ECONSTOR
Make Your Publications Visible.

A Service of

ZBW Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft
Leibniz Information Centre for Economics

Kellerhals, B. Philipp; Uhrig-Homburg, Marliese

Working Paper

Temporäre Marktungleichgewichte auf Bondmärkten: Aktive Handelsstrategien auf Basis geschätzter Zinsstrukturkurven

Tübinger Diskussionsbeiträge, No. 108

Provided in Cooperation with:
University of Tuebingen, Faculty of Economics and Social Sciences, School of Business and Economics

Suggested Citation: Kellerhals, B. Philipp; Uhrig-Homburg, Marliese (1997) : Temporäre Marktungleichgewichte auf Bondmärkten: Aktive Handelsstrategien auf Basis geschätzter Zinsstrukturkurven, Tübinger Diskussionsbeiträge, No. 108, Eberhard Karls Universität Tübingen, Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät, Tübingen

This Version is available at:
https://hdl.handle.net/10419/104943

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

WWW.ECONSTOR.EU

Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät
der Eberhard-Karls-Universität Tübingen

Temporäre Marktungleichgewichte auf Bondmärkten: Aktive Handelsstrategien auf Basis geschätzter Zinsstrukturkurven

B. Philipp Kellerhals
Marliese Uhrig-Homburg

Tübinger Diskussionsbeiträge

Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät
der Eberhard-Karls-Universität Tübingen

Temporäre Marktungleichgewichte auf Bondmärkten: Aktive Handelsstrategien auf Basis geschätzter Zinsstrukturkurven

B. Philipp Kellerhals
Marliese Uhrig-Homburg

B. Philipp Kellerhals
Lehrstuhl für betriebliche Finanzwirtschaft
Universität Tübingen
Mohlstraße 36
72074 Tübingen
Germany
Tel.: (0) 7071 / 29-77089
Fax.: (0) 7071 / 55 06 22
E-Mail: philipp.kellerhals@uni-tuebingen.de

Dr. Marliese Uhrig-Homburg
Lehrstuhl für Finanzierung
Universität Mannheim
Schloß Mannheim
68131 Mannheim
Germany
Tel.: (0) 621 / 292-5445
Fax.: (0) 621 / 292-5713
E-Mail: uhrig@lsdb.uni-mannheim.de

Diskussionsbeitrag Nr. 108
Oktober 1997

Wirtschaftswissenschaftliches Seminar
Mohlstraße 36, D-72074 Tübingen

Zusammenfassung

Auf Anleihemärkten versuchen Investoren mit aktiven Handelsstrategien eine über der risikoadäquaten Marktverzinsung liegende Rendite zu erwirtschaften. Dabei kommen prognoseorientierte Strategien wie auch Anlagepolitiken zur Verwendung, die zeitweilige Marktungleichgewichte zu nutzen versuchen. Letztere untersuchen wir im vorliegenden Artikel für den deutschen Anleihemarkt und prüfen, inwieweit temporäre Preisabweichungen von Anleihen von ihrem wahren Wert in profitable Handelsstrategien umgesetzt werden können.

JEL-Klassifikation: G12, G14.

Keywords: Anleihen, Zinsstrukturmodelle, Marktgleichgewicht, Handelsstrategien.

Temporäre Ungleichgewichte auf Bondmärkten: Aktive Handelsstrategien auf Basis geschätzter Zinsstrukturkurven

B. Philipp Kellerhals * Marliese Uhrig-Homburg **

Oktober 1997

1 Einführung

Aktive Anleihestrategien zielen auf das Erwirtschaften einer über der risikoadäquaten Marktverzinsung liegenden Rendite. In erster Linie denkt man dabei an prognoseorientierte Strategien, bei denen Investoren ihre Erwartungen über die zukünftige Zinsentwicklung oder die Entwicklung der Bonität von Schuldnern durch entsprechende Portefeuillebildung umsetzten.[1] Eine alternative Anlagepolitik läßt sich betreiben, wenn man davon ausgeht, daß Anleihepreise zeitweilig von ihrem wahren Wert abweichen (temporäres Marktungleichgewicht) und somit die Tendenz besitzen, sich zu diesem hin zu entwickeln.[2] Für den Investor gilt es dabei, das zeitweilige Marktungleichgewicht zu erkennen, um auf dieser Grundlage Gewinne erzielen zu können. SERCU/WU (1997) untersuchen derartige Strategien am belgischen Anleihemarkt und kommen zu dem Ergebnis, daß im Vergleich zu einer risikoadäquaten *Buy-and-hold* Strategie eine um 3 % bis 9 % signifikant höhere Rendite bezogen auf 18 Monate erwirtschaftet werden kann.[3] Mit der Frage, ob ähnliche Ergebnisse auch am deutschen Rentenmarkt zu erzielen sind, befaßt sich die vorliegende Arbeit.

Auf Basis von Modellen zur Beschreibung der Fristigkeitsstruktur der Zinssätze (Zinsstrukturkurve) werden dabei zunächst fehlbewertete Anleihen identifiziert. Untersucht wird dann, ob die vermeintlich fehlbewerteten Anleihen über die Zeit zu

*B. Philipp Kellerhals, Lehrstuhl für betriebliche Finanzwirtschaft, Universität Tübingen.

**Marliese Uhrig-Homburg, Lehrstuhl für Finanzierung, Universität Mannheim.

ihrem wahren Wert konvergieren, woraus sich profitable Handelsstrategien ableiten ließen, oder ob die Fehlbewertung nur auf eine Modellfehlspezifikation oder eine fehlerhafte Parameterschätzung zurückzuführen ist. Diese Zielsetzung sollte von besonderem Interesse für Händler und Finanzanalysten im Anleihemarkt sein.

Als Modelle werden hierzu die wegen ihrer geschlossenen Lösungsform bevorzugten Ein-Faktor-Zinsmodelle von Vasicek[4] und Cox/Ingersoll/Ross[5] (im folgenden CIR), die eigentlich wegen ihrer Erfassung der Zinsdynamik für die Bewertung von Anleihederivaten gedacht sind, und eine nicht-ökonomisch fundierte Anpassungsfunktion nach Haugen[6] verwendet (*Abschnitt 2*). In *Abschnitt 3* konkretisieren wir das Marktsegment, das unserer Untersuchung zugrunde liegt.

