

Untersuchung der Renditestruktur im Markt der DM-Euroanleihen*

Von Markus Nöth, Mannheim

I. Einführung

In den Vereinigten Staaten von Amerika, wo seit 1909 Ratings vergeben werden¹, ist eine Plazierung einer Anleihe ohne Rating kaum durchführbar, wohingegen in Deutschland und auf dem Euromarkt erst seit der Einführung von Ratings am DM-Euroanleihemarkt im Jahre 1988 diesen mehr Beachtung geschenkt wird. Das Rating einer Anleihe ermöglicht es den Investoren, ohne eigenes umfangreiches Research das Ausfallrisiko bzw. die Qualität einer Anleihe in groben Zügen einzuschätzen. Zusätzlich veröffentlichen einige Investmentbanken regelmäßig die unterschiedlichen Spreads², die Anleihen einer bestimmten Ratingklasse gegenüber den als Referenzgröße dienenden Treasury Bonds haben³, so daß Veränderungen der Renditedifferenzen zwischen den Ratingklassen einfach festgestellt werden können. Ob das Rating einer Anleihe einen Informationswert besitzt und welcher Stellenwert dem Rating zukommt, wurde in zahlreichen Untersuchungen mit z.T. sehr unterschiedlichen Ergebnissen für den amerikanischen Markt seit 1966 überprüft⁴.

* Diese Arbeit entstand aus einer Diplomarbeit gleichen Titels, die am Lehrstuhl für allgemeine Betriebswirtschaftslehre und Finanzierung von Wolfgang Bühler an der Universität Mannheim angefertigt wurde. Für viele wertvolle Anregungen während der Entstehung der Diplomarbeit danke ich Michael Schulze. Martin Weber verdanke ich wertvolle Hinweise bei der Erstellung der vorliegenden Zusammenfassung. Außerdem trug die konstruktive Kritik des Referees zu einer weiteren Verbesserung der Ausführungen bei.

¹ Die älteste Ratingagentur, Moody's Investors Service (Moody's), verlieh 1909 erstmals ein Rating für eine Industrianleihe. Vgl. Ross (1976), S. 134.

² Als (Rendite-) Spread zweier Anleihen, ausgedrückt in Basispunkten (= 0.01 Prozentpunkt), wird die Renditedifferenz zwischen der betrachteten und der als Referenz ausgewählten Anleihe bezeichnet.

³ Vgl. z.B. Salomon Brothers (1990), S. 6.

⁴ Die erste uns bekannte Veröffentlichung zu diesem Thema stammt von Horri-gan (1966).

Der Einfluß, den die Vergabe eines bestimmten Ratings auf die Rendite einer Anleihe hat, und wie sich dieser im Zeitablauf möglicherweise verändert, ist bisher für Anleihen des DM-Euromarktes erst einmal Gegenstand einer Untersuchung gewesen. Diese Untersuchung von Kaserer wurde kürzlich im „Österreichischen Bankarchiv“ veröffentlicht. Die vorliegende Studie untersucht die Frage, ob sich auf dem Markt der DM-Euroanleihen ein Zusammenhang zwischen dem Rating und der Rendite der einzelnen Anleihen bzw. denjenigen einer Ratingklasse feststellen und wie sich dieser beschreiben läßt. Die gewonnenen Ergebnisse werden mit Untersuchungen für den US-Markt verglichen, wobei jeweils die genaue Fragestellung, die Grundgesamtheit und die angewandten Methoden berücksichtigt werden müssen. Die unterschiedlichen Markt- bzw. Emittentenstrukturen sind dabei ebenfalls zu beachten. Von den Spreads, die sich auf Bonitätsunterschiede zurückführen lassen und die hier untersucht werden sollen, sind solche abzugrenzen, die auf unterschiedliche Liquidität und Besicherung (z.B. Renditeunterschiede identisch ausgestatteter Anleihen der Deutschen Bundesbahn, Deutschen Bundespost sowie der Treuhandanstalt einerseits und Bundesanleihen andererseits) zurückzuführen sind.

Der Zusammenhang zwischen Rating und Rendite für DM-Euroanleihen wird in folgenden Schritten untersucht:

Im Abschnitt II. werden zunächst einige allgemeine Entwicklungen am Euroanleihemarkt, und hierbei insbesondere im Segment der DM-Anleihen, dargestellt. Des weiteren ist zu klären, nach welchen Kriterien die Zuordnung einzelner Anleihen zu bestimmten Klassen erfolgt. Dabei ist zu berücksichtigen, welche Ratingagentur die zur vorgenommenen Einteilung notwendigen Ratinginformationen geliefert hat, und ob daraus eine Verzerrung der Untersuchungsergebnisse resultiert. Es folgen die Vorstellung und die Begründung der hier getroffenen Vereinfachungen für die Berechnung der Renditen.

Im Abschnitt III. werden die grundlegenden Hypothesen der vorliegenden Arbeit formuliert und die operationalisierten Entscheidungskriterien unter Berücksichtigung der statistischen Methoden und Ergebnisse einiger Untersuchungen über den US-amerikanischen Markt vorgestellt. Es ergeben sich hieraus drei unterschiedliche Regressionsansätze. Die Interpretation der Ergebnisse verlangt die Offenlegung der Kriterien, nach denen die Anleihen aus der zur Verfügung stehenden Datenbank ausgewählt wurden. Die Beschreibung der Untersuchung und der durchgeführten Tests schließt sich an die Darlegung möglicher Konsequenzen für die Ergebnisse an, die aus der Wahl des Untersuchungszeitraums

resultieren. Zusätzlich zur Bestimmung von Renditespreads bezieht sich ein Teil der Untersuchung auf die möglichen Veränderungen der Spreads im Zeitablauf in Abhängigkeit von der allgemeinen Zinsentwicklung.

Die zuvor formulierten Hypothesen werden im Abschnitt IV. überprüft. Die Interpretation der Ergebnisse und der Vergleich mit denen der vorliegenden Untersuchungen für den US-Markt führen zur Beantwortung der Fragestellung unter Berücksichtigung einer kritischen Auseinandersetzung mit den erzielten Ergebnissen und den verwendeten Untersuchungsmethoden. Die Umsetzung der so gewonnenen Erkenntnisse für eine Anwendung in der Realität wird anhand von einigen, speziell ausgewählten Anleihen bzw. Emittenten überprüft.

Die Ergebnisse werden im Abschnitt V. abschließend bewertet sowie die neu gewonnenen Erkenntnisse zusammengefaßt. Eine Übersicht der offenen Fragen, welche Ansatzpunkte für weitere Untersuchungen aufzeigen, bildet den Abschluß.

II. Allgemeine Grundlagen

Der Euroanleihemarkt, der am wenigsten regulierte und damit flexibelste Kapitalmarkt der Welt⁵, entstand „in den sechziger Jahren als Resultat nationaler Marktbeschränkungen“⁶. So wurde beispielsweise in der Bundesrepublik Deutschland 1964 eine 25 %-Kuponsteuer für Ausländer eingeführt, die inländische Anleihen hielten, um so bei den damals gültigen festen Wechselkursen eine Geldmengenausweitung sowie eine daraus resultierende Inflationsgefahr zu bekämpfen. Die Kuponsteuer wurde erst 1984 wieder aufgehoben. Zu Beginn, und vor allem in der Mitte der achtziger Jahre, stiegen die Emissionszahlen am Euroanleihemarkt stark an, da durch den wirtschaftlichen Aufschwung, die Fusionswelle in den USA sowie die Immobilienspekulation in Japan ein immer größerer Kreditbedarf zu decken war. Dieser Trend endete 1987, als auch der Euroanleihemarkt vom Boykott von Dollarpapieren durch japanische Investoren im Frühjahr sowie dem weltweiten Crash der Aktienbörsen im Herbst betroffen war, so daß das Emissionsvolumen um über 20 % zurückging, wobei der größte Teil durch die Halbierung im US\$-Segment zu erklären ist. Die DM-Emissionen konnten sich dem allgemeinen Trend ebenfalls nicht entziehen.

In der Tabelle 1 sind die Veränderungen der Anzahl und des Emissionsvolumens von Euroanleihen der wichtigsten Währung (US\$), der hier

⁵ Vgl. Freeman (1990).

⁶ Uhlig (1990).

Tabelle 1: Übersicht über die Emissionstätigkeit am Euroanleihemarkt:
Beträge in Mrd US\$

Jahr	Anzahl gesamt	Betrag	Anzahl US\$	Betrag	in %	Anzahl DM	Betrag	in %	Anzahl ECU	Betrag	in %
1986	1668	183,79	836	113,58*	61,8	180	17,09*	9,3	83	6,80*	3,7
1987	1387	142,78	491	59,67	41,8	129	14,69	10,3	71	7,54	5,3
1988	1483	173,21	448	69,85	40,8	185	23,15	13,4	90	11,22	6,5
1989	1533	210,06	551	118,61	55,5	123	15,07	7,2	114	12,42	5,9
1990	1120	160,78	332	60,04	37,5	103	14,95	9,3	79	17,08	10,7
1991	1341	246,15	393	78,39	31,8	154	18,22	7,4	90	31,73	12,9

* Berechnet aus Marktanteil und Gesamtbetrag

betrachteten Währung (DM) und dem ECU, der in den letzten Jahren am meisten Marktanteile zu Lasten der DM gewonnen hat, enthalten. Zur besseren Vergleichbarkeit werden alle Beträge in US\$ angegeben⁷.

Der starke Anstieg des Emissionsvolumens und der Anleihezahl im DM-Segment im Jahre 1988 läßt sich vor allem auf die später zurückgenommene Einführung einer 10%igen Quellensteuer auf Zinserträge inländischer Anleihen ab 1. Januar 1989 zurückführen⁸. Als Emittenten traten verstärkt ausländische Tochterunternehmen von deutschen Banken auf. Von der ungewissen Situation im Zusammenhang mit der Wiedervereinigung Deutschlands profitierte das Segment der ECU-Anleihen am meisten. Desgleichen stieg die Emission von (DM-) Reverse Floatern. Insgesamt fiel das Emissionsvolumen des Gesamtmarktes gegenüber 1989 um ca. ein Viertel⁹.

Wie schon erwähnt, werden erst seit 1988 für Anleihen des DM-Euroanleihemarktes Ratings vergeben. Die mit Abstand größten Ratingagenturen sind Standard & Poor's (S&P) und Moody's, die gegen eine vom Emittenten zu zahlende Gebühr, die vom Emissionsvolumen abhängig ist, die Bonität des Emittenten und die Ausfallwahrscheinlichkeit der speziellen Anleihe prüfen¹⁰. Für die hier verwendeten Anleihen lagen die Ratings von Moody's vor¹¹. Auf eine zusätzliche Erhebung von S&P-Ratings wurde verzichtet, da zum einen Moody's-Ratings für ausreichend viele Anleihen verfügbar sind¹² und zum anderen in einer Studie von Ederington, Yawitz und Roberts (1987) die Hypothese, daß das Rating von Moody's und das von S&P gleichwertig sind, nicht widerlegt werden

⁷ Die Daten der Tabelle 1 sind den folgenden Zeitungsartikeln entnommen: Uhlig (1992); Uhlig (1991); Uhlig (1990); Uhlig (1989); Cohen (1989); Uhlig (1988).

⁸ Vgl. Kutzer (1989).

⁹ Vgl. Uhlig (1991).

¹⁰ Die zweite Prüfung ist notwendig, da für einige Anleihen besondere Konstruktionen bestehen, die zu einer Erhöhung oder Reduzierung der Ausfallwahrscheinlichkeit führen können. Vgl. Moody's Investor Service (1991), S. 2. Auf dem Euroanleihemarkt sind Anleihen mit einem erhöhten Ausfallschutz, wie z.B. Asset-Backed Securities, noch nicht sehr zahlreich vertreten, da deren Emission teilweise nicht erlaubt ist bzw. war.

¹¹ Diese Informationen entstammen der Teildatenbank „Anleihen und Zinsdaten“ der Deutschen Finanzdatenbank (DFDB). Die Teildatenbank wurde im Rahmen des Schwerpunktprogramms „Empirische Kapitalmarktforschung“ der Deutschen Forschungsgemeinschaft am Lehrstuhl von W. Bühler an der Universität Mannheim aufgebaut und wird nun durch Mittel des Zentrums für Europäische Wirtschaftsforschung, Mannheim, gepflegt. Für eine Übersicht über die DFDB siehe Bühler, Göppl, Möller & Mitarbeiter (1993), S. 287 - 332.

