

Temporäre Ungleichgewichte auf Bondmärkten: Aktive Handelsstrategien auf Basis geschätzter Zinsstrukturkurven

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 Schuldern durch entsprechende Portfoliobildung umsetzen.[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 risiko-

adäquaten *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 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 Einfaktor-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 Anpassungsfunktion nach HAUGEN[6] verwendet (*Abschnitt 2*). In *Abschnitt 3* konkretisieren wir das Marktsegment, das unserer Untersuchung zugrunde liegt.

Die untersuchten Zinsmodelle stellen die Zinsstrukturkurve als parameterabhängige Funktion dar. Für gegebene Modellparameter erhält man

*B. Philipp Kellerhals, Lehrstuhl für betriebliche Finanzwirtschaft, Eberhard-Karls-Universität Tübingen, Mohlstrasse 36, 72074 Tübingen, e-mail: philipp.kellerhals@uni-tuebingen.de. Marliese Uhrig-Homburg, Lehrstuhl für Finanzierung, Universität Mannheim, Schloss, 68131 Mannheim, e-mail: uhrig@lsdb.bwl.uni-mannheim.de. Die Autoren danken Alfred Bühler und Heinz Zimmermann für ihre wertvollen Kommentare und Anregungen.

somit eine eindeutige Beschreibung der Zinsstrukturkurve. 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 zu untersuchende Handelsstrategien fest, nach denen wir fehlbewertete Anleihen zu einem Handelsportfolio zusammenfügen. Zur Kompensation des eingegangenen Risikos bzw. der allgemeinen Marktbewegungen stellen wir den Renditen der ausgewählten Anleihen geeignete Benchmarks gegenüber. Aus den im Vergleich zu diesen Benchmarks möglicherweise zu realisierenden Überrenditen lassen sich Rückschlüsse auf den Informationsgehalt der Residuen ziehen. Für die konkrete Implementierung der Strategien unterstellen wir Ausführungsverzögerungen von null bis zu fünf Tagen. Die ermittelten Überschussrenditen basieren somit bis auf den Extremfall der sofortigen Implementierung auf Preisinformationen, die nicht zur Ermittlung der Fehlbewertung herangezogen wurden.

Die Ergebnisse unserer empirischen Untersuchung präsentieren wir schliesslich in *Abschnitt 5*.

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 (1997) 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

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

mit nicht-negativen Konstanten κ, γ, σ und $\delta \in \left\{0, \frac{1}{2}\right\}$. Diese Spezifikation der Zinsdynamik

bildet die Mean-Reversion Eigenschaft kurzfristiger Zinssätze ab, denn befindet sich der kurzfristige Zinssatz aktuell unterhalb (oberhalb) seines langfristigen Niveaus γ , so treibt ihn eine dann positive (negative) Drift mit einer Geschwindigkeit κ wieder zurück in Richtung dieses langfristigen Niveaus. Überlagert wird diese deterministische Drift durch einen Volatilitätsterm σr^δ . 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

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

ergibt sich eine geschlossene Darstellung der Preise von Zerobonds

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

Dabei bezeichnet $P(r, t, T)$ den Preis eines Zerobonds zum Zeitpunkt t mit Fälligkeit in T , dessen Rückzahlungsbetrag auf 1 normiert ist. Als ex-

plizite Darstellung der Funktionen A und B erhält man im VASICEK-Modell[8]

$$A(t, T) = \exp \left[\left(\frac{\kappa\gamma - \lambda\sigma}{\kappa^2} - \frac{\sigma^2}{2\kappa^3} \right) (B - \kappa(T-t)) - \frac{\sigma^2}{4\kappa^3} B^2 \right]$$

$$B(t, T) = \frac{1 - e^{-\kappa(T-t)}}{\kappa} \quad (4)$$

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

$$A(t, T) = \left[\frac{2\beta e^{(\kappa + \lambda\sigma + \beta)\frac{T-t}{2}}}{(\kappa + \lambda\sigma + \beta)(e^{\beta(T-t)} - 1) + 2\beta} \right]^{\frac{2\kappa\gamma}{\sigma^2}}$$

$$B(t, T) = \frac{2(e^{\beta(T-t)} - 1)}{(\kappa + \lambda\sigma + \beta)(e^{\beta(T-t)} - 1) + 2\beta} \quad (5)$$

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

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

In beiden Modellen nimmt γ die Rolle eines langfristigen Zinsniveaus ein, so dass mit relativ hohen aktuellen kurzfristigen Zinssätzen inverse Zinsstrukturkurven verbunden sind, während normale Zinsstrukturkurven bei relativ zu γ niedrig liegenden aktuellen Zinssätzen abgebildet werden. Die Parameter κ und σ beeinflussen insbesondere die Krümmung der Zinsstrukturkurve.