Die untersuchten Zinsmodelle stellen jeweils in Abhängigkeit ihrer Parameter eine Funktionsschar zur Abbildung der Zinsstrukturkurve dar. In *Abschnitt 4* wird in Form einer Querschnittsanalyse aus den an einem Tag gehandelten Anleihen auf Tagesbasis eine Anpassung der Modellparameter an die aktuelle Zinsstruktur vorgenommen. Daraus lassen sich sog. Bond-Preis-Residuen als Differenzen aus beobachteten Marktwerten und geschätzten Modellwerten von Anleihen berechnen. Weiterhin legen wir zwei näher untersuchte Handelsstrategien fest nach denen fehlbewertete Anleihen zu einem Handelsportfolio zusammengefügt werden. Dabei werden den Renditen der ausgewählten Anleihen Benchmarks gegenübergestellt, die für eine Kompensation des eingegangenen Risikos bzw. der allgemeinen Marktbewegungen notwendig sind. Aus den im Vergleich zu diesen Benchmarks möglicherweise zu realisierenden Überrenditen lassen sich Rückschlüsse auf den Informationsgehalt der Residuen ziehen.

Schließlich werden für die implementierten Handelsstrategien in *Abschnitt 5* die Ergebnisse unserer empirischen Untersuchung auf dem deutschen Anleihemarkt präsentiert.

2 Beschreibung der Zinsstrukturkurve

Zur Identifikation von potentiell fehlbewerteten Anleihen verwenden wir drei verschiedene Ansätze zur Beschreibung der Zinsstrukturkurve. Zwei der Ansätze basieren auf Ein-Faktor-Zinsmodellen, die aus der Dynamik des kurzfristigen Zinssatzes einen Zusammenhang zwischen den Preisen von Nullkuponanleihen und

ihrer Fristigkeit ableiten: dem Vasicek- und dem CIR-Modell. Die Idee des dritten Ansatzes besteht darin, den Zusammenhang zwischen den Diskontfaktoren und ihrer Fristigkeit ohne modelltheoretische Fundierung in einfacher funktionaler Form zu spezifizieren. Wir bedienen uns hier einer von Haugen vorgeschlagenen Spezifikation.

2.1 Zinsstrukturkurven im Modell von Vasicek und Cox/Ingersoll/Ross

Die Ein-Faktor-Zinsmodelle von Vasicek und CIR sind Spezialfälle einer allgemeinen Klasse von Modellen, den sogenannten *affinen* Zinsstrukturmodellen[7], die sich insbesondere dadurch auszeichnen, daß Preise von Nullkuponanleihen analytisch berechenbar sind. Ausgangspunkt der Modelle ist die Dynamik des kurzfristigen risikolosen Zinssatzes r

$$dr = \kappa(\gamma - r)dt + \sigma r^{\delta} dz \ , \tag{1}$$

mit nicht-negativen Konstanten κ, γ, σ und $\delta \in \{0, \frac{1}{2}\}$. Ein $\delta = 0$ führt dabei zum Modell von Vasicek, $\delta = \frac{1}{2}$ zum Modell von CIR. Zusammen mit einem Marktpreis des Risikos der Form

$$\theta(r,t) = \lambda r^{\delta}, \ \ \lambda \ \text{konstant} \tag{2}$$

ergibt sich eine geschlossene Darstellung der Preise von Zerobonds

$$P(r,t,T) = A(t,T)e^{-B(t,T)r} \ . \tag{3}$$

Dabei bezeichnet $P(r,t,T)$ den Preis eines Zerobonds zum Zeitpunkt t mit Fälligkeit in T, dessen Rückzahlungsbetrag auf 1 normiert ist. Als explizite Darstellung der Funktionen A und B erhält man im Vasicek-Modell[8]

$$\begin{aligned} A(t,T) &= e^{\left(\frac{\kappa\gamma-\lambda\sigma}{\kappa^2}-\frac{\sigma^2}{2\kappa^3}\right)(B-\kappa(T-t))-\frac{\sigma^2}{4\kappa^3}B^2} \\ B(t,T) &= \frac{1-e^{-\kappa(T-t)}}{\kappa} \ . \end{aligned} \tag{4}$$

Im Modell von CIR ergeben sich die Funktionen A und B zu[9]

$$\begin{aligned} A(t,T) &= \left[\frac{2\beta e^{(\kappa+\lambda\sigma+\beta)\frac{T-t}{2}}}{(\kappa+\lambda\sigma+\beta)(e^{\beta(T-t)}-1)+2\beta}\right]^{\frac{2\kappa\gamma}{\sigma^2}} \\ B(t,T) &= \frac{2(e^{\beta(T-t)}-1)}{(\kappa+\lambda\sigma+\beta)(e^{\beta(T-t)}-1)+2\beta} \end{aligned} \tag{5}$$

$$\text{mit} \ : \ \beta = \sqrt{(\kappa+\lambda\sigma)^2+2\sigma^2} \ .$$

Damit sind für die beiden untersuchten ökonomischen Zinsmodelle die Diskontfaktoren von Gleichung (3) spezifiziert.

2.2 Zinsstrukturkurven im Modell von Haugen

Neben der Schätzung der Zinsstrukturkurve mit den Zinsmodellen von Vasicek und CIR soll ein nicht-ökonomisches Modell untersucht werden. Die in der Literatur viel beschriebenen Spline-Verfahren[10] verwenden auch Sercu/Wu in ihrer Analyse, kommen aber zu dem Ergebnis, daß sie zwar die Zinsstrukturkurve besser beschreiben als die ökonomisch fundierten Modelle von Vasicek und CIR, aber tendenziell überspezifiziert zu sein scheinen.

