

Alternative Spezifikationen
der deutschen Zinsstrukturkurve
und ihr Informationsgehalt
hinsichtlich der Inflation

Sebastian T. Schich

Diskussionspapier 8/96
Volkswirtschaftliche Forschungsgruppe
der Deutschen Bundesbank

Oktober 1996

Die in dieser Reihe veröffentlichten Diskussionspapiere
spiegeln die persönliche Auffassung des Autors und
nicht notwendigerweise die der Deutschen Bundesbank wider.

Deutsche Bundesbank, 60431 Frankfurt am Main, Wilhelm-Epstein-Straße 14
Postfach 10 06 02, 60006 Frankfurt am Main

Fernruf (0 69) 95 66-1

Telex Inland 4 1 227, Telex Ausland 4 14 431, Telefax (0 69) 5 60 10 71

Bestellungen schriftlich erbeten an:

Abteilung Presse und Information, Postanschrift oder Telefax (0 69) 95 66-30 77

Nachdruck nur mit Quellenangabe gestattet.

ISBN 3-932002-35-0

Alternative Spezifikationen der deutschen Zinsstrukturkurve und ihr Informationsgehalt hinsichtlich der Inflation

Zusammenfassung

Der vorliegende Beitrag verfolgt ein zweifaches Ziel. Erstens beschreibt er Schätzungen der Zinsstrukturkurven für Deutschland von September 1972 bis Februar 1996 mit Hilfe verschiedener Spezifikationen. Zweitens werden diese Schätzungen verwendet, um den Informationsgehalt der Zinsstrukturkurve hinsichtlich der künftigen Inflationsentwicklung zu testen.

Die Zinsstrukturkurven werden mit Hilfe der Verfahren von Nelson und Siegel (1987) und Svensson (1994) - sowohl in ihrer ursprünglichen Form als auch erweitert um einen Ansatz zur Bereinigung steuerbedingter Kuponeffekte - geschätzt. Diese Verfahren sind aus theoretischen Gründen der von der Bundesbank verwendeten Schätzmethode vorzuziehen. Mit ihnen lassen sich nämlich Zinssätze (von hypothetischen Nullkupon-Anleihen) aus den beobachtbaren Renditen schätzen, die präzisere Informationen über die Erwartungen der Finanzmärkte enthalten als die von der Bundesbank geschätzten Renditen. Außerdem sind die Schätzfunktionen der zuvor genannten Verfahren flexibler, so daß eine größere Anzahl von möglichen Kurvenverläufen dargestellt werden kann. Dies wird durch die empirische Untersuchung bestätigt. Die Verfahren von Nelson/Siegel und Svensson erlauben eine genauere Beschreibung der beobachteten Daten der hier zugrundeliegenden Beobachtungsperiode. Gemäß Statistiken, wie etwa der mittleren Abweichung der geschätzten von den beobachtbaren Renditen und des Bestimmtheitsmaßes schneidet das Svensson-Verfahren insgesamt am besten ab. Wenn die Renditekurve sehr steil ist oder eine komplizierte Form hat (S-förmig, U-förmig oder umgekehrt U-förmig), erlauben sowohl die Svensson- als auch die Nelson/Siegel-Spezifikationen eine deutlich bessere Beschreibung der beobachteten Renditen als das Bundesbank-Verfahren. Solche Situationen treten insbesondere seit Anfang der neunziger Jahre häufig auf.

Aus geldpolitischer Sicht sagt uns die mit Hilfe solcher Statistiken ermittelte Qualität der Schätzungen allerdings nicht viel. Maßgebend für die Auswahl eines Verfahrens zur Schätzung von Zinsstrukturkurven sollte sein, wofür die geschätzten Zinssätze letztlich verwendet werden. Da die Bundesbank den Verlauf der Kurve als Indikator der Erwartungen

am Finanzmarkt hinsichtlich der künftigen Inflationsentwicklung benutzt, werden hier die mit den verschiedenen Verfahren geschätzten Zinsstrukturkurven auf ihren Informationsgehalt bezüglich der Inflation getestet. Dabei wird der bekannte Mishkin-Ansatz verwendet, der den Informationsgehalt der Kurve als die Fähigkeit definiert, anhand deren Steigung künftige Änderungen der Inflationsrate zu prognostizieren. Die Tests ergeben, daß die deutsche Zinsstrukturkurve im Sinne der vorgenannten Definition informativ ist, insbesondere im mittleren Segment von drei bis acht Jahren. Dieses Ergebnis gilt unabhängig davon, welches Verfahren zur Schätzung der Zinsstrukturkurven verwendet wird.

Aus geldpolitischer Sicht können somit die folgenden Schlüsse gezogen werden. Das mittelfristige Segment der Zinsstrukturkurve stellt einen nützlichen Indikator bezüglich künftiger Inflationsänderungen dar. Solange die Interpretation dieser Kurve darauf beschränkt bleibt, in einfacher linearer Weise von ihrer Gestalt auf künftige Änderungen der Inflationsraten zu schließen, ist die Wahl des Verfahrens, das für deren Schätzung verwendet wird, nur von untergeordneter Bedeutung. Insofern ist das von der Bundesbank verwendete Verfahren angemessen angesichts der bisherigen Verwendung der Schätzergebnisse für die geldpolitische Analyse. Die Analyse der Entwicklung von Finanzmarktindikatoren wird in der Zukunft aber für die Geldpolitik an Bedeutung gewinnen und vor erhöhte Anforderungen gestellt. Insofern als es dabei beispielsweise um die Analyse von (impliziten) Terminzinsen geht, sind die Verfahren von Nelson/Siegel und Svensson dem Bundesbank-Verfahren überlegen, da sie die direkte Ableitung solcher Zinsmaße ermöglichen.

Inhaltsverzeichnis

I.	Einleitung	1
II.	Anleihepreise und Zinsmaße	3
III.	Verfahren zur Schätzung von Zinsstrukturkurven	8
III.1	Grundsätzliche Probleme	8
III.2	Ausgewählte Verfahren	10
III.2.1	Deutsche Bundesbank	10
III.2.2	Nelson/Siegel und Svensson	14
III.2.3	Bereinigung des steuerbedingten Kuponeffekts	18
IV.	Anwendung der Verfahren auf deutsche Daten	21
IV.1	Beschreibung der Daten	21
IV.2	Vergleich der Schätzverfahren	25
IV.3	Beobachtete und geschätzte Renditen bei verschiedenen Schätzverfahren	26
IV.4	Eigenschaften der geschätzten Zins- und Renditenstrukturkurven und der geschätzten Zins- und Renditendifferenzen	34
V.	Der Informationsgehalt der Zinsstrukturkurve	39
V.1	Schätzmethode	39
V.2	Ökonometrische Ergebnisse	43
VI.	Schlußbemerkungen	54
	Literaturverzeichnis	57
	Anhang	63

Tabellenverzeichnis

1:	Übersicht über die Verfahren zur Schätzung von Zinsstrukturkurven	20
2:	Statistiken bezüglich der Verfahren zur Schätzung von Zinsstrukturkurven	28
3:	Ergebnisse des Tests des Informationsgehaltes der Zinsstrukturkurve unter Verwendung von SVT-Zinsdifferenzen	52
4:	Ergebnisse des Tests des Informationsgehaltes der Zinsstrukturkurve unter Verwendung von BBK-Renditedifferenzen	53

Abbildungsverzeichnis

1:	Mögliche Verläufe der Renditenstrukturkurve gemäß BBK	13
2:	Renditenstrukturkurven unter verschiedenen Annahmen hinsichtlich des konstanten Kupons, 1993:1	13
3:	Zinsstrukturkurven gemäß Nelson/Siegel	17
4:	Anzahl der Anleihen, 1972:9 bis 1996:2	23
5:	Verteilung der Anleihen über das Laufzeitenspektrum, 1972:9 bis 1996:2	23
6:	Mittlerer Renditenirrtum gemäß SVT- und BBK-Verfahren, 1972:9 bis 1996:2	31
7:	Beobachtete Renditen, Renditenstrukturkurve gemäß BBK-Verfahren und Zinsstrukturkurve gemäß SVT-Verfahren, 1994:1	32
8:	Korrelation zwischen den geschätzten Zinsdifferenzen gemäß SVT-Verfahren und den geschätzten Renditen gemäß BBK-Verfahren, 1972:9 bis 1996:2	33
9:	Durchschnittliche Zins- und Renditenstrukturkurve und durchschnittliche Zins- und Renditedifferentiale, 1972:9 bis 1996:2	36
10:	Standardabweichungen, Minima und Maxima der monatlichen Veränderungen des Zins- und Renditedifferentiale, 1972:9 bis 1996:2	36
11:	BBK-Renditedifferenzen und SVT-Zinsdifferenzen, 1972:8 bis 1996:2	37
12:	Steigung der Zinsstrukturkurve und Unterschiede zwischen den SVT- und BBK-Zinsdifferenzen	38
13:	Korrelation zwischen Zinsdifferenzen und Termininflationsdifferenzen (kurzfristige Rate gleich ein Jahr)	46
14:	Korrelation zwischen Zinsdifferenzen und Termininflationsdifferenzen (verschiedene kurzfristige Raten)	47
15:	Variation von β^{jk} als Funktion von σ und ρ	51

Alternative Spezifikationen der deutschen Zinsstruktur und ihr Informationsgehalt hinsichtlich der Inflation*

I. Einleitung

Da die Preisstabilität das vorrangige Ziel der Geldpolitik ist, ist es für eine Zentralbank nützlich, Inflationsindikatoren zu beobachten. Dies gilt insbesondere für eine Zentralbank, die eine unmittelbare Inflationszielstrategie verfolgt, aber auch für eine Zentralbank, die ein Zwischenziel verwendet. Solche Informationen können die eigenen Inflationsprognosen der Zentralbank verbessern. Darüber hinaus sind derartige Informationen an sich schon interessant. Selbst wenn es sich bei diesen Indikatoren um keine zuverlässigen Prognosen der künftigen Inflationsentwicklung handelt, können sie als nützliche Informationsquelle bezüglich der Markteinschätzung des geldpolitischen Kurses dienen, was wiederum für die kurzfristige Umsetzung der geldpolitischen Strategie bedeutsam sein kann.

Die Bundesbank beobachtet mehrere Indikatoren der Finanzmarkterwartungen, darunter die Renditenstrukturkurve, die aus den Kursen von Bundesanleihen abgeleitet wird. Andere Zentralbanken, insbesondere diejenigen, die eine direkte Inflationssteuerung betreiben, haben in jüngster Zeit ihre Bemühungen verstärkt, aus den Kursen von Staatsanleihen Informationen über die Erwartungen des Marktes hinsichtlich der künftigen Inflation zu gewinnen. Hierzu gehört auch die Schätzung von Zinsstrukturkurven.

In der vorliegenden Untersuchung werden Zinsstrukturkurven auf der Grundlage von deutschen Bundesanleihen von September 1972 bis Februar 1996 geschätzt, wobei verschiedenste Spezifikationen verwendet werden. Diese geschätzten Kurven werden dann auf ihren Informationsgehalt hinsichtlich der künftigen Inflation getestet.¹ Die Untersuchung verfolgt also einen zweifachen Zweck; sie testet zum einen, ob die deutsche Zinsstrukturkurve Informationen über die künftige Inflation enthält, und zum anderen, ob die

* Mein besonderer Dank gilt Jörg Meier von der Hauptabteilung Statistik der Deutschen Bundesbank für die sehr hilfreichen Gespräche und seine Unterstützung bei der Zusammenstellung und Bearbeitung der Rohdaten. Jörg Clostermann, Arturo Estrella, Robert Fecht, Mark Fisher, Stefan Gerlach, Daniel Hardy, Franz Seitz und Karl-Heinz Tödter lieferten nützliche Kommentare. Außerdem möchte ich der Bank von England für ihre Gastfreundschaft danken und dafür, daß sie mir ihr Verfahren zur Schätzung von Zinsstrukturkurven zur Verfügung stellte, sowie insbesondere Francis Breedon, John Lumsden, Vicky Read, Jim Steeley, Paul Wesson und Sanjay Yadav für hilfreiche Gespräche.

¹ Die Zinsstrukturkurve wurde auch für die Prognose der Entwicklung der Zinsen (s. z.B. Shiller (1990) mit einer Übersicht über die sehr umfangreiche Literatur) und der realen Wirtschaftstätigkeit (s. z.B. Estrella und Mishkin (1995)) verwendet.

Ergebnisse dieses Tests robust sind hinsichtlich des gewählten Verfahrens zur Schätzung von Zinsstrukturkurven.

Das methodische Vorgehen besteht aus einer spezifischen Interpretation der Erwartungshypothese, derzufolge die Steigung der Zinsstrukturkurve Auskunft über die künftigen Änderungen der Inflationsrate gibt. Dabei werden rationale Erwartungen und Konstanz der Realzinsstruktur vorausgesetzt. Das Vorgehen folgt damit Mishkin (1990a, b, 1991), Jorion und Mishkin (1991), Gerlach (1995) und Koedijk und Kool (1995), unterscheidet sich von den genannten Autoren aber in mehrfacher Hinsicht. Erstens werden in Übereinstimmung mit der Theorie Zinssätze von (hypothetischen) Nullkupon-Anleihen verwendet, so daß die Zinsstrukturkurve nicht durch die Renditenstrukturkurve approximiert werden muß.² Zweitens werden die genannten Arbeiten insofern erweitert, als verschiedene Verfahren zur Schätzung der Zinsstrukturkurve verwendet werden, wenn diese auf ihren Informationsgehalt getestet wird. Zusätzlich zu dem Verfahren zur Schätzung von Renditenstrukturkurven, das die Bundesbank seit 1981 verwendet und das eine Approximation der Zinsstrukturkurve liefert, werden die Verfahren zur Schätzung von Zinsstrukturkurven von Nelson und Siegel (1987) und Svensson (1994), sowohl in ihrer ursprünglichen Form als auch erweitert um einen Ansatz zur Korrektur des steuerinduzierten Kupon-Effektes, berücksichtigt.³ Die Verfahren von Nelson und Siegel und Svensson sind interessant, weil sie in jüngster Zeit von einer Vielzahl von Zentralbanken verwendet werden (s. Anhang Tabelle A.1). Durch die Berücksichtigung verschiedener Spezifikationen trägt die vorliegende Untersuchung ausdrücklich der Tatsache Rechnung, daß Tests der Erwartungshypothese tatsächlich Tests einer verbundenen Hypothese darstellen, nämlich daß die jeweils verwendete Formulierung der Erwartungshypothese gültig ist⁴, und daß die geschätzte Zinsstrukturkurve ein unverzerrtes Bild der für die Interpretation relevanten Informationen liefert. Drittens wird der Test auf alle Kombinationen von Zinssätzen mit Zeithorizonten von einem Jahr bis zu zehn Jahren angewandt. Dies ermöglicht ein besseres Verständnis dafür,

² Während Estrella und Mishkin (1995) und Gerlach (1995) die von der Bundesbank veröffentlichten Schätzungen der Renditestrukturkurven unmittelbarer als Approximation der (Nullkupon-Anleihe-)Zinssätze verwenden, interpretieren sie Jorion und Mishkin (1991) als „par rates“, d.h. als Zinssätze von Anleihen, die zu pari notieren. Koedijk und Kool (1995) verwenden ihre eigenen Schätzungen der Renditestrukturkurve, die sie mit Hilfe einer Regressionsanalyse erhalten, die dem Ansatz der Bundesbank ähnelt.

³ Die Bank von England hat mir freundlicherweise ihr Programm zur Schätzung von Zinsstrukturkurven zur Verfügung gestellt. Insbesondere möchte ich John Lumsden und Paul Wesson für ihren hilfreichen Rat danken. Die Bank von England verwendet dieses Programm für Deutschland seit 1992. Eine Beschreibung neuerer Schätzergebnisse für Deutschland findet sich in Cooper und Steeley (1996), und eine Beschreibung der theoretischen Aspekte des Schätzverfahrens zum Beispiel bei Breedon (1995), Deacon und Derry (1994b), und Mastronikola (1991).

⁴ Wie seit langem bekannt ist, sind solche Tests auch immer Tests der verbundenen Hypothese, daß die spezifische Formulierung der Erwartungshypothese zutrifft und daß die Erwartungen rational sind.

wie der Informationsgehalt über verschiedene Segmente der Zinsstrukturkurve variiert. Viertens wird die Untersuchung mit einer anderen Stichprobe durchgeführt, nämlich monatlichen Daten für Deutschland von September 1972 bis Februar 1996.⁵

Abschnitt II beschreibt die Beziehung zwischen den beobachtbaren Anleihepreisen und verschiedenen Zinsmaßen. In Abschnitt III werden die grundsätzlichen Probleme, die sich bei den Schätzungen von Zinsstrukturkurven ergeben, sowie die verschiedenen hier betrachteten Schätzansätze erläutert. In Abschnitt IV werden die mit Hilfe der verschiedenen Verfahren geschätzten Zinsstrukturkurven bzw. Renditenstrukturkurven beschrieben. Abschnitt V dokumentiert die Ergebnisse der Tests hinsichtlich des Informationsgehalts, wobei alternativ als erklärende Variablen sowohl die Zinsstrukturkurven als auch die Renditenstrukturkurven berücksichtigt werden. Abschnitt VI enthält die Schlußfolgerungen.

II. Anleihepreise und Zinsmaße

Anleihen können als Verpflichtungen des Schuldners, dem Anleiheinhaber vorbestimmte Beträge zu im voraus festgelegten Terminen zu zahlen, definiert werden. Die Bewertung von Anleihen ist damit im Prinzip einfach, weil es sich bei den künftigen Zahlungen nicht um von Zufallsereignissen abhängige Zahlungen handelt; vielmehr können bekannte Zahlungsströme auf die Gegenwartswerte abdiskontiert werden. Obwohl Anleihen in der Praxis im allgemeinen von diesem theoretischen Ideal abweichen, kommen Anleihen und sonstige festverzinsliche Wertpapiere der Bundesrepublik Deutschland diesem theoretischen Ideal nahe, weil das Ausfallrisiko vernachlässigbar ist und weil sie - zumindest seit Ende der achtziger Jahre - weder Verkaufs- noch Kauf-Optionen oder Tilgungsfonds aufweisen. In diesem Abschnitt wird die Bewertung solcher Anleihen verwendet, um unterschiedliche Zinsmaße zu erläutern, insbesondere Zinssätze und Renditen.

⁵ Die Stichprobe wird durch die Verfügbarkeit der Daten diktiert. Die Ursprungsdaten (Anleihepreise und -konditionen), die für die Zinsstrukturkurvenschätzung benötigt werden, stehen erst ab September 1972 zur Verfügung. Dennoch ist die Stichprobe bedeutend länger als bei den meisten genannten Untersuchungen und ermöglicht damit zuverlässigere Tests der untersuchten Hypothese. Eine Ausnahme bildet Gerlach (1995), der eine etwas längere Stichprobe verwenden konnte, da er nicht auf die Ursprungsdaten zur Konstruktion eigener Schätzungen der Zinsstrukturkurven, sondern vielmehr auf die Schätzungen von Renditenstrukturkurven seitens der Bundesbank zurückgreift, die ab Januar 1968 verfügbar sind.

Die einfachste Art einer Anleihe ist eine Anleihe, die eine einzige Zahlung N zu einem bestimmten künftigen Termin garantiert. Der Preis einer solchen Anleihe mit M Jahren bis zur Fälligkeit kann als ihr diskontierter cashflow dargestellt werden:⁶

$$P = \frac{N}{(1 + z_M)^M} \quad (1)$$

Der Zinssatz z_M wird auch als der Nullkupon-Zinssatz für M Jahre bezeichnet, weil die Anleihe nur eine Zahlung ohne zwischenzeitliche Kuponzahlungen garantiert (daher Nullkupon).

Die Bewertung einer Anleihe, die mehrere Zahlungen garantiert, ist grundsätzlich gleich. Eine Anleihe, die Kuponzahlungen von C in jedem Jahr m (wobei $m = 1, 2, \dots, M$ ist) und eine Tilgungszahlung N zum Zeitpunkt der Fälligkeit M garantiert, kann einfach als Portefeuille von Nullkupon-Anleihen betrachtet werden. Werden die Zinsen der einzelnen Nullkupon-Anleihen mit z_m bezeichnet, so läßt sich der Preis der Anleihe wie folgt schreiben:

$$P = \frac{C}{(1 + z_1)} + \frac{C}{(1 + z_2)^2} + \dots + \frac{C}{(1 + z_M)^M} + \frac{N}{(1 + z_M)^M} = \sum_{m=1}^M \frac{C}{(1 + z_m)^m} + \frac{N}{(1 + z_M)^M} \quad (2)$$

Die Zinssätze z_m für die verschiedenen Laufzeiten m definieren die *Zinsstrukturkurve*.

Es besteht eine 1:1-Korrespondenz zwischen den Zinsen und den impliziten Terminzinssätzen, die hier mit f_m bezeichnet werden. Während die Zinssätze z_m die Verzinsung vom gegenwärtigen Zeitpunkt bis zu einem bestimmten künftigen Zeitpunkt darstellen, gelten die implizierten Terminzinssätze von einem bestimmten künftigen Zeitpunkt an für einen bestimmten Zeitraum. Sie werden als "implizit" bezeichnet, weil sie nicht unmittelbar beobachtet werden können, sondern statt dessen abgeleitet werden, z.B. aus der Zinsstrukturkurve (oder aus der noch zu erläuternden Diskontfunktion). Im Prinzip können sich Anleger diese Zinssätze aber unmittelbar mit Hilfe geeigneter Kassageschäfte schon heute sichern. Wenn die Länge des Zeitraums, über den der Terminzinssatz gilt, gegen den Grenzwert von Null geht, erhält man den sogenannten momentanen Terminzinssatz. Dieser ist zwar von geringer praktischer Bedeutung, weil Kassageschäfte mit Anleihen, deren

⁶ Um die Darstellung zu vereinfachen, nehmen wir in diesem Abschnitt an, daß es sich bei der Fälligkeit um ganzzahlige Jahre handelt.

Zahlungstermine nur ganz geringfügig auseinanderliegen, normalerweise wegen der anfallenden Transaktionskosten nicht abgeschlossen werden. Doch ist er theoretisch bedeutsam: Die Verfahren zur Schätzung von Zinsstrukturkurven, die in Abschnitt III.2.2 beschrieben sind, werden zunächst in Form einer Annahme hinsichtlich des momentanen Terminzinssatzes formuliert.