¹² Nach eigenen Angaben versieht Moody's 70 % aller Euroanleihen mit einem Rating. Vgl. Moody's Investor Service (1991), S. 2.

konnte¹³. Allerdings kommen Hsueh und Kidwell (1988) zu dem Schluß, daß in jedem Fall zwei Ratings besser sind als nur eines, und zwar unabhängig davon, ob beide Agenturen ein identisches oder verschiedene Ratings vergeben haben¹⁴, da sich so die asymmetrische Information zwischen Emittent und Gläubiger reduzieren läßt und dementsprechend niedrigere Renditen verlangt werden. Die Aussagen über die absolute Höhe der festgestellten Spreads unterliegen deshalb gewissen Einschränkungen.

Bei der Bewertung von Anleihen durch Moody's wird das Kreditrisiko, definiert als die zukünftige Fähigkeit, die Anleihe vollständig zu bedienen, ebenso wie die Besicherung der Anleihe herangezogen¹⁵. Moody's verleiht die Ratings ‚Aaa‘ (beste Bonität) bis ‚D‘ (ausgefallene Anleihe)¹⁶. Außerdem vergeben S&P seit 1975 und Moody's seit April 1982 sogenannte „modified ratings“¹⁷, die eine verfeinerte Abstufung bei der Vergabe von Ratings ermöglichen. Es werden dabei die Klassen ‚B‘ bis ‚Aa‘ weiter unterteilt, wobei mit einer ‚Eins‘ das obere und mit ‚Drei‘ das untere Drittel einer Klasse gekennzeichnet ist. Bis zum Rating ‚Baa3‘ (dies entspricht bei S&P dem Rating ‚BBB-‘) zählt eine Anleihe zu den sogenannten ‚investment grade bonds‘, die ohne Einschränkungen von den Investmentfonds gekauft werden dürfen. Die restlichen Anleihen gelten als Junk Bond bzw. „non-investment grade“¹⁸. Diese schlichte Differenzierung etablierte sich am Markt infolge einer inzwischen revidierten Entscheidung der US-Regierung aus dem Jahre 1933, nach der staatliche Banken nur Anleihen mit einem Rating, das ‚Baa‘ oder besser ist, kaufen dürfen¹⁹.

Die Emittenten bezahlen für das Rating einer ihrer Anleihen an die Ratingagentur eine Gebühr, da sie offensichtlich davon ausgehen, daß eine Anleihe mit Rating zu einem höheren Kurs als eine vergleichbare Anleihe ohne Rating verkauft werden kann, und zwar unabhängig vom Ausgang der Prüfung. Diese Annahme ist plausibel, da die Angabe eines Ratings die asymmetrische Information bezüglich der Kreditwürdigkeit des Emittenten reduziert. Das Rating von Anleihen besitzt einen direk-

¹³ Vgl. Ederington, Yawitz & Roberts (1987), S. 220. Hettenhouse & Satoris (1976) behaupten, daß S&P das Rating konservativer vergibt, während Morton (1975) das Gegenteil in einer Untersuchung bestätigte.

¹⁴ Vgl. Hsueh & Kidwell (1988), S. 52f. und Liu & Moore (1987).

¹⁵ Vgl. Moody's Investor Service (1991), S. 2

¹⁶ Vgl. Moody's Investor Service (1993), S. 859 zur Rating-Systematik.

¹⁷ Vgl. Perry, Liu & Evans (1988), S. 231.

¹⁸ Vgl. beispielsweise Fons (1987), S. 82.

¹⁹ Vgl. Pinches & Mingo (1975), S. 201, Fußnote 2.

ten und häufig sehr starken Einfluß auf den Kapitalmarkt²⁰, auch wenn dieser Einfluß nicht exakt spezifiziert werden kann. So war z.B. 1975 auf dem amerikanischen Markt keine Industrieobligation mit einem schlechteren Rating als ‚A‘ zu plazieren²¹, bzw. die Höhe der notwendigen Zinszahlungen für eine solche Anleihe vereitelte eine Emission. Nur der Einfluß des Ratings auf die Entscheidungen der Investoren ermöglicht es den Ratingagenturen zu existieren²².

Ob ein Rating auch einen statistisch nachweisbaren Informationsgehalt besitzt und wie groß dieser ist, wurde für den amerikanischen Markt mehrfach und differenziert untersucht²³. Grundsätzliche Probleme bezüglich des Informationsgehalts von Ratings ergeben sich dadurch, daß nur die Emittenten, die regelmäßig mit relativ großen Anleihen am Markt auftreten, in festen Abständen von den Agenturen überprüft werden. Bei ca. 50 % der Emissionen findet hingegen erst dann eine Überprüfung des Ratings statt, wenn durch allgemein verfügbare Informationen bereits eine Marktreaktion zu beobachten war²⁴. Ferner darf nicht vergessen werden, daß die Emittenten ein sehr großes Interesse haben, ihre wirtschaftliche Situation möglichst positiv darzustellen, um die Finanzierungskosten zu senken.

Dennoch läßt sich festhalten, daß trotz aller Probleme, die mit dem Verfahren der Ratingvergabe zusammenhängen, dem Rating in den USA aus Ermangelung anderer allgemein und einfach zugänglicher Informationsquellen eine große Bedeutung zukommt, die sich auf dem Euroanleihemarkt nun ebenfalls etabliert.

Bei der Renditeberechnung ist generell darauf zu achten, daß, unabhängig von der Berechnungsmethode, alternativ zur Verfügung stehende Anleihen miteinander verglichen werden können. Da auf dem Euroanleihemarkt weder die Emissionstermine noch die Zahl der Kupontermine pro Jahr festgelegt sind, bietet sich nur die AIBD-Methode²⁵ an, um beim Vergleich von Jahresrenditen nicht solche Anleihen zu bevorzugen, die nur einen Kupontermin pro Jahr besitzen. Außerdem ist die zur Zeit

²⁰ Vgl. Pinches & Mingo (1975), S. 204.

²¹ Vgl. Ross (1976), S. 132.

²² Vgl. Hsueh & Kidwell (1988), S. 47.

²³ Ein kurzer Überblick findet sich in Abschnitt IV.3.

²⁴ Vgl. Ross (1976), S. 141. Von 2000 Emittenten werden ca. 500 vierteljährlich, weitere 500 jährlich und die restlichen 1000, sobald es die Situation erfordert, überprüft. Neuere Zahlen sind uns nicht bekannt.

²⁵ Die AIBD ist inzwischen in der ISMA (International Securities Markets Association) aufgegangen. Vgl. Uhlig (1992).

am Euroanleihemarkt gültige Methode „AIBD Rule 803“ im Mai 1973 von der Mitgliederversammlung der AIBD zur Vereinheitlichung beschlossen²⁶ und als „Standard maturity yield definition“ festgehalten worden²⁷.

Zur Vereinfachung sind in dieser Studie bei der Berechnung der Rendite Steuern und Transaktionskosten nicht berücksichtigt. Außerdem fließen Renditen von Anleihen mit einer Restlaufzeit von weniger als einem Jahr nicht in die Untersuchung ein, falls für die Anleihe lediglich ein Taxkurs vorliegt²⁸. Sofern Stückzinsen berechnet werden müssen, die zwischen der Emission und dem ersten Kupontermin angefallen sind, ist der erste Valutatag der Anleihe maßgeblich. Da dieser aber mit den allgemein zugänglichen Informationen²⁹ nicht eindeutig zu bestimmen ist, wird der erste Valutatag aus dem Jahr der Urkundenausstellung sowie dem Tag der Zinszahlungen bestimmt. Auch wenn nach Auskunft einiger Banken nur sehr wenige Anleihen am DM-Euroanleihemarkt mit einer überlangen oder verkürzten ersten Kuponperiode existieren, könnte diese Annahme zu einer falschen Berechnung der Rendite führen, die aber bei dieser Untersuchung vernachlässigt werden muß. Die aus der Kuponabtrennung einige Tage vor dem Kupontermin resultierende Ungenauigkeit bei der Berechnung der Stückzinsen wird ebenfalls vernachlässigt, da dies so gut wie keine Auswirkungen auf die Renditeberechnung hat.

²⁶ Vgl. Wagner (1988), S. 119 - 127.

²⁷ Die Zeit zwischen zwei Zeitpunkten errechnet sich nach der AIBD-Definition in Tagen (am Eurokapitalmarkt wird mit 30/360 Tagen gerechnet (vgl. Wagner (1988), S. 189)). In gebrochenen Perioden werden die Zahlungen exponentiell diskontiert. Die Umrechnung des Periodenzinssatzes in den Jahreszinssatz geschieht konform, so daß auch Anleihen mit mehr als einem Kupontermin pro Jahr mit denen mit nur einem Kupontermin vergleichbar sind. Zur Ermittlung der Periodenrendite $y_{T_k}^*$ wird der folgende Ansatz gewählt:

$$K_0 + STZ = \sum_{i=0}^{N-1} \left[c * (1 + y_{T_k})^{-(\hat{t}_a + i)} \right] + RZK * (1 + y_{T_k})^{-\hat{t}_g}. \text{ Dabei ist mit}$$

K_0 der heutige Kurs, mit STZ die Stückzinsen, mit c der Kupon, mit N die Zahl der ausstehenden Kupontermine und mit RZK der Rückzahlungskurs bezeichnet. Die Zeit zwischen zwei Kuponterminen t_k wurde als Normierung (bezeichnet mit $\hat{\cdot}$) für die Zeit bis zum nächsten Kupontermin (T_a) und für die Zeit von t_0 bis zur Endfälligkeit (T_g) gewählt. Als Näherungsverfahren zur Bestimmung der Periodenrenditen kam die Regula Falsi mit der von Wagner (1988, S. 205) vorgeschlagenen Näherung als erstem Startwert zum Einsatz.

²⁸ Besitzt die Anleihe eine Restlaufzeit von mehr als einem Jahr, so ist ein Taxkurs in der Regel eine gute Näherung für den tatsächlichen Wert der Anleihe.

²⁹ Die Daten wurden dem Hoppenstedt Rentenführer (1992), Band 4, entnommen.

III. Aufbau der Untersuchung

1. Regressionsansätze und Operationalisierung der Parameter

Um die Renditestruktur für DM-Euroanleihen unter besonderer Berücksichtigung des Ratings einer Anleihe untersuchen zu können, sind verschiedene andere Faktoren zu berücksichtigen, die ebenfalls die Rendite beeinflussen. Die Analyse der Renditestruktur ist in mehrere Teilschritte untergliedert, um die einzelnen Einflußfaktoren, die u. U. gegeneinander wirken, voneinander unterscheiden zu können³⁰. Gelingt die Isolierung der anderen Einflußfaktoren, kann die Transformation des Ratings in Renditespreads aus der Sicht der Marktteilnehmer empirisch überprüft werden.

Dabei wird zunächst überprüft, ob sich die ordinale (Rating-) Einstufung der Anleihen in der Rendite der Anleihe niederschlägt (Hypothese H_1). Daran anschließend können dann die Renditedifferenzen zwischen den Anleihen der jeweils benachbarten Ratingklassen auf ihre Signifikanz getestet werden (Hypothesen H_2 und H_3). Zum Abschluß wäre dann eine Überprüfung angebracht, ob das Rating ein Maß für die Ausfallwahrscheinlichkeit von Anleihen darstellt oder nicht.

Aus diesen Überlegungen ergeben sich die drei folgenden Hypothesen:

- H_1 : Es besteht ein Zusammenhang zwischen der Rendite und dem Rating einer Anleihe, wenn die Rendite um die Faktoren Zinsniveau, Restlaufzeit und Liquidität bereinigt wird.
- H_2 : Ein Zusammenhang zwischen Rating und Rendite unter Berücksichtigung von Zinsniveau, Restlaufzeit und Liquidität einer Anleihe existiert, aber die Renditen von Anleihen aus jeweils benachbarten Ratingklassen lassen sich nicht signifikant voneinander trennen.
- H_3 : Ein Zusammenhang existiert, und die jeweils benachbarten Ratingklassen sind voneinander unterscheidbar, aber die Rangordnung der Ratingklassen entspricht nicht der umgekehrten Rangordnung der Renditen.