Hier soll nun eine robustere und sparsam parametrisierte Funktion zur Darstellung der Zinsstrukturkurve untersucht werden, die von Haugen vorgeschlagen wird. Für den Zinssatz r_{T-t} der Fristigkeit $T-t$ wird dabei der funktionale Zusammenhang[11]

$$r_{T-t} = (\phi_1 + \phi_2(T-t))\, e^{-\phi_3(T-t)} + \phi_4 \ , \tag{6}$$

mit konstanten Parametern ϕ_1, ϕ_2, ϕ_3, und ϕ_4 unterstellt. ϕ_4 ist somit der Zinssatz einer unendlich lange laufenden Nullkuponanleihe im Haugen-Modell; dem Parameter ϕ_1 kommt die Bedeutung des Spreads der Zinsstrukturkurve (Differenz zwischen kurz- und langfristigem Zinssatz) zu. Über die beiden verbleibenden Parameter ist der Verlauf der Zinsstrukturkurve zwischen dem kurzen und dem langen Ende steuerbar.

Über den allgemeinen Zusammenhang von Zins- und Diskontstrukturkurve ergibt sich

$$P(r,t,T) = \frac{1}{(1+r_{T-t})^{T-t}} \tag{7}$$

als der Wert einer Nullkuponanleihe mit einer Restlaufzeit von $T-t$.

3 Datenbasis

Die Analyse der Handelsstrategien erfolgt für den Zeitraum von Januar 1994 bis Dezember 1994 auf täglicher Basis. Um ein hinsichtlich der Kriterien Bonität, Liquidität und Besteuerung weitgehend homogenes Marktsegment zu betrachten,

konzentrieren wir uns auf gesamtfällige, unkündbare Anleihen und Obligationen des Bundes, der Treuhandanstalt und des Fonds Deutscher Einheit mit einem konstanten jährlichen Kupon.[12] Die Anleihen von Bundesbahn und Bundespost wurden wegen ihres (positiven) Renditespreads im Vergleich zu den Bundesanleihen nicht in die Analyse einbezogen. Um ein Marktsegment mit möglichst kontinuierlichem Anleihenspektrum über verschiedene Restlaufzeiten zu erhalten, werden alle Wertpapiere mit einer Restlaufzeit von bis zu zehn Jahren erfaßt. Als Anleihen mit größerer Restlaufzeit kommen die 30-jährigen Bundesemissionen aus den Jahren 1986 und 1993/94 in Frage, deren Mitberücksichtigung jedoch eine große Lücke in das Laufzeitenspektrum reißen würde.

Im Untersuchungszeitraum stehen für die Querschnittsanalyse im Mittel an den 252 Handelstagen 104 Wertpapiere zur Verfügung mit einer durchschnittlichen Restlaufzeit (RLZ) von 4 Jahren und einem Kupon in Höhe von im Mittel 7%. Nachstehende Tabelle gibt einen Überblick über die der Analyse zugrundeliegende Stichprobe:

	Anleihezahl (Stück/Tag)	**RLZ** (Jahre)	**Kupon** (%)	**Kurs** (%)	**Rendite** (%)
Mittelwert	104,37	4,10	7,06	101,92	6,16
Std. Abw.	1,48	2,66	1,03	4,52	0,79
Minimum	101	0,04	5,00	89,30	4,39
Maximum	108	9,96	9,00	120,36	7,75

Tabelle 1: Statistische Eigenschaften des Datensatzes

Um einen Eindruck über die herrschende Zinsstruktur zu vermitteln, zeigt Abbildung 1 die Entwicklung der Renditestruktur des ausgewählten Marktsegmentes im Untersuchungszeitraum. Man erkennt, daß sowohl inverse bzw. negativ bucklige als auch normale Zinsszenarien vorliegen.

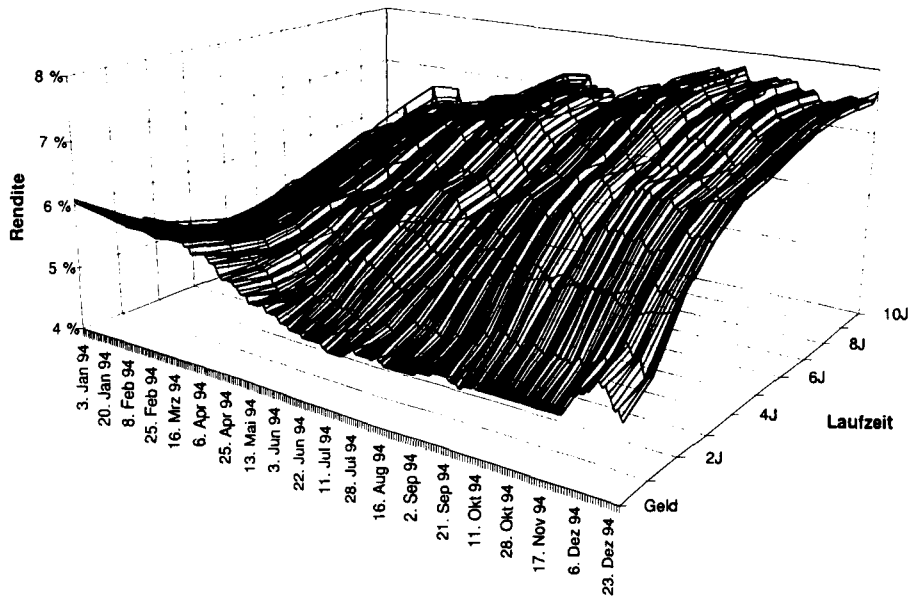

Abbildung 1: Renditestruktur Januar 1994 bis Dezember 1994

Die internen Renditen wurden mit einem auf dem Zeitzentrum einer Zahlungsreihe beruhenden Näherungsverfahren (vgl. Dörge (1995)) berechnet. Abgebildet sind die arithmetischen Mittel der internen Renditen der einzelnen Laufzeitklassen (1.Klasse: Anleihen mit 0 bis 1 Jahr Restlaufzeit, 2.Klasse: 1 bis 2 Jahre, usw.), wobei am kurzen Ende der Monatsgeldmarktzinssatz hinzugefügt wurde.