Ein weiteres wichtiges Maß ist das der Diskontierungsfunktion, δ_m , die nichts anderes als eine Transformation des entsprechenden Zinssatzes, $\delta_m = (1 + z_m)^{-1}$ darstellt. Mit Hilfe dieses Maßes kann der Preis einer Anleihe als Summe der Produkte der Zahlungen (Kupon- und Tilgungszahlungen) und der entsprechenden Diskontierungsfaktoren ausgedrückt werden:

$$P = \sum_{m=1}^M \delta_m C + \delta_M N, \quad (3)$$

wobei C und N das Zahlungsprofil wiedergibt (Kupon- und Tilgungszahlungen). Die Diskontierungsfaktoren δ_m für die verschiedenen Laufzeiten m definieren die Diskontierungsfunktion. Eine nützliche Eigenschaft der Diskontierungsfunktion besteht darin, daß sie den Gegenwartswert einer Einheit, die zu irgendeinem künftigen Zeitpunkt zahlbar ist, beschreibt. Der Wert einer Anleihe, die genau eine einzige Zahlung von einer Einheit nach m Jahren vorsieht, läßt sich also durch den Wert der Diskontierungsfunktion zu diesem Zeitpunkt, δ_m wiedergeben. Eine solche Anleihe ist eine Nullkupon-Anleihe, wie sie in (1) beschrieben ist, und deshalb wird der Diskontierungsfaktor auch als Nullkupon-Anleihepreis bezeichnet. Dieses Konzept ist bei der Durchführung der Zinsstrukturkurvenschätzungen hilfreich, weil es in einer linearen Beziehung zum Preis der Anleihe steht (s. auch III.2.2).

In der Praxis wird der Preis einer Anleihe oft in Form von Renditen ausgedrückt, weil diese leicht zu interpretieren und berechnen sind. Der Preis einer Anleihe mit dem Zahlungsprofil wie in (2) kann in Form der Rendite wie folgt ausgedrückt werden:

$$P = \frac{C}{(1+r_M)} + \frac{C}{(1+r_M)^2} + \dots + \frac{C}{(1+r_M)^M} + \frac{N}{(1+r_M)^M} = \sum_{m=1}^M \frac{C}{(1+r_M)^m} + \frac{N}{(1+r_M)^M}. \quad (4)$$

Die Rendite r_M für die Laufzeit M gibt den Durchschnittsertrag aus dem Besitz einer Anleihe unter der Annahme an, daß alle Kuponzahlungen während der Laufzeit der Anleihe (d.h. bei $m = 1, 2, \dots, M$) zu genau dem gleichen Zinssatz r_M wiederangelegt werden. Es wird also angenommen, daß die Zinsstrukturkurve, definiert in Form der z_m (mit $m = 1, 2, \dots, M$ wie in (2)) für dieses Wertpapier immer flach und immer gleich r_M ist.

Die Renditen r_M für verschiedene Laufzeiten M definieren die Renditenstrukturkurve.

Nur die Variablen P, C, N und m (und damit M) sind beobachtbar; die Variablen r_m, z_m und f_m und die Diskontierungsfunktion δ_m müssen von diesen abgeleitet werden. Dabei ist die Berechnung der Rendite am einfachsten. Sie kann unmittelbar aus der Gleichung (4) mit Hilfe eines iterativen Algorithmus (beispielsweise Newton-Raphson) gewonnen werden, weil sie die einzige unbekannt Variable in dieser Gleichung ist. Die Ableitung von z_m sowie f_m und δ_m ist dagegen komplizierter.⁷ Die Probleme bei der Schätzung von z_m (die uns vorrangig interessiert) werden in Abschnitt III erörtert. Eine Möglichkeit, die Schwierigkeiten zu umgehen, besteht darin, einfach die Renditen, r_M , als Näherungswerte für die z_m zu verwenden. Was bedeutet dies für die geschätzten Zinssätze und, was uns hier vor dem Hintergrund der Analyse des Informationsgehaltes der Zinsstrukturkurve besonders interessiert, für die geschätzten Zinsdifferenzen? Um dies beantworten zu können, wird (2) gleich (4) gesetzt:

$$\sum_{m=1}^M \frac{C}{(1+z_m)^m} + \frac{N}{(1+z_m)^M} = \sum_{m=1}^M \frac{C}{(1+r_M)^m} + \frac{N}{(1+r_M)^M}, \quad (5)$$

Diese Gleichung drückt die (nichtlineare) Beziehung zwischen dem Zins und der Rendite aus. Zur Veranschaulichung wird der Fall einer zweiperiodigen Anleihe mit einer Tilgungszahlung von 1 betrachtet. Aus (5) ergibt sich:

$$\frac{C}{(1+z_1)} + \frac{C}{(1+z_2)^2} + \frac{1}{(1+z_2)^2} = \frac{C}{(1+r_2)} + \frac{C}{(1+r_2)^2} + \frac{1}{(1+r_2)^2}. \quad (6)$$

⁷ Zu beachten ist, daß Arbitragetransaktionen gewährleisten, daß diese drei Zinskonzepte in einer eindeutigen algebraischen Beziehung zueinander stehen. Kennt man also eine von den Dreien, so können die anderen beiden ohne weiteres errechnet werden.

Erweitert man (6) und ignoriert die Ausdrücke höherer Ordnung, die im Fall von Zinsen und Renditen vernachlässigbar klein sind, so erhält man

$$r_2 \cong \omega z_1 + (1-\omega)z_2, \text{ mit } \omega = \frac{C}{2+3C}. \quad (7)$$

Dies verdeutlicht, daß die Rendite ein gewogener Durchschnitt der Zinsen ist, wobei die Gewichte von dem mit der Anleihe verbundenen Zahlungsstrom abhängen (d.h. der Höhe der Kupon- und Tilgungszahlungen und der Anzahl der gesamten Zahlungen). Es zeigt auch, daß die Rendite und der Zinssatz nur dann identisch sind, wenn die Zinsstrukturkurve flach ist, d.h., wenn $z_1 = z_2$.

Die Differenz zwischen der Einjahresrendite und der Zweijahresrendite, $r_2 - r_1$, ausgedrückt in Form der entsprechenden Zinsen, läßt sich wie folgt schreiben:

$$r_2 - r_1 = (1-\omega)(z_2 - z_1). \quad (8)$$

Nun ist im Fall von Kuponanleihen der Kupon C definitionsgemäß positiv und damit ist ω positiv beziehungsweise $(1-\omega)$ stets kleiner als eins. Folglich ist die Renditedifferenz, $r_2 - r_1$, stets kleiner als die Zinsdifferenz, $z_2 - z_1$. Entsprechend ist die Varianz der ersteren stets kleiner als die Varianz der letzteren, nämlich um den Faktor $(1-\omega)^2$.

Die Renditedifferenz unterschätzt somit systematisch die Höhe und die Varianz der Zinsdifferenz. Darüber hinaus kann das Ausmaß dieser Unterschätzung im Zeitverlauf in Abhängigkeit von der Höhe des Kupons variieren. Die Abhängigkeit der Rendite einer Anleihe von der Kuponhöhe wird als sogenannter Kuponeffekt bezeichnet. Wie aus (8) zu ersehen ist, impliziert - unter sonst gleichen Bedingungen - ein höherer Kupon eine größere Differenz zwischen der Renditedifferenz und der Zinsdifferenz. Dieser Effekt wird hier - in Abgrenzung zu anderen Arten von Kuponeffekten, wie beispielsweise dem steuerinduzierten Kuponeffekt, als "mathematischer" Kuponeffekt -, bezeichnet. Er kommt dann zum Tragen, wenn die Zinsstrukturkurve durch die Renditenstrukturkurve approximiert wird.

III. Verfahren zur Schätzung von Zinsstrukturkurven

III.1 Grundsätzliche Probleme

Die Zinsstrukturkurve ist definiert als die Beziehung zwischen der (Rest-) Laufzeit und dem Zinssatz für Nullkupon-Anleihen. Im Idealfalle verfügt man über eine kontinuierliche Kurve, so daß jeder Laufzeit genau ein Zinssatz zugeordnet wird und der Wert an jedem beliebigen Punkt abgelesen werden kann, beispielsweise bei einer Fälligkeit von einem Jahr, zwei Jahren usw. Um eine solche kontinuierliche Zinsstrukturkurve zu erhalten, benötigt man ein Kontinuum homogener Nullkupon-Anleihen ohne Kreditausfallrisiko. Tatsächlich wird aber nur eine *endliche Zahl* von Anleihen notiert, deren Preise nur eine endliche Zahl von Beobachtungspunkten definieren. Darüber hinaus handelt es sich bei den zur Verfügung stehenden Anleihen um *Kuponanleihen*, während die Zinsstrukturkurve in Form von Zinssätzen für Nullkupon-Anleihen definiert ist und sich somit nicht unmittelbar aus den Kursen oder Renditen dieser Anleihen ergibt. Außerdem hat die Existenz *verschiedener Kupons* für verschiedene Anleihen den Effekt, daß die Nachfrage nach den Anleihen, und damit ihre Preise und Renditen, von anderen Faktoren, beispielsweise steuerlichen Überlegungen, beeinflußt werden, insbesondere, wenn unterschiedliche Steuersätze für Zinseinkünfte (die sich aus der Zahlung der Kupons ergeben) und Kapitalgewinne (die sich aus Wertsteigerungen der Anleihe ergeben) gelten.

Bei dem Versuch, eine kontinuierliche Zinsstrukturkurve anhand der verfügbaren endlichen Punkte zu konstruieren, erhebt sich die Frage, welche Formen diese Kurve annehmen darf. Man muß sich entscheiden zwischen der Glättung - der Beseitigung von "Schmutz" in den Daten - und der Flexibilität der Kurve, der Fähigkeit, echte Bewegungen des Kurvenverlaufs darstellen zu können. Flexiblere Verfahren ermöglichen eine genauere Beschreibung der Daten, d. h. geringere Abweichungen der geschätzten von den beobachteten Renditen.⁸ Dies kann für diejenigen, die für Wertpapieremissionen oder Marktpflegeoperationen zuständig sind, insbesondere dann sehr wichtig sein, wenn die Zinsstrukturkurve als Grundlage für die Bewertung von Finanzmarktinstrumenten verwendet wird. Eine glattere Kurve hingegen wird im allgemeinen von Zentralbanken für geldpolitische Zwecke vorgezogen, d.h. wenn das Schwergewicht darauf liegt, die Zinsstrukturkurve als Indikator der Markterwartungen hinsichtlich der künftigen Zins- und Inflationsentwicklung zu benutzen. Verzichtet man auf

⁸ Selbst wenn es um die Schätzung von Zinssätzen geht, bilden die beobachteten Renditen den Orientierungspunkt, an dem die Qualität der Schätzungen gemessen werden muß, da sie das einzige beobachtbare (bzw. unmittelbar aus den beobachtbaren Preisen ableitbare) Zinsmaß darstellen. Siehe hierzu auch III.2.2

Flexibilität, so kann man ein größeres Maß an Einfachheit in bezug auf die Schätzverfahren und die Interpretation der Ergebnisse erhalten. Opfert man allerdings zu viel Flexibilität im Interesse einer größeren Einfachheit, so läuft man Gefahr, daß die möglichen Kurvenverläufe so stark eingeschränkt sind, daß die relevanten Informationen hinsichtlich der Markterwartungen verlorengehen. Der in Abschnitt 5 durchgeführte Test des Informationsgehaltes der Zinsstruktur kann als ein Kriterium für die Wahl des geeigneten Kompromisses herangezogen werden.

Deutsche Bundesanleihen werden als Kuponanleihen begeben und stellen somit Bündel von Nullkupon-Anleihen dar, wie dies in (2) dargestellt ist.⁹ Außerdem können die Kupons C bislang nicht getrennt gehandelt werden. Eine derartige Möglichkeit, im allgemeinen als Kuponstripping bezeichnet, wird erst ab Mitte des Jahres 1997 bestehen. Da also für dieses Bündel von Zinsen nur ein Kurs beobachtet werden kann, können die Zinssätze z_m nicht unmittelbar geschätzt werden, sondern es sind einige Zwischenschritte erforderlich (s. III.2.2.). Einfacher wäre es, eine geschätzte Kurve unmittelbar durch die Renditen zu legen. Letzteres Verfahren ist aber theoretisch fragwürdig, weil das Konzept der Rendite - wie oben ausgeführt - nicht eindeutig ist und der Aussagegehalt der Renditen insbesondere durch den "mathematischen" Kuponeffekt beeinträchtigt wird.

Andere Arten von Kuponeffekten können sich aufgrund von bestimmten Kupon- oder Laufzeitenpräferenzen oder aufgrund steuerlicher Erwägungen ergeben. Zum Beispiel kann es zu einem steuerbedingten Kuponeffekt kommen, wenn Zinseinkünfte und Kursgewinne unterschiedlich besteuert werden. In Deutschland müssen einkommensteuerpflichtige Privatpersonen Zinseinkünfte aus Anleihen versteuern, während realisierte Kapital- oder Kursgewinne (solange sie nicht innerhalb von sechs Monaten realisiert werden) steuerfrei sind. Vor diesem Hintergrund erscheint es plausibel, daß eine besonders starke Nachfrage nach niedrigverzinslichen Anleihen besteht. Sie würden dann gegenüber hochverzinslichen Anleihen mit einem Aufschlag gehandelt beziehungsweise eine stets niedrigere Rendite als letztere aufweisen. Dieser Effekt könnte bei der Schätzung berücksichtigt werden, indem entweder die beobachteten Renditen zunächst in "effektive Verzinsung nach Steuern" umgewandelt werden oder indem der Einfluß dieses Kuponeffektes auf die Zinssätze im Rahmen des Schätzverfahrens korrigiert wird (wie dies in der vorliegenden Untersuchung geschieht).

⁹ In einigen Ländern, beispielsweise den Vereinigten Staaten und Frankreich, Nullkupon-Staatsanleihen, allerdings nur für bestimmte Laufzeiten.

III.2 Ausgewählte Verfahren

In dieser Arbeit werden fünf verschiedene Verfahren zur Schätzung von Zinsstrukturkurven betrachtet. Neben dem von der Bundesbank seit 1981 verwendeten Verfahren zur Schätzung von Renditenstrukturkurven werden die Verfahren zur Schätzung von Zinsstrukturkurven von Nelson und Siegel (1987), im folgenden als Nelson/Siegel bezeichnet, und von Svensson (1994) sowohl in ihrer ursprünglichen als auch in der um eine Bereinigung um den steuerbedingten Kuponeffekt erweiterten Form berücksichtigt. Die letzteren vier Schätzverfahren werden mit Hilfe eines von der Bank of England zur Verfügung gestellten Schätzprogramms durchgeführt. Bei allen Verfahren werden die Parameter der fünf Renditestrukturkurven für jeden Beobachtungszeitpunkt getrennt geschätzt, d.h. daß sich die geschätzten Parameter von Monat zu Monat ändern können.

III.2.1 Deutsche Bundesbank

Die Bundesbank approximiert die Zinsstrukturkurve, indem sie eine Kurve durch die beobachteten Renditen legt. Dieses Verfahren hat den Vorteil, daß es rechnerisch einfach ist, kann aber - wie erwähnt - aus theoretischer Sicht kritisiert werden. Die Bundesbank ist sich dieses Problems bewußt. Seit 1981 wird ein gemischt linear-logarithmisches Regressionsverfahren in folgender Form verwendet:¹⁰

$$r_{t,m,i} = \beta_{t,0} + \beta_{t,1}m_i + \beta_{t,2} \ln m_i + \beta_{t,3}C_i + \beta_{t,4} \ln C_i + \varepsilon_{t,i}, \quad i = 1, 2, \dots, n_t, \quad (9)$$

wobei $r_{t,m,i}$ die Rendite der Anleihe i , errechnet aus dem beobachteten Kurs zum Zeitpunkt t , m_i die Restlaufzeit der Anleihe i , C_i den Kupon der Anleihe i , $\beta_{t,0}$ bis $\beta_{t,4}$ die zu schätzenden Parameter, und n_t die Anzahl der einbezogenen Wertpapiere darstellt. Die Koeffizienten werden geschätzt, indem der durchschnittliche quadratische Renditefehler (Differenz zwischen geschätzten und beobachteten Renditen) minimiert wird. Die geschätzten Regressionskoeffizienten werden dann benutzt, um die Renditestrukturkurve für fiktive Anleihen zu konstruieren, bei denen angenommen wird, daß sie mit dem gleichen Kupon \bar{C} ausgestattet sind. Somit ergibt sich die geschätzte Rendite als

¹⁰ Eine genaue Beschreibung findet sich in Deutsche Bundesbank (1983). Vor 1981 enthielt die Gleichung nicht die beiden mit dem Kupon verbundenen Terme. Die von der Bundesbank veröffentlichten Renditen (Deutsche Bundesbank, Statistische Beihefte zum Monatsbericht - Kapitalmarktstatistik) weisen daher einen Bruch in bezug auf den verwendeten Schätzansatz auf. In der vorliegenden Untersuchung wird das in (9) dargestellte Verfahren rückwirkend bis September 1972 angewandt, um einen konsistent geschätzten Datensatz zu erhalten.

$$\hat{r}_{t,m} = \hat{\beta}_{t,0} + \hat{\beta}_{t,1}m + \hat{\beta}_{t,2} \ln m + \hat{\beta}_{t,3} \bar{C} + \hat{\beta}_{t,4} \ln \bar{C} , \quad (10)$$

wobei $\hat{r}_{t,m}$ die geschätzte Rendite für die Laufzeit m zum Zeitpunkt t bezeichnet. Die Spezifikation in Form von linearen und logarithmischen Ausdrücken bedeutet, daß die geschätzten Renditenstrukturkurven in der Regel flach sind, monoton stetig fallen oder steigen (s. Abbildung 1). Wegen der logarithmischen Transformation sind U-Formen der geschätzten Kurve nur bei einer extremen Konvexität der Daten möglich.¹¹ Buckel oder S-förmige Kurven können überhaupt nicht auftreten.

Die Aufnahme des Kupons in die Schätzgleichung spiegelt den Versuch einer Bereinigung um den Kuponeffekt wieder. Effektiv schätzt die Bundesbank einen Vektor von Renditenstrukturkurven, wobei jede Kurve einen anderen konstanten Kupon repräsentiert. Ausgewählt wird dann jene Renditestrukturkurve, die sich ergibt, wenn der Durchschnittskupon aller in die Regression eingebezogenen Anleihen eingesetzt wird.¹² Die Variation der Annahme bezüglich der Höhe des Kupons bewirkt eine Parallelverschiebung der Renditenstrukturkurve, deren Ausmaß von der Konstellation der geschätzten Parameter abhängt. Wenn sowohl $\hat{\beta}_{t,3}$ als auch $\hat{\beta}_{t,4}$ positiv sind, bedeutet die Wahl eines höheren Kupons immer eine Verschiebung nach oben der Kurve, wobei das Ausmaß der Verschiebung mit der Höhe des Kupons abnimmt (wegen der Verwendung des Logarithmus). Ist der Koeffizient $\hat{\beta}_{t,3}$ positiv und der Koeffizient $\hat{\beta}_{t,4}$ negativ (was in der Praxis meist der Fall ist), so verschiebt sich die Kurve - ausgehend von einer Kuponhöhe von Null - zunächst nach oben und schließlich sogar wieder nach unten. Dies ist in Abbildung 2 zu sehen, die die geschätzte Renditenstrukturkurve als Funktion der Höhe des unterstellten konstanten Kupons zeigt.¹³ Wie aus der Abbildung ersichtlich ist, führt die Variation bezüglich dieser Annahme zu einer Parallelverschiebung wechselnden Ausmaßes.

Das Problem bei diesem Ansatz besteht nun darin, daß es kein objektives Kriterium gibt, nach dem entschieden werden könnte, welches der richtige konstante Kupon ist, und damit

¹¹ In der hier untersuchten Stichprobe erhält man mit dem Bundesbank-Verfahren nur eine einzige U-förmige Kurve.

¹² Genauer gesagt handelt es sich dabei um den Durchschnitt der durchschnittlichen Höhe des Kupons der Anleihen innerhalb von insgesamt 20 Laufzeitenkategorien (wobei in der ersten Kategorie Anleihen mit Restlaufzeiten zwischen einem Jahr und 1,25 Jahren, in der nächsten von 1,25 bis 1,75, dann 1,75 bis 2,25 Jahren etc. zusammengefaßt sind). Generell weicht der auf diese Weise errechnete Mittelwert (Mittelwert von 20 Laufzeitenklassen) vom tatsächlichen Mittelwert der Stichprobe ab, und das Ausmaß der Abweichung verändert sich im Zeitverlauf. Diese Abweichung ist jedoch quantitativ nicht sehr bedeutsam.

