1.842025	0.0661
LOGY1ZM	-1.398774	0.218021	-6.415765	0.0000
LOGF3ZM	1.999010	0.665267	3.004822	0.0028
LOGF5ZM	-0.405157	0.541863	-0.747712	0.4550
R-squared	0.130093	Mean dependent var	4.617057	
Adjusted R-squared	0.124611	S.D. dependent var	0.035194	
S.E. of regression	0.032928	Akaike info criterion	-3.980692	
Sum squared resid	0.516103	Schwarz criterion	-3.945910	

Log likelihood	959.3660	Hannan-Quinn criter.	-3.967020
F-statistic	23.72837	Durbin-Watson stat	0.062425
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: RXAVG(12)

Method: Least Squares

Date: 12/01/11 Time: 12:51

Sample (adjusted): 1970M01 2003M01

Included observations: 397 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-6.476341	1.298764	-4.986540	0.0000
LOGY1ZM	-2.400676	0.282293	-8.504186	0.0000
LOGF3ZM	5.476733	1.006829	5.439587	0.0000
LOGF5ZM	-2.693149	0.824936	-3.264677	0.0012
R-squared	0.215767	Mean dependent var	4.617725	
Adjusted R-squared	0.209781	S.D. dependent var	0.041955	
S.E. of regression	0.037295	Akaike info criterion	-3.729879	
Sum squared resid	0.546637	Schwarz criterion	-3.689739	
Log likelihood	744.3810	Hannan-Quinn criter.	-3.713978	
F-statistic	36.04223	Durbin-Watson stat	0.169628	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: RXAVG(12)

Method: Least Squares

Date: 12/01/11 Time: 12:51

Sample (adjusted): 1970M01 2003M01

Included observations: 397 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.902018	0.754748	-5.169960	0.0000
LOGY1	-1.840971	0.163489	-11.26050	0.0000
LOGF3	4.120993	0.376412	10.94810	0.0000
LOGF5	-1.896608	0.308323	-6.151359	0.0000
R-squared	0.295604	Mean dependent var	4.617725	
Adjusted R-squared	0.290227	S.D. dependent var	0.041955	
S.E. of regression	0.035346	Akaike info criterion	-3.837244	
Sum squared resid	0.490988	Schwarz criterion	-3.797104	

Log likelihood	765.6930	Hannan-Quinn criter.	-3.821343
F-statistic	54.97490	Durbin-Watson stat	0.408304
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: RXAVGZ(12)

Method: Least Squares

Date: 12/01/11 Time: 12:51

Sample: 1970M01 2009M12

Included observations: 480

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-7.005113	2.147562	-3.261892	0.0012
LOGY1Z	-2.517966	0.466340	-5.399424	0.0000
LOGF2Z	5.078592	2.120320	2.395201	0.0170
LOGF3Z	-4.319321	4.969512	-0.869164	0.3852
LOGF4Z	0.774425	6.069276	0.127598	0.8985
LOGF5Z	1.218027	2.861220	0.425702	0.6705
R-squared	0.136944	Mean dependent var	4.617077	
Adjusted R-squared	0.127840	S.D. dependent var	0.036395	
S.E. of regression	0.033989	Akaike info criterion	-3.913118	
Sum squared resid	0.547601	Schwarz criterion	-3.860946	
Log likelihood	945.1483	Hannan-Quinn criter.	-3.892610	
F-statistic	15.04218	Durbin-Watson stat	0.158655	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: RXAVG(12)

Method: Least Squares

Date: 12/01/11 Time: 12:51

Sample (adjusted): 1970M01 2003M01

Included observations: 397 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-9.515293	2.446544	-3.889279	0.0001
LOGY1Z	-3.059903	0.531266	-5.759642	0.0000
LOGF2Z	3.092849	2.478737	1.247752	0.2129
LOGF3Z	3.726176	6.000742	0.620952	0.5350
LOGF4Z	-5.612304	7.359549	-0.762588	0.4462

LOGF5Z	2.250033	3.511476	0.640766	0.5221
R-squared	0.213592	Mean dependent var	4.617725	
Adjusted R-squared	0.203536	S.D. dependent var	0.041955	
S.E. of regression	0.037442	Akaike info criterion	-3.717034	
Sum squared resid	0.548153	Schwarz criterion	-3.656823	
Log likelihood	743.8312	Hannan-Quinn criter.	-3.693182	
F-statistic	21.23947	Durbin-Watson stat	0.196718	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: RXAVG(12)

Method: Least Squares

Date: 12/01/11 Time: 12:51

Sample (adjusted): 1970M01 2003M01

Included observations: 397 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-5.296250	1.352963	-3.914557	0.0001
LOGY1	-2.143797	0.294002	-7.291766	0.0000
LOGF2	0.859710	0.608196	1.413541	0.1583
LOGF3	3.071230	0.505912	6.070677	0.0000
LOGF4	0.763690	0.366176	2.085580	0.0377
LOGF5	-2.187644	0.321173	-6.811418	0.0000
R-squared	0.312429	Mean dependent var	4.617725	
Adjusted R-squared	0.303636	S.D. dependent var	0.041955	
S.E. of regression	0.035010	Akaike info criterion	-3.851344	
Sum squared resid	0.479260	Schwarz criterion	-3.791133	
Log likelihood	770.4918	Hannan-Quinn criter.	-3.827493	
F-statistic	35.53367	Durbin-Watson stat	0.423661	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: RXAVGZM(12)

Method: Least Squares

Date: 12/01/11 Time: 12:51

Sample: 1970M01 2009M12

Included observations: 480

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

C	-7.346306	2.454405	-2.993111	0.0029
LOGY1ZM	-2.592131	0.533034	-4.862971	0.0000
LOGF2ZM	4.835856	2.736406	1.767229	0.0778
LOGF3ZM	-2.839508	7.085228	-0.400765	0.6888
LOGF4ZM	-1.414717	8.879942	-0.159316	0.8735
LOGF5ZM	2.232069	4.084590	0.546461	0.5850
R-squared	0.143587	Mean dependent var	4.617057	
Adjusted R-squared	0.134553	S.D. dependent var	0.035194	
S.E. of regression	0.032740	Akaike info criterion	-3.987991	
Sum squared resid	0.508097	Schwarz criterion	-3.935819	
Log likelihood	963.1179	Hannan-Quinn criter.	-3.967484	
F-statistic	15.89422	Durbin-Watson stat	0.059933	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: RXAVG(12)

Method: Least Squares

Date: 12/01/11 Time: 12:51

Sample (adjusted): 1970M01 2003M01

Included observations: 397 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-8.892152	2.888849	-3.078095	0.0022
LOGY1ZM	-2.924066	0.627374	-4.660799	0.0000
LOGF2ZM	0.048730	3.322352	0.014667	0.9883
LOGF3ZM	13.80978	8.801036	1.569109	0.1174
LOGF4ZM	-17.08424	11.06516	-1.543967	0.1234
LOGF5ZM	6.575974	5.131768	1.281424	0.2008
R-squared	0.226047	Mean dependent var	4.617725	
Adjusted R-squared	0.216150	S.D. dependent var	0.041955	
S.E. of regression	0.037145	Akaike info criterion	-3.732999	
Sum squared resid	0.539471	Schwarz criterion	-3.672788	
Log likelihood	747.0003	Hannan-Quinn criter.	-3.709148	
F-statistic	22.83978	Durbin-Watson stat	0.174412	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: RXAVG(12)

Method: Least Squares

Date: 12/01/11 Time: 12:51

Sample (adjusted): 1970M01 2003M01

Included observations: 397 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-5.296250	1.352963	-3.914557	0.0001
LOGY1	-2.143797	0.294002	-7.291766	0.0000
LOGF2	0.859710	0.608196	1.413541	0.1583
LOGF3	3.071230	0.505912	6.070677	0.0000
LOGF4	0.763690	0.366176	2.085580	0.0377
LOGF5	-2.187644	0.321173	-6.811418	0.0000
R-squared	0.312429	Mean dependent var	4.617725	
Adjusted R-squared	0.303636	S.D. dependent var	0.041955	
S.E. of regression	0.035010	Akaike info criterion	-3.851344	
Sum squared resid	0.479260	Schwarz criterion	-3.791133	
Log likelihood	770.4918	Hannan-Quinn criter.	-3.827493	
F-statistic	35.53367	Durbin-Watson stat	0.423661	
Prob(F-statistic)	0.000000			

A.5 Modellüberprüfungen

A.5.1 Anwendung des Modells auf Subsamples

A.5.1.1 Sample 1964:01-2000:12

Dependent Variable: RXAVG(12)

Method: Least Squares

Date: 11/18/11 Time: 11:44

Sample (adjusted): 1964M01 2000M12

Included observations: 444 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-5.064755	1.223752	-4.138711	0.0000
LOGY1	-2.091443	0.266037	-7.861463	0.0000
LOGF2	1.209047	0.552347	2.188928	0.0291
LOGF3	2.817410	0.448641	6.279880	0.0000
LOGF4	0.715248	0.329592	2.170099	0.0305
LOGF5	-2.173653	0.281302	-7.727103	0.0000
R-squared	0.358404	Mean dependent var	4.611572	
Adjusted R-squared	0.351080	S.D. dependent var	0.040537	
S.E. of regression	0.032655	Akaike info criterion	-3.992241	
Sum squared resid	0.467049	Schwarz criterion	-3.936892	
Log likelihood	892.2774	Hannan-Quinn criter.	-3.970414	
F-statistic	48.93460	Durbin-Watson stat	0.426197	
Prob(F-statistic)	0.000000			

A.5.1.2 Sample 1964:01-1999:12

Dependent Variable: RXAVG(12)

Method: Least Squares

Date: 11/18/11 Time: 12:18

Sample (adjusted): 1952M07 2003M01

Included observations: 607 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-4.123762	1.056537	-3.903094	0.0001
LOGY1	-1.891207	0.229563	-8.238291	0.0000
LOGF2	1.126570	0.453100	2.486360	0.0132
LOGF3	1.638471	0.357141	4.587745	0.0000
LOGF4	0.619301	0.278004	2.227672	0.0263
LOGF5	-1.219529	0.230664	-5.287027	0.0000
R-squared	0.249488	Mean dependent var		4.612160
Adjusted R-squared	0.243244	S.D. dependent var		0.036873
S.E. of regression	0.032077	Akaike info criterion		-4.031527
Sum squared resid	0.618384	Schwarz criterion		-3.987950
Log likelihood	1229.569	Hannan-Quinn criter.		-4.014573
F-statistic	39.95732	Durbin-Watson stat		0.269455
Prob(F-statistic)	0.000000			

A.5.1.3 Sample 1964:01-1979:08

Dependent Variable: RXAVG(12)

Method: Least Squares

Date: 11/21/11 Time: 10:28

Sample (adjusted): 1964M01 1978M08

Included observations: 176 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.510427	1.328495	-1.136946	0.2572
LOGY1	-1.316573	0.289084	-4.554296	0.0000
LOGF2	1.452813	0.672973	2.158800	0.0323
LOGF3	2.376433	0.627697	3.785959	0.0002
LOGF4	-0.093598	0.516160	-0.181336	0.8563
LOGF5	-1.670916	0.371895	-4.492979	0.0000
R-squared	0.314746	Mean dependent var		4.600540
Adjusted R-squared	0.294591	S.D. dependent var		0.027686
S.E. of regression	0.023253	Akaike info criterion		-4.651263
Sum squared resid	0.091920	Schwarz criterion		-4.543178
Log likelihood	415.3111	Hannan-Quinn criter.		-4.607424
F-statistic	15.61662	Durbin-Watson stat		0.307094
Prob(F-statistic)	0.000000			