³⁰ Eine Drehung der Renditestrukturkurve bei gleichzeitiger Verschiebung der gesamten Kurve veranschaulicht die gegenläufigen Effekte der Restlaufzeit und des Zinsniveaus. Die Verwendung des Begriffs „Zinsniveau“ ist hier nicht an die Existenz einer flachen Renditestrukturkurve geknüpft, sondern lediglich als Maßstab zur Darstellung der allgemeinen Zinsentwicklung gedacht. Das Zinsniveau wird später mit Hilfe eines Referenzzinssatzes operationalisiert.

Die Überprüfung der einzelnen, aufeinander aufbauenden Hypothesen muß in der angegebenen Reihenfolge erfolgen, um so jeweils weiter spezifizierte Zusammenhänge zu analysieren. Die dritte Hypothese ist erforderlich, da eine signifikante Trennung der jeweils benachbarten Ratingklassen auch dann vorliegen kann, wenn beispielsweise die folgende Rangordnung der aufsteigend sortierten Spreads existiert: ‚Aaa‘, ‚A‘, ‚Aa‘, ‚Baa‘, ‚Junk‘.

Bei der Überprüfung der drei Hypothesen wird angenommen, daß sich die Spreads zwischen den verschiedenen Ratingklassen im Zeitablauf nicht verändern. Sofern sich diese restriktive Annahme nicht aufrechterhalten läßt, müssen Einflußfaktoren für die Veränderung der Spreads identifiziert und operationalisiert werden. Die Koeffizienten der Regressionsparameter, die im folgenden noch näher zu erläutern sind, werden mit Hilfe eines ‚Unbalanced Panel Data‘-Modells geschätzt.

Der Operationalisierung des Ratings kommt aufgrund seiner zentralen Rolle eine besondere Bedeutung zu, weil sich eine mit impliziten Annahmen verbundene Operationalisierung auf die Überprüfung der Hypothesen auswirken kann. Die Anleihen werden hier den fünf folgenden Ratingklassen zugeordnet: ‚Aaa‘, ‚Aa‘, ‚A‘, ‚Baa‘ und ‚Junk‘ (Bonds). Eine weitere Unterteilung in Klassen mit modifiziertem Rating ist nicht sinnvoll, da die Anzahl der untersuchten Anleihen nicht ausreicht, um individuelle Einflüsse vom möglicherweise vorhandenen Zusammenhang zwischen dem Rating und der Rendite zu trennen. Zur Operationalisierung der (ordinalen) Ratings stehen im wesentlichen zwei Methoden zur Auswahl, die beide in früheren amerikanischen Studien Anwendung fanden. Die erste Alternative (A1) ist die Vergabe von Rangplätzen (Kardinalisierung), d.h., der Klasse ‚Aaa‘ wird die Rangnummer ‚1‘ und der Klasse ‚Junk‘ die Nummer ‚5‘ zugeordnet. West (1973) entwickelt auf der Basis einer früheren Arbeit von Fisher (1959), der Risikoprämien von Anleihen mit ihrer Ausfallwahrscheinlichkeit und Vermarktungsmöglichkeit in Verbindung gebracht hatte, ein neues Modell, das nach seiner Auffassung die gute Vorhersagekraft des Modells von Fisher mit dem engen Zusammenhang von Risikoprämie und Rating vereinigt. Das Rating codiert West, in Anlehnung an Horrigan (1966), mit ‚Aaa‘ = 9, ‚Aa‘ = 8, ‚A‘ = 7 usw. Diese Art der Ratingcodierung unterstellt, daß der Abstand zwischen jeweils benachbarten Ratingklassen gleich ist. Auch wenn dies grundsätzlich möglich ist, so kann eine Verfälschung der Ergebnisse aufgrund der speziellen Annahme nicht ausgeschlossen werden. Alternativ läßt sich jede Ratingklasse mit Hilfe einer Dummy-Variablen abbilden (A2). Ederington, Yawitz & Roberts (1984 und 1987)

verwenden diese Alternative ebenfalls und bilden die Ratingklasse ‚Aaa‘ nicht durch eine Dummy-Variable, sondern lediglich implizit ab. Eine dritte Möglichkeit entsteht, wenn zunächst die Rangplätze der ersten Alternative in einen Binärcode umgewandelt und erst dann mit Hilfe von Dummy-Variablen in die Regression integriert werden³¹, um so die Anzahl der Dummy-Variablen zu reduzieren und den Zusammenhang benachbarter Ratingklassen in den Regressionsansatz einfließen zu lassen. Allerdings entsteht durch die gewählte Umsetzung eine inhaltliche Verknüpfung zwischen den Klassen ‚Junk‘, ‚A‘ und ‚Aaa‘, da bei allen drei Klassen der Dummy-Variablen D_1 der Wert 1 zugewiesen wird. Die durch die Regression festgestellten Spreads können deshalb ein verzerrtes Spiegelbild der Realität liefern, da die implizit einfließenden Zusammenhänge zwischen den Ratingklassen keineswegs existieren müssen³².

Ein wichtiger Faktor zur Erklärung der Rendite ist der Referenzzinssatz, von dem die Höhe jeder Wertpapierrendite gleicher Währung abhängt. Es wurde die Rendite der Bundesanleihen ($y_{\text{Bund},t}$) ausgewählt, da einerseits ein Ausfall dieser Anleihen auszuschließen ist und andererseits für sie ein sehr liquider Markt existiert³³. Ein weiterer Faktor ist die Restlaufzeit (RLZ) der betrachteten Anleihe, sofern nicht der relativ seltene Fall einer flachen Renditestrukturkurve vorliegt. Da der Unterschied in der Rendite zwischen einer Anleihe mit 10 Jahren Restlaufzeit und einer ansonsten identischen mit 11 Jahren Restlaufzeit in der Regel geringer ist als derjenige zwischen solchen mit ein- und zweijährigen Restlaufzeiten, fließt die Restlaufzeit, gemessen in Monaten, logarithmiert in die Regressionen ein. Die Logarithmierung der Restlaufzeit (in Monaten) wurde von Perry, Liu & Evans (1988) in Anlehnung an eine Arbeit von Ingram, Brooks & Copeland (1983) als beste von fünf getesteten Transformationen identifiziert. Die Liquidität einer Anleihe übt ebenfalls einen Einfluß auf die Rendite aus³⁴. Aufgrund fehlender

³¹ Ratingklasse ‚Aaa‘: 001 (Dummy-Variablen: $D_3 D_2 D_1$); ‚Aa‘: 010; ‚A‘: 011; ‚Baa‘: 100 und ‚Junk‘: 101.

³² Eine weitere Möglichkeit zur Untersuchung des Ratings wandten Pogue & Soldofsky (1969) an. Sie konstruieren ein Modell, bei dem Anleihen bei Paarvergleichen von jeweils zwei Ratingklassen (‚Aaa‘/‚Aa‘, ‚Aa‘/‚A‘, ‚A‘/‚Baa‘ und ‚Aaa‘/‚Baa‘) richtig eingeordnet werden sollen. Ihre Treffergenauigkeit liegt nach eigenen Angaben bei ungefähr 80 %.

³³ Die verwendeten Zinssätze wurden der DFDB entnommen. Es handelt sich um die durchschnittliche Umlaufrendite vom letzten Banktag des Monats. Den Daten ist nicht zu entnehmen, welche durchschnittliche Restlaufzeit zur angegebenen durchschnittlichen Umlaufrendite gehört. Die Restlaufzeit muß deshalb als konstant angenommen werden.

Handelszahlen wurde das Emissionsvolumen (*E_Vol*) als Kriterium unter der vereinfachenden Annahme herangezogen, daß ein höheres Emissionsvolumen eine höhere Liquidität nach sich zieht. Die Logarithmierung des Emissionsvolumens, gemessen in hundert Millionen DM, läßt sich analog zu der der Restlaufzeit begründen. Des weiteren identifizierten Pinches & Mingo (1973) das Emissionsvolumen als eine wichtige Größe zur Vorhersage von Ratings³⁵. Außerdem stellten sie fest, daß die Dummy-Variable für die Nachrangigkeit einer Anleihe die wichtigste zur korrekten Vorhersage des Ratings sei³⁶. Auf die explizite Berücksichtigung der Nachrangigkeit wird im Rahmen dieser Untersuchung verzichtet, weil zum einen nur relativ wenige Anleihen³⁷ der Untersuchungsgruppe dieses Kriterium erfüllen und zum anderen bei allen nachrangigen Anleihen das Rating um mindestens eine Stufe (nicht Klasse)³⁸ niedriger als bei den sonstigen Anleihen des jeweiligen Emittenten ist. Des weiteren mußte aufgrund des hohen Anteils von Staatsanleihen in der hier untersuchten Datenbasis auf die Einbeziehung des Betas der jeweiligen (Unternehmens-) Aktie verzichtet werden, auch wenn Schwendiman & Pinches (1975) sowie in einer weiteren Studie Kaplan & Urwitz (1979) u.a. den hohen Zusammenhang zwischen dem Rating einer Anleihe und dem β der jeweiligen Unternehmensaktie feststellten³⁹.

Weitere Faktoren, die in Untersuchungen für den amerikanischen Markt berücksichtigt wurden⁴⁰, können in der vorliegenden Untersuchung auch deshalb nicht einbezogen werden, weil viele der einbezogenen Anleihen von Staaten oder supranationalen Organisationen begeben wurden, bei denen solche Kennzahlen nicht existieren.

³⁴ Der durchschnittliche Renditeunterschied von 20 Basispunkten zwischen Bundesanleihen auf der einen und Bahn- sowie Postanleihen auf der anderen Seite „wird mit Unterschieden in der Marktliquidität und mit dem unterschiedlichen Bekanntheitsgrad der Emittenten begründet.“, Bühler, Göppel, Möller & Mitarbeiter (1993), S. 308.

³⁵ Pinches & Mingo (1973) können mit ihrem Modell zwei Drittel der tatsächlichen Ratings vorhersagen. Als Variablen identifizieren sie neben dem Verhältnis des Umsatzes zu den Aktiva und dem Verhältnis von langfristigen Schulden zu allen Aktiva auch noch die Deckung der Verschuldung durch die Einnahmen und den „return on investment“.

³⁶ Vgl. Pinches & Mingo (1973), S. 12.

³⁷ Unter den letztlich für die empirische Untersuchung ausgewählten Anleihen befindet sich keine mit nachrangiger Besicherung.

³⁸ Die Ratings ‚A2‘ und ‚A3‘ unterscheiden sich ebenso um eine Stufe wie die Ratings ‚A3‘ und ‚Baa1‘, wobei letztere zwei verschiedenen Klassen angehören.

³⁹ Vgl. Schwendiman & Pinches (1975) und Kaplan & Urwitz (1979), S. 251.

⁴⁰ Vgl. z.B. Pinches & Mingo (1973).

Die drei beschriebenen Alternativen bezüglich der Operationalisierung des Ratings werden nun jeweils in einer eigenen Regression verwendet. Durch die Einbeziehung des zeitunabhängigen Emissionsvolumens in die Regression scheidet die Verwendung eines ‚Fixed Effect‘-Modells aus⁴¹, so daß hier nur ein ‚Random Effect‘-Modell zur Anwendung kommen kann. Für die erste Alternative ergibt sich⁴²:

$$(1) \quad y_{it} = \beta_1 + \beta_2 * y_{Bund,t} + \beta_3 * \ln(RLZ_{it}) + \beta_4 * \ln(E_Vol_i) \\ + \beta_5 * Rating_{it} + v_{it} \\ \text{mit } v_{it} = u_i + \epsilon_{it}.$$

Die Indices t und i deuten die Variation über die Anleihen und die Zeit an. Für u_i und ϵ_{it} gelten die üblichen Annahmen⁴³. Bei der zweiten Alternative ist die Ratingklasse ‚Aaa‘ als Referenzklasse gewählt worden⁴⁴:

$$(2) \quad y_{it} = \beta_1 + \beta_2 * y_{Bund,t} + \beta_3 * \ln(RLZ_{it}) + \beta_4 * \ln(E_Vol_i) \\ + \beta_5 * D_{Aa,it} + \beta_6 * D_{A,it} + \beta_7 * D_{Baa,it} + \beta_8 * D_{Junk,it} + v_{it} \\ \text{mit } v_{it} = u_i + \epsilon_{it}.$$

Die ersten vier Summanden dienen als exogene Variablen für die Rendite von ‚Aaa‘-Anleihen, so daß die Koeffizienten der vier Dummy-Variablen jeweils den Renditespread der betrachteten Ratingklasse gegenüber ‚Aaa‘ in Prozentpunkten angeben. Die dritte Alternative schließlich lautet in der formalen Darstellung⁴⁵:

$$(3) \quad y_{it} = \beta_1 + \beta_2 * y_{Bund,t} + \beta_3 * \ln(RLZ_{it}) + \beta_4 * \ln(E_Vol_i) \\ + \beta_5 * D_{3,it} + \beta_6 * D_{2,it} + \beta_7 * D_{1,it} + v_{it} \\ \text{mit } v_{it} = u_i + \epsilon_{it}.$$

⁴¹ Vgl. z.B. Greene (1992), S. 301.