¹³ Kompliziert wird die Situation dadurch, daß sich der angenommene konstante Kupon im Zeitverlauf je nach der Höhe der Kupons der in die Regression einbezogenen Anleihen ändert.

auf welcher Höhe die Renditenstrukturkurve verlaufen soll. Die funktionelle Form (mit linearen und logarithmischen Terms), die zur Bereinigung um den Kuponeffekt berücksichtigt wird, ist nicht aus einem theoretischen Modell abgeleitet. Insofern ist die Wahl des hypothetischen Kupons und damit des Niveaus der Kurve zwangsläufig subjektiv. Dies stellt zwar offenkundig eine theoretische Schwäche des Verfahrens dar, ist aber dann weniger ein Problem, wenn in erster Linie die Steigung der Kurve und nicht ihre absolute Höhe von Interesse ist. Die Steigung bleibt von Veränderungen des konstanten Kupons unberührt, da solche Veränderungen - wie erläutert - lediglich Parallelverschiebungen der Renditenstrukturkurve mit sich bringen. Ein weiteres Problem ist die Annahme, daß der Kuponeffekt über das gesamte Laufzeitspektrum konstant ist. Tatsächlich aber ist der "mathematische" Kuponeffekt von der Laufzeit abhängig, und zwar nimmt er beispielsweise bei einer steigenden Renditenstrukturkurve mit der Laufzeit zu. Die Berücksichtigung des Kupons in den Schätzungen ist daher nicht geeignet, das Problem des „mathematischen“ Kuponseffektes, das durch die Verwendung von Renditen entsteht, zu beseitigen. Auch der

Abbildung 1: Mögliche Verläufe der Renditenstrukturkurve gemäß BBK

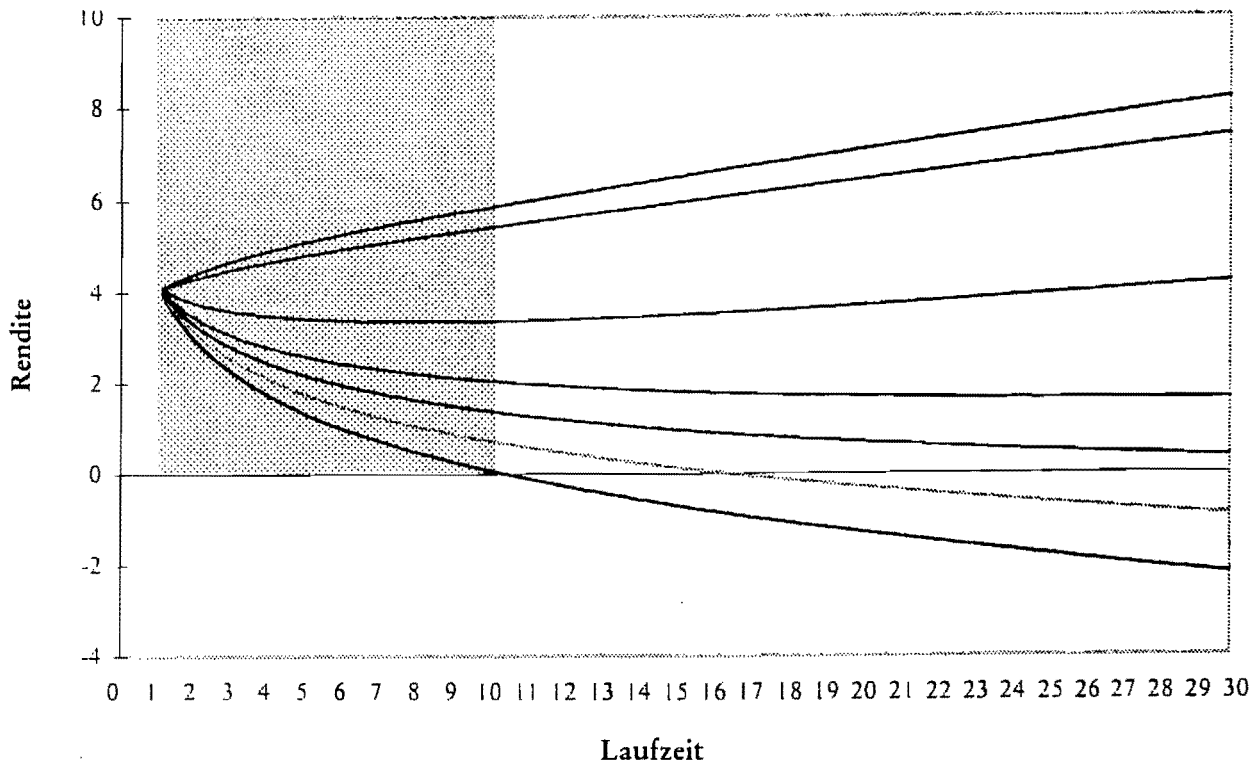
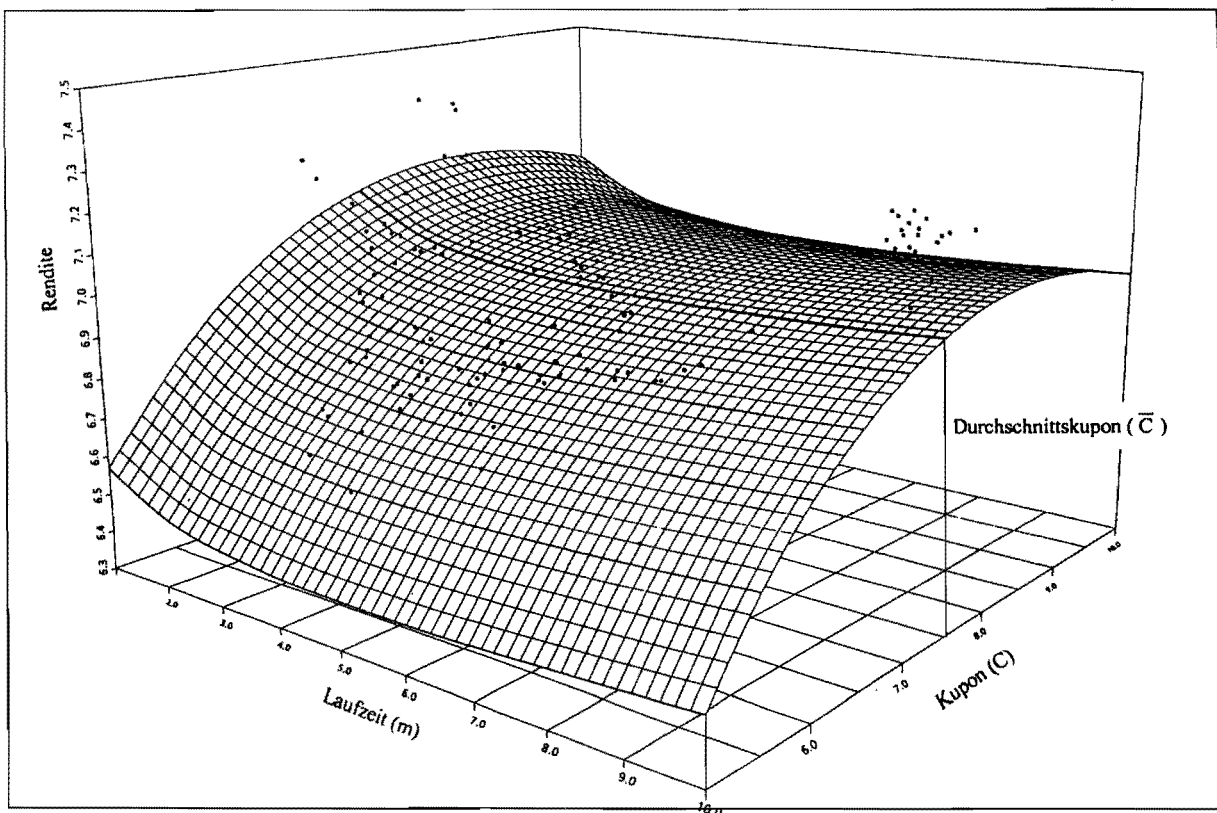


Abbildung 2: Renditenstrukturkurven unter verschiedenen Annahmen hinsichtlich des konstanten Kupons, 1993:1



"steuerbedingte" Kuponeffekt kann durchaus mit der Laufzeit variieren. Und zwar mögen Anleger in bestimmten Steuergruppen eine Präferenz für Titel mit bestimmten Laufzeiten haben, z. B. weil in diesen Laufzeitenbereichen Anleihen mit niedrigen Kupons konzentriert sind. Diesen Einwänden kann aber entgegengehalten werden, daß bei Laufzeiten von bis zu zehn Jahren der "mathematische" Kuponeffekt nicht sehr groß ist. Außerdem ist auch zu wenig über die Vorlieben am deutschen Kapitalmarkt bekannt, als daß der steuerbedingte Kuponeffekt in einfacher Weise berücksichtigt werden könnte.¹⁴

III.2.2 Nelson/Siegel und Svensson

Das von Nelson/Siegel entwickelte Verfahren und seine Erweiterung durch Svensson stellen Versuche dar, die Beziehung zwischen Zinssätzen und Laufzeiten zu schätzen. Dabei werden die sich aus den Schätzungen ergebenden theoretischen Preise oder Renditen mit den beobachteten Preisen oder Renditen verglichen und es wird versucht, die Differenz zwischen beobachteten und theoretischen Werten zu minimieren. Der theoretische Preis $\hat{P}_{t,i}$ der i-ten Anleihe wird ermittelt, indem man die mit der Anleihe verbundenen Zahlungen mit den entsprechenden geschätzten Diskontierungsfaktoren abzinst:

$$\hat{P}_{t,i} = \sum_{m=1}^{M_i} \delta_{t,m}(b_t) C + \delta_{t,M}(b_t), \quad (11)$$

wobei M_i die Anzahl der Kuponzahlungen des i-ten Wertpapiers ($i = 1, 2, \dots, n_t$), das Zahlungsprofil des i-ten Wertpapiers (d.h. die Kupon- und Tilgungszahlungen, wie in Abschnitt II erläutert), $\delta_{t,m}$ die Diskontierungsfaktoren und b_t den Vektor der zu schätzenden Parameter darstellen. Aus diesen theoretischen Preisen lassen sich nun theoretische Renditen ableiten, die annahmegemäß von den beobachteten Renditen um einen Meßfehler mit Erwartungswert Null abweichen. Der Vektor der Parameter, b_t , wird bestimmt, indem man den mittleren Renditenfehler, der sich bei den insgesamt n_t Anleihen ergibt, minimiert. Renditenirrtümer werden anstelle Preisirrtümern minimiert, weil es hier in erster Linie um Zins- und nicht um Preisschätzungen geht. Die Minimierung der Preisabweichungen kann zu verhältnismäßig großen Renditenabweichungen bei Anleihen mit

¹⁴ Derry und Pradhan (1993) zeigen, daß es am britischen Kapitalmarkt Anlegergruppen gibt, die ihre Anlageentscheidungen hauptsächlich nach steuerlichen Gesichtspunkten treffen, d.h. aus steuerlichen Gründen nicht alle am Markt verfügbaren Anleihen als vollkommene Substitute ansehen. Unseres Wissens gibt es für den deutschen Markt keine ähnliche Untersuchungen.

kurzen Restlaufzeiten führen, weil die Preise kurzfristiger Anleihen relativ insensibel in bezug auf die Renditen sind.¹⁵

Im folgenden werden die Annahmen hinsichtlich der Parameter von b_t erörtert, wobei zur Vereinfachung der Darstellung der Zeitindex t unterdrückt wird. Das Schätzverfahren von Nelson und Siegel beruht auf der Annahme, daß der (momentane) Terminzinssatz zum Zeitpunkt t in Form von Exponentialtermen folgendermaßen ausgedrückt werden kann:

$$f_m = \alpha_0 + \alpha_1 \exp\left(\frac{-m}{\tau_1}\right) + \alpha_2 \frac{m}{\tau_1} \exp\left(\frac{-m}{\tau_1}\right), \quad (12)$$

wobei $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2$ und τ_1 die zu bestimmenden Parameter sind. Die Wahl dieser funktionellen Form begründen Nelson/Siegel damit, daß auf diese Weise die typischen beobachtbaren Verläufe der Zinsstrukturkurven erfaßt werden können, nämlich flache, U-förmige, umgekehrt U-förmige und S-förmige Kurven.

Wie in Abschnitt II ausgeführt wurde, stehen die Zinssätze $z_{t,m}$ und die momentanen Terminzinssätze in einer algebraischen Beziehung zueinander. Genauer gesagt sind die ersteren ein Durchschnitt der letzteren: $(1+z_m)^m = \prod_{\tau=1}^m (1+f_\tau)$. Daraus läßt sich ein Ausdruck von $z_{t,m}$ in Form der momentanen Terminzinssätze ableiten; nimmt man Logarithmen und verwendet die Annäherung $\ln(1+x) \approx x$, so erhält man $z_m = (1/m) \sum_{\tau=1}^m f_\tau$. In ähnlicher Weise erhält man durch Integration von (10) über das Intervall $[0,m]$ und der Division durch m die folgende Gleichung für die Zinssätze:

$$z_m = \left((\alpha_0 m - \alpha_1 \tau_1 \exp\left(\frac{-m}{\tau_1}\right) + \alpha_2 \tau_1 \left(1 - \exp\left(\frac{-m}{\tau_1}\right)\right) - \alpha_2 m \exp\left(\frac{-m}{\tau_1}\right) + \alpha_1 \tau_1) \right) m^{-1}. \quad (13)$$

Durch Umstellen und Ersetzen von α_0 durch β_0 , von α_1 durch β_1 und von α_2 durch β_2 erhält man eine andere, einfachere Form der Schätzgleichung:

¹⁵ Hier ist darauf hinzuweisen, daß die Elastizität des Preises hinsichtlich (eins plus) der Rendite als die Duration definiert ist, d.h. die mit dem Gegenwartswert gewichtete durchschnittliche Laufzeit von Kuponzahlungen und Tilgungsbetrag einer Anleihe. Da die Laufzeit kurzfristiger Anleihen gering ist, würden bei den Schätzungen Renditeabweichungen bei diesen Anleihen zu wenig bestraft.

$$z_m = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1 - \exp(-m / \tau_1)}{m / \tau_1} \right) + \beta_2 \left(\frac{1 - \exp(-m / \tau_1)}{m / \tau_1} - \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right) \right). \quad (14)$$

Die Verläufe der Zinsstrukturkurve, die mit dieser Funktion darstellbar sind, können wie folgt evaluiert werden: Indem man die Grenzwerte der Gleichung ermittelt, wenn M einerseits gegen unendlich und andererseits gegen Null geht, kann man zeigen, daß der langfristige Zinssatz gleich dem Parameter β_0 und der kurzfristige Zinssatz gleich der Parameterkombination $\beta_0 + \beta_1$ ist. Wird beispielsweise der kurzfristige gleich dem langfristigen Zinssatz und gleich Vier gesetzt (und τ_1 gleich 1), so kann die Kurve als Funktion eines einzigen Parameters β_2 geschrieben werden:

$$z_m = 4 + \beta_2 \left(\frac{1 - \exp(-m)}{m} - \exp(-m) \right). \quad (15)$$

Die möglichen Verläufe der Zinsstrukturkurve gemäß Nelson/Siegel sind in Abbildung 3 dargestellt. Sie zeigt, daß sowohl flache, monoton fallende oder steigende Kurven sowie Buckel und S-förmige Kurven möglich sind. Sie zeigt außerdem, daß die Kurve am sehr langen Ende asymptotisch auf eine Konstante zuläuft. Nelson/Siegel haben diesen Aspekt als ökonomisch sinnvolle Eigenschaft ihres Verfahrens hervorgehoben (der Aspekt wird in IV.2 kurz erörtert).

Svensson erhöhte die Flexibilität der Nelson/Siegel-Methode, indem er einen vierten Term mit zwei neuen Parametern, α_3 und τ_2 zur Terminzinssatzgleichung hinzufügt:

$$f_m = \alpha_0 + \alpha_1 \exp\left(\frac{-m}{\tau_1}\right) + \alpha_2 \frac{m}{\tau_1} \exp\left(\frac{-m}{\tau_1}\right) + \alpha_3 \frac{m}{\tau_2} \exp\left(\frac{-m}{\tau_2}\right), \quad (16)$$

so daß

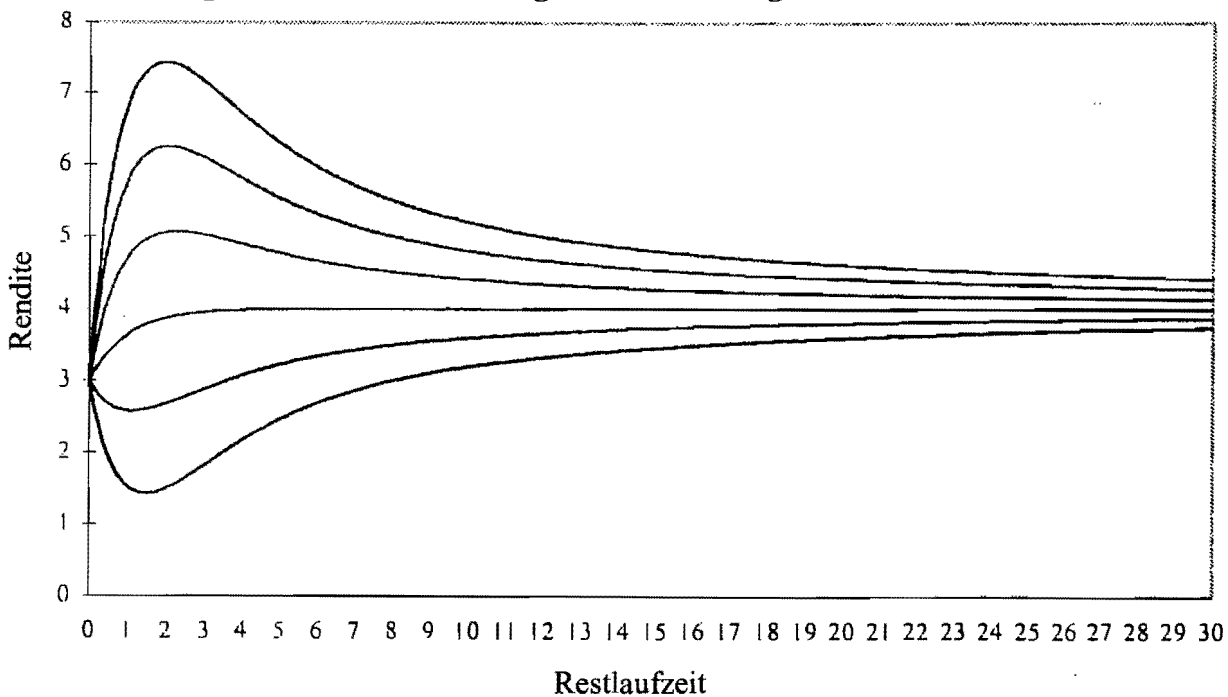
$$f_m = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1 - \exp(-m / \tau_1)}{(m / \tau_1)} \right) + \beta_2 \left(\frac{1 - \exp(-m / \tau_1)}{(m / \tau_1)} - \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right) \right) + \beta_3 \left(\frac{1 - \exp(-m / \tau_2)}{(m / \tau_2)} - \exp\left(-\frac{m}{\tau_2}\right) \right). \quad (17)$$

Analog zu dem im Zusammenhang mit dem Bundesbank-Ansatz beschriebenen Vorgehen werden im Nelson/Siegel- und Svensson-Verfahren die (geschätzten) Zinsen \hat{z}_m aus den geschätzten Parametern des Vektors b_t , nämlich $\hat{\beta}_0$, $\hat{\beta}_1$, $\hat{\beta}_2$, $\hat{\tau}_1$, und $\hat{\tau}_2$ (beim Nelson/Siegel-Verfahren sind $\hat{\beta}_2$ und $\hat{\tau}_2$ gleich Null) ermittelt, indem die folgende Funktion für beliebige m abgelesen wird:

$$\hat{z}_m = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \left(\frac{1 - \exp(-m / \hat{\tau}_1)}{(m / \hat{\tau}_1)} \right) + \hat{\beta}_2 \left(\frac{1 - \exp(-m / \hat{\tau}_1)}{(m / \hat{\tau}_1)} - \exp(-\frac{m}{\hat{\tau}_1}) \right) + \hat{\beta}_3 \left(\frac{1 - \exp(-m / \hat{\tau}_2)}{(m / \hat{\tau}_2)} - \exp(-\frac{m}{\hat{\tau}_2}) \right) \quad (18)$$

Die Verläufe der Kurve, die sich aus der von Svensson berücksichtigten funktionellen Form ergeben können, ähneln denen beim ursprünglichen Nelson/Siegel-Verfahren, außer, daß die Zinsstrukturkurve bei Svensson einen zusätzlichen Buckel nach oben oder unten aufweisen kann. In der Literatur wird der letztere Ansatz oft als erweitertes Nelson/Siegel-Verfahren bezeichnet; hier wird es zur leichteren Unterscheidung Svensson-Verfahren genannt. Beide Ansätze werden auf unsere Daten angewandt.

Abbildung 3: Zinsstrukturkurven gemäß Nelson/Siegel



III.2.3 Bereinigung des steuerbedingten Kuponeffekts

Wenn Zinseinkünfte, nicht jedoch realisierte Kapitalgewinne, der Einkommensteuer unterliegen (wie dies in Deutschland der Fall ist), werden Anleihen mit einem hohen Kupon unter Umständen weniger nachgefragt und notieren damit mit einer höheren Rendite als Anleihen mit einem niedrigen Kupon. Bleibt dieser Effekt bei der Schätzung der Zinsstrukturkurve unberücksichtigt, so würde dies eine Kurve ergeben, die in den Segmenten, in denen eine große Anzahl von Anleihen mit hohen Kupons vorkommen, nach oben verzerrt sein könnte („steuerbedingter Kuponeffekt“).

Bei den wissenschaftlichen Ansätzen zur Bereinigung des steuerbedingten Kuponeffektes wird entweder ein einziger repräsentativer („effektiver“) Steuersatz geschätzt, der für alle Anleihen und alle Laufzeiten gilt (dem Vorgehen von McCulloch (1975) folgend), oder es wird eine Reihe von Zinsstrukturkurven aus Untergruppen von Anleihen konstruiert, die jeweils von "rationalen" Anlegern mit bestimmten Steuersätzen gehalten werden (dem Vorgehen von Schaefer (1981) folgend). Was das erstere Verfahren betrifft, so ist unklar, was der „effektive“ Steuersatz tatsächlich repräsentiert. Sofern er einen Durchschnittssteuersatz für sämtliche Anleger darstellt, würde der Steuereffekt für die unterschiedlichen Anlegergruppen nicht genau erfaßt werden. Das letztere Verfahren läßt sich in der Praxis schwer umsetzen. Und zwar müßte man entweder alle Steuerklassen der Anleger (die sich ohne weiteres von Monat zu Monat ändern könnten) genau feststellen, um die jeweiligen unterschiedlichen Zinsstrukturkurven zu schätzen, was insbesondere bei international gehandelten Anleihen schwer sein dürfte. Oder man müßte von der Annahme ausgehen, daß eine bestimmte Zinsstrukturkurve für den Markt „repräsentativ“ ist, und dabei die Informationen aus den Anleihen außer acht lassen, die für die bestimmte Anlegergruppe ineffizient sind. Dies kann leicht zu dem Problem führen, daß die verfügbaren Daten nicht ausreichen.

Der Ansatz der Bank of England, der hier verwendet wird, läßt sich nicht ohne weiteres einer der beiden Gruppen zuordnen.¹⁶ Dabei wird angenommen, daß der steuerbedingte Kuponeffekt in einer nichtlinearen Beziehung zu den Anleihekupons steht, und es wird versucht, diesen Effekt zu berücksichtigen, indem die für Anleihen mit niedrigem Kupon gezahlte Prämie (bzw. der Renditeabschlag) explizit modelliert wird. Das Modell enthält vier Parameter, die gleichzeitig mit Hilfe eines numerischen Verfahrens ermittelt werden, das die absoluten Abweichungen zwischen den beobachteten und geschätzten Renditen minimiert.

¹⁶ Ausführliche Erläuterungen hierzu finden sich bei Deacon und Derry (1994b) und Mastronikola (1991).