A.5.1.4 Sample 1979:08-1982:10

Dependent Variable: RXAVG(12)

Method: Least Squares

Date: 11/21/11 Time: 10:31

Sample (adjusted): 1979M08 1981M10

Included observations: 27 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	9.778624	3.132184	3.121983	0.0052
LOGY1	1.176303	0.680815	1.727788	0.0987
LOGF2	0.341674	1.129974	0.302373	0.7653
LOGF3	1.291937	0.890581	1.450668	0.1616
LOGF4	0.351031	0.688652	0.509737	0.6156
LOGF5	-1.482631	0.578345	-2.563575	0.0181
R-squared	0.776897	Mean dependent var		4.565889
Adjusted R-squared	0.723778	S.D. dependent var		0.053286
S.E. of regression	0.028005	Akaike info criterion		-4.119713
Sum squared resid	0.016470	Schwarz criterion		-3.831750
Log likelihood	61.61613	Hannan-Quinn criter.		-4.034087
F-statistic	14.62541	Durbin-Watson stat		1.178217
Prob(F-statistic)	0.000003			

A.5.1.5 Sample 1982:10-2001:12

Dependent Variable: RXAVG(12)

Method: Least Squares

Date: 11/21/11 Time: 10:33

Sample (adjusted): 1982M10 2000M12

Included observations: 219 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.708400	2.546315	-0.278206	0.7811
LOGY1	-1.146193	0.553587	-2.070484	0.0396
LOGF2	1.358267	0.979842	1.386210	0.1671
LOGF3	0.951181	0.895644	1.062008	0.2894
LOGF4	1.649699	0.524989	3.142352	0.0019
LOGF5	-2.200722	0.479091	-4.593531	0.0000

R-squared	0.285480	Mean dependent var	4.625022
Adjusted R-squared	0.268707	S.D. dependent var	0.036078
S.E. of regression	0.030852	Akaike info criterion	-4.092203
Sum squared resid	0.202746	Schwarz criterion	-3.999351
Log likelihood	454.0962	Hannan-Quinn criter.	-4.054703
F-statistic	17.02044	Durbin-Watson stat	0.272432
Prob(F-statistic)	0.000000		

A.5.1.6 Sample 1964:01-1969:12

Dependent Variable: RXAVG(12)

Method: Least Squares

Date: 11/21/11 Time: 10:34

Sample (adjusted): 1964M01 1968M12

Included observations: 60 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.868383	3.756801	-0.497333	0.6210
LOGY1	-1.406880	0.814067	-1.728212	0.0897
LOGF2	0.313582	1.189565	0.263610	0.7931
LOGF3	1.771989	1.068136	1.658954	0.1029
LOGF4	0.747324	1.305365	0.572502	0.5694
LOGF5	-1.899851	0.629588	-3.017608	0.0039
R-squared	0.264110	Mean dependent var	4.590529	
Adjusted R-squared	0.195972	S.D. dependent var	0.018290	
S.E. of regression	0.016400	Akaike info criterion	-5.288414	
Sum squared resid	0.014524	Schwarz criterion	-5.078979	
Log likelihood	164.6524	Hannan-Quinn criter.	-5.206492	
F-statistic	3.876098	Durbin-Watson stat	0.407009	
Prob(F-statistic)	0.004493			

A.5.1.7 Sample 1970:01-1979:12

Dependent Variable: RXAVG(12)

Method: Least Squares

Date: 11/21/11 Time: 10:35

Sample (adjusted): 1970M01 1978M12

Included observations: 108 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.002783	1.794725	-1.115927	0.2671
LOGY1	-1.412968	0.390792	-3.615654	0.0005
LOGF2	0.771840	1.009191	0.764811	0.4462
LOGF3	2.716087	1.005505	2.701217	0.0081
LOGF4	0.079549	0.805548	0.098751	0.9215
LOGF5	-0.816800	0.626732	-1.303269	0.1954
R-squared	0.233101	Mean dependent var		4.605833
Adjusted R-squared	0.195508	S.D. dependent var		0.030805
S.E. of regression	0.027630	Akaike info criterion		-4.285867
Sum squared resid	0.077869	Schwarz criterion		-4.136859
Log likelihood	237.4368	Hannan-Quinn criter.		-4.225450
F-statistic	6.200627	Durbin-Watson stat		0.255969
Prob(F-statistic)	0.000046			

A.5.1.8 Sample 1980:01-1989:12

Dependent Variable: RXAVG(12)

Method: Least Squares

Date: 11/21/11 Time: 10:38

Sample (adjusted): 1980M01 1989M12

Included observations: 108 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-6.564924	2.837720	-2.313451	0.0227
LOGY1	-2.398826	0.616259	-3.892562	0.0002
LOGF2	1.704171	1.286631	1.324522	0.1883
LOGF3	2.615025	0.819454	3.191179	0.0019
LOGF4	1.030868	0.613983	1.678985	0.0962

LOGF5	-1.797697	0.547690	-3.282327	0.0014
R-squared	0.446367	Mean dependent var	4.622314	
Adjusted R-squared	0.419228	S.D. dependent var	0.055441	
S.E. of regression	0.042250	Akaike info criterion	-3.436453	
Sum squared resid	0.182080	Schwarz criterion	-3.287446	
Log likelihood	191.5685	Hannan-Quinn criter.	-3.376036	
F-statistic	16.44753	Durbin-Watson stat	0.621603	
Prob(F-statistic)	0.000000			

A.5.1.9 Sample 1990:01-1999:12

Dependent Variable: RXAVG(12)

Method: Least Squares

Date: 11/21/11 Time: 10:39

Sample (adjusted): 1990M01 1998M12

Included observations: 108 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.215835	2.261232	-1.422160	0.1580
LOGY1	-1.669178	0.491511	-3.396012	0.0010
LOGF2	0.526829	0.959267	0.549199	0.5841
LOGF3	4.275828	1.223610	3.494437	0.0007
LOGF4	1.621593	0.744680	2.177569	0.0317
LOGF5	-2.657000	0.625414	-4.248387	0.0000
R-squared	0.696007	Mean dependent var	4.625121	
Adjusted R-squared	0.681106	S.D. dependent var	0.031757	
S.E. of regression	0.017933	Akaike info criterion	-5.150377	
Sum squared resid	0.032803	Schwarz criterion	-5.001370	
Log likelihood	284.1204	Hannan-Quinn criter.	-5.089960	
F-statistic	46.70690	Durbin-Watson stat	0.424424	
Prob(F-statistic)	0.000000			

A.5.1.10 Sample 2000:01-2001:12

Dependent Variable: RXAVG(1)

Method: Least Squares

Date: 11/21/11 Time: 11:52

Sample (adjusted): 2000M01 2001M11

Included observations: 23 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.692062	2.206220	-0.313687	0.7576
LOGY1	-1.146151	0.482753	-2.374199	0.0296
LOGF2	-0.474637	0.903970	-0.525059	0.6063
LOGF3	3.138715	1.254593	2.501780	0.0229
LOGF4	-0.242529	1.193654	-0.203182	0.8414
LOGF5	-0.939830	0.686747	-1.368523	0.1890
R-squared	0.711732	Mean dependent var		4.613153
Adjusted R-squared	0.626948	S.D. dependent var		0.010237
S.E. of regression	0.006253	Akaike info criterion		-7.092099
Sum squared resid	0.000665	Schwarz criterion		-6.795883
Log likelihood	87.55914	Hannan-Quinn criter.		-7.017601
F-statistic	8.394593	Durbin-Watson stat		1.722850
Prob(F-statistic)	0.000375			

A.5.2 Anwendung des Modells auf jährliche Daten („Small Sample“)

Dependent Variable: LOGRX2(1)

Method: Least Squares

Date: 11/21/11 Time: 11:41

Sample (adjusted): 1952 2003

Included observations: 52 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.425261	3.592029	2.067149	0.0444
LOGY1	0.049016	0.510993	0.095924	0.9240
LOGF2	12.66268	14.20446	0.891458	0.3773
LOGF3	24.71347	26.21124	0.942858	0.3507
LOGF4	-10.93332	19.13621	-0.571342	0.5705

LOGF5	-25.40974	12.65685	-2.007589	0.0506
R-squared	0.217674	Mean dependent var	7.046463	
Adjusted R-squared	0.132638	S.D. dependent var	0.344385	
S.E. of regression	0.320734	Akaike info criterion	0.671755	
Sum squared resid	4.732020	Schwarz criterion	0.896898	
Log likelihood	-11.46562	Hannan-Quinn criter.	0.758069	
F-statistic	2.559796	Durbin-Watson stat	1.264730	
Prob(F-statistic)	0.039936			

Dependent Variable: LOGRX3(1)

Method: Least Squares

Date: 11/21/11 Time: 11:41

Sample (adjusted): 1952 2003

Included observations: 52 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.547012	3.601955	2.095254	0.0417
LOGY1	0.067295	0.512405	0.131331	0.8961
LOGF2	11.13353	14.24371	0.781645	0.4384
LOGF3	25.94692	26.28367	0.987188	0.3287
LOGF4	-9.604605	19.18909	-0.500524	0.6191
LOGF5	-26.37227	12.69182	-2.077895	0.0433
R-squared	0.214399	Mean dependent var	7.049446	
Adjusted R-squared	0.129008	S.D. dependent var	0.344616	
S.E. of regression	0.321620	Akaike info criterion	0.677273	
Sum squared resid	4.758207	Schwarz criterion	0.902417	
Log likelihood	-11.60911	Hannan-Quinn criter.	0.763588	
F-statistic	2.510780	Durbin-Watson stat	1.266180	
Prob(F-statistic)	0.043147			

Dependent Variable: LOGRX4(1)

Method: Least Squares

Date: 11/21/11 Time: 11:41

Sample (adjusted): 1952 2003

Included observations: 52 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

C	7.685326	3.615972	2.125383	0.0390
LOGY1	0.088153	0.514399	0.171371	0.8647
LOGF2	10.06719	14.29914	0.704041	0.4850
LOGF3	25.98654	26.38595	0.984863	0.3298
LOGF4	-7.633755	19.26376	-0.396275	0.6937
LOGF5	-27.24351	12.74121	-2.138220	0.0378

R-squared	0.210195	Mean dependent var	7.050808
Adjusted R-squared	0.124346	S.D. dependent var	0.345035
S.E. of regression	0.322871	Akaike info criterion	0.685041
Sum squared resid	4.795311	Schwarz criterion	0.910185
Log likelihood	-11.81107	Hannan-Quinn criter.	0.771356
F-statistic	2.448442	Durbin-Watson stat	1.267073
Prob(F-statistic)	0.047607		

Dependent Variable: LOGRX5(1)

Method: Least Squares

Date: 11/21/11 Time: 11:41

Sample (adjusted): 1952 2003

Included observations: 52 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.790929	3.631132	2.145592	0.0372
LOGY1	0.104051	0.516555	0.201432	0.8412
LOGF2	9.350746	14.35909	0.651207	0.5182
LOGF3	26.04550	26.49657	0.982976	0.3308
LOGF4	-6.681744	19.34453	-0.345407	0.7314
LOGF5	-27.49956	12.79463	-2.149305	0.0369

R-squared	0.205743	Mean dependent var	7.050490
Adjusted R-squared	0.119410	S.D. dependent var	0.345509
S.E. of regression	0.324225	Akaike info criterion	0.693409
Sum squared resid	4.835605	Schwarz criterion	0.918552
Log likelihood	-12.02863	Hannan-Quinn criter.	0.779724
F-statistic	2.383150	Durbin-Watson stat	1.267871
Prob(F-statistic)	0.052772		

Dependent Variable: RXAVG(1)