2.2 Zinsstrukturkurven im Modell von HAUGEN

Neben der Schätzung der Zinsstrukturkurve mit den Zinsmodellen von VASICEK und CIR soll ein rein deskriptives Modell untersucht werden. Die in der Literatur viel beschriebenen Spline-

Verfahren[10] verwenden auch SERCU/WU (1997) in ihrer Analyse, kommen aber zu dem Ergebnis, dass sie zwar die Zinsstrukturkurve besser beschreiben als die ökonomisch fundierten Modelle von VASICEK und CIR, jedoch 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]

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

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

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

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

3. Datenbasis

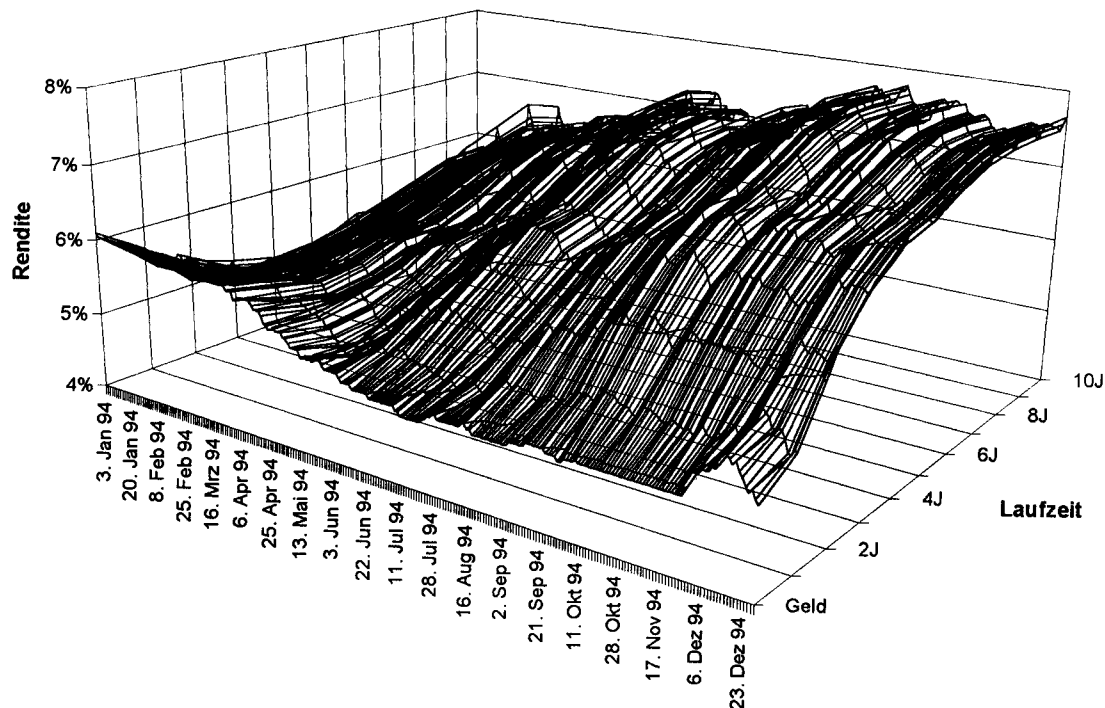
Die Analyse der Handelsstrategien erfolgt für den Zeitraum von Januar 1994 bis Dezember 1994 auf täglicher Basis. Um ein hinsichtlich der Kriterien Bonität, Liquidität und Besteuerung weitgehend homogenes Marktsegment zu betrachten, konzentrieren wir uns auf gesamt-fällige, unkündbare Anleihen und Obligationen des Bundes, der Treuhandanstalt und des Fonds Deutscher Einheit mit

einem konstanten jährlichen Kupon.[12] Die Anleihen von Bundesbahn und Bundespost werden wegen ihres (positiven) Renditespreads im Vergleich zu den Bundesanleihen nicht in die Analyse einbezogen. Um ein Marktsegment mit möglichst kontinuierlichem Anleihspektrum 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.

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. 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

Abbildung 1: Renditestruktur Januar 1994 bis Dezember 1994



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.