Entsprechend der Praxis der Bank of England (siehe hinsichtlich der Anwendung dieses Modelles für Deutschland z.B. Cooper und Steeley (1995)), wird das Modell zur Bereinigung des steuerlichen Kuponeffektes mit den zuvor erläuterten Verfahren von Nelson/Siegel und Svensson zur Schätzung der Beziehung zwischen Zinssätzen und Laufzeit kombiniert. Es ergibt sich also insgesamt:

$$z_m = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1 - \exp(-m / \tau_1)}{(m / \tau_1)} \right) + \beta_2 \left(\frac{1 - \exp(-m / \tau_1)}{(m / \tau_1)} - \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right) \right) + \beta_3 \left(\frac{1 - \exp(-m / \tau_2)}{(m / \tau_2)} - \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right) \right) + T(\beta_4, \beta_5, \beta_6, \beta_7, C, m), \quad (19)$$

wobei $T(\cdot)$ die als komplexe Funktion von vier Parametern und dem Kupon und der Restlaufzeit der Anleihe spezifizierte Bereinigung um den steuerbedingten Kuponeffekt darstellt.¹⁷ Die Schätzwerte der Zinsstrukturkurve werden auf der Grundlage der geschätzten Koeffizienten $\hat{\beta}_0$, $\hat{\beta}_1$, $\hat{\beta}_2$, $\hat{\tau}_1$, und $\hat{\tau}_2$ (im Fall des ursprünglichen Nelson/Siegel-Verfahrens sind $\hat{\beta}_2$ und $\hat{\tau}_2$ gleich Null) mit Hilfe von (18) errechnet. Beide Verfahren, Nelson/Siegel und Svensson, werden sowohl in ihrer ursprünglichen Form sowie in der um die Steuerbereinigung erweiterten Form auf unsere Daten angewandt. Um die Übersicht zu erleichtern, sind in Tabelle 1 die hier berücksichtigten Verfahren noch einmal zusammengefaßt.

¹⁷ Die genaue funktionelle Form des letzten Terms ist kompliziert, und die Erläuterung würde hier zu viel Raum einnehmen. Der interessierte Leser wird an Mastronikola (1991) oder Deacon und Derry (1994b, Seiten 42-51) verwiesen.

Tabelle 1: Übersicht über die Verfahren zur Schätzung von Zinsstrukturkurven

Schätzverfahren	Geschätzte Kurve	Funktionelle Form	Anzahl der Schätzparameter
Bundesbank mit Kuponbereinigung (BBK)	Approximation der Zinsstrukturkurve durch Renditestrukturkurve	lineare und logarithmische Terme	5
Nelson/Siegel, ursprüngliche Form (NSO)	direkte Schätzung der Zinsstrukturkurve	Exponentialterme	4
Nelson/Siegel mit Kuponbereinigung (NST)	direkte Schätzung der Zinsstrukturkurve	Exponentialterme und Steuereffektparameter	8
Svensson, ursprüngliche Form (SVO)	direkte Schätzung der Zinsstrukturkurve	ebenso wie NSO, aber ein zusätzlicher Exponentialterm	6
Svensson mit Kuponbereinigung (SVT)	direkte Schätzung der Zinsstrukturkurve	ebenso wie SVO, aber zusätzlich Steuereffektparameter	10

IV. Anwendung der Verfahren auf deutsche Daten

IV.1. Beschreibung der Daten

Die Wahl der für die Konstruktion der Zinsstrukturkurve verwendeten Anleihen ist von besonderer Bedeutung, da sie die Schätzergebnisse erheblich beeinflussen kann. Dabei muß ein Kompromiß gefunden werden zwischen der „Homogenität“ der einbezogenen Anleihen auf der einen und der Verfügbarkeit einer ausreichenden Anzahl von Beobachtungen über das gesamte Laufzeitenspektrum auf der anderen Seite. Es gibt kein objektives Kriterium, nach dem die optimale Auswahl getroffen werden könnte; die folgenden Absätze beschreiben den Versuch einer Kompromißlösung.

Die verfügbaren Daten umfassen Monatsendbeobachtungen der amtlich festgestellten Kassakurse, Restlaufzeiten und Kupons von insgesamt 523 börsennotierten öffentlichen Anleihen zwischen September 1972 und Februar 1996.¹⁸ In ihr sind Anleihen der Bundesrepublik Deutschland, Anleihen der Bundesrepublik Deutschland - Fonds "Deutsche Einheit", Anleihen der Bundesrepublik Deutschland - ERP-Sondervermögen, Anleihen der Treuhandanstalt, Anleihen der Deutschen Bundesbahn, Anleihen der Deutschen Bundespost, Bundesobligationen, Treuhandobligationen, Postobligationen, Schatzanweisungen der Deutschen Bundesbahn, Schatzanweisungen der Deutschen Bundespost und Schatzanweisungen des Bundes enthalten.¹⁹ Diese Anleihen haben ganz überwiegend eine feste Laufzeit und einen jährlichen Kupon, einige Anleihen haben einen Halbjahreskupon²⁰ und/oder Sonderkonditionen, beispielsweise ein Schuldnerkündigungsrecht oder eine teilweise vorzeitige Tilgung (Tilgungsfondsanleihen).²¹

¹⁸ Im Prinzip werden alle diese Anleihen zur Konstruktion der Renditenschätzungen verwendet, die die Bundesbank in ihrem *Statistischen Beiheft zum Monatsbericht (Kapitalmarktstatistik)* veröffentlicht. Zwischenzeitlich wurden allerdings Anleihen mit bestimmten Merkmalen nicht in den Schätzungen berücksichtigt. Um welche Anleihen es sich dabei handelt und über welchen Zeitraum sie ausgeklammert wurden ist nicht mehr feststellbar. Wie bereits erwähnt wurden die im *Statistischen Beiheft* veröffentlichten Daten vor Januar 1981 mit einem anderen funktionellen Schätzansatz ermittelt als dem aktuellen Schätzansatz. Da unseren Schätzungen mit dem Bundesbank-Verfahren für den gesamten Zeitraum ein konsistenter Daten- als auch Schätzansatz zugrundeliegt und auch Anleihen mit Restlaufzeiten zwischen drei Monaten und einem Jahr berücksichtigt werden (wie im folgenden erläutert wird), können die hier auf der Grundlage des Bundesbank-Verfahrens ermittelten Schätzergebnisse von den in den *Statistischen Beiheften* veröffentlichten Schätzergebnissen abweichen.

¹⁹ Näheres zu den seit 1984 begebenen Anleihen siehe Deutsche Bundesbank (1995), S. 81-88.

²⁰ Die unterschiedlichen Zinszahlungstermine (jährlich oder halbjährlich) sind in der Berechnung der Renditen berücksichtigt. Anleihen mit halbjährlicher Zinszahlung wurden bis Ende Dezember 1970 begeben; sie sind spätestens im Dezember 1980 fällig geworden.

²¹ Das Schuldnerkündigungsrecht gibt dem Emittenten das Recht, die Anleihe vorzeitig nach Ablauf einer bestimmten (Mindest-) Laufzeit zu tilgen (bzw. zu kündigen), weshalb diese Anleihen auch als kündbare Anleihen bezeichnet werden. Solche Anleihen wurden bis September 1973 begeben und bis November 1988

Um eine homogenere Datenmenge zu erhalten, wurden Anleihen mit Sonderkonditionen und die Anleihen der Bundesbahn und der Bundespost aus dem ursprünglichen Datensatz herausgenommen.²² Die Renditen dieser Anleihen zeichnen sich durch zusätzliche Prämien gegenüber den von der Bundesrepublik Deutschland begebenen Anleihen zu Standardbedingungen aus. So kann beispielsweise der Kurs einer Anleihe mit einem Schuldnerkündigungsrecht als Kurs einer Anleihe ohne solche Sonderkondition abzüglich des Preises einer Kaufoption auf diese Anleihe betrachtet werden. Da diese Kaufoption einen positiven Wert hat, solange die Volatilität der Zinsen positiv ist, ist der Kurs der Anleihe mit einem Schuldnerkündigungsrecht niedriger und ihre Rendite höher als bei einer Anleihe zu Standardbedingungen. Bei Anleihen der Deutschen Bundesbahn und der Deutschen Bundespost wiederum ist die Bonität geringfügig schlechter als bei Anleihen der Bundesrepublik Deutschland.²³

Die endgültig verwendete Datenmenge umfaßt Anleihen der Bundesrepublik Deutschland (170 Emissionen), Bundesobligationen (116 Emissionen) und Bundesschatzanweisungen (17 Emissionen), insgesamt also 303 Emissionen. Die für jeden Monat verfügbare Anzahl von Anleihen schwankt im Zeitverlauf beträchtlich (insbesondere bis Mitte der achtziger Jahre), wie aus Abbildung 4 ersichtlich ist. Beispielsweise gibt es nur einige Beobachtungen zu Beginn der siebziger Jahre, wobei die Datenmenge im September 1972 mit gerade 15 Beobachtungen am kleinsten ist. Die Zahl der verfügbaren Anleihen steigt dann in den siebziger Jahren stark und (fast) stetig auf mehr als 80 Beobachtungen im Jahre 1983 an. Über den restlichen Zeitraum unserer Stichprobenperiode (bis Februar 1996) schwankt die Zahl der verfügbaren Beobachtungen zwischen 80 und knapp 100. Die Beobachtungen verteilen sich im allgemeinen gleichmäßig über das Laufzeitspektrum von null bis zehn Jahren. Die Abbildung 5 zeigt die Verteilung der Anleihen über das Restlaufzeitenspektrum. Die Interpretation der Darstellung ist wie folgt: Die verfügbaren Anleihen sind durch Punkte dargestellt. Die horizontale Achse gibt die gesamte Stichprobenperiode wieder und die vertikale Achse zeigt für den jeweiligen Beobachtungsmonat, zu welchen (Rest-)Laufzeiten

notiert. Tilgungsfondsanleihen können nach einer bestimmten (Mindest-) Laufzeit zumindest teilweise vorzeitig getilgt werden. Sie wurden bis Dezember 1972 begeben und bis Dezember 1984 notiert.

²² Ein weiterer möglicher Grund für eine Inhomogenität in den (Anleihe-)Daten kann darin liegen, daß seit Einführung der Deutschen Terminbörse (DTB) einige Anleihen (mit einer Restlaufzeit zwischen 8,5 und 10 Jahren und Special Federal Notes mit einer Restlaufzeit zwischen 3,5 und 5 Jahren) im Rahmen der Bund-Future-Kontrakte lieferbar sind. Eine genaue Überprüfung der Daten ergab jedoch keine signifikanten Unterschiede in den Renditen aufgrund dieses Merkmales.

²³ Dies wird durch einfache statistische Tests bestätigt. Bei einer separaten Regression der Renditen der letztlich einbezogenen Wertpapiere einerseits und der ausgeklammerten Wertpapiere andererseits auf die Kupons und Laufzeiten kann die Nullhypothese der Gleichheit der geschätzten Koeffizienten (Wald-Test) verworfen werden. Die für die letzteren geschätzten Koeffizienten sind größer.

Abbildung 4: Anzahl der Wertpapiere, 1972:9 bis 1996:2

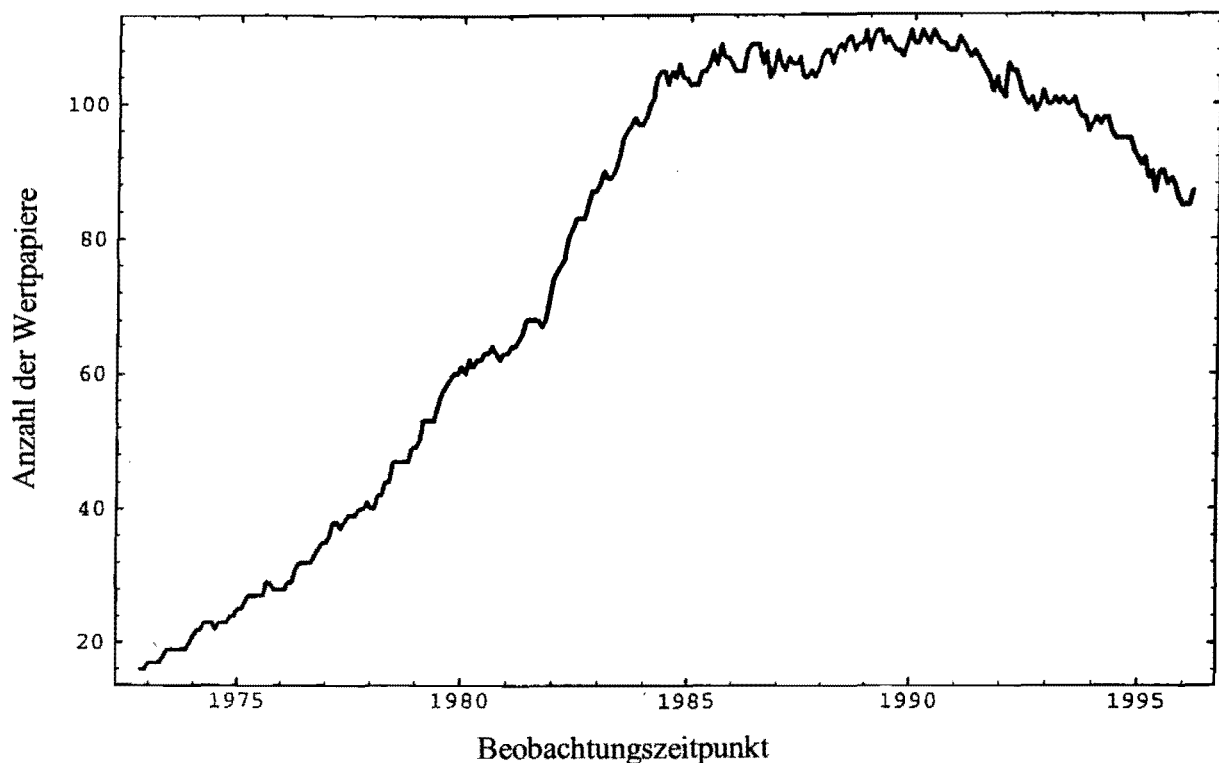
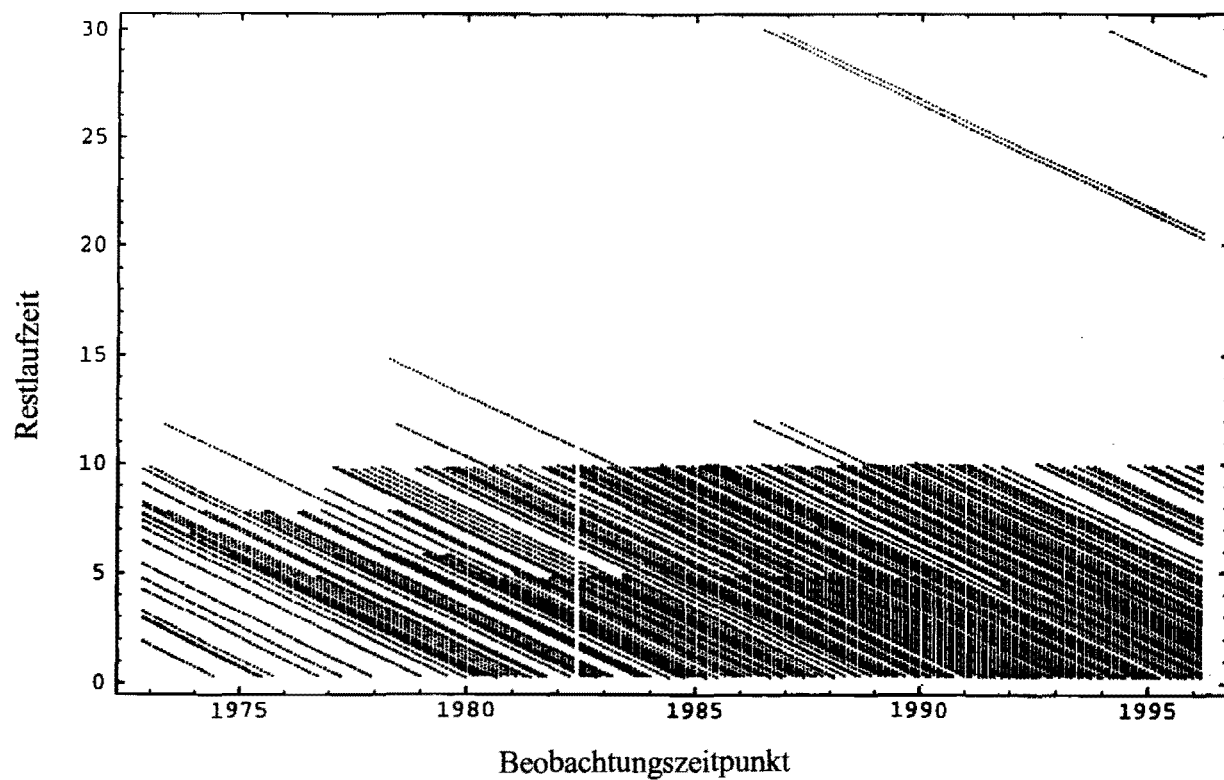


Abbildung 5: Verteilung der Wertpapiere nach (Rest-)Laufzeiten, 1972:9 bis 1996:2



Anleihen (durch Punkte gekennzeichnet) vorhanden sind. Die Abbildung macht deutlich, daß sich im Laufzeitenspektrum zu Beginn der siebziger Jahre einige Lücken ergaben. Es gibt keine Beobachtungen für Mai 1982. Die Abbildung zeigt darüber hinaus, daß die überwiegende Mehrheit der neu begebenen Anleihen eine Laufzeit von zehn Jahren hat und es nur sehr wenige Anleihen mit sehr langer (30 Jahre) und keine Anleihen mit kurzer ursprünglicher Laufzeit gibt. Trotzdem ist auch das kurze Ende des Laufzeitenspektrums durch mittel- und langfristige Emissionen mit kurzen Restlaufzeiten gut repräsentiert.

Dies führt zur Frage des verwendeten Laufzeitenspektrums. Wir folgen dem Ansatz der Bank of England und berücksichtigen für die Schätzung alle Anleihen mit einer Restlaufzeit von über drei Monaten.²⁴ Dies weicht von der Praxis der Bundesbank, die Anleihen mit einer Restlaufzeit zwischen drei Monaten und einem Jahr auszuschließen, ab. Zwar verbessert letzteres Vorgehen bei allen hier verwendeten Schätzverfahren die Genauigkeit der Schätzungen, gemessen an den Abweichungen der beobachteten von den geschätzten Renditen, doch wählen wir diese Strategie hier nicht, weil sie im Falle der Einjahreszinssätze (bzw. -renditen) zu sehr ungenauen Schätzungen führen kann. Da Beobachtungen für Anleihen mit Laufzeiten von genau einem Jahr oder etwas mehr als einem Jahr häufig nicht verfügbar sind, handelt es sich im Falle der Nichtberücksichtigung von Anleihen mit Restlaufzeiten zwischen drei und zwölf Monaten bei der Schätzung der Einjahresrate in solchen Fällen effektiv um eine Prognose. Alle Verfahren haben Schwierigkeiten, solche Prognosen zu leisten. Da beispielsweise bei dem Bundesbank-Verfahren im wesentlichen linear extrapoliert wird, bleibt die Krümmung, die in den Daten im Bereich von einem Jahr tatsächlich häufig beobachtbar ist, unberücksichtigt. Beim Svensson-Verfahren kann im Bereich kurzer Restlaufzeiten ein „Löffleffekt“ auftreten, d.h. die Kurve steigt am kurzen Ende (vom langen Ende aus gesehen) steil an und ergibt damit unrealistisch hohe Schätzwerte für den Einjahreszinssatz. Da der Einjahreszinssatz für die Geldpolitik besonders große Bedeutung hat und auch in der Berichterstattung über den Kapitalmarkt zu den am häufigsten genannten Zinssätzen gehört, sind diese Eigenschaften unerwünscht. Deshalb werden die Anleihen mit einer Restlaufzeit von drei Monaten bis zu einem Jahr in die Schätzungen einbezogen.

Eine andere Frage ist, ob die drei Anleihen am sehr langen Ende des Laufzeitenspektrums berücksichtigt werden sollen. Für ihre Ausklammerung spricht, daß die Umsätze in diesen Anleihen teilweise nicht sehr hoch sind, so daß deren Renditen nicht sehr zuverlässige Informationen liefern. Dagegen spricht, daß die Nichtberücksichtigung sämtliche Informationen über das sehr langfristige Segment der Zinsstruktur ignorieren würde. Das

²⁴ Die Renditen von Anleihen mit Restlaufzeiten unter drei Monaten sind teilweise anscheinend stark durch ihre geringe Liquidität beeinflusst und deshalb keine zuverlässigen Indikatoren der Markterwartungen.

Bundesbank-Verfahren würde aufgrund seiner begrenzten Flexibilität teilweise sehr schlechte Schätzungen der zehnjährigen Renditen liefern. Und zwar geschieht dies dann, wenn keine Beobachtungen für Anleihen mit Restlaufzeiten über zehn Jahren zur Verfügung stehen und die Kurve ansonsten sehr steil ansteigt. In diesen Fällen tragen die Beobachtungen am sehr langen Ende dazu bei, ein „Überschießen“ der Schätzwerte im Bereich der Restlaufzeit von zehn Jahren zu verhindern. Um dies zu verhindern, folgen wir der Praxis der Bundesbank (und im übrigen auch der der Bank of England) und beziehen auch die drei sehr langfristigen Anleihen mit ein.

Die Reduzierung der Stichprobe auf 303 Bundeswertpapiere (gegenüber 523 öffentlichen Anleihen) verbessert die Schätzgenauigkeit bei allen Verfahren, allerdings ist die Verbesserung nur gering. Sie schwankt im Zeitverlauf und beträgt im Durchschnitt über die gesamte Beobachtungsperiode je nach Schätzverfahren zwischen 0,5 und einem Basispunkt. Erwähnt sei in diesem Zusammenhang aber auch, daß die Reduzierung der Stichprobe auch die Konvergenz der Schätzungen auf einen Gleichgewichtswert erschwerte. Bei einigen Verfahren konnte eine Konvergenz in manchen Fällen nicht gewährleistet werden. Beispielsweise gab es beim NSO in sechs Fällen und beim SVO in einem Fall keine Konvergenz. In diesen Fällen wurde Konvergenz schließlich dadurch erreicht, daß statt der reduzierten die ursprüngliche (größere) Datenmenge verwendet wurde. Derartige Konvergenzprobleme traten bei SVT, NST und dem BBK-Verfahren nicht auf. Insgesamt stellt die Beschränkung der Stichprobe auf 303 Emissionen einen angemessenen Kompromiß zwischen der Homogenität der Daten und der Effizienz des Schätzverfahrens dar.

IV.2 Vergleich der Schätzverfahren

Welches Modell ist vorzuziehen? Was die geschätzte Kurve anbelangt (Zinsstrukturkurve oder Renditestrukturkurve), sind die Verfahren, bei denen unmittelbar die Zinssätze geschätzt werden, eindeutig vorzuziehen, weil die Zinssätze Informationen über die Erwartungen genauer als Renditen erfassen.