Method: Least Squares

Date: 11/21/11 Time: 11:41

Sample (adjusted): 1952 2003

Included observations: 52 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.612132	3.608685	2.109392	0.0404
LOGY1	0.077129	0.513362	0.150242	0.8812
LOGF2	10.80353	14.27032	0.757063	0.4529
LOGF3	25.67311	26.33277	0.974949	0.3347
LOGF4	-8.713357	19.22494	-0.453232	0.6525
LOGF5	-26.63127	12.71553	-2.094389	0.0418
R-squared	0.211816	Mean dependent var		7.049302
Adjusted R-squared	0.126144	S.D. dependent var		0.344694
S.E. of regression	0.322221	Akaike info criterion		0.681007
Sum squared resid	4.776003	Schwarz criterion		0.906150
Log likelihood	-11.70617	Hannan-Quinn criter.		0.767321
F-statistic	2.472408	Durbin-Watson stat		1.265770
Prob(F-statistic)	0.045840			

Dependent Variable: LOGRX2(1)

Method: Least Squares

Date: 11/21/11 Time: 11:41

Sample (adjusted): 1952 2003

Included observations: 52 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.080102	1.915648	-0.041814	0.9668
GAMMA1+GAMMA2*LOGY1+GAMMA3*LOG F2+GAMMA4*LOGF3+GAMMA5*LOGF4+GA MMA6*LOGF5	1.010960	0.271683	3.721109	0.0005
R-squared	0.216874	Mean dependent var		7.046463
Adjusted R-squared	0.201211	S.D. dependent var		0.344385
S.E. of regression	0.307794	Akaike info criterion		0.518931
Sum squared resid	4.736858	Schwarz criterion		0.593978
Log likelihood	-11.49219	Hannan-Quinn criter.		0.547702
F-statistic	13.84665	Durbin-Watson stat		1.269057
Prob(F-statistic)	0.000503			

Dependent Variable: LOGRX3(1)

Method: Least Squares

Date: 11/21/11 Time: 11:41

Sample (adjusted): 1952 2003

Included observations: 52 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.039988	1.920042	-0.020826	0.9835
GAMMA1+GAMMA2*LOGY1+GAMMA3*LOG F2+GAMMA4*LOGF3+GAMMA5*LOGF4+GA MMA6*LOGF5	1.005693	0.272306	3.693249	0.0005
R-squared	0.214332	Mean dependent var		7.049446
Adjusted R-squared	0.198618	S.D. dependent var		0.344616
S.E. of regression	0.308500	Akaike info criterion		0.523513
Sum squared resid	4.758615	Schwarz criterion		0.598561
Log likelihood	-11.61134	Hannan-Quinn criter.		0.552285
F-statistic	13.64009	Durbin-Watson stat		1.268063
Prob(F-statistic)	0.000548			

Dependent Variable: LOGRX4(1)

Method: Least Squares

Date: 11/21/11 Time: 11:41

Sample (adjusted): 1952 2003

Included observations: 52 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.024294	1.927629	0.012603	0.9900
GAMMA1+GAMMA2*LOGY1+GAMMA3*LOG F2+GAMMA4*LOGF3+GAMMA5*LOGF4+GA MMA6*LOGF5	0.996767	0.273382	3.646065	0.0006
R-squared	0.210033	Mean dependent var		7.050808
Adjusted R-squared	0.194234	S.D. dependent var		0.345035
S.E. of regression	0.309719	Akaike info criterion		0.531400
Sum squared resid	4.796293	Schwarz criterion		0.606448
Log likelihood	-11.81639	Hannan-Quinn criter.		0.560171
F-statistic	13.29379	Durbin-Watson stat		1.264839
Prob(F-statistic)	0.000634			

Dependent Variable: LOGRX5(1)

Method: Least Squares

Date: 11/21/11 Time: 11:41

Sample (adjusted): 1952 2003

Included observations: 52 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.095795	1.936177	0.049476	0.9607
GAMMA1+GAMMA2*LOGY1+GAMMA3*LOG F2+GAMMA4*LOGF3+GAMMA5*LOGF4+GA MMA6*LOGF5				
	0.986579	0.274594	3.592865	0.0007
R-squared	0.205197	Mean dependent var		7.050490
Adjusted R-squared	0.189301	S.D. dependent var		0.345509
S.E. of regression	0.311093	Akaike info criterion		0.540249
Sum squared resid	4.838927	Schwarz criterion		0.615297
Log likelihood	-12.04649	Hannan-Quinn criter.		0.569021
F-statistic	12.90868	Durbin-Watson stat		1.263135
Prob(F-statistic)	0.000746			

Ergebnisse Large Sample auf das Fama und Bliss Modell

Dependent Variable: LOGRX2(1)

Method: Least Squares

Date: 11/21/11 Time: 11:41

Sample (adjusted): 1952 2003

Included observations: 52 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.623204	3.570057	2.135317	0.0377
LOGF2-LOGY1	-0.081452	0.504144	-0.161564	0.8723
R-squared	0.000522	Mean dependent var		7.046463
Adjusted R-squared	-0.019468	S.D. dependent var		0.344385
S.E. of regression	0.347721	Akaike info criterion		0.762870
Sum squared resid	6.045495	Schwarz criterion		0.837918
Log likelihood	-17.83461	Hannan-Quinn criter.		0.791641
F-statistic	0.026103	Durbin-Watson stat		1.036092
Prob(F-statistic)	0.872300			

Dependent Variable: LOGRX3(1)

Method: Least Squares

Date: 11/21/11 Time: 11:41

Sample (adjusted): 1952 2003

Included observations: 52 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.805243	3.554566	2.195836	0.0328
LOGF3-LOGY1	-0.106693	0.501740	-0.212647	0.8325
R-squared	0.000904	Mean dependent var		7.049446
Adjusted R-squared	-0.019078	S.D. dependent var		0.344616
S.E. of regression	0.347888	Akaike info criterion		0.763830
Sum squared resid	6.051300	Schwarz criterion		0.838877
Log likelihood	-17.85957	Hannan-Quinn criter.		0.792601
F-statistic	0.045219	Durbin-Watson stat		1.055322
Prob(F-statistic)	0.832467			

Dependent Variable: LOGRX4(1)

Method: Least Squares

Date: 11/21/11 Time: 11:41

Sample (adjusted): 1952 2003

Included observations: 52 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.924275	3.522105	2.249869	0.0289
LOGF4-LOGY1	-0.123277	0.497046	-0.248019	0.8051
R-squared	0.001229	Mean dependent var		7.050808
Adjusted R-squared	-0.018747	S.D. dependent var		0.345035
S.E. of regression	0.348254	Akaike info criterion		0.765934
Sum squared resid	6.064051	Schwarz criterion		0.840982
Log likelihood	-17.91430	Hannan-Quinn criter.		0.794706
F-statistic	0.061513	Durbin-Watson stat		1.071601
Prob(F-statistic)	0.805135			

Dependent Variable: LOGRX5(1)

Method: Least Squares

Date: 11/21/11 Time: 11:41

Sample (adjusted): 1952 2003

Included observations: 52 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8.179869	3.566604	2.293462	0.0261
LOGF5-LOGY1	-0.159392	0.503316	-0.316683	0.7528
R-squared	0.002002	Mean dependent var		7.050490
Adjusted R-squared	-0.017958	S.D. dependent var		0.345509
S.E. of regression	0.348598	Akaike info criterion		0.767907
Sum squared resid	6.076023	Schwarz criterion		0.842955
Log likelihood	-17.96558	Hannan-Quinn criter.		0.796678
F-statistic	0.100288	Durbin-Watson stat		1.084967
Prob(F-statistic)	0.752803			

A.5.3 Überprüfung des Modells mit Daten anderer Datenbanken

A.5.3.1 Daten der US Notenbank (Fed)

Dependent Variable: LOGRX2(12)

Method: Least Squares

Date: 11/21/11 Time: 13:39

Sample (adjusted): 1961M07 2009M12

Included observations: 582 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.981437	0.238562	-4.113973	0.0000
LOGY1	-1.144713	0.198192	-5.775791	0.0000
LOGF2	2.469075	0.881972	2.799495	0.0053
LOGF3	-1.939311	2.085505	-0.929900	0.3528
LOGF4	-0.005164	2.526767	-0.002044	0.9984
LOGF5	0.780016	1.159469	0.672735	0.5014
R-squared	0.144034	Mean dependent var		0.505430
Adjusted R-squared	0.136604	S.D. dependent var		1.773932
S.E. of regression	1.648322	Akaike info criterion		3.847648

Sum squared resid	1564.971	Schwarz criterion	3.892663
Log likelihood	-1113.666	Hannan-Quinn criter.	3.865195
F-statistic	19.38478	Durbin-Watson stat	0.156938
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: LOGRX3(12)

Method: Least Squares

Date: 11/21/11 Time: 13:39

Sample (adjusted): 1961M07 2009M12

Included observations: 582 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.763635	0.429071	-4.110360	0.0000
LOGY1	-2.236622	0.356462	-6.274509	0.0000
LOGF2	4.613178	1.586289	2.908158	0.0038
LOGF3	-3.539521	3.750930	-0.943638	0.3458
LOGF4	-0.220550	4.544571	-0.048531	0.9613
LOGF5	1.640018	2.085387	0.786433	0.4319
R-squared	0.156748	Mean dependent var	0.827165	
Adjusted R-squared	0.149428	S.D. dependent var	3.214505	
S.E. of regression	2.964624	Akaike info criterion	5.021633	
Sum squared resid	5062.460	Schwarz criterion	5.066648	
Log likelihood	-1455.295	Hannan-Quinn criter.	5.039180	
F-statistic	21.41403	Durbin-Watson stat	0.165648	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LOGRX4(12)

Method: Least Squares

Date: 11/21/11 Time: 13:39

Sample (adjusted): 1961M07 2009M12

Included observations: 582 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.538777	0.588143	-4.316602	0.0000
LOGY1	-3.254979	0.488615	-6.661644	0.0000
LOGF2	6.674039	2.174383	3.069394	0.0022
LOGF3	-5.373111	5.141534	-1.045040	0.2964

LOGF4	-0.192811	6.229407	-0.030952	0.9753
LOGF5	2.483723	2.858516	0.868886	0.3853
R-squared	0.172305	Mean dependent var	1.058643	
Adjusted R-squared	0.165120	S.D. dependent var	4.447453	
S.E. of regression	4.063716	Akaike info criterion	5.652329	
Sum squared resid	9511.943	Schwarz criterion	5.697344	
Log likelihood	-1638.828	Hannan-Quinn criter.	5.669876	
F-statistic	23.98173	Durbin-Watson stat	0.174821	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LOGRX5(12)

Method: Least Squares

Date: 11/21/11 Time: 13:39

Sample (adjusted): 1961M07 2009M12

Included observations: 582 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.367705	0.727246	-4.630766	0.0000
LOGY1	-4.224233	0.604179	-6.991696	0.0000
LOGF2	8.472023	2.688652	3.151030	0.0017
LOGF3	-6.276212	6.357572	-0.987203	0.3240
LOGF4	-1.638162	7.702740	-0.212673	0.8317
LOGF5	4.081630	3.534591	1.154767	0.2487
R-squared	0.188524	Mean dependent var		1.233436
Adjusted R-squared	0.181480	S.D. dependent var		5.554018
S.E. of regression	5.024836	Akaike info criterion		6.076919
Sum squared resid	14543.41	Schwarz criterion		6.121934
Log likelihood	-1762.383	Hannan-Quinn criter.		6.094466
F-statistic	26.76355	Durbin-Watson stat		0.184216
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: RXAVG(12)