Bei den verwendeten Kursdaten handelt es sich um Kassakurse der Frankfurter Wertpapierbörse. Um die Kurse der Anleihen am Markt mit den "theoretischen" Preisen zu vergleichen, die sich aus den Bewertungsmodellen ergeben, benötigen wir den Wert der einzelnen Anleihen i für jeden Handelstag t

$$Wert_{t,i} = Kurs_{t,i} + Stückzinsen_{t,i} \ , \tag{8}$$

der sich aus dem Anleihekurs und den Stückzinsen ergibt.

4 Untersuchungsdesign

Im folgenden Abschnitt wollen wir den Aufbau unserer empirischen Untersuchung darlegen. In einem ersten Schritt demonstrieren wir die Ermittlung der Bond-Preis-Residuen aus beobachteten Marktwerten und geschätzten Modellwerten von Anleihen. Weiterhin legen wir zwei näher untersuchte Handelsstrategien fest. Schließlich kommen wir zur Ermittlung der risikoadäquaten Marktverzinsung.

4.1 Modellresiduen

Zur Ermittlung der Bond-Preis-Residuen gilt es für jeden Handelstag s die Modellparameter der drei zu analysierenden Modelle aus den Marktpreisen der Anleihen zu schätzen. Bezeichne $P(r,t,u)$ den Diskontfaktor für die Fristigkeit $u-t$, so ergibt sich allgemein der theoretische Wert $Wert^*_{t,i}$ einer Kuponanleihe i mit Fälligkeit in T zum Zeitpunkt t als Summe aller diskontierten zukünftigen Zahlungen:

$$Wert^*_{t,i} = \sum_{u \in (t;T]} CF_i(u) \cdot P(r,t,u) \ . \tag{9}$$

Hierbei bezeichnet $CF_i(u)$ die mit der Anleihe i verbundene sichere Zahlung zum Zeitpunkt u. Unterschiedliche Modellparameter schlagen sich über die Gleichungen (3 i.V.m. 4), (3 i.V.m. 5) bzw. (7) in unterschiedlichen Werten der Diskontfaktoren nieder. Unterstellt man, daß auch der kurzfristige Zinssatz r unbekannt ist, so sind in den Modellen von Vasicek und CIR zunächst fünf unbekannte Größen enthalten. Aufgrund der speziellen Struktur der Bond-Preis-Funktionen sind in beiden Fällen tatsächlich nur vier Parameter separat zu schätzen. Somit stimmt die Anzahl der zu schätzenden Parameter für alle drei Modelle (Vasicek, CIR und Haugen) überein, d.h. sie besitzen dieselbe Anzahl von Freiheitsgraden.

Zur Parameterschätzung bestimmen wir nun für jedes Modell diejenigen Parameter, die die Summe der quadrierten Differenzen zwischen Modell- und Marktwerten aller gehandelten Anleihen i des Handelstages t minimieren:

$$\sum_i \left[Wert^*_{t,i} - Wert_{t,i} \right]^2 \longrightarrow MIN \ . \tag{10}$$

Bei der Schätzung des vorliegenden nicht-linearen Regressionsmodells mit Hilfe der kleinsten Quadrate greifen wir auf eine multivariate Sekantenmethode zurück. Die nicht-lineare Optimierung von Funktionen mit vier Veränderlichen erwies sich in einigen Fällen als problematisch. Bei den Modellen von Vasicek und CIR war die Iterationszahl sehr stark von den Startwertkombinationen der Parameter abhängig. Auch konnte der Optimierungsalgorithmus der Chi-Quadrat-Funktion wegen Programmüberläufen bei verschiedenen Parameterstartwerten zu keinen Ergebnissen kommen. Die von Haugen vorgeschlagene Funktion zeigte sich hingegen als sehr robust. Für relativ frei zu wählende Startparameter kam der Algorithmus immer zu denselben Ergebnissen, was darauf schließen läßt, daß das globale Minimum gefunden wurde.

Die Differenzen zwischen Modell- und Marktwerten der Anleihen bezeichnen wir als Bond-Preis-Residuen $RES_{t,i}$:

$$RES_{t,i} = Wert^*_{t,i} - Wert_{t,i} \; . \tag{11}$$

Als Maß der Anpassungsgüte verwenden wir die mittlere absolute Abweichung (mean absolute deviation, MAD) in DM je DM 100 Nominalwert einer Anleihe.

Die statistischen Ergebnisse der Modellschätzungen für die 252-Handelstage sind in Tabelle 2 gezeigt.

Modell	Abweichung	Mittelwert	Std. Abw.	Minimum	Maximum
Vasicek	**MAD**	0,282	0,071	0,168	0,441
	RES$_{MIN}$	-0,855	0,181	-1,440	-0,535
	RES$_{MAX}$	1,921	0,935	0,566	5,183
CIR	**MAD**	0,314	0,120	0,171	0,972
	RES$_{MIN}$	-0,732	0,284	-1,692	-0,356
	RES$_{MAX}$	1,915	0,971	0,494	5,176
Haugen	**MAD**	0,283	0,081	0,165	0,747
	RES$_{MIN}$	-0,800	0,192	-1,612	-0,456
	RES$_{MAX}$	1,912	0,944	0,551	5,194

Tabelle 2: Empirische Ergebnisse für die Modellresiduen

Bei dem Modell von Vasicek und bei der Haugen-Anpassungsfunktion ergeben sich gute optische Anpassungen an den Zinsstrukturverlauf über den Untersuchungszeitraum hinweg. Demgegenüber scheint das CIR-Modell nicht genug Flexibilität zu besitzen, um den negativen Buckel zu Beginn des Jahres abbilden zu können. Statistisch gesehen ist der Unterschied gering: die Modelle von Vasicek und Haugen zeigen eine MAD von DM 0,28, während das CIR-Modell etwas höher bei DM 0,31 liegt. Die untersuchten drei Modelle kommen somit alle zu vergleichbaren Anpassungsgüten, was angesichts ihrer identischen Freiheitsgrade von vier auch zu erwarten ist.