Hinsichtlich der funktionellen Form (exponential mit drei oder vier Termen oder linear-logarithmisch) gibt die Theorie keine eindeutige Antwort, da keines der analysierten Verfahren aus einem theoretischen Modell abgeleitet ist. Daher werden häufig Plausibilitätskriterien für die Beurteilung der Verfahren herangezogen. So haben etwa Siegel und Nelson (1988) aufgrund von Plausibilitätsüberlegungen Schätzverfahren kritisiert, bei denen die Schätzungen bei langfristiger Extrapolation zu unendlich hohen oder sogar

negativen Renditen führen können. Ein Beispiel für ein solches Verfahren ist das von der Bundesbank verwendete Verfahren, denn es enthält Ausdrücke, die linear mit der Laufzeit verbunden sind. Im Gegensatz hierzu haben die von Nelson/Siegel und Svensson vorgeschlagenen Schätzverfahren den Vorteil, daß die Schätzwerte asymptotisch auf eine Konstante am (sehr) langen Laufzeitenende zulaufen und nicht unbegrenzt wachsen können. Diese Schätzverfahren erlauben nämlich, daß die Kurve zwar im kurzfristigen Laufzeitsegment sogenannte abnormale Verläufe aufweisen kann (wobei abnormal Situationen bezeichnet, in denen Richtungswechsel der Kurve stattfinden, z. B. erst steigend, dann fallend, siehe Russell (1992)), sich aber langfristig „normal“ verhält. Dabei stellt sich nun die Frage, warum solche "abnormalen" Verläufe lediglich am kurzen Ende und nicht über den gesamten Laufzeitbereich zugelassen werden. Diese Frage wird hier nicht beantwortet, sie soll lediglich zur Illustration dienen, daß Plausibilitätskriterien auch nur in begrenztem Maße zur Beurteilung verschiedener Verfahren herangezogen werden können. Sie lassen keine eindeutigen Schlüsse zu.

Ein anderes Kriterium zur Beurteilung der verschiedenen Verfahren zur Schätzung von Zinsstrukturkurven ist, wie gut sie die beobachtbaren Informationen wiedergeben können. Die Abweichungen zwischen geschätzten und beobachteten Renditen (oder Kursen) werden daher sehr häufig als Kriterium verwendet (siehe z.B. Anderson et al. (1996), Bekdache und Baum (1994), Bliss (1994)). Eine solche Untersuchung wird im nächsten Unterabschnitt erläutert.

IV.3 Beobachtete und geschätzte Renditen bei verschiedenen Schätzverfahren

Wie erwähnt erhält man die Schätzungen der Zins- und Renditenstrukturkurven, indem man die durchschnittliche Renditeabweichung (root mean squared error oder RMSE) auf ein Minimum reduziert. Drei einfache Statistiken werden hier zum Vergleich zwischen beobachteten Renditen und den mit den verschiedenen Verfahren geschätzten Renditen vorgeschlagen. Die Wurzel aus dem mittleren quadratische Fehler (root mean squared error (RMSE)),

$$RMSE_t = \sqrt{\left(\sum_{i=1}^{n_t} (y_{i,t} - \hat{y}_{i,t})^2\right) / n_t} * 100,$$

das Bestimmtheitsmaß R^2 ,

$$R_t^2 = 1 - \left(\sum_{i=1}^{n_t} (y_{i,t} - \hat{y}_{i,t})^2 \right) / \left(\sum_{i=1}^{n_t} (y_{i,t} - \bar{y}_t)^2 \right),$$

und das um Freiheitsgrade bereinigte Bestimmtheitsmaß \bar{R}^2

$$\bar{R}_t^2 = 1 - \left[(n_t - 1) / (n_t - k) \right] (1 - R_t^2),$$

wobei n_t - wie bereits oben definiert - die Anzahl der Beobachtungen angibt, durch die die Kurve in jedem Monat t gelegt wird (monatliche Beobachtungen von 1972.9 bis 1996.2), $y_{i,t}$ die beobachtete Rendite der Anleihe i , $\hat{y}_{i,t}$ die geschätzte Rendite, $\bar{y}_{i,t}$ die durchschnittliche beobachtete Rendite und k die Anzahl der Parameter ist. Die Multiplikation mit 100 bedeutet, daß der RMSE in Form von Basispunkten ausgedrückt ist. Der RMSE ist das in den Schätzungen verwendete Minimierungskriterium und damit das Hauptkriterium für den Vergleich der verschiedenen Schätzungen. Das Bestimmtheitsmaß R^2 setzt die quadratischen Renditeabweichungen bei jeder Anleihe in das Verhältnis zur Abweichung ihrer Rendite vom Durchschnitt. Damit werden Renditeabweichungen in Bereichen, in denen die Schwankung der beobachteten Renditen relativ groß ist, weniger stark gewichtet. Eine wichtige Bestimmungsgröße der Flexibilität eines Renditestrukturkurvenschätzverfahrens ist die Anzahl der einbezogenen Parameter. Bei sonst gleichen Bedingungen, insbesondere bezüglich der verwendeten funktionellen Formen, ist zu erwarten, daß die Modelle mit der größeren Anzahl von Parametern bessere Schätzergebnisse erzielen (die Anzahl der Parameter der hier verwendeten Verfahren ist in Tabelle 1 aufgelistet). Ein *perfect fit* könnte beispielsweise durch ein Modell garantiert werden, das ebenso viele Parameter wie Beobachtungen enthält. Deshalb wird auch \bar{R}^2 , das um Freiheitsgrade korrigierte Bestimmtheitsmaß, in die Betrachtung einbezogen. Für alle drei Statistiken werden die durchschnittlichen Werte und die Standardabweichungen in der gesamten Beobachtungsperiode berechnet.

Unter Flexibilität wird hier verstanden, bis zu welchem Grad die geschätzte Kurve die Konstellation der beobachteten Renditen wiedergibt; hohe „Flexibilität“ wird also definiert als ein geringer durchschnittlicher RMSE und ein hoher durchschnittlicher Wert für R^2 und \bar{R}^2 . Die Standardabweichungen geben Hinweise darauf, wie konstant die Werte des RMSE, R^2 oder \bar{R}^2 über den Zeitraum der Stichprobe sind. Bei einem *gegebenen* durchschnittlichen RMSE, R^2 oder \bar{R}^2 ist eine geringere Standardabweichung der Statistiken wünschenswert, wenn die Zinsstrukturkurvenschätzungen und die Veränderungen dieser Schätzungen von Monat zu Monat verwendet werden, um Schlüsse für geldpolitische Zwecke zu ziehen. Eine

zu hohe Volatilität der Schätzungen könnte eher auf eine „Unzuverlässigkeit“ des Schätzverfahrens als auf tatsächlich stattfindende Veränderungen der Markterwartungen hindeuten. Tabelle 2 gibt die Werte der für die verschiedenen Verfahren zur Schätzung von Zinsstrukturkurven ermittelten Statistiken wieder.

Tabelle 2: Statistiken bezüglich der Verfahren zur Schätzung von Zinsstrukturkurven

	BBK	NSO	NST	SVO	SVT
Durchschnittlicher RMSE in Basispunkten	16,4	12,9	11,1	11,8	9,9
Standardabweichung des RMSE in Basispunkten	6,4	5,3	4,2	5,3	4,0
Durchschnittliches R^2	0,75	0,82	0,84	0,84	0,87
Standardabweichung von R^2	0,27	0,23	0,20	0,21	0,17
Durchschnittliches \bar{R}^2	0,72	0,81	0,80	0,82	0,82
Standardabweichung von \bar{R}^2	0,30	0,24	0,27	0,23	0,28

Erklärung: RMSE = Root mean squared error, R^2 ist das Bestimmtheitsmaß und \bar{R}^2 das um Freiheitsgrade korrigierte Bestimmtheitsmaß. BBK = Bundesbank; NSO = Nelson/Siegel (ursprüngliches Verfahren); NST = Nelson/Siegel mit Kuponbereinigung; SVO = ursprüngliches Svensson-Verfahren; SVT = Svensson mit Kuponbereinigung.

Betrachtet man die Statistiken, so schneidet das SVT-Modell am besten ab. Es ergibt nicht nur den niedrigsten Durchschnittswert des RMSE und den höchsten Wert für R^2 und \bar{R}^2 , sondern ist im Durchschnitt gesehen auch am zuverlässigsten (im Sinne geringer Standardabweichungen).²⁵ Das BBK-Modell schneidet sowohl in bezug auf Flexibilität als auch Zuverlässigkeit nach jedem der hier verwendeten Kriterien am schlechtesten ab.²⁶ Die Unterschiede der mit NSO, NST, SVO und SVT erzielten Ergebnisse sind relativ gering, aber alle vier Verfahren erzielen deutlich bessere Ergebnisse als das BBK-Verfahren.

²⁵ Zu beachten ist jedoch, daß SVT weniger zuverlässig als SVO erscheint, wenn eine Strafe für die Anzahl der Parameter in Betracht gezogen wird, wie im Falle des \bar{R}^2 .

²⁶ Zu erwähnen ist hier auch, daß das BBK-Verfahren - im Gegensatz zu den anderen Verfahren - zeitweise zu negativen R^2 -Werten führt (in der Tabelle nicht aufgeführt). Dies macht im übrigen auch deutlich, daß der R^2 nicht die übliche Interpretation hat, sondern korrekterweise als ein Pseudo- R^2 zu bezeichnen ist.

Soweit die bessere Schätzgenauigkeit eines Verfahrens, gemessen anhand des mittleren RMSE, auf die größere Anzahl von Parametern zurückzuführen ist, werden unsere a priori Erwartungen und die Ergebnisse früherer vergleichender Analysen verschiedener Verfahren zur Schätzung von Zinsstrukturkurven (s. z.B. Anderson et al. (1996) und Bliss (1994)) bestätigt. Tatsächlich stellen wir fest, daß SVT (mit 10 Parametern) eine bessere Darstellung der beobachteten Renditekonstellationen als NST (mit 8 Parametern) erlaubt. Letzteres Verfahren führt wiederum zu besseren Ergebnissen als SVO (mit 6 Parametern). Vergleichen wir R^2 und \bar{R}^2 , so stellen wir fest, daß das bessere Abschneiden tatsächlich teilweise mit der Anzahl der Parameter zu erklären ist. Eine bemerkenswerte Ausnahme bildet aber das BBK-Schätzverfahren (mit 5 Parametern), das zu einem schlechteren Ergebnis führt als das NSO (mit 4 Parametern), obwohl es mehr Parameter enthält. Dieses Ergebnis stimmt mit den in Abbildung 1 und 3 wiedergegebenen Simulation überein, wonach das einfache Nelson/Siegel-Verfahren eine größere Zahl von Kurvenformen repräsentieren kann als das linear-logarithmische (BBK-)Verfahren. Dies legt den Schluß nahe, daß die Spezifikation in Form von linear-logarithmischen Termen nicht adäquat ist.

Informativ ist es, sich die Qualität (im oben definierten Sinn) der mit den verschiedenen Verfahren verbundenen Schätzungen im Zeitverlauf anzusehen. Die Abbildung 6 zeigt die mittleren Fehler (RMSE) beim SVT- und BBK-Verfahren während des gesamten Beobachtungszeitraumes von 1972.9 bis 1996.2. Wie zu erkennen ist, sind die aus dem BBK-Verfahren sich ergebenden Fehler fast durchgängig größer als beim SVT-Verfahren, und die ersteren schwanken im Zeitverlauf erheblich stärker als die letzteren. Die Unterschiede in der Qualität der Schätzungen gemäß SVT und BBK sind insbesondere in den Zeiträumen von 1982 bis 1985, 1987/1988 und seit Ende 1992 beträchtlich. Während die mittleren Fehler beim SVT-Verfahren seit Ende 1992 allmählich geringer werden, wachsen die mit dem BBK-Verfahren verbundenen Fehler im Durchschnitt an und werden insgesamt volatiler. Der Grund hierfür ist, daß die Anzahl der Fälle zunimmt, in denen die beobachteten Renditen entweder relativ komplizierte Formen, beispielsweise S-Formen, darstellen oder sehr steile Kurven ergeben. Solche Kurvengestalten können mit dem BBK-Verfahren wegen seiner begrenzten Flexibilität nicht gut wiedergegeben werden.

Ein Beispiel für solch einen Fall liefert die Abbildung 7, die die im Januar 1994 zu beobachtende Renditenstrukturkurve zeigt. Abgebildet sind die Renditen als Punkte und die Bundesbank-Renditenschätzungen als durchgezogene Linie. Die Abbildung macht deutlich, daß das Bundesbank-Verfahren nicht flexibel genug ist, um die S-Form der Daten wiederzugeben. Zum Vergleich zeigt die Abbildung auch die Schätzung der Zinsstruktur-

kurve mit Hilfe des SVT-Verfahrens als gepunktete Linie, die die S-Form gut wiedergibt.²⁷ Mit dem BBK-Verfahren erhält man eine Kurve, die die von den Renditen gebildete Kurve bei einer Restlaufzeit von etwa sechs bis sieben Jahren in der Mitte durchschneidet. Bei (Rest-)Laufzeiten von anderthalb bis sechs Jahren werden die Daten durchgängig über- und bei (Rest-)Laufzeiten über sechs Jahren durchgängig unterschätzt. Folglich wird die Steigung der Kurve insgesamt unterschätzt.

Eine einfache Regressionsanalyse bestätigt, daß das BBK-Verfahren dann schlechtere Ergebnisse als das SVT-Verfahren liefert, wenn die Renditenstrukturkurve sehr steil ist. Eine Regression der „zusätzlichen Abweichung“ (definiert als der zusätzliche mittlere Fehler, der sich aus dem BBK-Verfahren im Vergleich zum SVT-Verfahren ergibt) auf die einfache und quadrierte Differenz zwischen den Zehn- und Ein-Jahres-Zinsen sowie eine Konstante und autoregressive Terme ergibt folgendes Resultat. Die einfache und quadrierte Zinsdifferenz sind beide positiv und hoch signifikant (auf einem Signifikanzniveau von fast einem Prozentpunkt bzw. deutlich unter einem Prozentpunkt) und erklären, zusammen mit der Konstanten und den AR-Termen, insgesamt 70 % der Schwankung der zusätzlichen Abweichung.²⁸ Von einer weitergehenden Interpretation wird hier abgesehen, da die Streuung der Residuen breiter ist als bei einer Standardnormalverteilung, was auf gewisse Spezifikationsprobleme hindeutet. Dies liegt daran, daß die im Zeitablauf teilweise extremen Schwankungen der zusätzlichen Abweichung durch diese einfache Regression nicht erfaßt werden können.

²⁷ Zu beachten ist, daß es sich bei der Zinsstrukturschätzung, anders als bei der Renditenstrukturschätzung *nicht* um einen Versuch handelt, eine Kurve durch die beobachteten Punkte (Renditen) zu legen.

²⁸ Wir haben mit einigen anderen Faktoren experimentiert, jedoch ohne signifikante Zusammenhänge feststellen zu können. Beispielsweise ließ sich keine signifikante Beziehung zwischen der zusätzlichen Abweichung und der Höhe des Durchschnittskupons feststellen.

Abbildung 6: Mittlerer Renditenirrtum gemäß SVT- und BBk-Verfahren, 1972:9 bis 1996:2

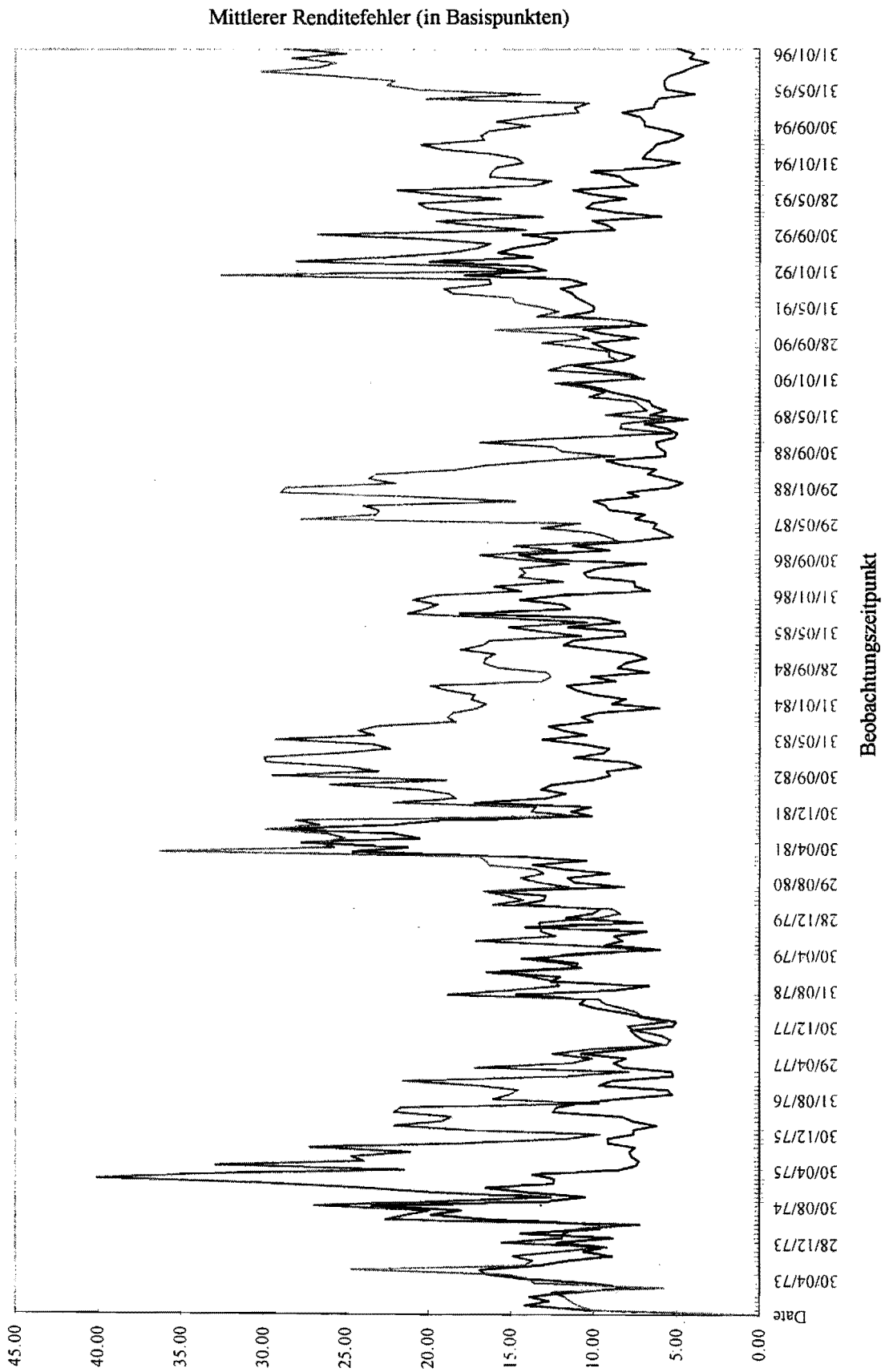


Abbildung 7: Beobachtete Renditen, Renditenstrukturkurve gemäß BBK-Verfahren und Zinsstrukturkurve gemäß SVT-Verfahren, 1994:1