Method: Least Squares

Date: 11/21/11 Time: 13:39

Sample (adjusted): 1961M07 2009M12

Included observations: 582 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.162889	0.493059	-4.386676	0.0000

LOGY1	-2.715137	0.409621	-6.628405	0.0000
LOGF2	5.557079	1.822854	3.048559	0.0024
LOGF3	-4.282038	4.310311	-0.993441	0.3209
LOGF4	-0.514172	5.222309	-0.098457	0.9216
LOGF5	2.246347	2.396384	0.937390	0.3490
R-squared	0.171754	Mean dependent var	0.906168	
Adjusted R-squared	0.164564	S.D. dependent var	3.727200	
S.E. of regression	3.406742	Akaike info criterion	5.299646	
Sum squared resid	6684.994	Schwarz criterion	5.344661	
Log likelihood	-1536.197	Hannan-Quinn criter.	5.317193	
F-statistic	23.88907	Durbin-Watson stat	0.172286	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LOGRX2(12)

Method: Least Squares

Date: 11/21/11 Time: 13:39

Sample (adjusted): 1961M07 2009M12

Included observations: 582 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.118837	0.079236	1.499791	0.1342
GAMMA1+GAMMA2*LOGY1+GAMMA3*LOG F2+GAMMA4*LOGF3+GAMMA5*LOGF4+GA MMA6*LOGF5	0.426623	0.044273	9.636165	0.0000
R-squared	0.138002	Mean dependent var		0.505430
Adjusted R-squared	0.136516	S.D. dependent var		1.773932
S.E. of regression	1.648405	Akaike info criterion		3.840924
Sum squared resid	1575.999	Schwarz criterion		3.855929
Log likelihood	-1115.709	Hannan-Quinn criter.		3.846773
F-statistic	92.85568	Durbin-Watson stat		0.163782
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LOGRX3(12)

Method: Least Squares

Date: 11/21/11 Time: 13:39

Sample (adjusted): 1961M07 2009M12

Included observations: 582 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

C	0.082283	0.142073	0.579158	0.5627
GAMMA1+GAMMA2*LOGY1+GAMMA3*LOG F2+GAMMA4*LOGF3+GAMMA5*LOGF4+GA MMA6*LOGF5	0.822013	0.079383	10.35500	0.0000
R-squared	0.156027	Mean dependent var	0.827165	
Adjusted R-squared	0.154572	S.D. dependent var	3.214505	
S.E. of regression	2.955646	Akaike info criterion	5.008742	
Sum squared resid	5066.788	Schwarz criterion	5.023747	
Log likelihood	-1455.544	Hannan-Quinn criter.	5.014591	
F-statistic	107.2261	Durbin-Watson stat	0.168030	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LOGRX4(12)

Method: Least Squares

Date: 11/21/11 Time: 13:39

Sample (adjusted): 1961M07 2009M12

Included observations: 582 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.024102	0.194671	-0.123811	0.9015
GAMMA1+GAMMA2*LOGY1+GAMMA3*LOG F2+GAMMA4*LOGF3+GAMMA5*LOGF4+GA MMA6*LOGF5	1.194861	0.108773	10.98495	0.0000
R-squared	0.172220	Mean dependent var		1.058643
Adjusted R-squared	0.170793	S.D. dependent var		4.447453
S.E. of regression	4.049888	Akaike info criterion		5.638686
Sum squared resid	9512.922	Schwarz criterion		5.653691
Log likelihood	-1638.858	Hannan-Quinn criter.		5.644535
F-statistic	120.6692	Durbin-Watson stat		0.174360
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LOGRX5(12)

Method: Least Squares

Date: 11/21/11 Time: 13:39

Sample (adjusted): 1961M07 2009M12

Included observations: 582 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.177017	0.240868	-0.734914	0.4627

GAMMA1+GAMMA2*LOGY1+GAMMA3*LOG
F2+GAMMA4*LOGF3+GAMMA5*LOGF4+GA

MMA6*LOGF5	1.556503	0.134585	11.56519	0.0000
R-squared	0.187395	Mean dependent var	1.233436	
Adjusted R-squared	0.185993	S.D. dependent var	5.554018	
S.E. of regression	5.010963	Akaike info criterion	6.064564	
Sum squared resid	14563.66	Schwarz criterion	6.079569	
Log likelihood	-1762.788	Hannan-Quinn criter.	6.070413	
F-statistic	133.7535	Durbin-Watson stat	0.180985	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Wald Test:

Equation: B2

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	73.78596	(2, 580)	0.0000
Chi-square	147.5719	2	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	0.118837	0.079236
C(2)	0.426623	0.044273

Restrictions are linear in coefficients.

Wald Test:

Equation: B3

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	76.40454	(2, 580)	0.0000
Chi-square	152.8091	2	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	0.082283	0.142073
C(2)	0.822013	0.079383

Restrictions are linear in coefficients.

Wald Test:

Equation: B4

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	80.21868	(2, 580)	0.0000
Chi-square	160.4374	2	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	-0.024102	0.194671
C(2)	1.194861	0.108773

Restrictions are linear in coefficients.

Wald Test:

Equation: B5

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	84.50804	(2, 580)	0.0000
Chi-square	169.0161	2	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	-0.177017	0.240868
C(2)	1.556503	0.134585

Restrictions are linear in coefficients.

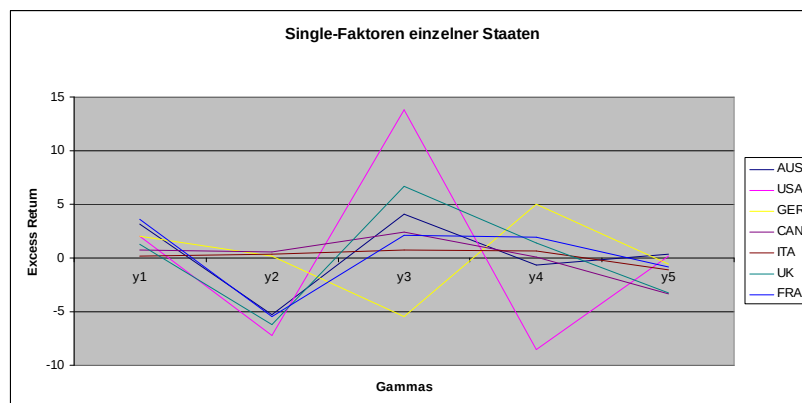
A.5.3.2 Swap Daten aus Bloomberg

AUS	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	γ_5
rx2	0.894392	-1.489411	1.153797	-0.171291	0.095625
rx3	1.523647	-2.537296	1.965557	-0.291804	0.162903
rx4	1.85404	-3.087491	2.391775	-0.355079	0.198228
rx5	2.038859	-3.395266	2.630197	-0.390475	0.217988
USA					
SF	1.995526	-7.239275	13.83989	-8.563378	0.214949
rx2	0.409408	-3.079905	3.065649	2.896915	-2.875375
rx3	0.543547	-5.406081	5.392222	5.441973	-5.290521
rx4	0.452911	-6.413833	5.528873	8.395813	-7.020171
rx5	0.339935	-6.929336	5.323219	9.926108	-7.382184
GER					
SF	2.044311	0.173301	-5.490354	5.045263	-0.530704
rx2	0.308326	0.026138	-0.828064	0.760935	-0.080042
rx3	0.458934	0.038905	-1.232548	1.132628	-0.11914
rx4	0.587262	0.049784	-1.577193	1.449333	-0.152453
rx5	0.683938	0.057979	-1.836835	1.687927	-0.177551
JAP					
SF	0.928669	-0.86015	0.407804	0.004645	0.609097
rx2	0.355608	-0.32937	0.156157	0.001779	0.233236
rx3	0.876568	-0.811893	0.384925	0.004384	0.574925
rx4	1.448932	-1.342028	0.636266	0.007247	0.950328
rx5	1.997347	-1.84998	0.87709	0.00999	1.310023
CAN					
SF	0.700927	0.510759	2.40687	0.100256	-3.362654
rx2	-0.573143	0.967591	1.329147	-0.45362	-1.167128
rx3	-1.628979	0.724628	0.891247	-0.494744	0.557218
rx4	-2.139536	0.578544	1.387483	-0.697039	1.057414
rx5	-2.508657	0.480445	1.832986	-1.739377	2.274798
ITA					
SF	0.141148	0.385915	0.736073	0.671838	-1.125151
rx2	0.054311	0.148493	0.283228	0.258511	-0.432939
rx3	0.125064	0.341939	0.652194	0.595279	-0.996936
rx4	0.195176	0.533635	1.017826	0.929003	-1.555835
rx5	0.259007	0.708155	1.350694	1.232823	-2.064654
UK					
SF	1.295639	-6.24046	6.669629	1.413389	-3.285801

rx2	0.152543	-0.734724	0.785252	0.166406	-0.386855
rx3	0.271743	-1.308854	1.398866	0.29644	-0.689153
rx4	0.260111	-1.252829	1.338989	0.283751	-0.659654
rx5	0.145605	-0.70131	0.74954	0.158838	-0.369262

FRA

SF	3.596946	-5.425449	2.105079	1.970808	-0.845336
rx2	0.989286	-1.492189	0.578971	0.542042	-0.232497
rx3	1.642163	-2.476955	0.96106	0.89976	-0.385933
rx4	1.938037	-2.923237	1.134218	1.061873	-0.455468
rx5	2.053855	-3.09793	1.201999	1.125331	-0.482687



A.6 Ergebnisse zur Ermittlung des Return-Forecasting-Faktors

Im Folgenden sind die Ergebnisse dargestellt, die sich aus dem Programm B.6 für die USA ergeben.

g0 bis g5 bezeichnen die Koeffizienten aus der Ermittlung der Gammas: $\dot{\gamma} = [1 \quad \gamma_t^{(1)} \quad \gamma_t^{(2)} \quad \gamma_t^{(3)} \quad \gamma_t^{(4)} \quad \gamma_t^{(5)}]^T$

y1, f2-f5 bezeichnen $\dot{f}_t = [1 \quad y_t^{(1)} \quad f_t^{(2)} \quad f_t^{(3)} \quad f_t^{(4)} \quad f_t^{(5)}]^T$

In der Tabelle rff zeigt sich das Ergebnis der Vektormultiplikation $\dot{\gamma}^T \dot{f}_t$

	g0	g1	g2	g3	g4	g5	y1	f2	f3	f4	f5	rff
01.08.2002	-0.3709	1.2505	-0.1483	-32.6036	37.9134	-0.4705	0.0397	0.0512	0.0590	0.0622	0.0638	0.0772
30.09.2002	-0.3669	1.1272	-0.5948	-29.8452	36.9001	-1.6772	0.0380	0.0486	0.0572	0.0606	0.0622	0.0733
31.10.2002	-0.3566	0.8598	-1.2267	-25.7623	35.5150	-3.6070	0.0332	0.0440	0.0532	0.0568	0.0587	0.0542
30.11.2002	-0.3535	0.7406	-1.5007	-24.1178	35.2961	-4.6696	0.0283	0.0401	0.0502	0.0541	0.0559	0.0453
31.12.2002	-0.3520	0.7780	-1.4466	-24.5217	35.2701	-4.3581	0.0240	0.0392	0.0499	0.0539	0.0562	0.0414
31.01.2003	-0.3524	0.7618	-1.5264	-24.1454	35.0713	-4.4337	0.0234	0.0411	0.0531	0.0567	0.0586	0.0479
28.02.2003	-0.3556	0.7596	-1.6449	-23.8092	34.8155	-4.3504	0.0234	0.0446	0.0558	0.0597	0.0617	0.0698
31.03.2003	-0.3533	0.6591	-1.7271	-22.8185	34.3227	-4.6987	0.0238	0.0450	0.0556	0.0596	0.0615	0.0727
30.04.2003	-0.3498	0.5505	-1.7397	-22.0018	33.9601	-5.0832	0.0256	0.0470	0.0556	0.0601	0.0626	0.0823