⁴² Die Variable *Rating* nimmt Werte zwischen eins (Ratingklasse ‚Aaa‘) und fünf (Ratingklasse ‚Junk‘) an.

⁴³ Vgl. Greene (1993), S. 469 f.

⁴⁴ Das Rating einer Anleihe ist bei diesem Ansatz mit Hilfe der Dummy-Variablen D_{Aa} , D_A , D_{Baa} und D_{Junk} operationalisiert.

⁴⁵ Die Dummy-Variablen D_3 , D_2 und D_1 nehmen bei Anleihen der Ratingklasse ‚Aaa‘ die Werte (001) an. Für die anderen Ratingklassen gilt: ‚Aa‘ (010); ‚A‘ (011); ‚Baa‘ (100) und ‚Junk‘ (101).

2. Datenauswahl

Die Einführung von Ratings am DM-Euroanleihemarkt 1988 markiert den Beginn des Untersuchungszeitraums, der damit in eine Niedrigzinsphase fällt. Zum Zeitpunkt der vorliegenden Untersuchungen waren die Daten von 1992 noch nicht verfügbar, weshalb sich der Beobachtungszeitraum auf die Jahre 1988 bis 1991 beschränkt. Nach Abschluß des Zinszyklusses (1993) ließe sich die Stabilität der Ergebnisse überprüfen. In dieser Zeit ist die durchschnittliche Umlaufrendite von Bundesanleihen von 5,62% (Februar 1988) auf 9,21% im September 1990 gestiegen, um dann wieder bis auf 8,40% im Dezember 1991 und weiter über 7,10% im Dezember 1992 auf schließlich 6,11% im August 1993 zu fallen. Außerdem veränderte sich die Charakteristik der Renditestrukturkurve (RSK) von einer normalen in eine zeitweise stark inverse und wieder zurück in eine normale RSK⁴⁶. Um die angenommene Konstanz der Spreads zu untersuchen, erfolgt, zusätzlich zur Regression über den gesamten Untersuchungszeitraum hinweg, eine Aufspaltung in eine „Niedrigzinsphase“ von Januar 1988 bis Dezember 1989 und eine „Hochzinsphase“ von Januar 1990 bis Dezember 1991.

Die beiden Märkte für DM-Auslandsanleihen und DM-Euroanleihen sind seit dem Inkrafttreten der Restliberalisierung von 1985 zum 1. Januar 1987 verschmolzen und werden deshalb gemeinsam betrachtet. Es ist außerdem zu beachten, daß eine Anleihe erst dann in die DFDB aufgenommen wird, wenn Kurse existieren und verfügbar sind. Von insgesamt 1924 in der Datenbank vorhandenen Neuemissionen⁴⁷ am DM-Euroanleihemarkt seit 1959 (Emission der Weltbank) bis zum Jahresende 1991 wurden 322 Anleihen von 113 Emittenten ausgewählt⁴⁸.

⁴⁶ Auf eine explizite Berücksichtigung im Regressionsansatz, z.B. in Form einer Dummy-Variablen, wird verzichtet, weil die Übergangszeitpunkte nicht eindeutig bestimmbar sind.

⁴⁷ Die folgenden Zahlenangaben beziehen sich immer auf die DFDB, soweit nichts anderes ausdrücklich erwähnt ist.

⁴⁸ Die Weltbank tritt mit 35 Emissionen am häufigsten auf. Mehr als die Hälfte der Emittenten ist hingegen nur mit einer Emission in der Untersuchung vertreten. Die Anzahl der Emissionen pro Emittent wird nicht begrenzt, um die relativ kleine Zahl verfügbarer Anleihen nicht weiter zu reduzieren. Unter der Annahme, daß die Anleihen eines Emittenten, abgesehen von der Restlaufzeit, bei identischem Rating die gleiche Rendite besitzen, stabilisieren einerseits mehrere Emissionen eines Emittenten die Ergebnisse, beeinflussen aber andererseits die Höhe des mit der Regression festgestellten Spreads zwischen den Ratingklassen. Von den Emittenten, die mit mehreren Anleihen in der Untersuchung vertreten sind, treten lediglich bei vier Emittenten (von 49) unterschiedliche Ratings auf. Ein Emittent ist kurzzeitig in zwei Ratingklassen (mit einer bzw. zwei Anleihen) ver-

Die Anleihen sind nicht kündbar, da sonst die Bewertung des Kündigungsrechts notwendig wäre. Außerdem besitzen sie eine konstante Verzinsung, ein (Moody's-) Rating und keinerlei Sonderausstattungen (Optionsschein (cum), Wandelrechte, Ratentilgungsvereinbarungen). Von den 322 Anleihen wurden 199 vor 1988 emittiert und nachträglich mit einem Rating versehen, während die nach 1988 begebenen Anleihen in der Regel schon zu Beginn der Laufzeit ein Rating bekamen⁴⁹. Das durchschnittliche Emissionsvolumen beträgt knapp 249 Millionen DM, wobei die Obergrenze bei 2 Mrd. DM liegt. Auf eine Erweiterung der Datenbasis durch eine entsprechende Eingruppierung der Anleihen, deren Emittenten über ein Unternehmensrating verfügen, wurde verzichtet, um nicht durch mögliche Fehleinschätzungen das Ergebnis zu verfälschen.

Für die Untersuchungen auf dem amerikanischen Markt steht eine große Zahl von Anleihen zur Verfügung. Deshalb gelingt es, Anleihen auszuwählen, die während des gesamten Untersuchungszeitraums existieren, wodurch eine wesentliche Voraussetzung für eine Zeitreihenanalyse erfüllt ist⁵⁰. Ein ähnliches Vorgehen in dieser Untersuchung eliminierte vor allem in den problematischen, d.h. wenig besetzten Klassen mit niedrigem Rating zu viele Anleihen. Eine Regression wäre dann nicht mehr durchführbar. Auch die Zulassung der Endfälligkeit von Anleihen im Untersuchungszeitraum brächte keine wesentliche Verbesserung der Situation, da sich unter den verbleibenden 199 Anleihen (Emissionsjahr vor 1988)⁵¹ nur sehr wenige mit dem Rating ‚Baa‘ oder ‚Junk‘ befinden, so daß statistische Aussagen nicht möglich wären. Deshalb werden alle Anleihen unabhängig von ihrem Emissionszeitpunkt gleich behandelt. Die Verwendung einer ‚Unbalanced Panel‘-Schätzung berücksichtigt einige der angesprochenen Probleme.

treten, während die Unterschiede bei den anderen so klein sind, daß alle Anleihen in derselben Klasse verbleiben.

⁴⁹ Das Jahr 1991 ist nur mit wenigen Neuemissionen in der Untersuchung vertreten, weil zum einen im gesamten DM-Segment nur relativ wenige Anleihen emittiert wurden und zum anderen die allgemeine Erwartung sinkender Zinsen zur Emission vieler Anleihen mit Sonderrechten oder variablen Zinsen, insbesondere Reverse Floater, führte, die hier nicht berücksichtigt sind.

⁵⁰ Reilly & Joehnk (1976) betrachten nur solche Anleihen, die in ihrem Untersuchungszeitraum keine Ratingänderung erfahren, eine Mindestrestlaufzeit von 20 Jahren und einen Kupon zwischen 4,125 % und 5,125 % besitzen. Kaplan & Urwitz (1979) beschränken sich auf Anleihen, die im Untersuchungszeitraum von 1971 bis 1972 ein unverändertes Rating aufweisen.

⁵¹ Die genaue Vorgehensweise sowie weitere Daten über die untersuchten Anleihen sind auf Nachfrage beim Autor erhältlich.

Der Einfluß der Restlaufzeit auf die Beurteilung des Ausfallrisikos, das sich im Spread niederschlägt, wurde durch die Aufteilung der Anleihen in zwei Gruppen (kleiner bzw. größer 5 Jahre) überprüft. Für die Regression sind keine Renditen zulässig, die auf einem Taxkurs basieren und zu einer Anleihe mit einer Restlaufzeit von weniger als einem Jahr gehören, da sonst zu große willkürliche Schwankungen der Rendite auftreten. Ansonsten werden die Renditen aller Anleihen mit einer Restlaufzeit von mindestens einem halben Jahr und höchstens 12,5 Jahren berücksichtigt⁵². Eine Aufteilung in verschiedene Marktsegmente unterblieb wegen der geringen Anzahl der Anleihen in den meisten Ratingklassen, obwohl dies in US-amerikanischen Untersuchungen die Ursache für z.T. gegensätzliche Ergebnisse war. Die Aufteilung der Anleihen in die verschiedenen Ratingklassen ist der folgenden Tabelle 2 zu entnehmen, wobei die schwache Besetzung der Ratingklasse „Junk“ in den ersten beiden Jahren offensichtlich ist:

Tabelle 2

Übersicht über die Besetzung der Ratingklassen im Beobachtungszeitraum

	Aaa	Aa	A	Baa	Junk	Summe
1988	131	63	20	23	5	242
1989	148	71	23	29	7	278
1990	148	76	27	30	19	300
1991	140	76	35	20	22	293

Die angegebenen Regressionen wurde mit dem Programm „Limdep“⁵³ durchgeführt. Für jede der drei Alternativen wurde eine Regression mit allen (11880) Datensätzen und zwei mit jeweils ungefähr der Hälfte der Datensätze berechnet, wobei die erste Hälfte die Datensätze der „Niedrigzinsphase“ (bis 31.12.89) und die zweite die der „Hochzinsphase“ (ab 01.01.90) umfaßt⁵⁴. So sollten die Konstanz der Spreads und die drei Haupthypothesen getrennt für beide Phasen überprüft werden.

⁵² Unter den 11880 verwendeten Kursen befinden sich 1274 Taxkurse. Die Beschränkung auf Anleihen mit einer Restlaufzeit von weniger als 12,5 Jahren eliminierte vier Anleihen. 61 Anleihen laufen im Untersuchungszeitraum aus.

⁵³ William H. Greene Econometric Software, Inc.; Version 6.0.

⁵⁴ Die Anleihe von Maxwell Communication Corp. plc (WKN 484200) hat sich zunächst für die Regressionsanalyse qualifiziert. Eine Überprüfung der Ratings ergab jedoch, daß Moody's lediglich bei der Emission der Anleihe ein Rating veröffentlichte. Damit war eine eindeutige Einordnung der Anleihe in eine Ratingklasse nicht mehr gesichert, so daß die Renditen der Anleihe nicht berücksichtigt wurden.

IV. Ergebnisse und Interpretation

1. Regressionsergebnisse mit allen Daten

Wie schon in Abbildung 1 zu sehen ist, scheint ein genereller Zusammenhang zwischen Rating und Rendite gegeben zu sein. Außerdem ist die Rendite um so höher, je schlechter das Rating ist. Es ist aber auch deutlich zu erkennen, daß die Spreads im Zeitablauf nicht konstant sind, sondern offenbar vom allgemeinen Zinsniveau abhängen.

Eine stichprobenartige Kontrolle der Renditen zeigt zudem, daß Anleihen mit identischem Rating und ungefähr gleicher Restlaufzeit eine fast identische Rendite aufweisen. Die Regressionsergebnisse unter Verwendung aller Renditen sind in Tabelle 3 angegeben.