4.2 Handelsstrategien

Im zweiten Schritt sind die in den Anleiheresiduen enthaltenen Informationen in möglichst profitable Handelsstrategien umzusetzen. Für jeden Handelstag der 252-Tagesperiode wurde im letzten Abschnitt eine Zinsstrukturkurve nach den implementierten Zinsmodellen von Vasicek, CIR und Haugen geschätzt. Auf der Basis dieser Zinsstrukturkurven läßt sich für jede Anleihe feststellen, ob sie unter- oder

überbewertet ist. Entsprechend der definierten Bond-Preis-Residuen gilt für die Fehlbewertung im Sinne der jeweiligen Zinsstrukturmodelle:

$$RES_{t,i} \begin{cases} > 0 & \text{Unterbewertung} \\ = 0 & \text{korrekt bewertet} \\ < 0 & \text{Überbewertung} . \end{cases} \tag{12}$$

Ist das Residuum einer Anleihe positiv (negativ), so impliziert dies bei richtigen Modellschätzungen eine Unterbewertung (Überbewertung) der entsprechenden Anleihe. Kauft bzw. verkauft man nun die von den Modellen als unter- bzw. überbewertet geltenden Anleihen, so lassen sich anhand der zu realisierenden Halteperiodenerträge der Folgeperioden die Modellindikation über vermeintliche Fehlbewertungen überprüfen.

Bei den einzelnen Kauf- und Verkaufstransaktionen werden anfallende Transaktionskosten nicht einbezogen, da sie stark vom Transaktionsvolumen und den Möglichkeiten der einzelnen Händler abhängen. Vielmehr basieren unsere weiteren Analysen auf Bruttorenditen.

Im folgenden untersuchen wir zwei verschiedene Handelsstrategien:

1. Die erste Handelsstrategie zielt auf die Frage, über welchen Zeitraum der Informationsgehalt zu nutzen ist, d.h. wie lange die Fehlbewertung der Anleihen besteht. Hierzu implementieren wir eine Strategie, nach der alle unterbewerteten Anleihen zu kaufen und alle überbewerteten zu verkaufen sind. Die so für jeden Handelstag gebildeten Kauf- und Verkaufsportfolios aus unterbewerteten bzw. überbewerteten Anleihen gewichten wir mit dem Ausmaß der Fehlbewertung. Für die Zeit zwischen der Feststellung der Fehlbewertung und der konkreten Implementierung der Portfolios berücksichtigen wir unterschiedliche Verzögerungen (lags) in der Untersuchung. Analysiert werden die Ergebnisse eines Lags von

   $l = 0$: unmittelbar bei Kenntnisnahme der Fehlbewertungen wird die Strategie implementiert, und

   $l \geq 1$: mindestens ein Tag besteht zwischen der Entscheidung zu handeln und der Implementierung.

   Die Variation der Ausführungsverzögerung liefert im Kern einen Test zur Permanenz der Fehlbewertung, d.h. man erhält einen Eindruck, wie schnell sich ein temporäres Marktungleichgewicht verflüchtigt.

2. Als zweites führen wir eine Filterstrategie durch, um anhand der Höhe der Fehlbewertung Rückschlüsse auf den Informationsgehalt ziehen zu können. Konkret betrachten wir eine symmetrische Filterstrategie. Diese wählt die Implementierungsportfolios gleichgewichtet über alle Anleihen aber abhängig von dem Grad der Fehlbewertung aus, d.h. Anleihen werden in das Portfolio aufgenommen, wenn ihre Residuen ein gegebenes Filtermaß übersteigen. Als Filter werden DM 0, DM 0,25, DM 0,50, DM 0,75, und DM 1 gewählt, die bei den Kaufstrategien angewendet werden; für die leerverkauften Portfolios gelten dieselben unter umgekehrtem Vorzeichen. Der Test wird für eine unmittelbare Implementierung ($lag = 0$) und einen Implementierungslag von einem Tag ($lag = 1$) durchgeführt.

4.3 Risikoadäquate Marktverzinsung

Um allgemeine Marktbewegungen zu eliminieren und eine Korrektur für die unterschiedlichen Marktsensitivitäten der Anleiheportfolios zu erhalten, ist für unsere Analyse grundsätzlich nur der Teil der zu untersuchenden Halteperiodenerträge

$$HP_{t,i} = \frac{Wert_{t,i} - Wert_{t-1,i} + Kupon_i}{Wert_{t-1,i}} \tag{13}$$

mit $Wert_{t,i}$: Marktwert einer Anleihe i am Handelstag t

relevant, der die risikoadäquate Marktverzinsung (Benchmarkrendite) übersteigt. Die Differenz zwischen dem Halteperiodenertrag $HP_{t,i}$ und der zugehörigen Benchmarkrendite $BM_{t,i}$ bezeichnen wir als Überrendite bzw. adjustierte Rendite $AR_{t,i}$:

$$AR_{t,i} = HP_{t,i} - BM_{t,i} \; . \tag{14}$$

Als Benchmarks lassen sich die untersuchten Modelle selbst heranziehen, aber auch Renditen von Portfolios, die mit den Handelsportfolios in ihrer Duration oder ihrer Duration und Konvexität übereinstimmen.[13] Zur genaueren Analyse der verschiedenen Benchmarkrenditen betrachten wir neben täglichen Überrenditen kumulierte adjustierte Renditen (KAR), die eine Summation der einzelnen Überrenditen über die Zeit darstellen

$$KAR_T = \sum_{t=1}^{T} \frac{1}{n_t} \sum_{i=1}^{n_t} AR_{t,i} \tag{15}$$

mit n_t : Anzahl der am Handelstag t gehandelten Anleihen.

Summieren wir über die 252 Handelstage die Überrenditen getrennt für die modellimplizierten Benchmarks, den Durations- und den Duration-Konvexitäts-Benchmark erhalten wir die kumulierten adjustierten Renditen. In Tabelle 3 sind die arithmetischen Mittel der durchschnittlichen täglichen Überrenditen, deren Standardabweichung, eine t-Statistik zur eventuellen Signifikanzbestätigung und die kumulierten Überrenditen (KAR) dargestellt.