31.05.2003	-0.3395	0.3455	-1.7912	-20.3035	33.1312	-5.8473	0.0265	0.0471	0.0553	0.0592	0.0619	0.0644
30.06.2003	-0.3306	0.1917	-2.1754	-18.0713	32.0946	-6.6372	0.0271	0.0477	0.0551	0.0590	0.0621	0.0577
31.07.2003	-0.3272	0.1202	-2.4994	-16.7532	31.7204	-7.2356	0.0248	0.0446	0.0526	0.0564	0.0594	0.0421
31.08.2003	-0.3025	-0.0935	-2.8229	-14.2801	31.2023	-9.0167	0.0229	0.0407	0.0501	0.0544	0.0578	0.0428
30.09.2003	-0.2619	-0.3819	-2.6135	-12.3643	30.9093	-11.1538	0.0205	0.0357	0.0456	0.0512	0.0547	0.0442
31.10.2003	-0.2176	-0.6186	-2.3556	-10.4150	29.9904	-12.8535	0.0184	0.0301	0.0401	0.0463	0.0504	0.0227
30.11.2003	-0.2089	-0.6420	-2.4220	-9.8008	29.7718	-13.2851	0.0170	0.0272	0.0366	0.0431	0.0476	0.0069
31.12.2003	-0.2018	-0.5672	-2.7246	-9.0182	29.3586	-13.5237	0.0163	0.0274	0.0375	0.0430	0.0474	-0.0029
31.01.2004	-0.1974	-0.5300	-2.8940	-8.4969	29.0708	-13.6858	0.0155	0.0269	0.0374	0.0434	0.0478	0.0054
29.02.2004	-0.1584	-0.7838	-1.8702	-9.0461	29.8390	-15.2307	0.0150	0.0269	0.0378	0.0438	0.0483	0.0102
31.03.2004	-0.1115	-1.2167	-0.1899	-9.9233	30.0667	-16.5017	0.0139	0.0239	0.0350	0.0418	0.0465	0.0096
30.04.2004	-0.0611	-1.5897	1.2678	-10.3095	29.9841	-17.8328	0.0134	0.0233	0.0349	0.0419	0.0469	0.0080
31.05.2004	-0.0507	-1.6063	1.2583	-9.0896	28.0569	-17.2453	0.0129	0.0221	0.0338	0.0414	0.0464	0.0102
30.06.2004	-0.0302	-1.5872	1.1130	-7.2747	25.5970	-16.7615	0.0124	0.0205	0.0315	0.0395	0.0450	0.0008
31.07.2004	-0.0145	-1.5005	0.7112	-5.1926	22.9634	-16.1036	0.0121	0.0194	0.0297	0.0377	0.0437	-0.0123
31.08.2004	0.0003	-1.4955	0.6761	-4.9138	23.8977	-17.4525	0.0125	0.0209	0.0321	0.0408	0.0475	-0.0166
30.09.2004	-0.0074	-1.4044	0.1018	-3.2401	21.7330	-16.3533	0.0131	0.0251	0.0379	0.0465	0.0530	-0.0019
31.10.2004	-0.0312	-1.1434	-1.1235	-1.0660	19.1791	-14.6577	0.0134	0.0267	0.0401	0.0491	0.0551	0.0149
30.11.2004	-0.0546	-0.9545	-1.9260	-0.4078	18.7528	-13.9370	0.0136	0.0275	0.0398	0.0477	0.0533	0.0139
31.12.2004	-0.0834	-0.5536	-3.7785	4.0801	12.2432	-10.0332	0.0141	0.0278	0.0390	0.0464	0.0518	0.0112
31.01.2005	-0.1000	-0.4098	-4.5289	6.9784	6.9718	-6.7976	0.0148	0.0294	0.0405	0.0475	0.0526	0.0175
28.02.2005	-0.1122	-0.3635	-4.8347	9.0413	2.6140	-4.0469	0.0148	0.0294	0.0401	0.0469	0.0516	0.0169
31.03.2005	-0.1241	-0.3441	-5.1248	12.2951	-4.3782	0.1629	0.0143	0.0275	0.0386	0.0457	0.0503	0.0131
30.04.2005	-0.1374	-0.3190	-5.1117	12.2840	-5.0885	1.0608	0.0140	0.0261	0.0367	0.0437	0.0486	0.0048
31.05.2005	-0.1471	-0.3196	-4.8658	10.6031	-2.6309	0.1861	0.0151	0.0281	0.0387	0.0455	0.0499	0.0112
30.06.2005	-0.1542	-0.3729	-4.2492	7.0986	3.0373	-2.4307	0.0173	0.0322	0.0419	0.0482	0.0529	0.0182
31.07.2005	-0.1632	-0.3909	-3.9663	6.5050	3.0658	-1.9752	0.0209	0.0370	0.0459	0.0515	0.0555	0.0290
31.08.2005	-0.1718	-0.3658	-3.8480	6.5588	2.0813	-1.0309	0.0229	0.0378	0.0458	0.0510	0.0549	0.0240
30.09.2005	-0.1757	-0.3438	-3.7880	6.6871	1.3687	-0.4506	0.0237	0.0356	0.0433	0.0482	0.0520	0.0132
31.10.2005	-0.1742	-0.3499	-3.8069	6.7249	1.4381	-0.5584	0.0238	0.0342	0.0411	0.0460	0.0497	0.0018
30.11.2005	-0.1675	-0.4198	-3.9565	7.2231	1.3189	-0.8600	0.0241	0.0328	0.0389	0.0436	0.0474	-0.0095
31.12.2005	-0.1555	-0.5887	-4.2579	8.8036	-0.1622	-0.7513	0.0264	0.0349	0.0399	0.0442	0.0474	-0.0112
31.01.2006	-0.1405	-0.8432	-4.5730	10.9533	-2.4910	-0.3369	0.0283	0.0359	0.0401	0.0441	0.0471	-0.0156
28.02.2006	-0.1271	-1.1000	-4.8910	13.7764	-6.4286	1.0469	0.0307	0.0381	0.0412	0.0446	0.0469	-0.0170
31.03.2006	-0.1192	-1.2940	-4.7197	14.2700	-7.2127	1.1858	0.0325	0.0397	0.0421	0.0447	0.0465	-0.0154
30.04.2006	-0.1193	-1.2781	-4.5454	13.6437	-6.4375	0.8639	0.0350	0.0423	0.0444	0.0461	0.0477	-0.0054
31.05.2006	-0.1278	-1.0580	-4.6766	13.7800	-7.3269	1.7346	0.0363	0.0434	0.0451	0.0463	0.0476	-0.0044
30.06.2006	-0.1427	-0.7347	-5.1053	14.9069	-9.9518	3.6750	0.0370	0.0426	0.0441	0.0449	0.0464	-0.0066
31.07.2006	-0.1544	-0.5347	-5.3490	15.1870	-10.6672	4.4107	0.0372	0.0408	0.0418	0.0429	0.0439	-0.0211
31.08.2006	-0.1623	-0.3915	-5.5942	15.1595	-10.3358	4.3830	0.0389	0.0413	0.0423	0.0434	0.0440	-0.0222
30.09.2006	-0.1675	-0.2515	-5.8946	15.0358	-9.5059	3.9548	0.0400	0.0420	0.0426	0.0435	0.0439	-0.0246
31.10.2006	-0.1709	-0.1348	-6.1262	15.3248	-9.8361	4.1934	0.0419	0.0439	0.0443	0.0447	0.0452	-0.0172
30.11.2006	-0.1746	-0.0006	-6.3561	15.7641	-10.6350	4.7378	0.0435	0.0451	0.0455	0.0457	0.0465	-0.0100
31.12.2006	-0.1779	0.2443	-7.1075	17.0858	-11.8187	5.2013	0.0456	0.0470	0.0474	0.0478	0.0485	-0.0030
31.01.2007	-0.1786	0.7835	-9.9429	22.2239	-14.3613	4.9875	0.0467	0.0477	0.0480	0.0485	0.0491	-0.0005
28.02.2007	-0.1840	1.2043	-12.1668	25.5269	-14.3858	3.6980	0.0475	0.0476	0.0478	0.0484	0.0490	-0.0010
31.03.2007	-0.1915	1.5355	-13.5449	26.5665	-12.2731	1.8095	0.0485	0.0481	0.0480	0.0486	0.0490	0.0003
30.04.2007	-0.1972	1.9842	-14.1985	29.1106	-18.3174	5.6504	0.0499	0.0494	0.0493	0.0499	0.0504	0.0071
31.05.2007	-0.1964	2.4660	-14.8677	31.1176	-23.3912	8.8956	0.0511	0.0508	0.0507	0.0515	0.0522	0.0127
30.06.2007	-0.1777	3.1456	-16.6924	32.9941	-24.1561	8.5674	0.0521	0.0520	0.0522	0.0533	0.0541	0.0150