Die Hypothese H_1 kann bei allen drei alternativen Regressionsansätzen nicht verworfen werden, d.h., ein Zusammenhang zwischen Rating und Rendite einer Anleihe existiert. Im einzelnen ergibt sich bei der Alternative A1 ein t-Wert von 44,60 (Test von $\beta_5 = 0$), bei der Alternative A2 $F[4;11884] = 730,82$ ($\beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = \beta_8 = 0$) und bei der Alternative A3 ein F-Wert von 599,90 ($\beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = 0$). Zudem ist deutlich zu erkennen, daß fast alle Koeffizienten signifikant von Null verschieden sind. Im Falle der ersten Alternative sind die Hypothesen H_2 und H_3 zu verwerfen, da der Koeffizient β_5 signifikant positiv ist. Bei der Hypothese H_3 wird deutlich, warum diese Form der Ratingoperationalisierung abzulehnen ist: Aus dem Verwerfen von H_2 folgt sofort jenes von H_3 , da die Ordnung der Spreads schon durch die Wahl der Operationalisierung fest vorgegeben ist. Außerdem ist den Renditeverläufen zu entnehmen, daß die Renditespreads zwischen den Anleihen jeweils benachbarter Ratingklassen nicht konstant und gleich sind. Im folgenden werden deshalb die Regressionsergebnisse nur noch für die Alternativen A2 und A3 angegeben und diskutiert.

Bei jeder der durchgeführten Regressionen ist β_4 (E_Vol) stets signifikant negativ. Mit großer Wahrscheinlichkeit fällt demnach die Rendite mit steigendem Emissionsvolumen, so daß die Operationalisierung der Liquidität sinnvoll erscheint. Das negative Vorzeichen des Restlaufzeitkoeffizienten β_3 deutet auf eine inverse Renditestruktur hin. Jedoch herrschte in der „Niedrigzinsphase“ (bis Januar 1990) eine normale Renditestruktur vor, weshalb eine genauere Untersuchung angebracht erscheint.

Doch zunächst sollen die anderen Hypothesen getestet werden. Die Hypothese H_2 wird bei den Alternativen A2 und A3 in jedem Fall ver-

Renditeverlauf der verschiedenen Ratingklassen

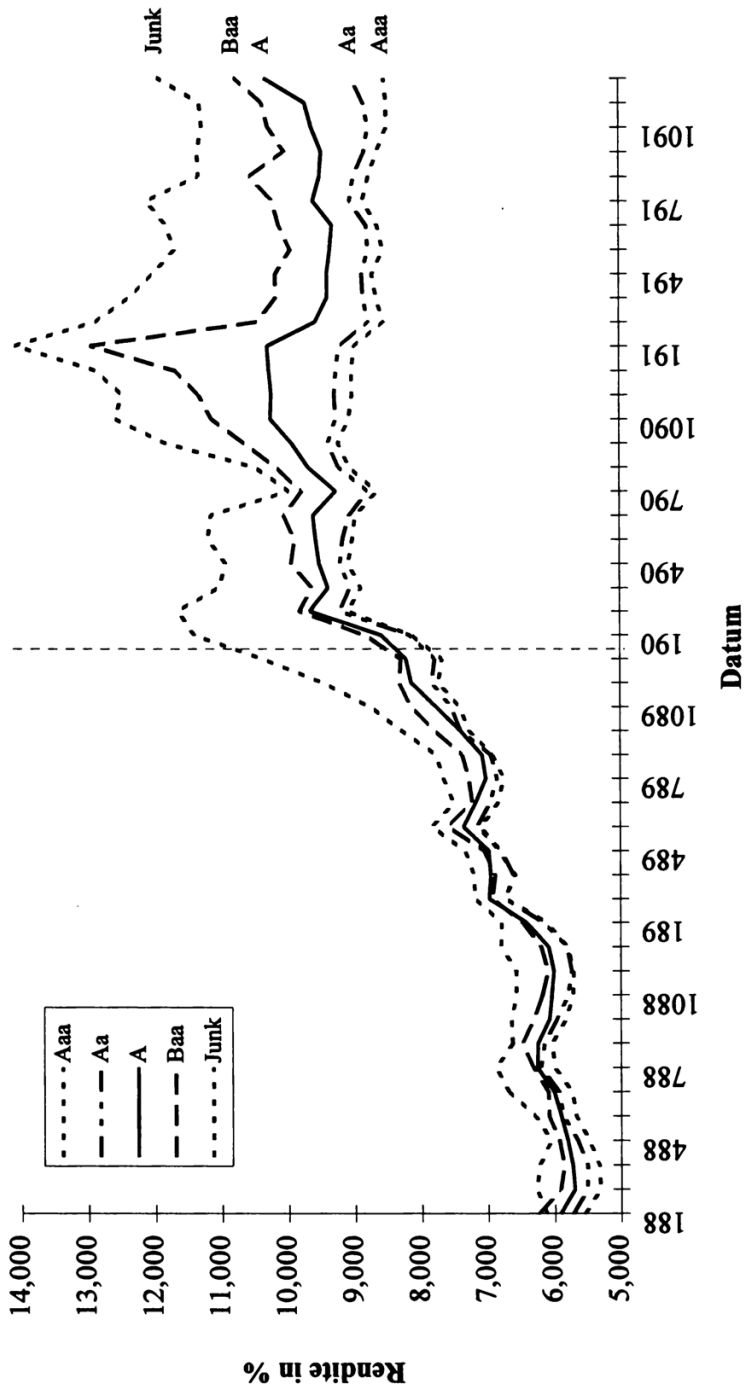


Abbildung 1: Übersicht über den Verlauf der Renditen in den fünf Ratingklassen: Renditen nach Emissionsvolumen gewichtet, keine Tackkurse für $RLZ < 1$ Jahr sowie keine Kurse für $RLZ > 12,5$ Jahre und für $RLZ \leq 0,5$ Jahre berücksichtigt.

Tabelle 3: Ergebnisse der Regressionen mit allen Renditen: A1: Rating-Code; A2: vier Dummy-Variablen; A3: drei Dummy-Variablen; Standardabweichung in ()

	const.	$y_{Bund,t}$	RLZ		E_Vol	Rating				\bar{R}^2
			β_1	β_2		β_3	β_4	β_5	β_6	
A1	-2,9334 (0,1390)	1,3269 (0,0158)	-0,0494** (0,0206)	-0,0644* (0,0236)	0,4612 (0,0103)	NA	NA	NA	0,6228	
A2	-1,9784 (0,1227)	1,2752 (0,0120)	-0,0445** (0,0193)	-0,0767* (0,0231)	0,1596 (0,0265)	0,5018 (0,0402)	0,9487 (0,0413)	2,8428 (0,0567)	0,6455	
A3	-3,0649 (0,1379)	1,3179 (0,0151)	-0,0480** (0,0203)	-0,0865 (0,0234)	2,0976 (0,0440)	0,8281 (0,0371)	0,7893 (0,0360)	NA	0,6325	

* signifikant bei 1%, ** signifikant bei 5%, alle übrigen Werte signifikant bei 0,1%.

worfen⁵⁵. Ob sich die Spreads zweier benachbarter Ratingklassen unterscheiden, wird mit jeweils einem F-Test (z.B.: $\beta_7 - \beta_6 = 0$) geprüft. Eine Ausnahme bilden die Prüfungen zwischen den Klassen ‚Aaa‘ und ‚Aa‘, für die bei der zweiten Alternative ein T-Test auf $\beta_5 = 0$ genügt. Die Ergebnisse lauten im einzelnen:

Tabelle 4: Überprüfung der Hypothese H_2 : alle Werte signifikant bei 1 %

H_2	$\beta_{Aaa} - \beta_{Aa} = 0$	$\beta_{Aa} - \beta_A = 0$	$\beta_A - \beta_{Baa} = 0$	$\beta_{Baa} - \beta_{Junk} = 0$
A2: F[1,11884]	6,026*	19,74	68,91	324,50
A3: F[1,11885]	346,20	82,80	98,15	82,80

* T-Test

Bei der Überprüfung der Hypothese H_3 wird folgendes Kriterium verwendet: Sofern der Quotient aus der Differenz der jeweiligen Spreads zweier benachbarter Ratingklassen und des größeren der beiden Standardfehler größer als sechs ist, kann eine Überschneidung bei der Reihenfolge ausgeschlossen werden. Tabelle 5 ist zu entnehmen, daß bei der Alternative A3 eine Überschneidung der Klassen ‚Aaa‘ und ‚Aa‘ nicht auszuschließen ist. Ansonsten ist die Hypothese H_3 aber für beide Alternativen abzulehnen, d.h., die Rangfolge des Ratings läßt sich auf die Rendite direkt übertragen.

Tabelle 5: Überprüfung der Hypothese H_3

H_3	Aaa	Aa	Aa	A	A	Baa	Baa	Junk
Spread	NA	0,1596	0,1596	0,5018	0,5018	0,9487	0,9487	2,8428
A2	6,026*		[0,0402; 8,52]		[0,0413; 10,82]		[0,0567; 33,39]	
Spread	0,7893	0,8281	0,8281	1,6174	1,6174	2,0976	2,0976	2,8869
A3	[0,0371; 1,05]		[0,0730 ⁺ ; 10,81]		[0,0730 ⁺ ; 6,57]		[0,080 ⁺⁺ ; 9,87]	

* T-Wert; $\left[\frac{\text{Spreaddifferenz}}{\max(\text{Standardabweichung})} \right]$; ⁺ Summe der Standardabweichungen von β_6 und β_7 ; ⁺⁺ Summe der Standardabweichungen von β_5 und β_7

⁵⁵ Bei der Überprüfung von A3 zeigt sich ein Nachteil dieser Operationalisierung, der aus der impliziten Verknüpfung der Ratingklassen resultiert. Der Test zwischen den Klassen ‚Aa‘ und ‚A‘ bzw. ‚Baa‘ und ‚Junk‘ ist ein Test des siebten Koeffizienten auf Ungleichheit von Null.

Wie schon erwähnt, ist zur Jahreswende 1989/1990 ein Strukturbruch beobachtbar. Zum einen geht die „normale“ Renditestrukturkurve in eine inverse über und zum anderen steigen die Zinsen stark an. Deshalb werden nun die Regressionen für beide Teile des Untersuchungszeitraums wiederholt (Tabelle 6).

Die Hypothese H_1 wird in beiden Phasen weiterhin bestätigt, während die Hypothesen H_2 und H_3 beide verworfen werden. Sehr deutlich hat sich bei dieser Untersuchung gezeigt, daß die Spreads im Zeitablauf nicht konstant sind. Die Spreads der „Hochzinsphase“ sind mehr als dreimal so groß wie jene der „Niedrigzinsphase“. β_3 (Restlaufzeit) ist in der „Niedrigzinsphase“ positiv und in der „Hochzinsphase“ negativ und bildet damit die tatsächliche Renditestruktur ab. Auffällig ist außerdem der niedrige Wert von \bar{R}^2 in der „Hochzinsphase“. Er wird von einigen wenigen Anleihen verursacht, die zeitweise eine Rendite von mehr als 40 % aufweisen, da sie stark ausfallgefährdet waren⁵⁶.

Im nächsten Schritt werden beide Phasen noch in zwei Restlaufzeitgruppen unterteilt. Die Grenze zwischen beiden Gruppen liegt bei fünf Jahren. Die weitere Unterteilung verdeutlicht die Einzeleinflüsse einzelner Anleihen, womit auch die Grenzen der Daten erreicht sind. In der „Niedrigzinsphase“ sind die Spreads im wesentlichen unabhängig von der Restlaufzeit. Hingegen macht sich in der „Hochzinsphase“ die Zusammensetzung der Stichprobe deutlich bemerkbar: Trotz kürzerer Restlaufzeit und damit geringerem Ausfallrisiko (c.p.) sind die Spreads deutlich größer als bei den Anleihen mit langer Restlaufzeit. Die in dieser Phase vorliegende inverse Zinsstrukturkurve ist zur Erklärung nur teilweise geeignet. Eine größere Rolle spielt die Restlaufzeit der stark ausfallgefährdeten Anleihen, die bei allen weniger als fünf Jahre beträgt. Die Hypothesenüberprüfung brachte keine weiteren Erkenntnisse.

2. Diskussion der Ergebnisse

Die Betrachtung aller Regressionsergebnisse führt zu dem Schluß, daß die Hypothese H_1 für alle Regressionen mit jeder Operationalisierung des Ratings bestätigt wird, und zwar unabhängig von der Differenzierung der Anleihen nach der Restlaufzeit oder in verschiedenen Zinspha-

⁵⁶ Die hier nicht vollständig aufgeführten Regressions- und Testergebnisse sowie weiter differenzierte Graphiken der Renditeverläufe können vom Autor bezogen werden.