Tabelle 1: Statistische Eigenschaften des Datensatzes

	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

aus den Bewertungsmodellen ergeben, benötigen wir den Wert der einzelnen Anleihen i für jeden Handelstag t

$$\text{Wert}_{t,i} = \text{Kurs}_{t,i} + \text{Stückzinsen}_{t,i}, \quad (8)$$

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 zu untersuchende 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 $\text{Wert}_{t,i}^*$ einer Kuponanleihe i mit Fälligkeit in T

zum Zeitpunkt t als Summe aller diskontierten zukünftigen Zahlungen:

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

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:

$$\sum_i [\text{Wert}_{t,i}^* - \text{Wert}_{t,i}]^2 \rightarrow \text{MIN}. \quad (10)$$

Die Schätzung der Modellparameter erfolgt dabei getrennt für jeden der 252 Handelstage. Bei der Schätzung des vorliegenden nicht-linearen Re-

Tabelle 2: Empirische Ergebnisse für die Modellresiduen

Modell	Abeichung	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

gressionsmodells 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 (1997) 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 $RES_{t,i}$:

$$RES_{t,i} = \text{Wert}_{t,i}^* - \text{Wert}_{t,i} \quad (11)$$

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

Die statistischen Ergebnisse der Modellschätzungen für alle Handelstage sind in Tabelle 2 gezeigt.

Bei dem Modell von VASICEK und bei der HAUGEN-Anpassungsfunktion ergeben sich gute 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 0,28 DM, während das CIR-Modell etwas höher bei 0,31 DM 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. Mit diesen Zinsstrukturkurven lässt sich für jede Anleihe feststellen, ob sie auf Basis der an diesem Tag verfügbaren Kursinformationen unter- oder überbewertet ist. Entsprechend der definierten Bond-Preis-Residuen

gilt für die Fehlbewertung im Sinne der jeweiligen Zinsstrukturmodelle:

$$\text{RES}_{t,i} \begin{cases} > 0 \text{ Unterbewertung} \\ = 0 \text{ korrekt bewertet} \\ < 0 \text{ Überbewertung.} \end{cases} \quad (12)$$

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.

Die nachfolgend zu erläuternden Handelsstrategien basieren ausschliesslich auf Transaktionskursen. Wir verzichten jedoch darauf, bei den einzelnen Kauf- und Verkaufstransaktionen anfallende Transaktionskosten einzubeziehen, da sie stark vom Transaktionsvolumen und den Möglichkeiten der einzelnen Händler abhängen. Vielmehr verwenden wir 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. So ermitteln wir für jeden Handelstag ein Kauf- und ein Verkaufsportfolio aus unterbewerteten bzw. überbewerteten Anleihen, wobei jede im Portfolio enthaltene Anleihe mit dem Ausmass ihrer Fehlbewertung gewichtet wird. 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.

Eine sofortige Implementierung der Strategie ($\text{lag} = 0$) ist dabei insofern problematisch, als in der Praxis zwischen Kenntnisnahme der Fehlbewertung und der nächsten Handlungsmöglichkeit etwas Zeit verstreichen wird, innerhalb derer sich die Anleihenkurse bereits ändern können. Allerdings sollten Händler durchaus in der Lage sein, innerhalb weniger Minuten auf die beobachtete Fehlbewertung zu reagieren. Die sofortige Implementierung ist somit zwar keine umsetzbare Strategie, aber möglicherweise eine erste Approximation für die zu erzielende Überrendite. Dabei folgen aus beobachteten Fehlbewertungen auch bei sofortiger Ausführung der Strategie nicht zwingend positive Überschussrenditen.

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 0 DM, 0,25 DM, 0,50 DM, 0,75 DM und 1 DM gewählt, die bei den Kaufstrategien angewendet werden; für die leerverkauften Portfolios gelten dieselben unter umgekehrtem Vorzeichen. Der Test wird für eine unmittelbare Implementierung ($\text{lag} = 0$) und einen Implementierungslag von einem Tag ($\text{lag} = 1$) 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

$$HP_{t,i} = \frac{\text{Wert}_{t,i} - \text{Wert}_{t-1,i} + \text{Kupon}_i}{\text{Wert}_{t-1,i}} \quad (13)$$

mit $\text{Wert}_{t,i}$: 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 $AR_{t,i}$:

$$AR_{t,i} = HP_{t,i} - BM_{t,i} \quad (14)$$

Als Benchmarks lassen sich die untersuchten Modelle selbst heranziehen, aber auch Renditen von Portfolios, die mit dem Wert der Handelsportfolios und deren Duration oder deren Duration und Konvexität übereinstimmen. Für die erste Benchmarkrendite verwenden wir die vom Modell selbst implizierten Renditen, d.h.