Benchmark	Mittelwert	Std. Abw.	t-Statistik	KAR
Vasicek-Modell	-0,000545	0,024004	-0,36	-0,136720
CIR-Modell	-0,000315	0,073600	-0,07	-0,078985
Haugen-Modell	-0,000496	0,044740	-0,18	-0,124410
Duration	-0,000001	0,000450	-0,04	-0,000308
Duration/Konvexität	0,000013	0,000271	0,74	0,003172

Tabelle 3: Validität der Benchmarkrenditen [in %]

Die Ergebnisse bestätigen, daß die drei Benchmarks für Buy-and-hold-Strategien wirklich eine durchschnittliche Überrendite von Null im Querschnitt aller Anleihen herbeiführen.

Die von den untersuchten drei Modellen implizierten Benchmarks besitzen jedoch den Nachteil, daß sie genau das Modell für richtig erachten, dessen Prognosefähigkeit getestet werden soll. Daher konzentrieren wir uns im folgenden auf den Duration-Konvexitäts-Benchmark, da dieser auch im Vergleich zum einfachen Durations-Benchmark den Vorteil einer genaueren Risikoabbildung besitzt.

5 Ergebnisse der Handelsstrategien

Die Ergebnisse der Analyse zur Permanenz der Fehlbewertung bei einer Variation der Implementierungsverzögerung sind in Tabelle 4 dargestellt.[14]

Wir können als erstes feststellen, daß über alle Modelle (Vasicek, CIR und Haugen) bei unmittelbarer Handelsimplementierung ($lag = 0$) die kumulierten Überrenditen im Vergleich zu einem Buy-and-hold Portfolio signifikant positiv sind. Die kumulierten adjustierten Renditen liegen bei den Kaufstrategien etwas über 2 % und variieren bei den implementierten verkauften Portfolios von $2,2$ % bis $3,1$ %. Zweitens ist auffallend, daß mit Verkaufsstrategien eine höhere Rendite erzielt werden kann als mit Kaufstrategien.[15] Dies legt die Vermutung nahe, daß im Beobachtungszeitraum Leerverkaufsbeschränkungen oder hohe Kosten bei Leerverkäufen

von Bedeutung sein konnten. Allerdings offenbaren die niedrigen t-Werte größere Schwankungen in den erzielten Überrenditen.

Vasicek						
	Kaufstrategie			Verkaufstrategie		
Lag	Mittelwert	t-Statistik	KAR	Mittelwert	t-Statistik	KAR
0	0,0080	3,69***	2,00	0,0088	1,62	2,20
1	0,0041	2,16**	1,02	0,0064	1,15	1,59
3	0,0031	1,69*	0,78	0,0053	1,06	1,33
5	0,0016	0,84	0,39	0,0053	1,05	1,34
CIR						
	Kaufstrategie			Verkaufstrategie		
Lag	Mittelwert	t-Statistik	KAR	Mittelwert	t-Statistik	KAR
0	0,0081	5,20***	2,04	0,0125	1,88*	3,14
1	0,0036	2,52**	0,90	0,0067	1,18	1,69
3	0,0020	1,58	0,49	0,0060	1,16	1,51
5	0,0019	1,48	0,48	0,0054	1,07	1,36
Haugen						
	Kaufstrategie			Verkaufstrategie		
Lag	Mittelwert	t-Statistik	KAR	Mittelwert	t-Statistik	KAR
0	0,0085	4,01***	2,13	0,0095	1,75*	2,37
1	0,0039	2,17**	0,99	0,0065	1,20	1,64
3	0,0033	1,86*	0,82	0,0061	1,23	1,54
5	0,0018	0,97	0,44	0,0055	1,09	1,37

Tabelle 4: Permanenz der Fehlbewertung [in %]

Schließlich erkennen wir, daß die Fehlbewertung innerhalb der untersuchten fünf Handelstage vor einer Strategieimplementierung kontinuierlich abzunehmen scheint. So reduziert sich die bei unmittelbarer Implementierung der Handelsstrategie zu erzielende Überrendite um bis zu 56% bei den Kaufstrategien und um bis zu 46% bei den Verkaufstrategien, wenn eine Ausführungsverzögerung von einem Tag zugrundegelegt wird. Eine Ausführungsverzögerung von 5 Tagen reduziert die zu erzielende Überrendite auf etwa 20% der ursprünglich beobachteten Überrendite im Falle der Kaufstrategien. Für die Verkaufstrategien ergeben sich Werte zwischen 43% und 61% der ursprünglichen Überrendite.

Abbildung 2 zeigt exemplarisch den zeitlichen Verlauf der kumulierten durchschnittlichen Überrenditen ($lag = 1$) für das CIR-Modell bei einer Kaufstrategie im Vergleich zum kumulierten Halteperiodenertag einer Buy-and-hold Strategie.

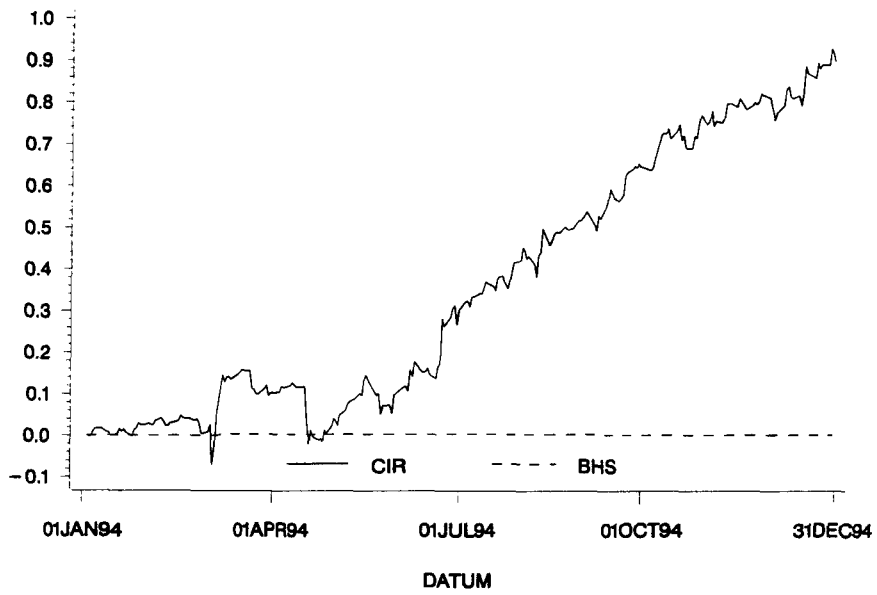

Abbildung 2: KAR bei Kaufstrategie im CIR-Modell ($lag = 1$) und Buy-and-hold Strategie [in %]