Tabelle 6: Ergebnisse der Regressionen mit allen Renditen, aufgeteilt in zwei Zinsphasen: A2: vier Dummy-Variablen; A3: drei Dummy-Variablen; Standardabweichung in ()

	const.	$y_{Bund,t}$	RLZ	E_Vol	Rating			\bar{R}^2
					β_1	β_2	β_3	
A2 niedrig	-5,677 (0,1171)	1,6002 (0,0171)	0,3896 (0,0149)	-0,0910 (0,0115)	β_5	β_6	β_7	0,7390
A2 hoch	0,8342+ (0,6997)	1,0387 (0,0789)	-0,2478 (0,0305)	-0,1714 (0,0402)	0,0968 (0,0129)	0,2529 (0,0209)	0,3829 (0,0195)	0,2817
A3 niedrig	-5,9058 (0,1180)	1,6025 (0,0171)	0,3925 (0,0150)	-0,0927 (0,0115)	0,1708 (0,0468)	0,6308 (0,0674)	1,4551 (0,0754)	0,7372
A3 hoch	0,0914+ (0,6911)	1,0181 (0,0775)	-0,2499 (0,0308)	-0,1815 (0,0406)	0,6198 (0,0247)	0,2906 (0,0194)	0,2056 (0,0193)	0,2648

* signifikant bei 1 %, ** signifikant bei 5 %, alle übrigen Werte signifikant bei 0,1 %; + nicht signifikant.

sen. Es kann also ein Zusammenhang zwischen dem Rating und der Rendite einer Anleihe unter Berücksichtigung von Zinsniveau, Restlaufzeit und Liquidität angenommen werden.

Die Hypothesen H_2 und H_3 können durchweg verworfen werden. Die Rendite von Anleihen zweier benachbarter Ratingklassen unterscheidet sich demnach signifikant voneinander (H_2), wobei dies für die Ratingklassen ‚Aaa‘ und ‚Aa‘, abhängig von der Operationalisierung des Ratings, nicht immer eindeutig möglich ist. Außerdem steigt mit der Verschlechterung des Ratings die Rendite (H_3). Dabei ist zu bedenken, daß es sich bei dieser Untersuchung um versprochene und nicht um erzielte Renditen handelt. Die bei der Alternative 3 gescheiterte signifikante Trennung der Klassen ‚Aaa‘ und ‚Aa‘ deutet keinen grundsätzlichen Fehler der verwendeten Operationalisierung an, da auch Ederington, Yawitz & Roberts (1984) für den US-amerikanischen Markt mit einem anderen Modell ähnliche Ergebnisse erzielten⁵⁷. Eine ex ante Einordnung von Anleihen in die verschiedenen Ratingklassen zu Prognosezwecken ist wegen zu vieler fehlender Daten, die die individuelle Situation eines Emittenten abbilden, noch nicht durchführbar, so daß zwar von der Rendite einer Anleihe (ex post) auf ihr Rating geschlossen werden kann, eine Ratingprognose jedoch nicht möglich ist.

Bevor nun einige Implikationen für die konkrete Investitionsentscheidung anhand von Einzelfällen beleuchtet werden sollen, bleibt folgendes festzuhalten. Da die erste Alternative der Ratingoperationalisierung die Ergebnisse durch die Annahme der Spreadkonstanz zwischen den Klassen erzwingt, kann ohne eine weitere Überprüfung nur die zweite Alternative weiterverwendet werden. Vor einer weiteren Verwendung der dritten Alternative müßten die implizit unterstellten Zusammenhänge auf ihre Angemessenheit untersucht werden, auch wenn diese Alternative den Anforderungen dieser Studie genüge. Die Operationalisierung der Liquidität mit Hilfe des Emissionsvolumens hat sich bei allen Teiluntersuchungen bewährt, auch wenn ein hohes Emissionsvolumen lediglich die Voraussetzungen für einen liquiden Markt schafft. Des weiteren hat sich gezeigt, daß die angenommene Konstanz der Spreads im Zeitablauf nicht gegeben ist. Aufgrund der Ergebnisse erscheint ein Zusammenhang zwischen der Höhe der Spreads und dem allgemeinen Zinsniveau sowie zur Ausfallrate in einer Ratingklasse zu bestehen, der hier jedoch wegen der vergleichsweise geringen Zahl von Anleihen nicht näher untersucht werden konnte. Dennoch bleibt festzuhalten, daß die

⁵⁷ Vgl. Ederington, Yawitz & Roberts (1984), S. 13.

vorhandene Anleiheanzahl ausreichend war, um die relativ allgemein gehaltenen Hypothesen zu überprüfen⁵⁸.

3. Ausgewählte Einzeluntersuchungen

Die durchgeführten Regressionen haben den grundsätzlichen Zusammenhang zwischen dem Rating und der Rendite von Anleihen aufgezeigt. Es gibt allerdings einige Anleihen, die Zweifel am Informationsgehalt des Ratings bzw. der Ratingänderungen aufkommen lassen. Deshalb soll nun geprüft werden, ob und wie ein Investor unter Nutzung von Ratinginformationen eigene Investitionen tätigen sollte, um eine höhere risikokorrigierte Rendite als bei der entsprechenden Investition in das Marktportefeuille zu erzielen. Mit anderen Worten stellt sich die Frage, ob, wann und in welchem Umfang eine Ratingänderung sich in einer Renditeänderung niederschlägt. Im folgenden werden zur Unterstützung der Argumentation die für den US-amerikanischen Markt vorliegenden empirischen Untersuchungen herangezogen, die allerdings bislang keine eindeutigen Schlüsse zulassen.

Die Informationseffizienz-Hypothese in ihrer mittelstarken Form⁵⁹ kann hier nur als Leitfaden dienen, da sie mangels einer ausreichenden Zahl von Ratingänderungen an dieser Stelle nicht empirisch überprüft werden kann. Deshalb beschränken sich die Einzeluntersuchungen auf deskriptive Analysen einzelner Anleihen, die einen außergewöhnlichen Verlauf der individuellen Renditen, z.B. eine (zeitweise) Rendite von über 40%, aufwiesen. Die deskriptive Analyse kann zum einen einige Besonderheiten der vorgestellten Regressionsergebnisse erklären⁶⁰ und zum anderen für zukünftige Untersuchungen wertvolle Hinweise für die Modifizierung der Regressionsansätze liefern. Die betrachteten Anleihen wurden von Maxwell Communication Corp. plc, Polly Peck International Finance Plc., Fluor Corp. sowie von News International PLC emittiert. Auf Basis der täglichen Renditeentwicklung und der verfügbaren Presseveröffentlichungen sowie Informationen der Ratingagenturen werden

⁵⁸ Ang & Patel (1975) hingegen stellten fest, daß es für eine langfristige Einschätzung von Anleihen gefährlich ist, das Rating als Investitionsrichtlinie zu verwenden. Sie empfehlen statt dessen die Diversifikation über alle Ratingklassen oder eine gezielte Auswahl von Anleihen mit niedrigem Rating. Dies bedeutet aber, daß sie den Renditeaufschlag der Junk-Bonds für zu groß gemessen am zusätzlichen Risiko halten.

⁵⁹ Vgl. Fama (1991), S. 1576f.

⁶⁰ Es läßt sich dann beispielsweise der niedrige Wert von \bar{R}^2 in der „Hochzinsphase“ (s. Tabelle 6) erklären.

signifikante Renditeänderungen betrachtet. Die ersten beiden Anleihen fielen aus, während die letzten beiden Firmen die aufgetretenen Schwierigkeiten überstanden.

Die Renditeentwicklung einer Anleihe der News International PLC soll zunächst beispielhaft nachgezeichnet werden. Es wird sich zeigen, daß die Ratingänderungen fast immer erst dann erfolgen, wenn der Markt schon reagiert hat, wobei die Konsequenzen für den Investor bei dieser Anleihe zu bestimmten Zeitpunkten eher erfreulich sind.

Als Bestandteil der australischen Holding News Corporation Ltd. (News Corp.), die von der Familie Murdoch kontrolliert wird, ist die britische Holdinggesellschaft News International PLC allen Markteinflüssen ausgesetzt, die auf das gesamte Firmenkonglomerat einwirken. Bei der News Corp. handelt es sich um einen international diversifizierten Medienkonzern, der Zeitungen (u.a. ‚The Sun‘, ‚The Times‘) und Zeitschriften (u.a. ‚TV Guide‘) veröffentlicht und außerdem im Fernseh- (Fox Television) und Filmgeschäft (Twentieth Century Fox) tätig ist⁶¹. Die stark schwankende Rendite im letzten Quartal 1990 und im ersten des Folgejahres läßt sich mit dem drohenden Konkurs der gesamten Firmen-Gruppe erklären.

Die Schuldenkrise der News Corp. wird durch die großen Verluste von ‚Sky Television‘ und die stark gestiegenen kurzfristigen Schulden ausgelöst⁶², welche 1990 bei A\$ 2,26 Mrd. liegen⁶³. Ferner spielt der langandauernde Streik der Piloten bei Ansett Airlines, an der die Murdoch-Gruppe zur Hälfte beteiligt ist, eine Rolle in der Einschätzung der Zahlungsfähigkeit des Unternehmens. Der letzte Auslöser für den Ausbruch der akuten Konkursgefahr ist die Drohung Murdochs, die Notierung seiner Holding in Australien zu beenden, da er nach dortigen Regeln keine stimmrechtslosen Aktien emittieren kann, deren Kapital er aber dringend zur Bewältigung seiner Schuldenkrise benötigt. Die letzte aufgrund eines Abschlusses berechnete Rendite vor dem Ausbruch der Krise beträgt am 20. September 1990 12,17 %. Die nächste „Nicht-Taxkurs“-Rendite kann am 5. November mit 38,95 % ermittelt werden. Erst am 22. November 1990 reagiert Moody's mit der Reduzierung des Ratings auf ‚B1‘ und setzte News auf die Watchlist mit dem Hinweis, daß weitere Ratingreduzierungen nicht auszuschließen wären. Die erneute Reduzierung auf ‚B3‘ am 15. Januar 1991 erfolgt trotz des sich seit Anfang des

⁶¹ Vgl. o.V. (1990).

⁶² Vgl. Snoddy (1990).

⁶³ Vgl. Brown (1990).