31.07.2007	-0.1575	3.7031	-17.0415	29.5821	-18.2912	5.4864	0.0533	0.0531	0.0533	0.0544	0.0551	0.0173
31.08.2007	-0.1416	3.9296	-15.7957	23.7091	-11.6020	2.8465	0.0540	0.0530	0.0532	0.0543	0.0549	0.0206
30.09.2007	-0.1350	4.0968	-14.9524	22.8882	-14.8077	5.6919	0.0538	0.0517	0.0519	0.0530	0.0538	0.0219
31.10.2007	-0.1351	4.0607	-14.3858	23.0324	-17.5007	7.6930	0.0528	0.0496	0.0499	0.0511	0.0521	0.0222
30.11.2007	-0.1406	4.0468	-14.5113	24.6343	-20.5007	9.3400	0.0520	0.0482	0.0485	0.0497	0.0507	0.0215
31.12.2007	-0.1427	3.9424	-13.5822	21.7748	-17.1332	8.0380	0.0515	0.0472	0.0474	0.0484	0.0493	0.0193
31.01.2008	-0.1431	4.0077	-13.2523	20.3163	-15.5573	7.5266	0.0515	0.0474	0.0474	0.0483	0.0493	0.0169
29.02.2008	-0.1400	4.1480	-12.9394	19.2576	-15.4912	7.9906	0.0519	0.0485	0.0483	0.0491	0.0500	0.0152
31.03.2008	-0.1370	4.2657	-12.6697	18.3498	-15.4431	8.3895	0.0521	0.0489	0.0487	0.0497	0.0506	0.0169
30.04.2008	-0.1278	4.3570	-12.4508	16.0043	-11.5023	6.2957	0.0517	0.0481	0.0482	0.0494	0.0505	0.0204
31.05.2008	-0.1138	4.5004	-13.3884	14.8164	-5.3216	1.8451	0.0513	0.0466	0.0471	0.0486	0.0499	0.0245
30.06.2008	-0.0930	4.6463	-15.6322	14.5813	4.6951	-6.1853	0.0518	0.0480	0.0486	0.0498	0.0511	0.0242
31.07.2008	-0.0782	4.7603	-18.2040	17.9320	7.8196	-10.4309	0.0525	0.0499	0.0507	0.0519	0.0530	0.0251
31.08.2008	-0.0741	4.8759	-20.2767	22.6147	5.3439	-10.7216	0.0523	0.0508	0.0520	0.0534	0.0545	0.0289
30.09.2008	-0.0758	4.9740	-21.3151	25.7940	1.5481	-9.1248	0.0511	0.0491	0.0506	0.0525	0.0537	0.0289
31.10.2008	-0.0849	4.9448	-20.4173	22.6649	4.5973	-9.7599	0.0491	0.0460	0.0483	0.0505	0.0522	0.0354
30.11.2008	-0.0875	4.7641	-18.8047	21.3916	1.1247	-6.4314	0.0470	0.0438	0.0465	0.0489	0.0507	0.0366
31.12.2008	-0.0942	4.6190	-18.0073	21.0088	-0.6088	-4.8443	0.0445	0.0402	0.0440	0.0469	0.0492	0.0443
31.01.2009	-0.0980	4.6003	-17.9359	20.9224	-0.6029	-4.7393	0.0422	0.0376	0.0420	0.0453	0.0478	0.0470
28.02.2009	-0.0884	4.5804	-17.8383	20.5232	-0.0862	-5.1310	0.0362	0.0330	0.0384	0.0425	0.0457	0.0390
31.03.2009	-0.0867	4.5150	-17.5567	18.3801	3.6738	-7.0088	0.0306	0.0299	0.0366	0.0416	0.0453	0.0337
30.04.2009	-0.0853	4.4691	-17.2049	16.6020	5.7003	-7.6159	0.0251	0.0268	0.0344	0.0400	0.0439	0.0311
31.05.2009	-0.0936	4.3788	-16.9687	14.5714	9.0091	-8.8951	0.0259	0.0286	0.0359	0.0411	0.0444	0.0337
30.06.2009	-0.0980	4.3332	-17.1639	16.2463	5.6414	-6.8827	0.0273	0.0327	0.0393	0.0433	0.0455	0.0285
31.07.2009	-0.0963	4.3478	-17.2227	17.2744	3.4545	-5.7121	0.0298	0.0372	0.0431	0.0460	0.0474	0.0259
31.08.2009	-0.0932	4.4062	-17.2610	17.1843	3.7637	-6.0107	0.0300	0.0383	0.0447	0.0470	0.0482	0.0321
30.09.2009	-0.1003	4.2642	-17.2915	17.5844	3.0734	-5.4139	0.0300	0.0376	0.0441	0.0462	0.0475	0.0382
31.10.2009	-0.1081	4.0418	-17.2010	18.4826	0.6584	-3.6281	0.0306	0.0358	0.0430	0.0453	0.0466	0.0555
30.11.2009	-0.1151	3.7538	-16.8006	19.7302	-4.2790	0.0519	0.0291	0.0332	0.0421	0.0454	0.0469	0.0754
31.12.2009	-0.1195	3.4748	-16.0602	19.7838	-7.6104	2.9229	0.0260	0.0283	0.0373	0.0413	0.0435	0.0670
31.01.2010	-0.1235	3.2375	-15.2465	19.2292	-9.6479	4.9965	0.0193	0.0227	0.0310	0.0351	0.0377	0.0390
28.02.2010	-0.1233	3.1644	-14.9187	18.5802	-9.1095	4.8512	0.0151	0.0190	0.0260	0.0298	0.0321	0.0089
31.03.2010	-0.1206	3.1913	-14.9618	18.3091	-7.9081	3.8949	0.0130	0.0186	0.0262	0.0304	0.0327	0.0101
30.04.2010	-0.1180	3.1700	-15.0077	18.4829	-7.4830	3.3287	0.0127	0.0183	0.0262	0.0314	0.0340	0.0097
31.05.2010	-0.1167	3.1024	-14.9346	18.8090	-8.0088	3.5061	0.0122	0.0182	0.0267	0.0326	0.0353	0.0148
30.06.2010	-0.1156	2.8842	-13.8157	15.3304	-3.0208	1.0886	0.0104	0.0174	0.0274	0.0343	0.0375	0.0315
31.07.2010	-0.1074	2.7180	-12.7864	12.7341	0.0984	-0.4443	0.0094	0.0193	0.0310	0.0380	0.0415	0.0508
31.08.2010	-0.0934	2.5358	-11.7157	10.8388	1.6002	-1.1979	0.0083	0.0203	0.0327	0.0398	0.0438	0.0555
30.09.2010	-0.0715	2.2514	-10.3001	10.3422	-1.5371	0.8806	0.0076	0.0210	0.0330	0.0395	0.0430	0.0479
31.10.2010	-0.0564	1.9940	-9.3191	10.1974	-3.5791	2.0643	0.0068	0.0204	0.0321	0.0383	0.0418	0.0431
30.11.2010	-0.0499	1.8041	-8.8743	10.2905	-4.1115	2.1492	0.0061	0.0197	0.0310	0.0375	0.0412	0.0405
31.12.2010	-0.0457	1.6365	-8.4738	10.2920	-4.4896	2.2361	0.0056	0.0181	0.0291	0.0359	0.0400	0.0382
31.01.2011	-0.0415	1.4668	-8.0502	10.1994	-4.6901	2.2209	0.0057	0.0188	0.0302	0.0374	0.0421	0.0413
28.02.2011	-0.0363	1.2755	-7.5369	10.0010	-4.7830	2.1211	0.0055	0.0183	0.0300	0.0377	0.0429	0.0432
31.03.2011	-0.0301	1.0730	-6.9678	9.6820	-4.6462	1.8537	0.0054	0.0186	0.0307	0.0389	0.0444	0.0454
30.04.2011	-0.0255	0.8715	-6.4012	9.3726	-4.6323	1.7322	0.0050	0.0174	0.0295	0.0380	0.0438	0.0440
31.05.2011	-0.0233	0.6861	-5.8713	9.0305	-4.6444	1.7299	0.0056	0.0174	0.0289	0.0375	0.0433	0.0408
30.06.2011	-0.0231	0.4719	-5.2347	8.4737	-4.4874	1.7400	0.0069	0.0172	0.0278	0.0374	0.0407	0.0290
31.07.2011	-0.0243	0.2014	-4.4163	7.6257	-4.0241	1.6482	0.0075	0.0152	0.0247	0.0342	0.0375	0.0224
31.08.2011	-0.0262	-0.0934	-3.4895	6.5675	-3.2803	1.4276	0.0069	0.0126	0.0211	0.0303	0.0341	0.0168

30.09.2011	-0.0278	-0.3331	-2.6717	5.6656	-2.7754	1.3366	0.0055	0.0103	0.0177	0.0254	0.0317	0.0155
31.10.2011	-0.0280	-0.4738	-2.0886	5.0464	-2.5607	1.3538	0.0044	0.0089	0.0156	0.0230	0.0298	0.0116

B. Programme

Sofern nichts anderes angemerkt ist, sind die nachfolgenden Programmierungen aufeinander aufgebaut. Die Darstellung erfolgt einschließlich der Programmcodes für Tabellenansichten und Graphen.

B.1 Anwendung des Modells von Cochrane und Piazzesi

B.1.1 Programmierung entlang der Notation

smpl @all

'Logarithmierung der Preise:

```
series logp1=log(P1/100)
series logp2=log(P2/100)
series logp3=log(P3/100)
series logp4=log(P4/100)
series logp5=log(P5/100)
```

'Erstellung der log-Renditen aus log-Preisen:

```
series logy1=-(1/1)*logp1
series logy2=-(1/2)*logp2
series logy3=-(1/3)*logp3
series logy4=-(1/4)*logp4
series logy5=-(1/5)*logp5
```

'Erstellung der Terminzinssätze:

```
series logf2=logp1-logp2
series logf3=logp2-logp3
series logf4=logp3-logp4
series logf5=logp4-logp5
```

'Erstellung der Returns:

```
series logr2(+12)=logp1(+12)-logp2
series logr3(+12)=logp2(+12)-logp3
series logr4(+12)=logp3(+12)-logp4
series logr5(+12)=logp4(+12)-logp5
```

'Erstellung der Excess Returns:

```
series logrx2(+12)=logr2(+12)-logy1
series logrx3(+12)=logr3(+12)-logy1
series logrx4(+12)=logr4(+12)-logy1
series logrx5(+12)=logr5(+12)-logy1
```


B.1.2 Programm zum Uneingeschränkten Modell

'Regressionen der Excess Returns auf die Terminzinssätze

```
equation cp2.ls logrx2(+12) c logy1 logf2 logf3 logf4 logf5
```

```
series ures2
```

```
ures2(1) = c(2)
```

```
ures2(2) = c(3)
```

```
ures2(3) = c(4)
```

```
ures2(4) = c(5)
```

```
ures2(5) = c(6)
```

```
equation cp3.ls logrx3(+12) c logy1 logf2 logf3 logf4 logf5
```

```
series ures3
```

```
ures3(1) = c(2)
```

```
ures3(2) = c(3)
```

```
ures3(3) = c(4)
```

```
ures3(4) = c(5)
```

```
ures3(5) = c(6)
```

```
equation cp4.ls logrx4(+12) c logy1 logf2 logf3 logf4 logf5
```

```
series ures4
```

```
ures4(1) = c(2)
```

```
ures4(2) = c(3)
```

```
ures4(3) = c(4)
```

```
ures4(4) = c(5)
```

```
ures4(5) = c(6)
```

```
equation cp5.ls logrx5(+12) c logy1 logf2 logf3 logf4 logf5
```

```
series ures5
```

```
smpl if ures5<>na
```

```
ures5(1) = c(2)
```

```
ures5(2) = c(3)
```

```
ures5(3) = c(4)
```

```
ures5(4) = c(5)
```

```
ures5(5) = c(6)
```

```
group group_ures ures2 ures3 ures4 ures5
```

```
smpl @first @first+4
```

```

delete group_ures
group group_ures ures2 ures3 ures4 ures5
graph _graph_unres group_ures
smpl @all

```

```

table _tab_u_r
_tab_u_r(1,1)= "cp2"
_tab_u_r(1,2)= "cp3"
_tab_u_r(1,3)= "cp4"
_tab_u_r(1,4)= "cp5"

_tab_u_r(2,1)= cp2.@r2
_tab_u_r(2,2)= cp3.@r2
_tab_u_r(2,3)= cp4.@r2
_tab_u_r(2,4)= cp5.@r2

```

B.1.3 Programm zum eingeschränkten Single-Faktor Modell

'Ermittlung des durchschnittlichen Excess Returns

```
series rxavg=(logrx2+logrx3+logrx4+logrx5)/4
```

'Regression der durchschnittlichen Excess Returns auf die Terminzinssätze:

```
equation cpavg.ls rxavg(+12) c logy1 logf2 logf3 logf4 logf5
```

```

series gamma1 = c(1)
series gamma2 = c(2)
series gamma3 = c(3)
series gamma4 = c(4)
series gamma5 = c(5)
series gamma6 = c(6)

```

```

scalar sc_gamma1 = c(1)
scalar sc_gamma2 = c(2)
scalar sc_gamma3 = c(3)
scalar sc_gamma4 = c(4)
scalar sc_gamma5 = c(5)
scalar sc_gamma6 = c(6)

```

```

table _rff
_rff(1,1) = c(2)
_rff(1,2) = c(3)

```

```

_rff(1,3) = c(4)
_rff(1,4) = c(5)
_rff(1,5) = c(6)

```

'Erstellung der b's und anschl. Multiplikation b's mit gammas

```

equation b2.ls logrx2(+12) c
(gamma1+gamma2*logy1+gamma3*logf2+gamma4*logf3+gamma5*logf4+gamma6*logf5)

```

```

table _res
_res(1,1) = c(2)*sc_gamma2
_res(1,2) = c(2)*sc_gamma3
_res(1,3) = c(2)*sc_gamma4
_res(1,4) = c(2)*sc_gamma5
_res(1,5) = c(2)*sc_gamma6

```

```

series gresa
gresa(1) = c(2)*sc_gamma2
gresa(2) = c(2)*sc_gamma3
gresa(3) = c(2)*sc_gamma4
gresa(4) = c(2)*sc_gamma5
gresa(5) = c(2)*sc_gamma6
table _b
_b(1,1) = c(2)