Im weiteren betrachten wir die Durchführung einer Handelsstrategie mit Filter. Die statistischen Ergebnisse hierfür sind in Tabelle 5 für eine Implementierungsverzögerung von 0 gezeigt. Man erkennt, daß die in der ersten Handelsstrategie angewendete Gewichtungsstrategie in Abhängigkeit der Fehlbewertung als nicht optimal angesehen werden kann, da sich bei Kaufstrategien die höchsten kumulierten Renditen nicht bei einer maximalen Fehlbewertung ergeben, sondern in den überwiegenden Fällen bereits bei einem Filter von $DM\ 0,75$.[16] Höhere Fehlbewertungen lassen sich vielleicht eher auf eine Modellfehlspezifikation oder fehlerhafte Parameterschätzungen zurückführen als auf echte Fehlbewertungen. Bei den Verkaufstrategien zeigt sich hingegen, daß die höchsten Überrenditen in den meisten Fällen bei einem maximalen Filter erzielt werden. Allerdings sind diese Ergebnisse statistisch nicht signifikant. Vergleichen wir zweitens die Ergebnisse der ökonomischen Zinsmodelle miteinander, so liegt die Stärke des Vasicek-Modells bei den Kaufstrategien (3,3%); das CIR-Modell liefert insbesondere gute Ergebnisse für Verkaufstrategien, wo sich bis 6,5 % realisieren lassen. Drittens liefert die Anpassungsfunktion nach Haugen nur für Kaufstrategien durchgängig signifikante Überrenditen mit einem Maximum von etwa 3%.

Vasicek								
	Kaufstrategie				Verkaufstrategie			
Filter	Beob.	Mittelwert	t-Statistik	KAR	Beob.	Mittelwert	t-Statistik	KAR
0	251	0,0051	4,17***	1,27	251	0,0043	3,82***	1,07
0,25	251	0,0072	3,18***	1,82	251	0,0045	1,70*	1,13
0,5	251	0,0094	3,01***	2,36	251	0,0060	1,23	1,50
0,75	164	0,0199	3,39***	3,26	234	0,0074	0,87	1,74
1	58	0,0515	2,29**	2,99	204	0,0157	1,19	3,20
CIR								
	Kaufstrategie				Verkaufstrategie			
Filter	Beob.	Mittelwert	t-Statistik	KAR	Beob.	Mittelwert	t-Statistik	KAR
0	251	0,0040	4,23***	1,01	251	0,0057	3,84***	1,42
0,25	251	0,0088	5,51***	2,21	251	0,0074	2,95***	1,85
0,5	175	0,0162	4,60***	2,84	250	0,0124	2,67***	3,10
0,75	117	0,0100	1,15	1,17	223	0,0291	2,01**	6,48
1	49	0,0236	1,04	1,16	204	0,0166	0,97	3,38
Haugen								
	Kaufstrategie				Verkaufstrategie			
Filter	Beob.	Mittelwert	t-Statistik	KAR	Beob.	Mittelwert	t-Statistik	KAR
0	251	0,0053	4,29***	1,33	251	0,0047	4,04***	1,18
0,25	251	0,0075	3,41***	1,89	251	0,0049	1,87*	1,24
0,5	245	0,0117	3,51***	2,86	251	0,0082	1,62	2,05
0,75	152	0,0193	2,53**	2,93	224	0,0125	1,20	2,79
1	29	0,0957	3,05***	2,78	206	0,0199	1,24	4,10

Tabelle 5: Ergebnisse der Filterstrategien ($lag = 0$) [in %]

Vasicek								
	Kaufstrategie				Verkaufstrategie			
Filter	Beob.	Mittelwert	t-Statistik	KAR	Beob.	Mittelwert	t-Statistik	KAR
0	251	0,0031	2,79***	0,78	251	0,0027	2,55**	0,67
0,25	251	0,0041	1,99**	1,03	251	0,0024	0,97	0,60
0,5	251	0,0039	1,33	0,98	251	0,0030	0,63	0,74
0,75	164	0,0093	1,90*	1,52	234	0,0051	0,55	1,20
1	59	0,0278	2,73***	1,64	204	0,0187	1,27	3,8
CIR								
	Kaufstrategie				Verkaufstrategie			
Filter	Beob.	Mittelwert	t-Statistik	KAR	Beob.	Mittelwert	t-Statistik	KAR
0	251	0,0022	2,49**	0,55	251	0,0022	1,83*	0,55
0,25	251	0,0039	2,53**	0,99	251	0,0031	1,50	0,77
0,5	176	0,0093	2,82***	1,64	250	0,0038	0,82	0,95
0,75	119	0,0057	0,76	0,67	223	0,0203	1,51	4,53
1	50	0,0166	1,41	0,83	203	0,0289	1,19	5,87
Haugen								
	Kaufstrategie				Verkaufstrategie			
Filter	Beob.	Mittelwert	t-Statistik	KAR	Beob.	Mittelwert	t-Statistik	KAR
0	251	0,0031	2,64***	0,77	251	0,0028	2,56**	0,70
0,25	251	0,0039	1,95*	0,98	251	0,0021	0,82	0,53
0,5	245	0,0070	2,29**	1,72	251	0,0034	0,70	0,85
0,75	152	0,0057	1,00	0,87	224	0,0064	0,63	1,43
1	29	0,0333	1,79*	0,97	205	0,0155	1,02	3,18

Tabelle 6: Ergebnisse der Filterstrategien ($lag = 1$) [in %]

In Tabelle 6 zeigen wir die Ergebnisse der Filterstrategie mit einer Implementierungsverzögerung von einem Tag. Die Erkenntnisse sind nur noch in abgeschwächter Form zu sehen, bleiben aber im Kern erhalten.