$$BM_{t,i}^1 = \frac{\text{Wert}_{t,i}^* - \text{Wert}_{t-1,i}^* + \text{Kupon}_i}{\text{Wert}_{t-1,i}^*} \quad (15)$$

Für das Durationsmatching zerlegen wir das an einem Tag gehandelte Anleihespektrum in zwei Portfolios, einem ersten bestehend aus Anleihen mit Restlaufzeiten von weniger als fünf Jahren und einem zweiten aus Anleihen mit einer Restlaufzeit von mindestens fünf Jahren. Mittels geeigneter Gewichtung dieser beiden Portfolios erhalten wir als zweiten Benchmark die Rendite eines (neuen) Portfolios mit identischem Wert und Duration. Der letzte Benchmark lässt sich analog hierzu mit einer Aufteilung des Anleihespektrums in drei Gruppen erreichen.[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

$$KAR_T = \sum_{t=1}^T \frac{1}{n_t} \sum_{i=1}^{n_t} AR_{t,i} \quad (16)$$

mit n_t : Anzahl der am Handelstag t gehandelten Anleihen.

Um zu überprüfen, ob die adjustierten Renditen möglicherweise noch eine signifikante Überrendite aufweisen, betrachten wir eine naive Buy-and-hold Strategie unter Verwendung des gesamten Anleihespektrums. Wir unterstellen somit eine Strategie, bei der in alle gehandelten Anleihen in identischem Umfang investiert wird. Summieren wir die sich ergebenden Überrenditen über die 252 Handelstage getrennt für die modellimpliziten Benchmarks, den Durations- und den Duration-Konvexi-

Tabelle 3: Validität der Benchmarkrenditen [in %]

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

täts-Benchmark, so 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.

Die Ergebnisse bestätigen, dass sowohl die mit den drei modellimpliziten Benchmarks adjustierten Halteperiodenerträge als auch die mit dem Durations- sowie dem Duration-Konvexitäts-Benchmark adjustierten Halteperiodenerträge 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.

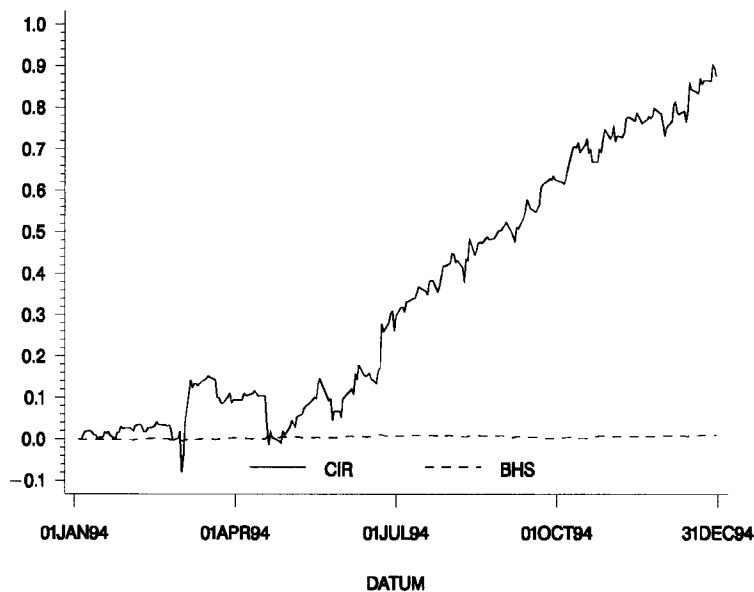
5. Ergebnisse der Handelsstrategien

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

Tabelle 4: Permanenz der Fehlbewertung [in %]