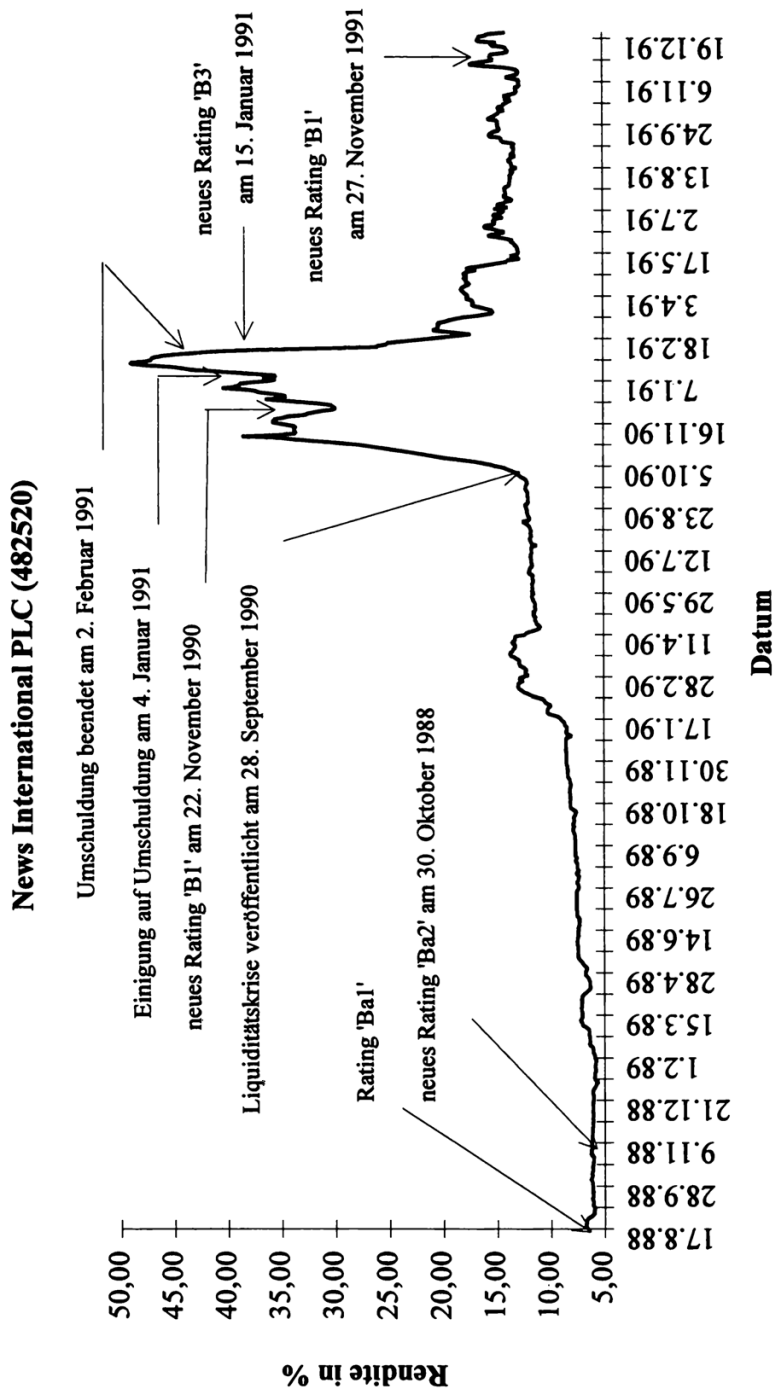


Abbildung 2: Renditeverlauf der DM-Anleihe von News International PLC

Jahres 1991 abzeichnenden Abschlusses der Umschuldungsverhandlungen⁶⁴, wodurch die akute Konkursgefahr zunächst gebannt scheint. Allerdings sind die vereinbarten Kreditzinsaufschläge so beträchtlich, daß die Ausfallgefahr der Anleihe immer noch relativ groß ist. Andererseits haben sich die Banken eine sehr weitgehende Kontrollmöglichkeit der Geschäftstätigkeit gesichert, so daß ein Liquiditätsengpaß in Zukunft früher erkannt und schneller behoben werden kann.

Interessant ist bei dieser Anleihe, wie unmittelbar die Marktteilnehmer auf Informationen reagieren. Am 2. Februar 1991 steht endgültig fest, daß alle Banken dem Umschuldungsabkommen zugestimmt haben. Der Renditehöhepunkt wird zwar mit 49,01% schon am 24. Januar überschritten, als die Zustimmung gesichert erscheint, die eigentliche Entspannung setzt aber erst am 4. Februar (42,71%) ein und findet ihren vorläufigen Schluß schon am 17. Februar mit 17,34%. Hier könnte entweder Insiderhandel oder aber die richtige Antizipation der Ereignisse durch einige Investoren vorliegen.

Die Umschuldung der langfristigen Kredite im November 1991⁶⁵ und die neue Eintragung in der Watchlist (18. November 1991) als Aufwertungskandidat bewirkten zunächst relativ wenig. Die Ratinganhebung auf ‚B1‘ am 27. November 1991 hingegen verursacht einen Renditerückgang um 1,1 Prozentpunkte auf 15,95%, der sich in den darauffolgenden Tagen noch fortsetzt. Hier liegt somit erstmals ein Hinweis auf den Informationsgehalt einer Ratingänderung und ihrer unmittelbaren Auswirkung am Markt vor⁶⁶. Ansonsten lassen sich für die größeren Schwankungen in den Kursen bzw. in der Rendite im zweiten Halbjahr 1991 keine weiteren Ursachen finden, die auf neuen Informationen beruhen, so daß die Renditeveränderungen eher mit Markteinflüssen, beispielsweise dem Umsatz, zu erklären sind.

Ähnliche Ergebnisse liefert die Betrachtung der Anleihen von Maxwell Communication Corp. plc, Polly Peck International Finance PLC sowie der Fluor Corp.⁶⁷. Es bleibt die Erkenntnis, daß in der weitaus überwiegenden Zahl der Fälle die Ratingänderungen keinerlei Signale für die

⁶⁴ Vgl. o.V. (1991).

⁶⁵ Vgl. Harverson (1991).

⁶⁶ Ähnliche Marktreaktionen stellten Hand, Holthausen & Leftwich (1992) in ihrer empirischen Untersuchung für die Zeit von 1977 bis 1982 fest (S. 744 ff.). Pinches & Singleton (1978) und Weinstein (1977) konnten diesen Effekt hingegen nicht nachweisen.

⁶⁷ Eine entsprechende Betrachtung der anderen drei Einzelfälle kann beim Autor angefordert werden.

‚richtige‘ Investitionsentscheidung gegeben haben. Sie erfolgen vielmehr erst mit einer geraumen Verzögerung auf vom Markt als wichtig erachtete Informationen, die sich sofort in den Kursen niedergeschlagen haben. Zu ähnlichen Ergebnissen gelangen Grier & Katz (1976), die bei Industrieanleihen, die im allgemeinen volatiler als diejenigen von Versorgungsunternehmen reagieren, eine Antizipation der Ratingänderungen feststellten. In einer der ersten Studien, die sich auf Anleihen von Versorgungsunternehmen bezieht, kommt Katz (1974) hingegen zu dem Ergebnis, daß keine Antizipation einer Ratingveränderung am Markt vorliegt, sondern daß sich die Rendite erst in den auf eine Änderung folgenden sechs bis zehn Wochen derjenigen der neuen (S&P-) Ratingklasse anpaßt. Er stellt somit eine mittelstarke Informationseffizienz des Marktes⁶⁸ fest. Hettenhouse & Satoris (1976) differenzieren die Beobachtungen bezüglich der Anleihen von Versorgungsunternehmen insofern, als heruntergestufte Anleihen sich schon vor der Veröffentlichung in der Rendite entsprechend anpassen, während dies bei heraufgesetzten Anleihen nicht zu beobachten ist, wobei sie den Informationswert der aktuellen (Moody's- und S&P-) Ratingänderung als sehr gering bezeichnen⁶⁹.

Eine Verallgemeinerung der hier beobachteten Zusammenhänge ist jedoch nicht zulässig, da nicht ausgeschlossen werden kann, daß nur in Sondersituationen, die vergleichbar zu den ersten drei Einzelfällen sind, das Rating keinerlei Informationsgehalt besitzt. Sowohl bei Maxwell als auch bei Polly Peck sind sowohl die Investoren als auch die Analysten von Moody's von den Unternehmensvorständen getäuscht worden, die mit Hilfe von Bilanzfälschungen und anderen Delikten ihre Unternehmen in den Konkurs getrieben haben. Dennoch darf nicht übersehen werden, daß Moody's das Rating erst zu einem Zeitpunkt änderte, als schon nichts mehr für die Investoren zu retten war. Die Anleihen wurden außerdem beim jeweiligen Ausbruch der Liquiditätskrisen noch nicht einmal auf die Watchlist gesetzt, was beispielsweise bei der News Corp. immerhin nach der ersten Ratingänderung geschah. So bleibt die Erkenntnis, daß Moody's zu spät reagierte, entweder weil sie die Entwicklung nicht schnell genug einschätzen konnten oder weil sie die ausgebrochene Krise nicht verschärfen wollten. Beide Argumente untergraben jedoch gleichermaßen die Glaubwürdigkeit von Moody's. Die Analyse der Watchlist bzw. der Begründungen, die zu einer Ratingänderung

⁶⁸ Vgl. Fama (1991).

⁶⁹ Vgl. Hettenhouse & Satoris (1976), S. 76. Pinches & Singleton (1978) kommen wie auch Fraser & Richards (1977) zu dem Ergebnis, daß nur vor einer (Moody's-) Ratingänderung eine Änderung der Rendite zu beobachten ist.

veröffentlicht werden, zeigt, daß Moody's auf dieselben Informationen reagiert, die auch die Marktteilnehmer besitzen. Letztere reagieren ohne Verzögerung auf die neue Situation, während Moody's erst den internen Abstimmungsprozeß abwarten muß, bevor eine Reaktion veröffentlicht wird⁷⁰.

Der Renditeverlauf der Fluor-Anleihe und mit Einschränkungen auch der der News-Anleihe deuten zumindest an, daß dem Rating bzw. seiner Veränderung ein Informationsgehalt zukommen könnte, sofern keine außergewöhnlichen Umstände vorliegen. Eine empirische Überprüfung dieser Hypothese kann jedoch nur mit einer breiteren Datenbasis erfolgen. Ederington, Yawitz & Roberts (1987) billigen dem Rating zwar einen gewissen Informationsgehalt zu, stellen jedoch auch fest, daß die Marktteilnehmer sich nicht auf das Rating einer Anleihe verlassen können⁷¹. Die hier betrachteten Einzelfälle unterstützen dieses Ergebnis. In einer neueren Studie stellen Hand, Holthausen und Leftwich (1992) bei Ratingverschlechterungen im Gegensatz hierzu jedoch signifikante Preisänderungen in unmittelbarer Nähe der Veröffentlichung des neuen Ratings fest. In ihrer generellen Zusammenfassung kommen sie zu dem Schluß, daß sowohl Einträge in der (S&P) Credit Watch List als auch veröffentlichte (S&P- sowie Moody's-) Ratingänderungen einen Zusammenhang zu Preisveränderungen von Anleihen und Aktien besitzen⁷².

Eine detaillierte Klärung der Frage, ob das Rating ein Risikomaß darstellt bzw. ob der Spread über Bundesanleihen nach einer Risikokorrektur angemessen ist, ließe sich nur mit einer größeren Anzahl von Anleihen sinnvoll untersuchen.

V. Zusammenfassung und Ausblick

In der vorliegenden Studie wird der Zusammenhang zwischen Rating und Rendite für DM-Anleihen des Euromarktes untersucht. Unter Berücksichtigung des Zinsniveaus sowie der Restlaufzeit und der Liquidität einer Anleihe läßt sich mit drei verschiedenen Modellen, die sich jeweils in der Art der Ratingoperationalisierung unterscheiden, ein

⁷⁰ Als Beispiel sei an dieser Stelle auf die Begründung verwiesen, die Moody's anläßlich der geänderten Eintragung in der Watchlist für die Anleihen der News Corp. vom 18. November veröffentlichte: 'The direction change reflects the recently announced measures being undertaken by News Corp. to strengthen its debtholder protection measures, (...)': Moody's Investor Service (1991).

⁷¹ Vgl. Ederington, Yawitz & Roberts (1987), u.a. S. 223, 225 f.

⁷² Vgl. auch Wansley & Clauretie (1985).

Zusammenhang zwischen Rating und Rendite aufzeigen. Die signifikante Trennung der Anleiherenditen von jeweils benachbarten Ratingklassen gelingt, sofern das Rating mit Hilfe von vier Dummy-Variablen (zweite Alternative) operationalisiert ist. Außerdem kann die korrekte Transformation des Ratings in Renditespreads unter Einhaltung der Rangordnung angenommen werden. Unter Verwendung einer Binärcodierung (dritte Alternative) zur Operationalisierung des Ratings lassen sich die Renditen von Anleihen aus jeweils benachbarten Ratingklassen bis auf die der Klassen ‚Aaa‘ und ‚Aa‘ signifikant voneinander trennen. Folglich kann die korrekte Transformation nur noch ohne Berücksichtigung der Klasse ‚Aaa‘ geprüft und nachgewiesen werden. Die gefundenen Ergebnisse stimmen mit denen der Studien für den US-amerikanischen Markt überein.

Die Renditespreads sind im Zeitablauf nicht konstant. Das allgemeine Zinsniveau könnte eine der Ursachen für ihre Veränderungen sein. Eine empirische Überprüfung und Differenzierung nach Ratingklassen ist mit den gegebenen Daten nicht möglich, da die Zusammensetzung der Emittenten sehr heterogen ist. Aufgrund der widersprüchlichen Ergebnisse der Studien für den US-amerikanischen Markt könnte auch für den DM-Euroanleihemarkt vermutet werden, daß eine getrennte Betrachtung einzelner Marktsegmente zu voneinander abweichenden Ergebnissen führt. Das Rating bildet Veränderungen, die lediglich ein Segment betreffen, möglicherweise erst mit einiger Verzögerung ab, auch wenn innerhalb der einzelnen Segmente weiterhin eine korrekte Bewertung vorliegt.