6 Zusammenfassung

Zur Erkennung von temporären Ungleichgewichten auf Anleihemärkten schätzen wir in einer empirischen Untersuchung für den Zeitraum Januar bis Dezember 1994 die Parameter des Vasicek-Modells, des CIR-Zinsmodells und die Parameter einer von Haugen vorgeschlagenen Anpassungsfunktion. Auf Basis von Marktpreisen für Bundesobligationen und Bundesanleihen werden in einer Querschnittsanalyse börsentäglich alle Parameter modellendogen bestimmt.

Für die durchschnittliche Anpassungsgüte der geschätzten Zinsstrukturkurven an die bestehende Marktsituation ergeben die Modelle eine mittlere absolute Abweichung von etwa $DM\ 0,30$. Bei der Durchführung der streng nicht-linearen Regressionen mit der Methode der kleinsten Quadrate erweist sich im Vergleich zu den ökonomischen Modelle von Vasicek und CIR die Funktion nach Haugen als vergleichsweise unproblematisch zu implementieren und zu optimieren.

In bezug auf den in den Bond-Preis-Residuen enthaltenen Informationsgehalt zeigte sich, daß die indizierte Fehlbewertung innerhalb einer Woche stark abnimmt. Nach einer Korrektur für allgemeine Marktbewegungen ergibt sich für eine Handelsstrategie nach der unterbewertete Anleihen gekauft und (insbesondere) überbewertete Wertpapiere leerverkauft werden eine signifikante jährliche Überrendite von 2 % bis 3 % im Vergleich zu einem Buy-and-hold Portfolio. Wendet man eine Filterstrategie an, die anhand des Grades der Fehlbewertung die Handelsportfolios zusammenstellt, erhält man adjustierte Renditen von 3 % bis 6 %.

Fussnoten

[1] Vgl. MANN/RAMANLAL (1997).

[2] Vgl. FRANKE/HAX (1994), S. 397 f.

[3] Vgl. SERCU/WU (1997), S. 719.

[4] Vgl. VASICEK (1977).

[5] Vgl. COX/INGERSOLL/ROSS (1985).

[6] Vgl. HAUGEN (1997), S. 373 f.

[7] Vgl. DUFFIE/KAN (1996) und CAMPBELL/LO/MACKINLAY (1997), S. 427 f.

[8] Vgl. VASICEK (1977), S. 185 f.

[9] Vgl. COX/INGERSOLL/ROSS (1985), S. 393.

[10] Vgl. MCCULLOCH (1971), MCCULLOCH (1975), VASICEK (1982) und für einen kritischen Vergleich verschiedener Spline-Methoden SHEA (1984) und SHEA (1985).

[11] Vgl. HAUGEN (1997), S. 373.

[12] Die Stamm- und Kursdaten der verwendeten Anleihen stammen aus der Anleihen- und Zinsdatenbank (vgl. BÜHLER et al. (1993)), einer Teildatenbank der Deutschen Finanzdatenbank.

[13] Vgl. SERCU/WU (1997), S. 701-703.

[14] Im weiteren werden die Signifikanzniveaus mit *** für 1%, ** für 5% und * für 10% gekennzeichnet; zur Berechnung der t-Statistiken werden Standardabweichungen mit einer Newey-West-Korrektur (vgl. NEWEY/WEST (1987)) von 5 Lags verwendet.

[15] SERCU/WU (1997) erzielen ähnliche Ergebnisse. Vgl. SERCU/WU (1997), S. 712 f.

[16] Dieses Ergebnis finden auch Sercu/Wu. Vgl. SERCU/WU (1997), S. 718.

Literatur

BÜHLER, W. et al. (1993): Die Deutsche Finanzdatenbank (DFDB), Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung, Sonderheft 31, pp.287-331.

CAMPBELL, J. Y., A. W. LO und A. C. MACKINLAY (1997): The Econometrics of Financial Markets, Princeton.

COX, J. C., J. IINGERSOLL und S. ROSS (1985): A Theory of the Term Structure of Interest Rates, Econometrica 53(2), pp.385-407.

DÖRGE, S. (1995): Ein Verfahren zur Ermittlung des internen Zinssatzes, WISU 8-9, pp.665-667.

DUFFIE, D. und R. KAN (1996): A Yield-Factor Model of Interest Rates, Mathematical Finance 6(4), pp.379-406.

FRANKE, G. und H. HAX (1994): Finanzwirtschaft des Unternehmens und Kapitalmarkt, 3. Auflage, Berlin.

HAUGEN, R.A. (1997): Modern Investment Theory, 4. Auflage, Englewood Cliffs.

MANN, S.V. und P. RAMANLAL (1997): The Relative Performance of Yield Curve Strategies, Journal of Portfolio Management 23(4), pp.64-70.

MCCULLOCH, J.H. (1971): Measuring the Term Structure of Interest Rates, Journal of Business 44(1), pp.19-31.

MCCULLOCH, J.H. (1975): The Tax-Adjusted Yield Curve, Journal of Finance 30(3), pp.811-830.

NEWEY, W.K. und K. D. WEST (1987): A Simple, Positive Semi-definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix, Econometrica 55(3), pp.703-708.

SERCU, P. und X. WU (1997): The Information Content in Bond Model Residuals, Journal of Banking and Finance 21(5), pp.685-720.

SHEA, G.S. (1984): Pitfalls in Smoothing Interest Rate Term Structure Data: Equilibrium Models and Spline Approximations, Journal of Financial and Quantitative Analysis 19(3), pp.253-269.

SHEA, G.S. (1985): Interest Rate Term Structure Estimation with Exponential Splines: A Note, Journal of Finance 40(1), pp.319-325.

VASICEK, O.A. (1977): An Equilibrium Characterization of the Term Structure, Journal of Financial Economics 5(2), pp.177-188.

VASICEK, O.A. und H. G. FONG (1982): Term Structure Modelling Using Exponential Splines, Journal of Finance 37(2), pp.339-348.