VASICEK						
	Kaufstrategie			Verkaufstrategie		
Lag	Mittelwert	t-Statistik	KAR	Mittelwert	t-Statistik	KAR
0	0,0080	3,62***	2,00	0,0086	1,57	2,15
1	0,0039	2,09**	0,99	0,0062	1,11	1,55
3	0,0029	1,59	0,74	0,0051	1,01	1,28
5	0,0014	0,73	0,34	0,0051	0,99	1,27
CIR						
	Kaufstrategie			Verkaufstrategie		
Lag	Mittelwert	t-Statistik	KAR	Mittelwert	t-Statistik	KAR
0	0,0081	5,06***	2,03	0,0123	1,84*	3,08
1	0,0035	2,47**	0,88	0,0066	1,15	1,66
3	0,0019	1,50	0,47	0,0058	1,12	1,46
5	0,0019	1,44	0,47	0,0054	1,06	1,35
HAUGEN						
	Kaufstrategie			Verkaufstrategie		
Lag	Mittelwert	t-Statistik	KAR	Mittelwert	t-Statistik	KAR
0	0,0084	3,89***	2,10	0,0092	1,68*	2,31
1	0,0037	2,05**	0,93	0,0063	1,14	1,58
3	0,0031	1,74*	0,77	0,0059	1,17	1,48
5	0,0015	0,84	0,38	0,0054	1,07	1,35

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



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 Verkaufstrategien 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.

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 57% bei den Kaufstrategien und um bis zu 46% bei den Verkaufstrategien, wenn eine Ausführungsverzögerung von einem Tag zugrunde gelegt 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 44% und 59% 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 Halteperiodenertrag einer Buy-and-hold Strategie.

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 Gewichtungstrategie in Abhängigkeit der Fehlbewertung als nicht optimal angese-

hen 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 0,75 DM.[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 (3,2%); das CIR-Modell liefert insbesondere gute Ergebnisse für Verkaufstrategien, wo sich bis 6,3% realisieren lassen. Drittens liefert die Anpassungsfunktion nach HAUGEN nur für Kaufstrategien durchgängig signifikante Überrenditen mit einem Maximum von etwa 3%.

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

VASICEK								
	Kaufstrategie				Verkaufstrategie			
Filter	Beob.	Mittelwert	t-Statistik	KAR	Beob.	Mittelwert	t-Statistik	KAR
0	251	0,0052	4,19***	1,30	251	0,0042	3,78***	1,07
0,25	251	0,0072	3,13***	1,80	251	0,0043	1,60	1,08
0,5	251	0,0092	2,90***	2,30	251	0,0058	1,20	1,46
0,75	164	0,0198	3,27***	3,24	233	0,0070	0,81	1,63
1	58	0,0529	2,26**	3,07	204	0,0149	1,12	3,03
CIR								
	Kaufstrategie				Verkaufstrategie			
Filter	Beob.	Mittelwert	t-Statistik	KAR	Beob.	Mittelwert	t-Statistik	KAR
0	251	0,0041	4,23***	1,03	251	0,0056	3,76***	1,40
0,25	251	0,0088	5,47***	2,22	251	0,0073	2,93***	1,84
0,5	175	0,0161	4,52***	2,82	250	0,0123	2,63***	3,06
0,75	116	0,0112	1,36	1,30	223	0,0284	1,97**	6,34
1	47	0,0298	1,18	1,40	204	0,0155	0,91	3,17
HAUGEN								
	Kaufstrategie				Verkaufstrategie			
Filter	Beob.	Mittelwert	t-Statistik	KAR	Beob.	Mittelwert	t-Statistik	KAR
0	251	0,0053	4,23***	1,34	251	0,0046	3,94***	1,15
0,25	251	0,0074	3,33***	1,86	251	0,0048	1,80*	1,21
0,5	245	0,0114	3,44***	2,80	251	0,0081	1,59	2,02
0,75	150	0,0200	2,72***	3,01	224	0,0116	1,11	2,60
1	29	0,0991	2,89***	2,87	206	0,0191	1,18	3,94