```

```

equation b3.ls logrx3(+12) c
(gamma1+gamma2*logy1+gamma3*logf2+gamma4*logf3+gamma5*logf4+gamma6*logf5)
_res(2,1) = c(2)*sc_gamma2
_res(2,2) = c(2)*sc_gamma3
_res(2,3) = c(2)*sc_gamma4
_res(2,4) = c(2)*sc_gamma5
_res(2,5) = c(2)*sc_gamma6
series gresb
gresb(1) = c(2)*sc_gamma2
gresb(2) = c(2)*sc_gamma3
gresb(3) = c(2)*sc_gamma4
gresb(4) = c(2)*sc_gamma5
gresb(5) = c(2)*sc_gamma6
_b(1,2) = c(2)

```

```

equation b4.ls logrx4(+12) c
(gamma1+gamma2*logy1+gamma3*logf2+gamma4*logf3+gamma5*logf4+gamma6*logf5)
_res(3,1) = c(2)*sc_gamma2
_res(3,2) = c(2)*sc_gamma3
_res(3,3) = c(2)*sc_gamma4

```

```

_res(3,4) = c(2)*sc_gamma5
_res(3,5) = c(2)*sc_gamma6
series gresc
gresc(1) = c(2)*sc_gamma2
gresc(2) = c(2)*sc_gamma3
gresc(3) = c(2)*sc_gamma4
gresc(4) = c(2)*sc_gamma5
gresc(5) = c(2)*sc_gamma6
_b(1,3) = c(2)

```

```

equation b5.ls logrx5(+12) c
(gamma1+gamma2*logy1+gamma3*logf2+gamma4*logf3+gamma5*logf4+gamma6*logf5)
_res(4,1) = c(2)*sc_gamma2
_res(4,2) = c(2)*sc_gamma3
_res(4,3) = c(2)*sc_gamma4
_res(4,4) = c(2)*sc_gamma5
_res(4,5) = c(2)*sc_gamma6
series gresd
smpl if gresd<>na
gresd(1) = c(2)*sc_gamma2
gresd(2) = c(2)*sc_gamma3
gresd(3) = c(2)*sc_gamma4
gresd(4) = c(2)*sc_gamma5
gresd(5) = c(2)*sc_gamma6
_b(1,4) = c(2)

```

```

group group_res gresa gresb gresc gresd
smpl @first @first+4
delete group_res
group group_res gresa gresb gresc gresd
graph _graph_res group_res
smpl @all

```

```

freeze(chi2b) b2.wald c(1)=0, c(2)=0
freeze(chi3b) b3.wald c(1)=0, c(2)=0
freeze(chi4b) b4.wald c(1)=0, c(2)=0
freeze(chi5b) b5.wald c(1)=0, c(2)=0

```

```

table _tab_sf
_tab_sf(1,1)= "cp2"
_tab_sf(1,2)= "cp3"
_tab_sf(1,3)= "cp4"
_tab_sf(1,4)= "cp5"

```

```
_tab_sf(1,5)= "cpavg"
```

```
_tab_sf(2,1)= b2.@r2
```

```
_tab_sf(2,2)= b3.@r2
```

```
_tab_sf(2,3)= b4.@r2
```

```
_tab_sf(2,4)= b5.@r2
```

```
_tab_sf(2,5)= cpavg.@r2
```

B.2 Programm zum Modell von Fama und Bliss

```
equation FBle2.ls logrx2(+12) c (logf2-logy1)
```

```
series fbrx2
```

```
fbrx2(1)=c(1)
```

```
fbrx2(2)=c(2)
```

```
equation FBle3.ls logrx3(+12) c (logf3-logy1)
```

```
series fbrx3
```

```
fbrx3(1)=c(1)
```

```
fbrx3(2)=c(2)
```

```
equation FBle4.ls logrx4(+12) c (logf4-logy1)
```

```
series fbrx4
```

```
fbrx4(1)=c(1)
```

```
fbrx4(2)=c(2)
```

```
equation FBle5.ls logrx5(+12) c (logf5-logy1)
```

```
series fbrx5
```

```
fbrx5(1)=c(1)
```

```
fbrx5(2)=c(2)
```

```
table _fb_r2
```

```
_fb_r2(1,2)=FBle2.@R2
```

```
_fb_r2(1,3)=FBle3.@R2
```

```
_fb_r2(1,4)=FBle4.@R2
```

```
_fb_r2(1,5)=FBle5.@R2
```

B.3 Hauptkomponentenanalyse

```

group rx logrx2 logrx3 logrx4 logrx5
matrix mrx=@convert(rx)

freeze(pca) rx.pcomp(method=corr, eigval=v1, eigvec=m1)

table eigenvalue(1,1)="PC1"
table eigenvalue(1,2)="PC2"
table eigenvalue(1,3)="PC3"
table eigenvalue(1,4)="PC4"

table eigenvalue(2,1)=pca(13,2)
table eigenvalue(2,2)=pca(14,2)
table eigenvalue(2,3)=pca(15,2)
table eigenvalue(2,4)=pca(16,2)

series Renditeniveau=(1/5)*(y1+y2+y3+y4+y5)
series slope=(1/2) * (y4+y5) - (1/2) * (y1+y5)

equation slorx2.ls logrx2(+12) c slope
equation slorx3.ls logrx3(+12) c slope
equation slorx4.ls logrx4(+12) c slope
equation slorx5.ls logrx5(+12) c slope
equation PCA_slorxavg.ls rxavg(+12) c slope

equation levrx2.ls logrx2(+12) c Renditeniveau
equation levrx3.ls logrx3(+12) c Renditeniveau
equation levrx4.ls logrx4(+12) c Renditeniveau
equation levrx5.ls logrx5(+12) c Renditeniveau
equation levrxavg.ls rxavg(+12) c Renditeniveau

equation l_s_rx2.ls logrx2(+12) c Renditeniveau slope
equation l_s_rx3.ls logrx3(+12) c Renditeniveau slope
equation l_s_rx4.ls logrx4(+12) c Renditeniveau slope
equation l_s_rx5.ls logrx5(+12) c Renditeniveau slope
equation l_s_rxavg.ls rxavg(+12) c Renditeniveau slope

equation PCA_spread.ls rxavg(+12) c Renditeniveau slope
equation PCA_slope_y.ls rxavg(+12) c slope y2 y3 y4 y5

freeze(PCA_chislope) PCA_slorxavg.wald c(1)=0, c(2)=0
freeze(PCA_chislopey) PCA_slope_y.wald c(1)=0, c(2)=0

```

B.4 Multikollinearität

*Es werden die Preisdaten aus dem Datensatz von FB reingeladen. Die Notation bleibt dieselbe wie vorher.
Dann werden die Zero Daten der Fed Datenbank reingeladen. Der ursprünglichen Notation wird ein z angefügt.
Für den gleitenden Durchschnitt wird den Fed Daten ein zusätzliches m an die bestehende Notation angefügt.*

```
series logp1=log(P1)
series logp2=log(P2)
series logp3=log(P3)
series logp4=log(P4)
series logp5=log(P5)
```

```
series logy1=-(1/1)*logp1
series logy2=-(1/2)*logp2
series logy3=-(1/3)*logp3
series logy4=-(1/4)*logp4
series logy5=-(1/5)*logp5
```

```
series logf2=logp1-logp2
series logf3=logp2-logp3
series logf4=logp3-logp4
series logf5=logp4-logp5
```

```
series logr2(+12)=logp1(+12)-logp2
series logr3(+12)=logp2(+12)-logp3
series logr4(+12)=logp3(+12)-logp4
series logr5(+12)=logp4(+12)-logp5
```

```
series logrx2(+12)=logr2(+12)-logy1
series logrx3(+12)=logr3(+12)-logy1
series logrx4(+12)=logr4(+12)-logy1
series logrx5(+12)=logr5(+12)-logy1
```

```
series rxavg=(logrx2+logrx3+logrx4+logrx5)/4
```

```
series y1z=zero1yz/100
series y2z=zero2yz/100
series y3z=zero3yz/100
series y4z=zero4yz/100
series y5z=zero5yz/100
```

```
series P1z=1/((1+y1z)^1)
series P2z=1/((1+y2z)^2)
series P3z=1/((1+y3z)^3)
```

series P4z=1/((1+y4z)^4)

series P5z=1/((1+y5z)^5)

series logp1z=log(P1z)

series logp2z=log(P2z)

series logp3z=log(P3z)

series logp4z=log(P4z)

series logp5z=log(P5z)

series logy1z=-(1/1)*logp1z

series logy2z=-(1/2)*logp2z

series logy3z=-(1/3)*logp3z

series logy4z=-(1/4)*logp4z

series logy5z=-(1/5)*logp5z

series logf2z=logp1z-logp2z

series logf3z=logp2z-logp3z

series logf4z=logp3z-logp4z

series logf5z=logp4z-logp5z

series logr2z(+12)=logp1z(+12)-logp2z

series logr3z(+12)=logp2z(+12)-logp3z

series logr4z(+12)=logp3z(+12)-logp4z

series logr5z(+12)=logp4z(+12)-logp5z

series logrx2z(+12)=logr2z(+12)-logy1z

series logrx3z(+12)=logr3z(+12)-logy1z

series logrx4z(+12)=logr4z(+12)-logy1z

series logrx5z(+12)=logr5z(+12)-logy1z

series rxavgz=(logrx2z+logrx3z+logrx4z+logrx5z)/4

series y1zm=@movav(zero1yz,3)/100

series y2zm=@movav(zero2yz,3)/100

series y3zm=@movav(zero3yz,3)/100

series y4zm=@movav(zero4yz,3)/100

series y5zm=@movav(zero5yz,3)/100

series P1zm=1/((1+y1zm)^1)

series P2zm=1/((1+y2zm)^2)

series P3zm=1/((1+y3zm)^3)

series P4zm=1/((1+y4zm)^4)

series P5zm=1/((1+y5zm)^5)

series logp1zm=log(P1zm)


```

series logp2zm=log(P2zm)
series logp3zm=log(P3zm)
series logp4zm=log(P4zm)
series logp5zm=log(P5zm)

```

```

series logy1zm=-(1/1)*logp1zm
series logy2zm=-(1/2)*logp2zm
series logy3zm=-(1/3)*logp3zm
series logy4zm=-(1/4)*logp4zm
series logy5zm=-(1/5)*logp5zm

```

```

series logf2zm=logp1zm-logp2zm
series logf3zm=logp2zm-logp3zm
series logf4zm=logp3zm-logp4zm
series logf5zm=logp4zm-logp5zm

```

```

series logr2zm(+12)=logp1zm(+12)-logp2zm
series logr3zm(+12)=logp2zm(+12)-logp3zm
series logr4zm(+12)=logp3zm(+12)-logp4zm
series logr5zm(+12)=logp4zm(+12)-logp5zm

```

```

series logrx2zm(+12)=logr2zm(+12)-logy1zm
series logrx3zm(+12)=logr3zm(+12)-logy1zm
series logrx4zm(+12)=logr4zm(+12)-logy1zm
series logrx5zm(+12)=logr5zm(+12)-logy1zm

```

```

series rxavgzm=(logrx2zm+logrx3zm+logrx4zm+logrx5zm)/4

```

```

equation f1f5_1.ls rxavgz(+12) c logy1z logf2z logf3z logf4z logf5z
equation f1f5_2.ls rxavg(+12) c logy1z logf2z logf3z logf4z logf5z
equation f1f5_3.ls rxavg(+12) c logy1 logf2 logf3 logf4 logf5