Tendenziell ist aber eine hohe positive Korrelation zwischen der Höhe der Marktzinsen und der Höhe der Spreads festzustellen. Die strukturellen Veränderungen der Renditestrukturkurve lassen sich in allen Ratingklassen beobachten. Weitere Aussagen, beispielsweise über den Zeitraum und den Ablauf der Veränderungen, getrennt nach Ratingklassen und Restlaufzeit, können mit den vorliegenden Daten nicht abgeleitet werden. Hierfür wären erstens eine differenziertere, stabilere und stärkere Besetzung aller Ratingklassen und zweitens mindestens zwei volle Zinszyklen erforderlich gewesen.

Die Operationalisierung der Liquidität mit Hilfe des Emissionsvolumens erweist sich als sehr stabil. In allen Regressionen nimmt mit steigendem Emissionsvolumen die Rendite signifikant ab.

Die Untersuchung der Einzelfälle zeigt, daß eine angemessene Investitionsentscheidung nicht nur auf der Grundlage von Ratingänderungen bzw. des Ratings vorgenommen werden sollte. Vielmehr muß auch die

spezifische Situation einer Anleihe analysiert werden, zumal die Ratingvergabe für den Euroanleihemarkt noch nicht lange existiert und somit Fehltritte der Ratingagenturen häufiger auftreten können. In welchem Maße sich der Ausfall einzelner Anleihen eines Portefeuilles auswirkt, bleibt aber ebenso wie der Vergleich der (ex post) returns von Anleihen unterschiedlicher Ratingklassen weiteren Untersuchungen vorbehalten, da hierfür eine breitere Datenbasis erforderlich ist.

Sobald mehr Anleihen mit einem Rating für weitere empirische Untersuchungen zur Verfügung stehen, könnten auch die Ergebnisse für die Ratingklassen ‚Baa‘ und ‚Junk‘ überprüft werden, bevor die Parameter für die Veränderung der Spreads bestimmt werden. Hierfür sollte der Euroanleihemarkt zunächst in verschiedene homogene Segmente aufgeteilt werden, damit auch solche Faktoren Berücksichtigung finden, die nur die Rendite einzelner Segmente beeinflussen. Studien über den Einfluß von steigenden und fallenden Zinsen einerseits und von strukturellen Veränderungen der Renditestrukturkurve in den einzelnen Ratingklassen andererseits auf die Höhe der Spreads können jedoch erst bei langen Beobachtungszeiträumen an Bedeutung gewinnen.

Mit dieser Untersuchung ist ein erster Schritt auf dem Weg zur Erklärung der Zusammensetzung von Anleiherenditen vollzogen. Eine größere Anzahl von Anleihen am DM-Euroanleihemarkt wird zukünftig Untersuchungen ermöglichen, bei denen vor allem auch die Angemessenheit der existierenden Spreads unter Berücksichtigung der Anleiheaussfälle überprüft werden kann.

Literatur

- Ang, J. S. & Patel, K. A. (1975): Bond Rating Methods: Comparison and Validation, *Journal of Finance*, 30, 631 - 640. – Brown, K. (1990): Debt clouds ride high in the Sky, *Financial Times*, Nr. 31263, 28. September 1990. – Bühler, W., Göppl, H., Möller, H.-P. & Mitarbeiter (1993): Die deutsche Finanzdatenbank, Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung, Sonderheft 31, Bühler, W., Hax, H. & Schmidt, R. (Hrsg.), Empirische Kapitalmarktforschung, 287 - 332. – Cohen, N. (1989): Japanese strengthen underwriting table lead, *Financial Times*, Nr. 30733, 3. Januar 1989. – Ederington, L. H., Yawitz, J. B. & Roberts, B. F. (1984): The informational Content of Bond Ratings, NBER Working Paper Nr. 1323. – Ederington, L. H., Yawitz, J. B. & Roberts, B. F. (1987): The informational Content of Bond Ratings, *Journal of Financial Research*, 10.3, 211 - 226. – Fama, E. F. (1991): Efficient Capital Markets: II, *Journal of Finance*, 46, 1575 - 1617. – Fisher, L. (1959): Determinants of Risk Premiums on Corporate Bonds, *Journal of Political Economy*, 67, 217 - 230. – Fons, J. S. (1987): The Default Premium and Corporate Bond Experience, *Journal of Finance*, 42, 81 - 97. – Fraser, D. R. & Richards, R. M.

(1977): Further evidence on the informational Value of bond-rating changes, *Quarterly Review of Economics and Business*, 17.3, 73 - 77. – *Freeman*, A. (1990): Eurobonds ride crest of a wave. *Financial Times*, Nr. 31215, 2. August 1990. – *Greene*, W. H. (1992): *Limdep*, Version 6.0 – User's Manual and Reference Guide, Econometric Software, Inc., Bellport NY. – *Greene*, W. H. (1993): *Econometric Analysis*, Second Edition, Macmillan Publishing Company, New York. – *Grier*, P. & *Katz*, S. (1976): The Differential Effects of Bond Rating Changes among Industrial and Public Utility Bonds by Maturity, *Journal of Business*, 49, 226 - 239. – *Hand*, J. R. M., *Holthausen*, R. W. & *Leftwich*, R. W. (1992): The Effect of Bond Rating Agency Announcements on Bond and Stock Prices, *Journal of Finance*, 47, 733 - 752. – *Harverson*, P. (1991): News Corp. wins 3-year extension from banks, *Financial Times*, Nr. 31617, 25. November 1991. – *Hettenhouse*, G. W. & *Satoris*, W. L. (1976): An Analysis of the Information Value of Bond-Rating Changes, *Quarterly Review of Economics and Business*, 16, 65 - 78. – Hoppenstedt Verlag (Hrsg.) (1992): *Der Rentenführer 1992*, Band 4, Darmstadt. – *Horrigan*, J. O. (1966): The determination of long-term credit standing with financial ratios, *Empirical Research in Accounting 1966*, *Journal of Accounting Research* Vol. 4 (suppl.), 44 - 62. – *Hsueh*, L. P. & *Kidwell*, D. S. (1988): Bond ratings: Are two better than one?, *Financial Management*, 17, 46 - 53. – *Ingram*, R. W., *Brooks*, L. D. & *Copeland*, R. M. (1983): The Information Content of Bond Rating Changes: A Note, *Journal of Finance*, 38, 997 - 1003. – *Kaplan*, R. S. & *Urwitz*, G. (1979): Statistical models of bond ratings: a methodological inquiry, *Journal of Business*, 52, 231 - 261. – *Kaserer*, C. (1995): Die Ankündigung von Ratingänderungen und die Kurseffekte auf dem Markt für DM-Auslandsanleihen: Eine empirische Untersuchung für den Zeitraum 1989 bis 1993, *Österreichisches Bankarchiv*, 43, 263 - 273. – *Katz*, S. (1974): The Price Adjustment Process of Bonds to Rating Reclassifications: A Test of Bond Market Efficiency, *Journal of Finance*, 29, 551 - 559. – *Kutzer*, H. (1989): Das Euro-DM-Geschäft wird weiter von den deutschen Bankinstituten beherrscht, *Handelsblatt*, Nr. 7, 10. Januar 1989. – *Liu*, P. & *Moore*, W. T. (1987): The impact of split bond ratings on risk premia, *Financial Review*, 22, 71 - 85. – Moody's Investors Service (1991): *Moody's Global Ratings*, Dezember. – Moody's Investors Service (1993): *Moody's Investors Service Rating Definitions*, *Moody's Credit Opinions Euromarket* – April, 858 - 863. – *Morton*, G. (1975): A Comparative Analysis of Moody's and Standard and Poor's Bond Ratings, *Review of Business and Economic Research*, Winter, 58 - 63. – o.V. (1990): *The News Corporation Limited – Résultats des neuf premiers mois de l'exercice fiscal 1989*, *La Vie française*, Nr. 2346, 26. Mai 1990. – o.V. (1991): *Umschuldungspaket für News Corporation*, *Neue Züricher Zeitung*, Nr. 2, 5. Januar 1991. – *Perry*, L. G., *Liu*, P. & *Evans*, D. A. (1988): Modified bond ratings: further evidence on the effect of split ratings on corporate bond yields, *Journal of Business Finance and Accounting*, 15.2, 231 - 242. – *Pinches*, G. E. & *Mingo*, K. A. (1973): A Multivariate Analysis of Industrial Bond Ratings, *Journal of Finance*, 28, 1 - 18. – *Pinches*, G. E. & *Mingo*, K. A. (1975): The Role of Subordination and Industrial Bond Ratings, *Journal of Finance*, 30, 201 - 206. – *Pinches*, G. E. & *Singleton*, J. C. (1978): The Adjustment of Stock Prices to Bond Rating Changes, *Journal of Finance*, 33, 29 - 44. – *Pogue*, T. F. & *Soldofsky*, R. M. (1969): What's in a Bond Rating? *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 4, 201 - 228. – *Reilly*, F. K. & *Joehnk*, M. D. (1976): The Association between Market-Determined Risk Measures for Bonds and Bond Ratings, *Journal of Finance*, 31, 1387 - 1403. – *Ross*, I. (1976): Higher stakes in the

bond-rating game, *Fortune*, April, 132 - 142. – *Salomon Brothers* (Hrsg.) (1990): Bond Market Roundup, 14. September 1990. – *Schwendiman, C. J. & Pinches, G. E.* (1975): An analysis of alternative measures of investment risk, *Journal of Finance*, 30, 193 - 200. – *Snoddy, R.* (1990): News Corp. plummets 74% after Sky losses, *Financial Times*, Nr. 31149, 16. Mai 1990. – *Uhlig, A.* (1988): Der Eurobondmarkt in einer Rückschrittsphase, *Neue Züricher Zeitung*, Nr. 24, 31. Januar/1. Februar 1988. – *Uhlig, A.* (1989): Gegenläufige Entwicklungen am Eurobondmarkt, *Neue Züricher Zeitung*, Nr. 23, 29./30. Januar 1989. – *Uhlig, A.* (1990): Strukturprobleme am Eurobondmarkt, *Neue Züricher Zeitung*, Nr. 28, 4./5. Februar 1990. – *Uhlig, A.* (1991): Verschärfte Misere des Eurobondmarktes, *Neue Züricher Zeitung*, Nr. 21, 27./28. Januar 1991. – *Uhlig, A.* (1992): Protektionistische Bedrohungen des Eurobondmarktes, *Neue Züricher Zeitung*, Nr. 32, 9./10. Februar 1992. – *Wagner, E.* (1988): Effektivzins von Krediten und Wertpapieren, Helmut Ricardi Verlag, Frankfurt am Main. – *Wansley, J. W. & Clauretie, T. M.* (1985): The impact of Credit Watch placement on equity returns and bond prices, *Journal of Financial Research*, 8, 31 - 42. – *Weinstein, M. I.* (1977): The Effect of a Rating Change Announcement on Bond Price, *Journal of Financial Economics*, 5, 329 - 350. – *West, R. R.* (1973): Bond Ratings, Bond Yields and Financial Regulation: Some Findings, *Journal of Law and Economics*, 16, 159 - 168.

Zusammenfassung

Untersuchung der Renditestruktur im Markt der DM-Euroanleihen

Die Untersuchung der Renditestruktur am DM-Euroanleihemarkt unter besonderer Berücksichtigung des Anleiheratings steht im Mittelpunkt der Untersuchung. Dabei wird für den Zeitraum von 1988 bis 1991 u.a. gezeigt, daß mit sinkendem Rating die Rendite von ansonsten identischen Anleihen steigt. Neben dem Rating werden das allgemeine (DM-)Zinsniveau, das Emissionsvolumen und die Restlaufzeit der Anleihe zur Erklärung der Rendite herangezogen.

Summary

Study of the Yield Structure in the Euro Market for DM-Denominated Loans

This study examines the correlation between the rating and yield to maturity of DM-Euromarket bonds. We find that, c.p. the yield to maturity of a bond increases with a decreasing rating between 1988 and 1991. We control for DM interest rate, bond's liquidity and time to maturity.

Résumé**Examen de la structure des rendements sur le marché
des euro-emprunts en DM**

L'auteur se concentre sur l'examen de la structure des rendements sur le marché des euro-emprunts en DM en tenant particulièrement compte de la cotation des emprunts. Il montre entre autres pour la période allant de 1988 à 1991 que le rendement d'emprunts normalement identiques augmente lorsque la cotation diminue. Pour expliquer le rendement, il prend en compte, outre la cotation, le niveau général des taux d'intérêts (en DM), le volume des émissions et l'échéance restante des emprunts.