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

VASICEK								
	Kaufstrategie				Verkaufstrategie			
Filter	Beob.	Mittelwert	t-Statistik	KAR	Beob.	Mittelwert	t-Statistik	KAR
0	251	0,0032	2,84***	0,79	251	0,0027	2,57**	0,67
0,25	251	0,0043	2,07**	1,07	251	0,0025	1,04	0,64
0,5	251	0,0039	1,29	0,97	251	0,0029	0,60	0,72
0,75	164	0,0064	1,20	1,05	234	0,0051	0,55	1,20
1	59	0,0316	3,06***	1,86	204	0,0186	1,26	3,79
CIR								
	Kaufstrategie				Verkaufstrategie			
Filter	Beob.	Mittelwert	t-Statistik	KAR	Beob.	Mittelwert	t-Statistik	KAR
0	251	0,0022	2,58**	0,55	251	0,0022	1,83*	0,54
0,25	251	0,0039	2,57**	0,98	251	0,0030	1,46	0,76
0,5	178	0,0090	2,87***	1,61	250	0,0036	0,78	0,90
0,75	120	0,0011	0,15	0,13	223	0,0200	1,48	4,46
1	56	0,0044	0,28	0,24	203	0,0303	1,24	6,15
HAUGEN								
	Kaufstrategie				Verkaufstrategie			
Filter	Beob.	Mittelwert	t-Statistik	KAR	Beob.	Mittelwert	t-Statistik	KAR
0	251	0,0031	2,69***	0,78	251	0,0028	2,54**	0,70
0,25	251	0,0040	2,04**	1,02	251	0,0021	0,80	0,53
0,5	245	0,0068	2,21**	1,66	251	0,0031	0,65	0,78
0,75	151	0,0062	1,04	0,93	224	0,0063	0,62	1,41
1	29	0,0387	2,09**	1,12	205	0,0155	1,02	3,18

In Tabelle 6 zeigen wir die Ergebnisse der Filterstrategien 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 0,30 DM. Bei der Durchführung der streng nicht-linearen Regressionen mit der Methode der kleinsten Quadrate erweist sich im Vergleich zu den ökonomischen

Modellen 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 zusammensetzt, erhält man adjustierte Renditen von 3% bis 6%.

Fussnoten

- [1] Vgl. MANN/RAMANLAL (1997).
- [2] Vgl. FRANKE/HAX (1994), pp. 397 f.
- [3] Vgl. SERCU/WU (1997), p. 719.
- [4] Vgl. VASICEK (1977).
- [5] Vgl. COX/INGERSOLL/ROSS (1985).
- [6] Vgl. HAUGEN (1997), pp. 373 f.
- [7] Vgl. DUFFIE/KAN (1996) und CAMPBELL/LO/MACKINLAY (1997), pp. 427 f.
- [8] Vgl. VASICEK (1977), pp. 185 f.
- [9] Vgl. COX/INGERSOLL/ROSS (1985), p. 393.
- [10] Vgl. MCCULLOCH (1971), MCCULLOCH (1975), VASICEK/FONG (1982) und für einen kritischen Vergleich verschiedener Spline-Methoden SHEA (1984) und SHEA (1985).
- [11] Vgl. HAUGEN (1997), p. 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), pp. 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), pp. 712 f.
- [16] Dieses Ergebnis finden auch SERCU/WU. Vgl. SERCU/WU (1997), p. 718.

Literatur

- BÜHLER, W. et al. (1993): „Die Deutsche Finanzdatenbank (DFDDB)“, Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung, Sonderheft 31, pp. 287–331.
- CAMPBELL, J. Y., A. W. LO, and A. C. MACKINLAY (1997): *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton: Princeton University Press.
- COX, J. C., J. INGERSOLL, and S. ROSS (1985): „A Theory of the Term Structure of Interest Rates“, *Econometrica* 53, pp. 385–407.
- DUFFIE, D. and R. KAN (1996): „A Yield-Factor Model of Interest Rates“, *Mathematical Finance* 6, pp. 379–406.
- FRANKE, G. und H. HAX (1994): *Finanzwirtschaft des Unternehmens und Kapitalmarkt*, 3. Auflage, Berlin: Springer.
- HAUGEN, R. A. (1997): *Modern Investment Theory*, 4. Edition, Englewood Cliffs: Prentice Hall.
- MANN, S. V. and 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, pp. 19–31.
- MCCULLOCH, J. H. (1975): „The Tax-Adjusted Yield Curve“, *Journal of Finance* 30, pp. 811–830.
- NEWEY, W. K. and K. D. WEST (1987): „A Simple, Positive Semi-definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix“, *Econometrica* 55, pp. 703–708.
- SERCU, P. and X. WU (1997): „The Information Content in Bond Model Residuals“, *Journal of Banking and Finance* 21, 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, pp. 253–269.
- SHEA, G. S. (1985): „Interest Rate Term Structure Estimation with Exponential Splines: A Note“, *Journal of Finance* 40, pp. 319–325.
- VASICEK, O. A. (1977): „An Equilibrium Characterization of the Term Structure“, *Journal of Financial Economics* 5, pp. 177–188.
- VASICEK, O. A. and H. G. FONG (1982): „Term Structure Modeling Using Exponential Splines“, *Journal of Finance* 37, pp. 339–348.