```

```

table _f1f5
_f1f5(1,1)=f1f5_1.@r2
_f1f5(1,2)=f1f5_2.@r2
_f1f5(1,3)=f1f5_3.@r2

```

```

equation f1f3f5_1.ls rxavgz(+12) c logy1z logf3z logf5z
equation f1f3f5_2.ls rxavg(+12) c logy1z logf3z logf5z
equation f1f3f5_3.ls rxavg(+12) c logy1 logf3 logf5

```

```

table _f1f3f5
_f1f3f5(1,1)=f1f3f5_1.@r2
_f1f3f5(1,2)=f1f3f5_2.@r2

```

```
_f1f3f5(1,3)=f1f3f5_3.@r2
```

```
equation f1f5m_1.ls rxavgzm(+12) c logy1zm logf2zm logf3zm logf4zm logf5zm
```

```
equation f1f5m_2.ls rxavg(+12) c logy1zm logf2zm logf3zm logf4zm logf5zm
```

```
equation f1f5m_3.ls rxavg(+12) c logy1 logf2 logf3 logf4 logf5
```

```
table _f1f5m
```

```
_f1f5m(1,1)=f1f5m_1.@r2
```

```
_f1f5m(1,2)=f1f5m_2.@r2
```

```
_f1f5m(1,3)=f1f5m_3.@r2
```

```
equation f1f3f5m_1.ls rxavgzm(+12) c logy1zm logf3zm logf5zm
```

```
equation f1f3f5m_2.ls rxavg(+12) c logy1zm logf3zm logf5zm
```

```
equation f1f3f5m_3.ls rxavg(+12) c logy1 logf3 logf5
```

```
table _f1f3f5m
```

```
_f1f3f5m(1,1)=f1f3f5m_1.@r2
```

```
_f1f3f5m(1,2)=f1f3f5m_2.@r2
```

```
_f1f3f5m(1,3)=f1f3f5m_3.@r2
```

B.5 Programme zur Modellüberprüfung

Die Programmierung bleibt dieselbe wie zu Beginn. Kleinere Ergänzungen bzw. Änderungen müssen jedoch vorgenommen werden.

B.5.1 Programm zum Test auf Subsamples

```
smpl 1964:01 2001:12
```

Die Programmierung zur Spezifizierung der Daten bleibt wie in A.1 und wird bei Implementierung des Modells nach der Sampledefinition eingefügt.

B.5.2 Programm zum Test auf Large Samples

1. Schritt: Ausgangsdaten in ein jährliches Workfile kopieren
2. Schritt: Sämtlich **(+12)** des Programms durch **(+1)** ersetzen.
3. Schritt: Programm durchlaufen lassen und Ergebnisse abrufen.

B.5.3 Programm zum Test der Anwendbarkeit auf andere Datenquellen

Dem Grundprogramm muss die Berechnung der Preise aus Nullkuponanleihenrenditen beigelegt werden. Bevor der Preis logarithmiert wird, fügt man die nachfolgende Programmierung ein.

```
series y1=@movav(zero1y,3)/100
series y2=@movav(zero2y,3)/100
series y3=@movav(zero3y,3)/100
series y4=@movav(zero4y,3)/100
series y5=@movav(zero5y,3)/100
```

```
series P1=1/((1+y1)^1)
series P2=1/((1+y2)^2)
series P3=1/((1+y3)^3)
series P4=1/((1+y4)^4)
series P5=1/((1+y5)^5)
```

B.5.3.1 Programm für die Verwendung von Swap Daten (5 Terminzinssätze)

Das Ursprungsprogramm wird um die Notation aus B.5.3 ergänzt.

B.5.3.2 Programm für die Verwendung von Swap Daten (3 Terminzinssätze)

Die Notation wird beibehalten.

```
series rxavg=(logrx2+logrx3+logrx4+logrx5)/4
```

```
equation cpavg.ls rxavg(+12) c logy1 logf3 logf5
```

```
series gamma1 = c(1)
series gamma2 = c(2)
series gamma3 = c(3)
series gamma4 = c(4)
```

```
scalar sc_gamma1 = c(1)
scalar sc_gamma2 = c(2)
scalar sc_gamma3 = c(3)
scalar sc_gamma4 = c(4)
```

```
table _SF
_SF(1,1) = c(2)
_SF(1,2) = c(3)
```

$_SF(1,3) = c(4)$

equation b2.ls logrx2(+12) c (gamma1+gamma2*logy1+gamma3*logf3+gamma4*logf5)

table _res

$_res(1,1) = c(2)*sc_gamma2$

$_res(1,2) = c(2)*sc_gamma3$

$_res(1,3) = c(2)*sc_gamma4$

series gresa

$gresa(1) = c(2)*sc_gamma2$

$gresa(2) = c(2)*sc_gamma3$

$gresa(3) = c(2)*sc_gamma4$

table _b

$_b(1,1) = c(2)$

equation b3.ls logrx3(+12) c (gamma1+gamma2*logy1+gamma3*logf3+gamma4*logf5)

$_res(2,1) = c(2)*sc_gamma2$

$_res(2,2) = c(2)*sc_gamma3$

$_res(2,3) = c(2)*sc_gamma4$

series gresb

$gresb(1) = c(2)*sc_gamma2$

$gresb(2) = c(2)*sc_gamma3$

$gresb(3) = c(2)*sc_gamma4$

$_b(1,2) = c(2)$

equation b4.ls logrx4(+12) c (gamma1+gamma2*logy1+gamma3*logf3+gamma4*logf5)

$_res(3,1) = c(2)*sc_gamma2$

$_res(3,2) = c(2)*sc_gamma3$

$_res(3,3) = c(2)*sc_gamma4$

series gresc

$gresc(1) = c(2)*sc_gamma2$

$gresc(2) = c(2)*sc_gamma3$

$gresc(3) = c(2)*sc_gamma4$

$_b(1,3) = c(2)$

equation b5.ls logrx5(+12) c (gamma1+gamma2*logy1+gamma3*logf3+gamma4*logf5)

$_res(4,1) = c(2)*sc_gamma2$

```
_res(4,2) = c(2)*sc_gamma3  
_res(4,3) = c(2)*sc_gamma4
```

```
series gresd  
smpl if gresd<>na  
gresd(1) = c(2)*sc_gamma2  
gresd(2) = c(2)*sc_gamma3  
gresd(3) = c(2)*sc_gamma4
```

```
_b(1,4) = c(2)
```

```
group group_res gresa gresb gresc gresd  
smpl @first @first+4  
delete group_res  
group group_res gresa gresb gresc gresd  
graph _graph_res group_res  
smpl @all
```

```
freeze(chi2b) b2.wald c(1)=0, c(2)=0  
freeze(chi3b) b3.wald c(1)=0, c(2)=0  
freeze(chi4b) b4.wald c(1)=0, c(2)=0  
freeze(chi5b) b5.wald c(1)=0, c(2)=0
```

```
table _tab_sf  
_tab_sf(1,1)= "cp2"  
_tab_sf(1,2)= "cp3"  
_tab_sf(1,3)= "cp4"  
_tab_sf(1,4)= "cp5"  
_tab_sf(1,5)= "cpavg"
```

```
_tab_sf(2,1)= b2.@r2  
_tab_sf(2,2)= b3.@r2  
_tab_sf(2,3)= b4.@r2  
_tab_sf(2,4)= b5.@r2  
_tab_sf(2,5)= cpavg.@r2
```

```
equation FBle2.ls logrx2(+12) c (logf2-logy1)
```

```
series fbrx2  
fbrx2(1)=c(1)  
fbrx2(2)=c(2)
```

```
equation FBle3.ls logrx3(+12) c (logf3-logy1)
```

```

series fbrx3
fbrx3(1)=c(1)
fbrx3(2)=c(2)

```

```

equation FBle4.ls logrx4(+12) c (logf4-logy1)

```

```

series fbrx4
fbrx4(1)=c(1)
fbrx4(2)=c(2)

```

```

equation FBle5.ls logrx5(+12) c (logf5-logy1)

```

```

series fbrx5
fbrx5(1)=c(1)
fbrx5(2)=c(2)

```

```

table _fb_r2
_fb_r2(1,1)=FBle2.@R2
_fb_r2(1,2)=FBle3.@R2
_fb_r2(1,3)=FBle4.@R2
_fb_r2(1,4)=FBle5.@R2

```

```

_fb_r2(1,5)=((FBle2.@R2)+(FBle3.@R2)+(FBle4.@R2)+(FBle5.@R2))/4

```

```

equation cp2.ls logrx2(+12) c logy1 logf2 logf3 logf4 logf5

```

```

series ures2
ures2(1) = c(2)
ures2(2) = c(3)
ures2(3) = c(4)
ures2(4) = c(5)
ures2(5) = c(6)

```

```

equation cp3.ls logrx3(+12) c logy1 logf2 logf3 logf4 logf5

```

```

series ures3
ures3(1) = c(2)
ures3(2) = c(3)
ures3(3) = c(4)
ures3(4) = c(5)
ures3(5) = c(6)

```

```

equation cp4.ls logrx4(+12) c logy1 logf2 logf3 logf4 logf5

```

```

series ures4
ures4(1) = c(2)
ures4(2) = c(3)
ures4(3) = c(4)
ures4(4) = c(5)
ures4(5) = c(6)

```

```
equation cp5.ls logrx5(+12) c logy1 logf2 logf3 logf4 logf5
```

```

series ures5
smpl if ures5<>na
ures5(1) = c(2)
ures5(2) = c(3)
ures5(3) = c(4)
ures5(4) = c(5)
ures5(5) = c(6)

```

```

group group_ures ures2 ures3 ures4 ures5
smpl @first @first+4
delete group_ures
group group_ures ures2 ures3 ures4 ures5
graph _graph_unres group_ures
smpl @all

```

```

table _tab_u_r
_tab_u_r(1,1)= "cp2"
_tab_u_r(1,2)= "cp3"
_tab_u_r(1,3)= "cp4"
_tab_u_r(1,4)= "cp5"

```

```

_tab_u_r(2,1)= cp2.@r2
_tab_u_r(2,2)= cp3.@r2
_tab_u_r(2,3)= cp4.@r2
_tab_u_r(2,4)= cp5.@r2

```

B.6 Programme mit Schleife zur Ermittlung der historischen Return-Forecasting-Faktoren

```
' set window si
```

```
!window = 60
```

```
' get size of workfile
```

```
!length = 170
```

Hier wird die "Notation" berechnet

```
'Durchschnittlicher Excess return
```

```
series rxavg=(logrx2+logrx3+logrx4+logrx5)/4
```

```
' Matrixdeklaration
```

```
matrix(!length-!window+1,11) rff
```

```
' Fensterdefinition und-kalkulation
```

```
for !i = 1 to !length-!window+1
```

```
smpl 1997m9+!i-1 1997m9+!i+!window-2
```

```
equation cpavg.ls rxavg(+12) c logy1 logf2 logf3 logf4 logf5
```

```
rff(!i,1) = c(1)
```

```
rff(!i,2) = c(2)
```

```
rff(!i,3) = c(3)
```

```
rff(!i,4) = c(4)
```

```
rff(!i,5) = c(5)
```

```
rff(!i,6) = c(6)
```

```
rff(!i,7) = logy1vec(!i+!window-1)
```

```
rff(!i,8) = logf2vec(!i+!window-1)
```

```
rff(!i,9) = logf3vec(!i+!window-1)
```

```
rff(!i,10) = logf4vec(!i+!window-1)
```

```
rff(!i,11) = logf5vec(!i+!window-1)
```

```
next
```

Sollten weitere Ergebnistabellen gewünscht werden, wenden Sie sich bitte an

sonja.mazanec@hotmail.com