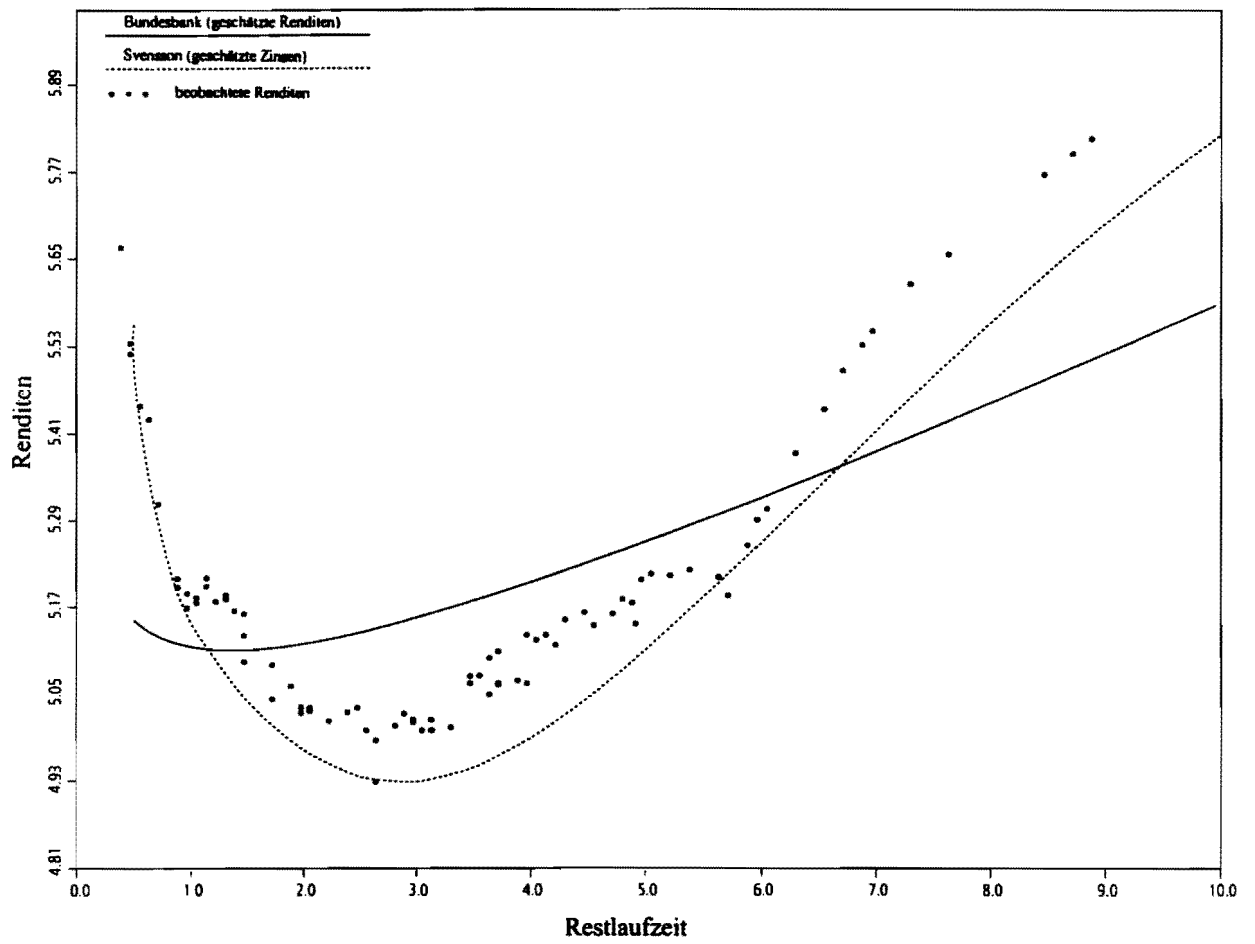
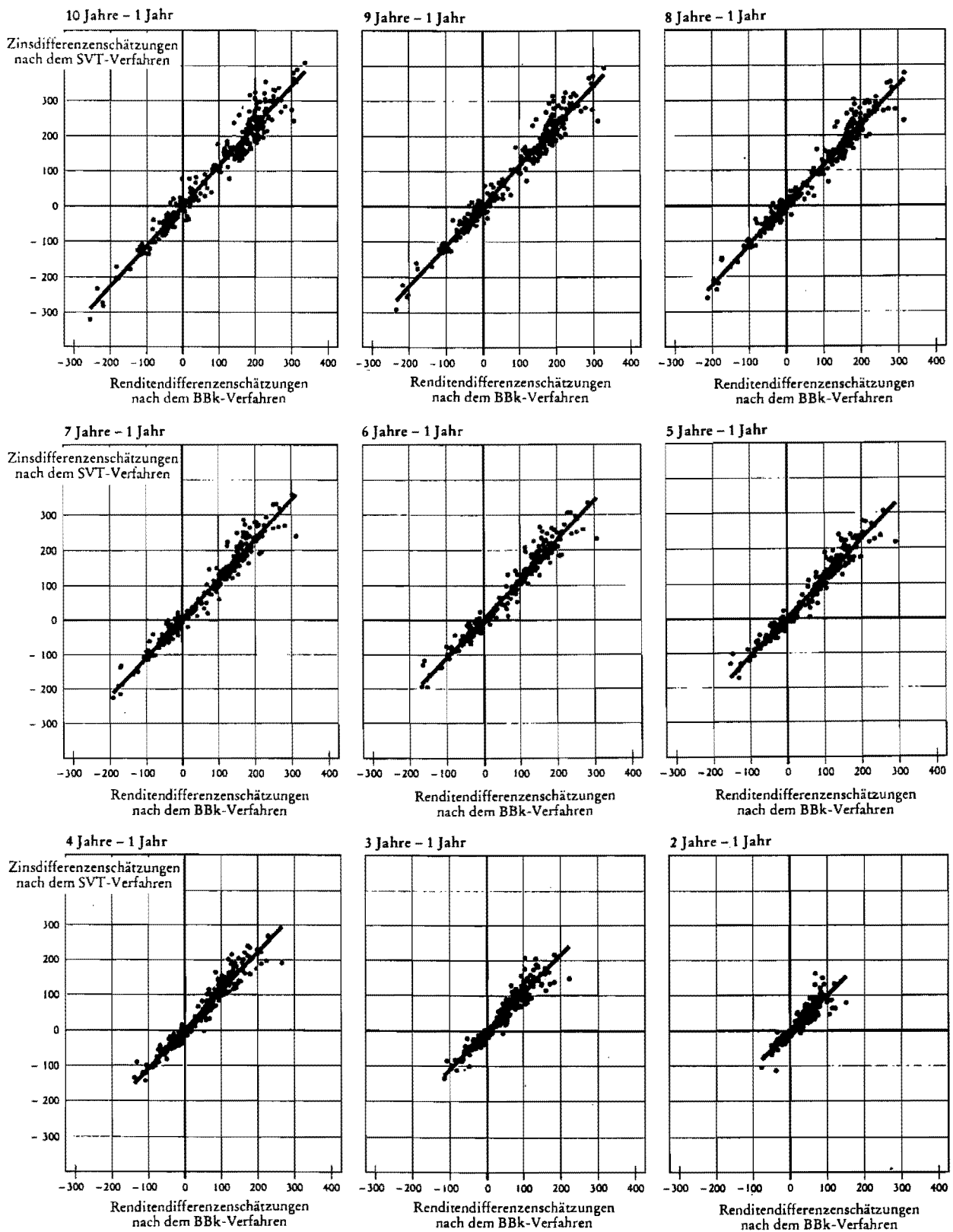


Abbildung 8: Korrelation zwischen den geschätzten Zinsdifferenzen nach dem SVT-Verfahren und den geschätzten Renditen nach dem BBK-Verfahren, 1972:9 bis 1996:2



IV.4 Eigenschaften der geschätzten Zins- und Renditenstrukturkurven- und der geschätzten Zins- und Renditendifferenzen

In diesem Abschnitt werden einige Statistiken bezüglich der geschätzten Zinsen und Renditen sowie der Zins- und Renditendifferentiale vorgestellt. Die Darstellung beschränkt sich auf einen Vergleich der Schätzungen nach dem BBK- und dem SVT-Verfahren, d.h. den Verfahren, die sich als am wenigsten bzw. am stärksten flexibel herausstellten. Die Schätzungen, die sich nach den drei übrigen Verfahren ergeben, sind denen mit Hilfe des SVT-Verfahrens ermittelten Ergebnissen so ähnlich, daß deren separate Beschreibung keine zusätzlichen Einsichten vermittelt.

Im Durchschnitt betrachtet ähneln sich die Schätzungen der Zinsen und Renditen und der Zins- und Renditendifferentiale, die man mit Hilfe der beiden Schätzverfahren erhält. Über die gesamte Periode gesehen ist die Korrelation zwischen den Schätzungen der Zinsen bzw. Renditen sehr hoch; der Korrelationskoeffizient bewegt sich je nach betrachteter Laufzeit zwischen 0,97 und 0,99. Die Korrelation zwischen den Zins- bzw. Renditendifferenzen ist im allgemeinen zwar niedriger, doch wie das Streudiagramm in Abbildung 8 verdeutlicht, insgesamt verhältnismäßig hoch. Die Abbildungen verdeutlichen darüber hinaus, daß der Korrelationskoeffizient insbesondere dann vom Wert Eins (perfekte Korrelation) abweicht, wenn die Zins- und Renditendifferentiale sehr hoch, bzw. die Zins- und Renditenstrukturkurven sehr steil sind. Die Korrelation ist relativ gering, wenn die Zins- bzw. Renditendifferentiale für kurze Laufzeitenunterschiede berücksichtigt werden (z. B. 5- minus 4-Jahre, 3- minus 2-Jahre etc.). In den Fällen, in denen die kurze und die lange Laufzeit nur ein Jahr auseinanderliegen, beträgt der Korrelationskoeffizient oft nur etwa 0,80.

Abbildung 9 zeigt die während des Beobachtungszeitraumes im Durchschnitt geschätzten Zins- und Renditenstrukturkurven, die durchschnittlichen Zins- und Renditendifferentiale (variierender langfristiger Zinssatz bzw. Rendite minus Einjahres-Satz) sowie die Standardabweichung, Minima und Maxima deren monatlicher Veränderungen. Im linken oberen Schaubild ist deutlich zu sehen, daß die nach dem BBK-Verfahren berechnete durchschnittliche Renditenstrukturkurve durchweg höher und flacher als die nach dem SVT-Verfahren berechnete Zinsstrukturkurve ist. Das höhere Niveau der BBK-Renditenstruktur ist teilweise auf die Kuponbereinigung zurückzuführen, durch die sich die Renditenstrukturkurve nach oben verschiebt. Das rechte obere Schaubild macht deutlich, daß die SVT-Zinsdifferenzen fast stets höher als die BBK-Renditendifferenzen sind. Darin spiegelt sich insbesondere die größere Flexibilität des SVT-Verfahrens wider, das eine genauere Beschreibung des kurzen und langen Endes der Kurve ermöglicht. Es steht auch in

Einklang mit unseren Ausführungen in Abschnitt II, wonach die Renditendifferenzen stets kleiner als die Zinsdifferenzen sind.

Die Zeitreiheneigenschaften der BBK-Renditendifferenzen und der SVT-Zinsdifferenzen unterscheiden sich geringfügig. Ein einfaches Maß der Zeitreiheneigenschaften sind die Standardabweichungen und die minimalen bzw. maximalen monatlichen Veränderungen, die in Abbildung 10 zu sehen sind. Das linke Schaubild in dieser Abbildung zeigt, daß die Standardabweichungen der monatlichen Veränderungen im Falle der SVT-Schätzungen durchgehend höher sind als bei den BBK-Schätzungen. Darüber hinaus sind die extremen Veränderungen, sowohl die positiven (die als Maximalwerte angegeben sind) als auch die negativen (die als Minimalwerte angegeben sind) in der überwiegenden Zahl der Fälle bei den SVT-Schätzungen höher als bei den BBK-Schätzungen. Eine anderes Maß für die Zeitreiheneigenschaften, das die Veränderungen von einem Monat zum anderen besser wiedergibt, ist der Koeffizient der Autokorrelation erster Ordnung. Fast alle BBK-Renditendifferenzen (unterschiedliche Laufzeitenkombinationen) sind durch eine höhere Korrelation erster Ordnung als die entsprechenden SVT-Zinsdifferenzen gekennzeichnet.²⁹

Mit dem BBK-Verfahren erhält man also Renditendifferenzschätzungen, die im Durchschnitt niedriger und weniger volatil als die SVT-Renditendifferenzschätzungen sind. Man könnte argumentieren, daß ein Verfahren, das eine stärkere Persistenz der geschätzten Zinsen bzw. Zinsdifferenzen gewährleistet, wünschenswert ist, und zwar aufgrund der Überzeugung, daß sich auch die Erwartungen nicht stark ändern. Dies ist allerdings kein überzeugendes

²⁹ Bei der Interpretation dieses Koeffizienten ist wegen der Komplikation sich überlappender Beobachtungswerte Vorsicht geboten.

Abbildung 9: Durchschnittliche Zins- und Renditenstrukturkurve und durchschnittliche Zins- und Renditedifferentiale, 1972:9 bis 1996:2

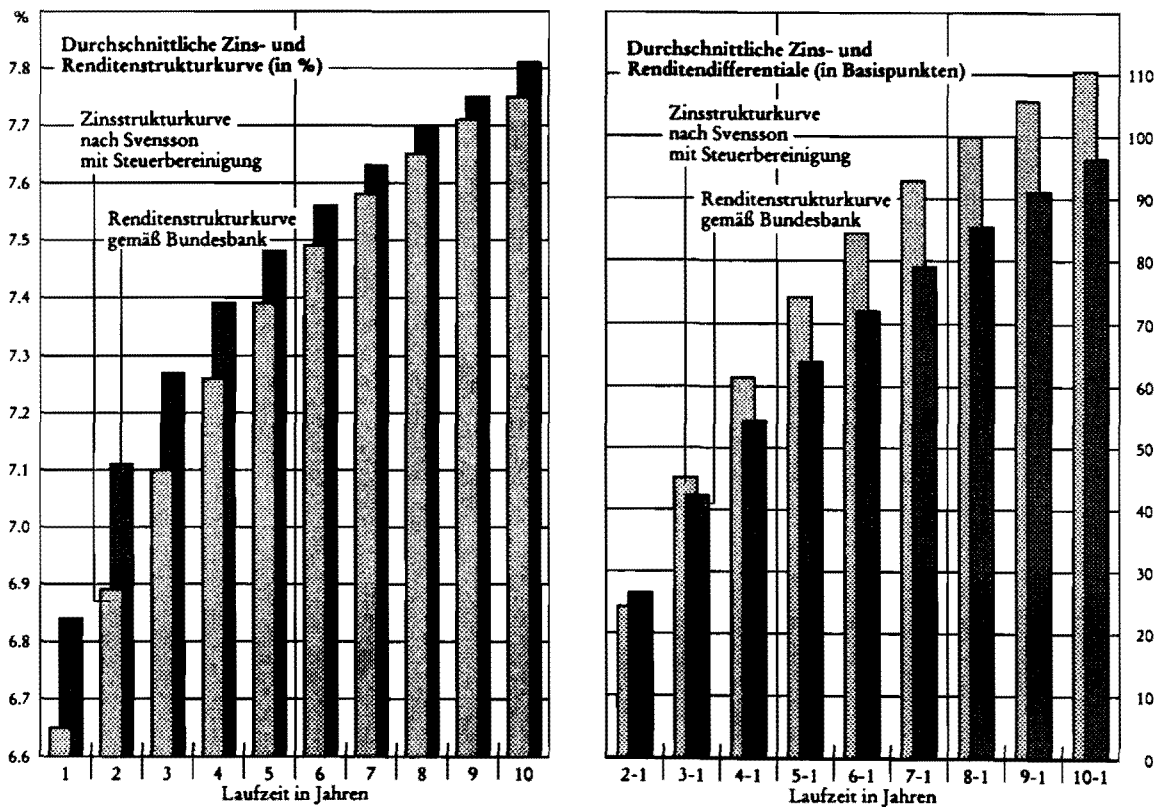


Abbildung 10: Standardabweichungen, Minimal- und Maximalwerte der monatlichen Veränderungen der Zins- und Renditedifferentiale, 1972:9 bis 1996:2

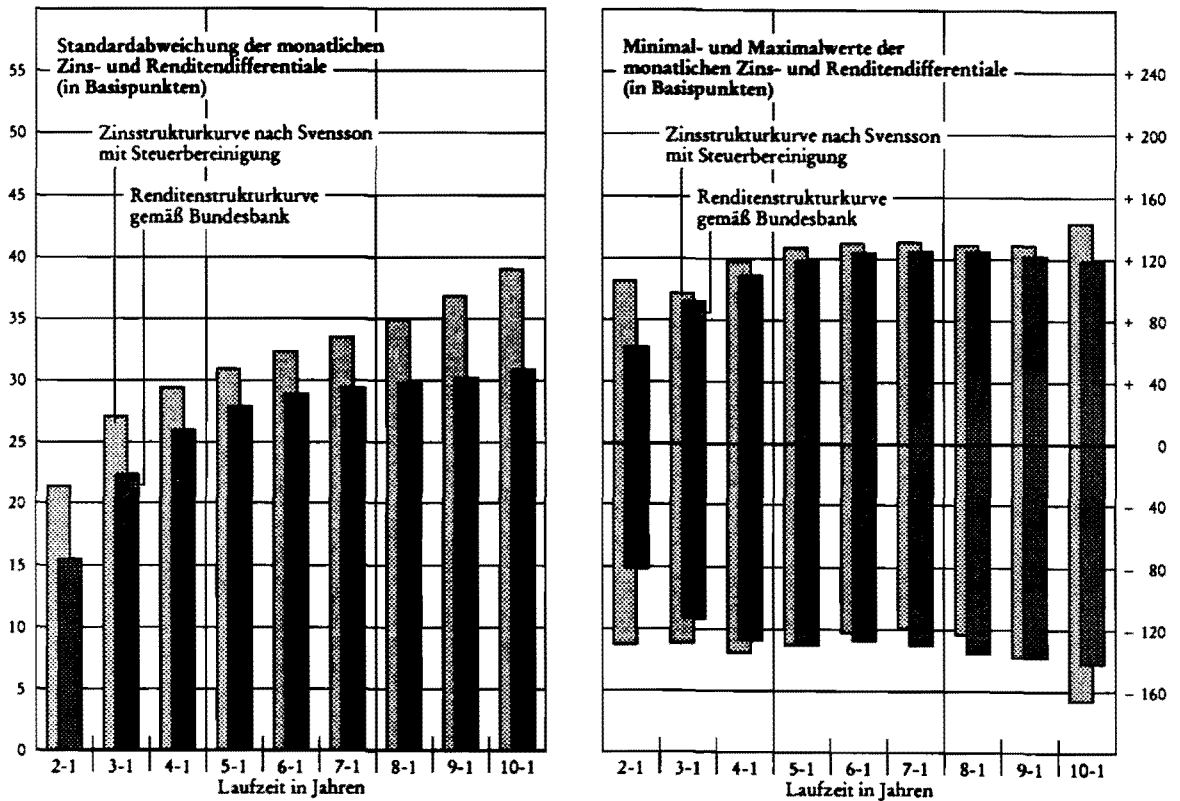


Abbildung 11: BBK-Renditedifferenzen und SVT-Zinsdifferenzen, 1972:9 bis 1996:2

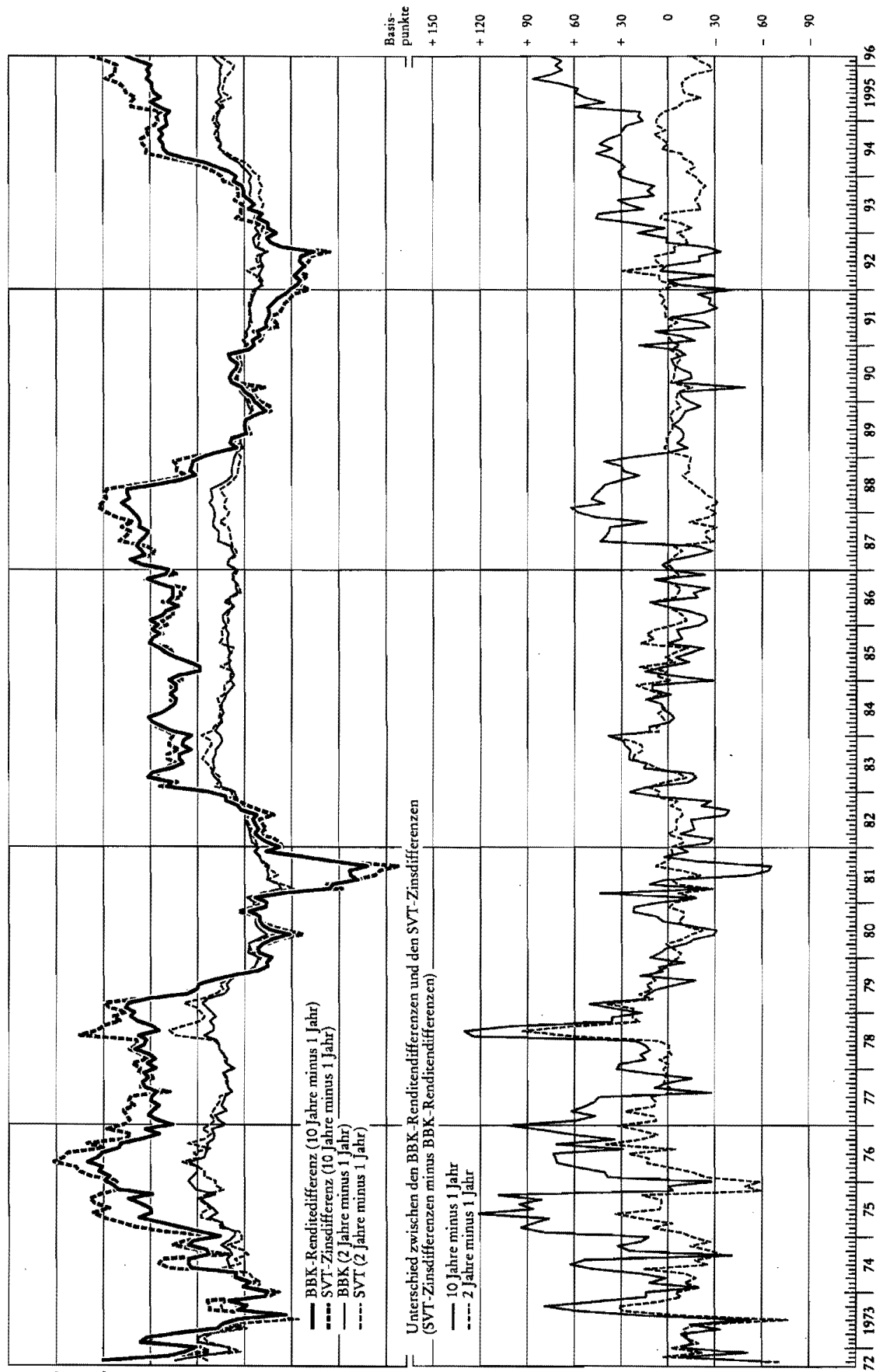
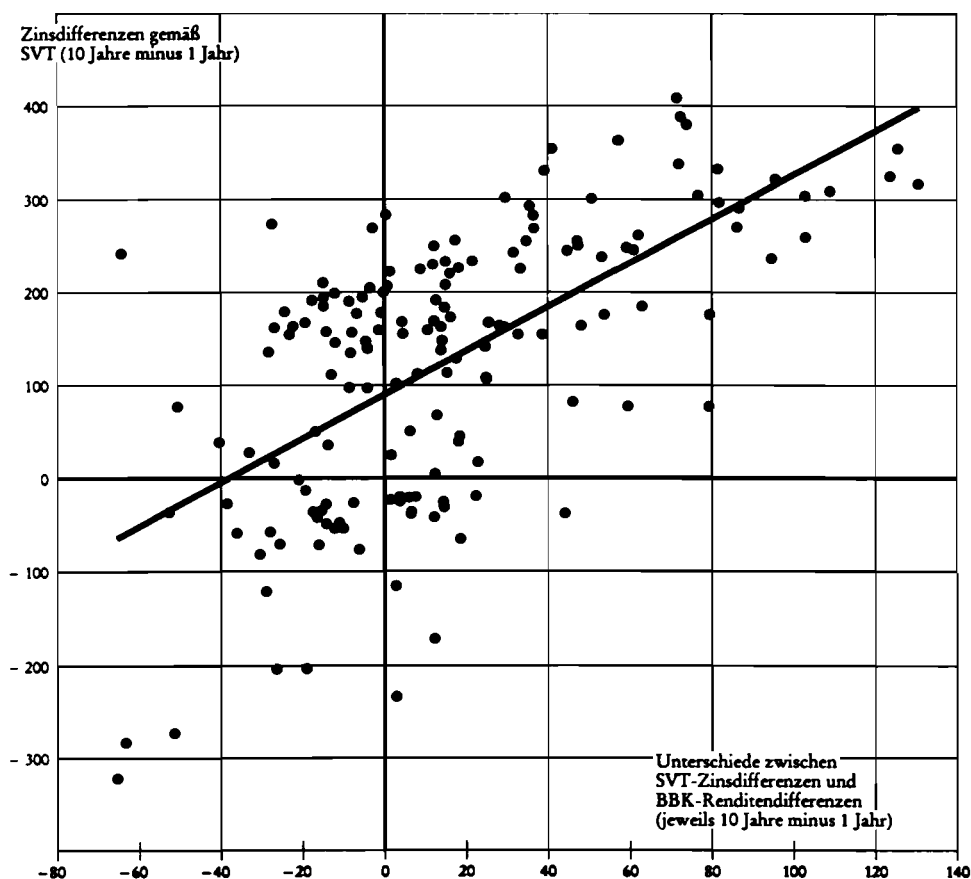


Abbildung 12: Steigung der Zinsstrukturkurve und Unterschiede zwischen den SVT- und BBK-Zinsdifferenzen



stark ändern. Dies ist allerdings kein überzeugendes Argument, weil die Persistenz der Schätzungen mit dem BBK-Verfahren darauf zurückzuführen ist, daß das Verfahren nicht in der Lage ist, „extreme“ Verläufe, wie z. B. sehr steile oder komplizierte Zinsstrukturkurven wiederzugeben (siehe vorhergehenden Unterabschnitt). Wenn die Zinsstrukturkurve nicht sehr kompliziert oder nicht sehr steil ist, sind die Schätzergebnisse nach dem SVT- und dem BBK-Verfahren ähnlich; ansonsten aber unterschätzt das BBK-Verfahren das Gefälle der Renditen- und der Zinsstrukturkurve. Die größten Unterschiede zwischen den BBK-Renditendifferenz- und den SVT-Zinsdifferenzschätzungen sind in der Tat in Perioden zu verzeichnen, in denen solche Kurvenverläufe häufig vorkommen. Abbildung 11 zeigt die Entwicklung der BBK- und SVT-Schätzungen der Steigung der Kurven (gemessen jeweils als Differenz der Schätzungen für 10 minus 1 Jahr und 2 minus 1 Jahr) über den gesamten Beobachtungszeitraum. Wie zu erkennen ist, konzentrieren sich die außergewöhnlich hohen Unterschiede in den Schätzungen der Steigung (wobei die Schätzwerte der BBK insgesamt erheblich geringer sind als die Schätzwerte nach dem SVT-Verfahren) auf drei Perioden, nämlich die Zeit von 1973 bis 1978, 1987/88 und die Zeit von 1992 bis 1996. Diese Perioden

sind durch sehr steile Zinsstrukturkurven (siehe den oberen Teil der Abbildung 11) und, wie im vorhergehenden Unterabschnitt erörtert wurde, durch ein deutlich schlechteres Abschneiden des BBK- gegenüber dem SVT-Verfahren in bezug auf die durchschnittlichen quadratischen Fehler gekennzeichnet. Der Zusammenhang zwischen der Steigung der Zinsstrukturkurve auf der einen und der Abweichung zwischen den Renditenspread- und den SVT-Zinsspread-Schätzungen auf der anderen Seite wird durch das Streudiagramm in Abbildung 12 bestätigt. Es zeigt die positive Korrelation zwischen der Steigung der Zinsstrukturkurve (gemessen anhand der SVT-Zinsdifferenzen) und den Abweichungen zwischen den geschätzten Zinsdifferenzen gemäß SVT-Verfahren und den geschätzten Renditendifferenzen gemäß BBK-Verfahren.

V. Der Informationsgehalt der Zinsstrukturkurve

V.1 Schätzmethode

Im vorhergehenden Abschnitt wurde der RMSE (root mean squared error bzw. die Wurzel aus dem mittleren quadratischen Fehler) als Maß für die Qualität der mit den verschiedenen Verfahren erzielten Schätzungen verwendet. An sich sagt die auf diese Weise gemessene Qualität noch nicht so viel aus; die Beurteilung der verschiedenen Verfahren sollte sich vielmehr daran ausrichten, wofür die Schätzungen letztlich benutzt werden (siehe hierzu auch Steeley (1991)). Genauer gesagt sollte der Anspruch gestellt werden, daß das Schätzverfahren nicht solche Informationen ignoriert, die für den eigentlichen Zweck, für den die Zinsstrukturkurven ermittelt werden, relevant sind.

In diesem Abschnitt werden zwei Fragen behandelt. Zunächst wird untersucht, ob die deutsche Zinsstrukturkurve Informationen über die künftige Entwicklung der Inflationsraten enthält. Meines Wissens ist eine solche Untersuchung noch nicht mit geeigneten (Kassa-) Zinssätzen (sondern lediglich mit Renditen) durchgeführt worden. Zum zweiten wird untersucht, ob sich die Ergebnisse hinsichtlich des Informationsgehaltes unterscheiden, wenn statt (Kassa-) Zinssätzen die mit der Bundesbank-Methode geschätzten Renditen verwendet werden. Solch ein Vergleich kann als ein weiteres Kriterium zur Beurteilung unterschiedlicher Verfahren zur Schätzung von Zinsstrukturkurven herangezogen werden. Es ist insbesondere deshalb interesssant, weil die Bundesbank tatsächlich die geschätzten Renditestrukturkurven als einen Indikator zur Beurteilung der Inflationserwartungen der Finanzmarktteilnehmer verwendet.

Der Informationsgehalt wird mit Hilfe der von Mishkin (1990a, b, 1991), Jorion und Mishkin (1991) und Gerlach (1995) verwendeten Schätzmethodik untersucht. Diese interpretiert den „Informationsgehalt“ der Zinsstrukturkurve eng. Und zwar bezieht sich dieser lediglich auf die Aussagefähigkeit der Steigerung der Kurve (gemessen als Differenz zwischen zwei (Rest-)Laufzeiten) hinsichtlich der nachfolgenden Änderungen der Inflationsrate.

Ausgangspunkt ist die Fisher-Zerlegung der Nominalzinsen:

$$z_t^j = \pi_t^j + E_t[\pi_t^j] , \quad (20)$$

wobei z_t^j der j-jährige (Kassa-)Zinssatz ist, E_t die auf die zum Zeitpunkt t verfügbaren Informationen bedingte Erwartungen sind, π_t^j der j-jährige ex ante Realzinssatz und π_t^j die tatsächliche (Termin-)Inflationsrate über die nächsten j Jahre ist, berechnet als $\left(\left(P_{t+j} / P_t \right)^{1/j} - 1 \right) * 100$, wobei P_t den Preisindex im Monat t bezeichnet. Mit anderen Worten ist der nominale j-jährige-Zinssatz zum Zeitpunkt t gleich der Summe aus dem (jährlichen) ex ante Realzinssatz und der erwarteten (jährlichen) Inflationsrate über den Zeitraum von t bis $t+j$.

Unter der Annahme rationaler Erwartungen kann die tatsächliche Inflationsrate über die nächsten j Jahre dargestellt werden als die Summe aus der erwarteten Inflationsrate und dem Erwartungsfehler ε_t^j , der nicht autokorreliert ist und einen Mittelwert von Null hat:

$$\pi_t^j = E_t[\pi_t^j] + \varepsilon_t^j , \quad (21)$$

wobei $\varepsilon_t^j = \pi_t^j - E_t[\pi_t^j]$ den Erwartungsfehler definiert. Durch Ersetzen von $E_t[\pi_t^j]$ aus Gleichung (20) erhält man

$$\pi_t^j = z_t^j - \pi_t^j + \varepsilon_t^j . \quad (22)$$

Somit kann die tatsächliche Inflationsrate über die nächsten k Jahre ($k < j$) wie folgt geschrieben werden:

$$\pi_t^k = z_t^k - r_t^k + \varepsilon_t^k. \quad (23)$$

Durch Subtraktion der Gleichung (23) von der Gleichung (22) erhält man einen Ausdruck für die Veränderung der tatsächlichen Inflationsrate zwischen den Zeiträumen:

$$\pi_t^j - \pi_t^k = -(r_t^j - r_t^k) + (z_t^j - z_t^k) + (\varepsilon_t^j - \varepsilon_t^k). \quad (24)$$

Es wird angenommen, daß die Differenzen der Terminprämien für die verschiedenen Laufzeiten j und k gleich der Summe aus einer Konstanten $\alpha^{j,k}$ und einer Zufallsvariablen mit Mittelwert Null, $v_t^{j,k}$ besteht. Mit anderen Worten $-(r_t^j - r_t^k) = \alpha^{j,k} + v_t^{j,k}$. Aus der Gleichung (24) läßt sich somit die folgende Schätzung ableiten:

$$\pi_t^j - \pi_t^k = \alpha^{j,k} + \beta^{j,k}(z_t^j - z_t^k) + u_t^{j,k}, \quad (25)$$

wobei $u_t^{j,k} = v_t^{j,k} + (\varepsilon_t^j - \varepsilon_t^k)$. Gegeben rationale Erwartungen sind die Erwartungsfehler, ε_t^j und ε_t^k , orthogonal zu den Rechthand-Regressoren; mit anderen Worten, die Erwartungsfehler sind unerwartet, gegeben alle zum Zeitpunkt t verfügbaren Informationen einschließlich z_t^j und z_t^k .³⁰ Ist die Steigung der Realzinsstruktur, $(r_t^j - r_t^k)$, konstant, dann ist $v_t^{j,k}$ gleich Null und die OLS-Schätzung von $\beta^{j,k}$ hat ein Wahrscheinlichkeitslimit von Eins und ist damit konsistent. Ist die Steigung der Realzinsstruktur - wegen zeitvariabler Terminprämien - aber nicht konstant, dann kann die Nominalzinsstruktur, $(z_t^j - z_t^k)$, zwar immer noch Informationen über zukünftige Änderungen in der Inflationsrate enthalten, doch sie ist nicht der beste Prediktor von $(\pi_t^j - \pi_t^k)$, da $v_t^{j,k}$ vorhersehbar verschieden von Null ist.³¹

Dies legt (siehe Mishkin (1990a)) folgende Tests bezüglich des $\beta^{j,k}$ -Koeffizienten nahe. Wenn die Null-Hypothese $\beta^{j,k} = 0$ statistisch verworfen wird, enthält die Steigung der (Nominal-)Zinsstruktur, $(z_t^j - z_t^k)$, signifikante Informationen über die Veränderung der Inflationsraten zwischen j und k Jahren in der Zukunft. Wenn die Nullhypothese $\beta^{j,k} = 1$ verworfen wird, zeigt die empirische Evidenz, daß der Realzins im Zeitablauf schwankt, möglicherweise aufgrund zeitvariabler Terminprämien. Diese Tests werden nun alternativ auf

³⁰ Es wird ferner angenommen, daß die Finanzmarktteilnehmer kein Wechsel des Inflationsregimes antizipieren. Evans und Wachtel (1993) weisen darauf hin, daß dies selbst bei rationalen Erwartungen zu systematischen Prognosefehlern führen könnte.

³¹ Wenn die Terminprämie einem ARMA-Prozeß folgen würde, könnte man ein besseres Schätzergebnis erhalten, wenn dies berücksichtigt würde.

die mit dem SVT-Verfahren und dem BBK-Verfahren gewonnenen Schätzungen der (Kassa-)Zinsdifferenzen und Renditedifferenzen, $(z_i^j - z_i^k)$, angewandt.

Das Ausmaß der Unterschiede in den Informationsgehalten der zwei verschiedenen Schätzungen der Zinsdifferenz kann zunächst anhand des geschätzten Bestimmtheitsmaßes, R^2 , und der Signifikanzniveaus, auf denen die Hypothese $\beta^{jk} = 0$ verworfen wird, beurteilt werden. Ein direkter (einseitiger) Test auf Gleichheit des Informationsgehaltes in beiden Spezifikationen würde darin bestehen, den Unterschied zwischen den SVT- und den BBK-Spreads als zusätzlichen Regressor in die Gleichung (25) aufzunehmen, wenn die SVT-Spreads als Näherungsvariable für $(z_i^j - z_i^k)$ verwendet werden. Die Identifikation signifikanter Unterschiede wird jedoch dadurch erschwert, daß zwischen den SVT-Spreads und den Unterschieden zwischen den SVT- und BBK-Spreads ein hoher Grad an Kollinearität (siehe hierzu IV.3) besteht. Infolgedessen wird hier ein (indirekter) t-Test einer etwas schwächeren Hypothese vorgeschlagen. Und zwar, daß der unter Berücksichtigung der SVT-Spreads geschätzte Koeffizient gleich dem unter Berücksichtigung der BBK-Spreads geschätzten Koeffizienten ist.³² Durchgeführt wird dieser Test wie folgt: Durch Subtraktion von $\beta^*(z_i^j - z_i^k)$ von beiden Seiten der Gleichung (25) und Multiplikation beider Seiten mit -1 erhält man

$$\beta^*(z_i^j - z_i^k) - (\pi_i^j - \pi_i^k) = \delta^{jk} + [\beta^* - \beta^{jk}](z_i^j - z_i^k) + v_i^{jk} \quad (26)$$

wobei $\delta^{jk} = -\alpha^{jk}$, $v_i^{jk} = -u_i^{jk}$ und β^* ein beliebiger konstanter Wert ist. Im folgenden bezeichne β_{BBK}^{jk} den geschätzten Regressionskoeffizienten, wenn die Regression (25) mit den BBK-Renditedifferenzen als Regressor geschätzt wird. Gleichermäßen bezeichne β_{SVT}^{jk} den Koeffizienten in der Regression auf die SVT-Zinsdifferenzen. Die Formulierung in Gleichung (26) erlaubt nun einen direkten t-Test der Hypothese, daß β_{SVT}^{jk} gleich der Punktschätzung für den Koeffizienten β_{BBK}^{jk} ist. Und zwar wird zunächst die Regression (25) unter Verwendung der BBK-Renditespreads als Regressor geschätzt. Der dabei geschätzte Wert für β_{BBK}^{jk} wird dann in der Gleichung (26) an die Stelle von β^* eingesetzt, und die Regression (26) wird unter Verwendung der SVT-Zinsdifferenzen geschätzt und der t-Wert des geschätzten Koeffizienten $[\beta^* - \beta^{jk}]$ der Variablen $(z_i^j - z_i^k)$ ermittelt.

Indem der Wert 1 für β^* in (26) eingesetzt wird, kann die Hypothese $\beta^{jk} = 1$, wie von Mishkin (1990a) vorgeschlagen, getestet werden:

³² Dieser Test ist nicht symmetrisch. Daher wurden die Ergebnisse überprüft, indem auch die jeweils umgekehrte Hypothese getestet wurde. Die Aussagen blieben gleich.

$$\bar{r}_t^j - \bar{r}_t^k = \delta^{j,k} + [1 - \beta^{j,k}] (z_t^j - z_t^k) + v_t^{j,k}, \quad (27)$$

wobei \bar{r}_t^j der ex post Realzinssatz bzw. die tatsächliche Verzinsung für ein Wertpapier mit einer Laufzeit von j Jahren zum Zeitpunkt t ist, d. h. von t bis t + j.

V.2 Ökonometrische Ergebnisse

Bevor wir uns den Schätzergebnissen zuwenden, ist ein Blick auf einfache Streudiagramme, die die Differenzen zwischen Zinsen für verschiedene Laufzeiten (aus den SVT-Zinsstrukturkurvenschätzungen übernommen) zu den entsprechenden realisierten Änderungen der Inflationsraten in Beziehung setzen, hilfreich. Abbildung 13 zeigt, daß bei einigen Laufzeitendifferenzen eine deutliche positive Korrelation besteht (abzulesen an der als durchgezogene Linie eingezeichneten Regressionsgeraden). Darüber hinaus verdeutlicht Abbildung 14, daß dieser Zusammenhang noch stärker wird, wenn als kürzere Laufzeit nicht ein Jahr, sondern zwei, drei und vier Jahre berücksichtigt wird.

Die Inflationsratenregression (Gleichung (25)) und die Realzinsregression (Gleichung (27)) werden geschätzt, wobei j von zwei bis zehn und k von eins bis neun variiert wird. Die Schätzperiode beginnt 1972:9 und, je nach der Wahl von j, endet zwischen 1986:2 (für j = 10) und 1994:2 (für j = 2). Wie bereits an anderer Stelle gezeigt wurde (z.B. Mishkin (1991)), führt die Verwendung sich überlappender Beobachtungen bei diesen Schätzungen zu Autokorrelation der Residuen der Ordnung MA(12j-1). Ist j zum Beispiel gleich 10, so folgen die Residuen einem MA(119)-Prozeß auf. Darüber hinaus ist wahrscheinlich, daß die Residuen heteroskedastisch sind. Um dies zu korrigieren, wird eine heteroskedastizitäts- und autokorrelationskonsistente Schätzfunktion (Newey und West (1987) mit Bartlett-Gewichten) verwendet. Obwohl die derart berichtigten Standardfehler zwar asymptotisch gültig sind, können sie bei kleinen Stichproben verzerrt sein (siehe zum Beispiel Bekaert, Hodrick und Marshall (1996) und Smith und Yadav (wird in Kürze veröffentlicht)). Die Verzerrung aufgrund der kleinen Stichproben kann bei der hier verwendeten Schätzmethode besonders schwerwiegend sein, wenn j = 10 und k = 9 ist. Deshalb werden neben den obengenannten theoretischen (oder asymptotischen) Standardfehlern nach Newey und West (1987) auch empirische Wahrscheinlichkeitswerte angegeben, welche mit Hilfe des „Bootstrapping-Verfahrens“ berechnet werden. Diesem Verfahren wird gegenüber dem Monte-Carlo-Verfahren der Vorzug gegeben, weil es keine bestimmte Verteilung, beispielsweise eine

Gaussische Verteilung, wie in dem Mishkin-Ansatz (siehe z. B. Brock, Lakonishok und LeBaron (1992)), unterstellt.

Die empirischen Wahrscheinlichkeitswerte werden wie folgt berechnet.³³ Zunächst werden univariate AR-Modelle für die Inflationsrate (einschließlich von elf Monatsdummies) und die jeweiligen Zinsspreads geschätzt. Die Ordnung dieser Modelle wird mit Hilfe des Akaike- und Schwartz-Kriteriums bestimmt, wobei darauf geachtet wird, daß die Residuen einem *white noise* Prozeß folgen. Auf der Grundlage dieser Residuen und der geschätzten AR-Strukturen werden dann mit Hilfe des „Bootstrapping“ 1000 künstliche Stichproben der Inflationsrate und des Zinsspreads generiert, wobei die Startwerte für die Simulationen auf Null gesetzt werden. Das Durcheinandermischen der Residuen im Rahmen dieses Verfahrens stellt sicher, daß jede zeitliche Interdependenz zwischen den beiden Zeitreihen beseitigt wird und daß die Stichproben der Inflationsrate und der Zinsspreads voneinander unabhängig sind. Schließlich wird die Regression der Inflationsratenveränderung für alle 1000 Stichproben geschätzt, woraus sich 1000 („Bootstrapping“-)Wahrscheinlichkeitswerte für den Regressionskoeffizienten unter der Nullhypothese, daß die Stichproben der Inflationsrate und des Zinsspreads voneinander unabhängig sind, ergeben. Der Anteil der Fälle, in denen die historischen (d. h. die aus der ursprünglichen Regression mit den Originaldaten geschätzten) Wahrscheinlichkeitswerte unter diesen „Bootstrapping“-Wahrscheinlichkeitswerten liegen, definiert dann die empirischen Wahrscheinlichkeitswerte.

Die Ergebnisse unserer empirischen Tests zeigen, daß die deutsche Zinsstrukturkurve signifikante Informationen über die künftige Inflationsentwicklung enthält. Dies bestätigt damit die Ergebnisse früherer empirischer Untersuchungen am Beispiel Deutschlands (Gerlach (1995), Jorion und Mishkin (1991), Koedijk und Kool (1995) und Levin (1996)).³⁴ Ausgewählte Ergebnisse unserer Schätzungen sind in den Tabellen 3 und 4 dargestellt. Die Tabellen zeigen die Ergebnisse bezüglich des Tests auf $\beta^{jk} = 0$ für verschiedene Laufzeitsegmente bzw. Kombinationen von j und k , zum einen unter Berücksichtigung der SVT-Spreads (Tabelle 3) und zum anderen unter Berücksichtigung der BBK-Spreads

³³ Ich danke Stefan Gerlach für ein RATS-Programm, das die Berechnung empirischer Wahrscheinlichkeitswerte mittels des „Bootstrapping“-Verfahrens erlaubt.

³⁴ Koedijk und Kool (1995) erhalten Ergebnisse, die den Ergebnissen anderer bereits erwähnter Untersuchungen sehr ähnlich sind, sofern diese sich auf ihre vollständige Datenstichprobe für Deutschland beziehen (beispielsweise im Fall der 5-minus-1-Jahr-Differenz 76:4 bis 87:9). Sie legen allerdings bei der Darstellung der Ergebnisse mehr Gewicht auf ihre Ergebnisse aus einer sehr viel kleineren Teilstichprobe (82:1 bis 87:9), die anscheinend viel weniger geeignet ist, diese Formulierung der Erwartungshypothese zu stützen. Die auf dieser Teilstichprobe basierenden Schlußfolgerungen sind aber möglicherweise unzuverlässig, weil sie nur auf asymptotisch gültigen Standardfehlern beruhen. Diese können in solch kleinen Stichproben, wie bereits weiter oben erwähnt, irreführend sein.

(Tabelle 4). Eine noch umfassendere Darstellung unserer Ergebnisse erfolgt in den Tabellen A.2 bis A.7 im Anhang. Im verbleibenden Abschnitt werden vier Ergebnisse diskutiert, die besondere Beachtung verdienen.

Das erste Ergebnis ist eher technischer Natur. Und zwar bestätigen unsere Schätzungen die Ergebnisse anderer Untersuchungen (z. B. Freedman und Peters (1984)), daß es bei verhältnismäßig kleinen Stichproben große Unterschiede zwischen den asymptotisch gültigen und den (durch Bootstrapping or Monte Carlo Simulation ermittelten) empirischen Wahrscheinlichkeitswerten gibt. Damit unsere Ergebnisse mit denen anderer Studien, die sich lediglich auf asymptotische Wahrscheinlichkeitswerte stützen (siehe z. B. Estrella und Mishkin (1995), Koedijk und Kool (1995) und Levin (1996)), verglichen werden können, werden in den Tabellen A.2 bis A.7 im Anhang die empirischen gemeinsam mit den asymptotischen Wahrscheinlichkeitswerten aufgeführt. Im allgemeinen sind die empirischen Wahrscheinlichkeitswerte höher als die asymptotischen, so daß die Nullhypothese mit einer geringeren Wahrscheinlichkeit verworfen wird. Dies läßt sich am Beispiel der Nullhypothese, daß die Zinsspreads keine Informationen über die künftigen Inflationsraten enthalten, $H_0: \beta^{jk} = 0$, zeigen. Gemäß den asymptotischen Wahrscheinlichkeitswerten (die in den oberen eckigen Klammern der Tabellen im Anhang angegeben sind) kann im Falle von $k = 2$ (siehe hierzu Tabelle A.3) und beliebigem j die Nullhypothese stets auf 1 %-Signifikanzniveau verworfen werden. Gemäß den empirischen Wahrscheinlichkeitswerten (in den unteren eckigen Klammern) kann diese Hypothese in einigen Fällen (z. B. für $j = 3$ und $j = 8$) nur auf geringerem Signifikanzniveau verworfen werden bzw. im Falle von $j = 9$ und $j = 10$ überhaupt nicht auf konventionellen Signifikanzniveaus verworfen werden. Das Beispiel verdeutlicht, daß die Verwendung der asymptotisch gültigen Wahrscheinlichkeitswerte irreführend sein kann. Und zwar wird die Nullhypothese, daß die Zinsstrukturkurve keine Informationen enthält, bei Zugrundelegung der asymptotischen Wahrscheinlichkeiten insofern „zu leicht“ abgelehnt.

Es ist zu beobachten, daß die Differenz zwischen den empirischen und den asymptotischen Wahrscheinlichkeitswerten mit zunehmendem Zeithorizont wächst. Die Unterschiede spiegeln die Tatsache wider, daß die empirische Verteilung, verglichen mit der theoretischen Verteilung, eine größere Wahrscheinlichkeit von Ausreißern bzw. mehr Masse an den Enden („fat tails“) hat, so daß sie bei Extremwerten langsamer gegen Null konvergiert. Die Beurteilung der Signifikanzniveaus in den folgenden Ausführungen basieren ausschließlich auf den empirischen Wahrscheinlichkeitswerten.

Abbildung 13: Korrelation zwischen Zinsdifferenzen und Termininflationsdifferenzen (kurzfristige Rate gleich ein Jahr)

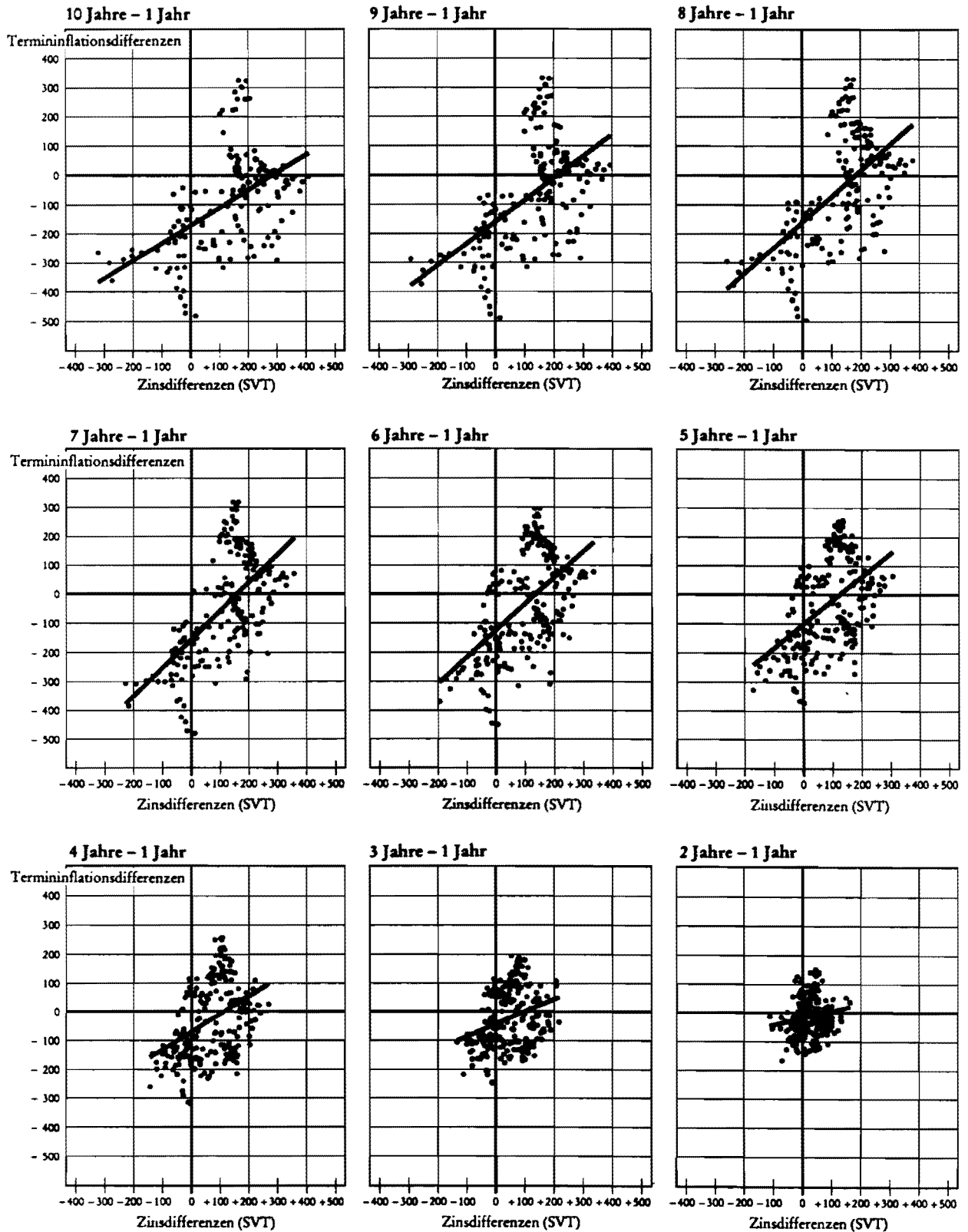
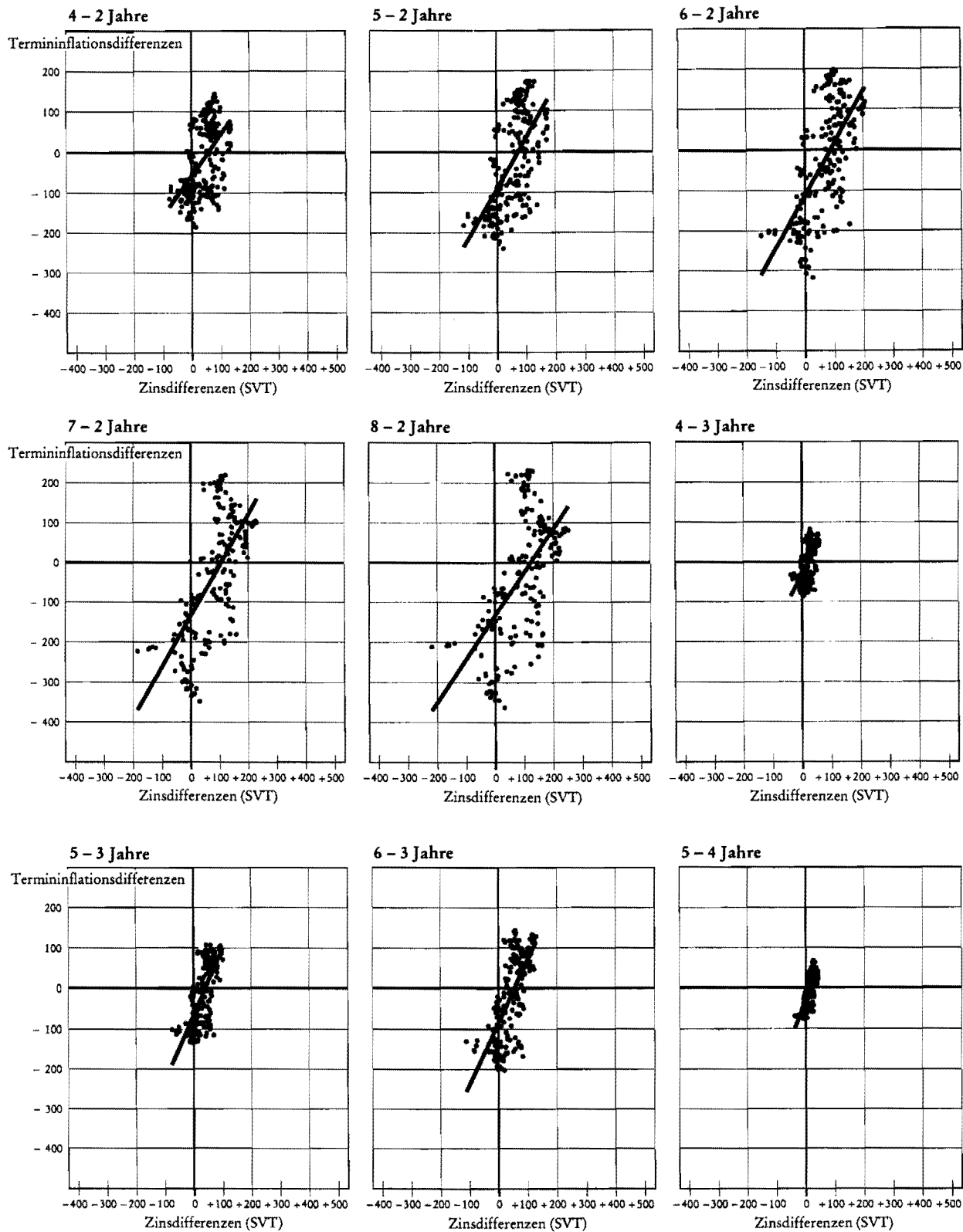


Abbildung 14: Korrelation zwischen Zinsdifferenzen und Termininflationsdifferenzen (verschiedene kurzfristige Raten)



Zweitens, und besonders wichtig, enthält das mittelfristige Segment der Zinsstrukturkurve statistisch signifikante Informationen über die künftigen Änderungen der Inflationsrate. Betrachten wir die Tabelle 4. Der folgende Verlauf kann beobachtet werden. Wird k konstant gehalten und steigt j von 2 an, so nimmt der Schätzwert des Steigungsparameters $\beta^{j,k}$ zu und wird signifikant von Null verschieden (Wahrscheinlichkeitswerte sind in Tabelle 4 durch Sterne gekennzeichnet; deren Werte sind in den Tabellen im Anhang angegeben). Steigt j weiter an, wachsen der Schätzwert des Steigungsparameters und das Signifikanzniveau, auf dem die Hypothese $\beta^{j,k} = 0$ abgelehnt werden kann, erreichen jeweils Maximalwerte und fallen dann wieder. Schließlich kann er auf negativen Wert absinken und insignifikant werden. Betrachten wir als Beispiel einen konstanten Wert von 1 für k und lassen j von 2 bis 10 ansteigen (siehe auch Tabelle A.2). Der Steigungsparameter wird größer und signifikant von Null verschieden, wenn j von 2 auf 3 ansteigt. Er steigt weiter und ist für $j > 4$ sogar auf 1 % Signifikanzniveau verschieden von Null. Bei $j = 7$ erreicht der Schätzwert für $\beta^{j,k}$ ein Maximum; bei höheren j fällt der Schätzwert wieder, und das Signifikanzniveau, auf dem die Nullhypothese abgelehnt werden kann, wird geringer. Ein ähnlicher Verlauf kann beobachtet werden, wenn j konstant gehalten wird und k erhöht wird³⁵ Ebenso wie die Schätzwerte für den Steigungsparameter mit wachsendem j oder k ansteigen, erhöht sich auch der Determinationskoeffizient R^2 . Dies verdeutlicht, daß der Informationsgehalt je nach betrachtetem Laufzeitensegment variiert. Gemessen an dem Signifikanzniveau, auf dem die Hypothese $\beta^{j,k} = 0$ verworfen werden kann, und an der Höhe des Determinationskoeffizienten ist die Zinsstrukturkurve in ihrem mittleren Segment am informativsten. Dies ist der Bereich, in dem der langfristige Zins zwischen 4 und 8 Jahren und der kurzfristige zwischen 1 und 3 Jahren liegt. Einige Laufzeitenkombinationen in diesem Bereich bzw. Zinsspreads können bis zu Hälfte der Variation der zukünftigen Inflationsraten erklären.

Um zu untersuchen, warum die Schätzwerte für den Steigungsparameter mit dem betrachteten Laufzeitensegment schwanken, folgen wir Mishkin (1990a), der zeigt, daß die Schätzung des Steigungsparameters $\beta^{j,k}$ wie folgt geschrieben werden kann:

$$\beta^{j,k} = (\sigma^2 + \rho\sigma) / (1 + \sigma^2 + 2\rho\sigma), \quad (28)$$

wobei

³⁵ Ein insgesamt ähnlicher Verlauf ist auch bei dem Schätzwert der Konstanten, $\alpha^{j,k}$, zu beobachten, wenn der Koeffizient mit wachsendem j zunehmend negativ wird, einen Tiefpunkt erreicht und dann wieder etwas ansteigt. Die Tatsache, daß dieser Koeffizient mit wachsender Laufzeit zunächst zunehmend negativ wird, ist vereinbar mit der Vorstellung, daß sich die Renditestrukturkurve (im Durchschnitt) nach oben bewegt, weil die durchschnittliche Terminprämie mit der Laufzeit zunimmt (siehe zum Beispiel Hicks (1939) und Meiselman (1962)).

$\sigma^2 = \text{Var}(E_t(\pi_t^j - \pi_t^k)) / \text{Var}(E_t(r_t^j - r_t^k))$ das Verhältnis der Varianz der erwarteten Änderung zur Varianz der Steigung der realen Zinsstrukturkurve darstellt, und $\rho = \text{Corr}(E_t(\pi_t^j - \pi_t^k), (r_t^j - r_t^k))$ die Korrelation zwischen der erwarteten Änderung der Inflationsrate und der Steigung der realen Zinsstrukturkurve darstellt.

Zur Berechnung der Schätzwerte für σ und ρ wird das bei Mishkin (1990) skizzierte Verfahren verwendet. Es wird zunächst eine Regression des *ex post* Realzinses auf die zeitgleichen (Nominal-)Zinsen und die verzögerten Inflationsraten vorgenommen, soweit deren Werte zum Zeitpunkt t zur Verfügung standen. Der auf diese Weise geschätzte *ex post*-Realzinssatz wird dann um die Residuen bereinigt und als der erwartete Realzinssatz interpretiert. Dieser wird dann vom (nominalen) Zins subtrahiert, so daß man die erwarteten Inflationsraten erhält. Dann erhält man die Werte für σ und ρ mit Hilfe von Gleichung (28). Die Abbildung 15 stellt die Kombinationen von σ , ρ und $\beta^{j,k}$, die wir hier erhalten haben, graphisch dar.³⁶

Bei den kürzeren Laufzeiten wird die Varianz der erwarteten Inflationsraten maßgeblich von der Varianz der realen Zinsstrukturkurve bestimmt, was wiederum niedrige Schätzwerte für $\beta^{j,k}$ bedeutet (siehe auch Gerlach (1995) und Jorion und Mishkin (1991)).³⁷ Die höhere Varianz der realen Zinsstrukturkurve bei kurzfristigen Laufzeiten kann auf die erheblichen Schwankungen der Terminprämie im Zeitverlauf zurückgeführt werden, da diese am kurzen Ende besonders bedeutsam ist (Fama und Bliss (1987)). Im Gegensatz hierzu liegt $\beta^{j,k}$ bei dem hier untersuchten mittelfristigen Laufzeitensegment deutlich über Null, weil die Varianz der erwarteten Inflationsänderungen größer ist als die Varianz der realen Zinsstrukturkurve ($\sigma > 1$). Die Schätzwerte für σ sind teilweise deutlich größer als eins und können den Wert von bis zu 1,6 erreichen. Wie aus Abbildung 15 ersichtlich ist, führen diese hohen Werte von σ zu hohen Schätzwerten für $\beta^{j,k}$.

Drittens bestätigen unsere Ergebnisse die Feststellung von Jorion und Mishkin (1991) und Gerlach (1995), daß die Nullhypothese, daß $[1 - \beta^{j,k}] = 0$ ist, nicht verworfen werden kann (sofern empirische Wahrscheinlichkeitswerte verwendet werden). Dies gilt sowohl für die mit

³⁶ Die Schätzwerte von σ und ρ ähneln sehr stark denen von Gerlach (1995) und weitgehend denen von Mishkin (1990b).

³⁷ Die Abbildung erklärt auch, warum man negative Schätzwerte des Neigungsparameters über kurze Zeithorizonte am langen Ende der Renditestrukturkurve erhält. Und zwar werden die Schätzwerte für σ sehr klein, während die Schätzwerte von ρ nur wenig variieren, und zwar um einen Wert von etwa - 0,90. Der Term $\rho\sigma$ dominiert also σ^2 .

dem BBK- als auch die mit dem SVT-Verfahren ermittelten Spreads. Dies bedeutet, daß die Hypothese einer konstanten Realzinsstrukturkurve nicht verworfen werden kann und daß die Nominalzinsstrukturkurve keine Informationen über die Realzinsstrukturkurve enthält.

Viertens weichen, wie die Tabellen A.2 bis A.7 im Anhang zeigen, die Ergebnisse des Tests von $\beta^{jk} = 0$ voneinander ab, je nachdem ob die mit den SVT- oder dem BBK-Verfahren ermittelten Spreads verwendet werden. Die Schätzwerte für den Steigungsparameter $\beta^{j,k}$ bei Verwendung der BBK-Spreads sind stets höher (oder gleich) denjenigen, die man bei Verwendung der SVT-Spreads erhält. Dies spiegelt die höhere Varianz der SVT-Spreads gegenüber den BBK-Spreads wider. Was allerdings die Signifikanzniveaus, auf denen die Hypothese $\beta^{jk} = 0$ verworfen werden kann, betrifft, so gibt es zwischen den beiden Spread-Datensätzen keine systematischen Unterschiede. Bei beiden Datensätzen kann die Nullhypothese für den mittleren Laufzeitbereich der Zinsstrukturkurve entschieden verworfen werden. Es gibt nur einige wenige Fälle, in denen die Nullhypothese bei unterschiedlichen Signifikanzniveaus verworfen wird oder im einen Fall verworfen wird, nicht dagegen im anderen.³⁸ Auch die R^2 sich bei Verwendung der beiden Datensätze ähnlich (siehe Tabellen 3 und 4). Allenfalls sind die R^2 , die man aus den BBK-Daten erhält, höher, wenn auch nur geringfügig. Der t-Test der Hypothese, daß $\beta_{SVT}^{j,k} = \beta_{BBK}^{j,k}$, d.h. daß die Koeffizientenschätzung bei Verwendung der SVT-Spreads gleich der Punktschätzung bei Verwendung der BBK-Spreads ist, kann bei konventionellen Signifikanzniveaus nicht verworfen werden.³⁹ Vor dem Hintergrund dieser Ergebnisse kann festgehalten werden, daß die Wahl des Verfahrens zur Schätzung von Zinsstrukturkurven keine große Rolle spielt, wenn es um den Informationsgehalt der Steigung der Kurve für die künftigen Änderungen der Inflationsraten geht.

³⁸ So wird beispielsweise nur in zwei Fällen ($j = 10$ und $k = 2$ und $j = 9$ und $k = 2$) die Nullhypothese bei einem Niveau von 10 % und Verwendung der SVT-Spreads verworfen, nicht jedoch bei Verwendung von BBK-Spreads. In zwei weiteren Fällen wird die Hypothese bei unterschiedlichen Signifikanzniveaus verworfen.

³⁹ Zu beachten ist, daß diese Schlußfolgerung auf den empirischen Wahrscheinlichkeitswerten beruht, die in den unteren eckigen Klammern in der letzten Spalte der Tabellen A.2 bis A.7 im Anhang ausgewiesen sind.

Abbildung 15: Variation von $\beta^{j,k}$ als Funktion von σ und ρ .

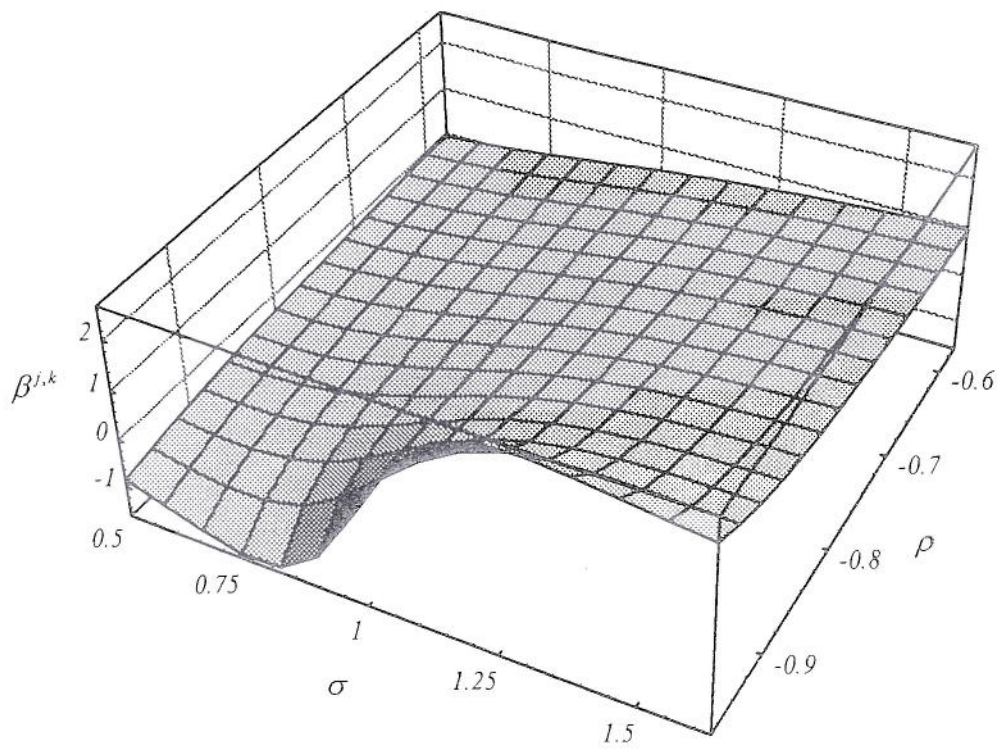


Tabelle 3: Ergebnisse der Tests des Informationsgehaltes der Zinsstrukturkurve unter Verwendung von SVT-Zinsdifferenzen.

j \ k	k = 1	k = 2	k = 3	k = 4	k = 5	k = 6	k = 7	k = 8	k = 9
j = 2	0.27 (0.19) R ² = 0.04								
j = 3	0.43 (0.21) R ² =0.09	0.69 (0.30) [*] R ² =0.15							
j = 4	0.62 (0.16) ^{**} R ² =0.17	0.98 (0.20) ^{***} R ² =0.28	1.39 (0.16) ^{***} R ² =0.41						
j = 5	0.80 (0.15) ^{***} R ² =0.27	1.22 (0.16) ^{***} R ² =0.42	1.59 (0.11) ^{***} R ² =0.54	1.73 (0.13) ^{***} R ² =0.51					
j = 6	0.89 (0.16) ^{***} R ² =0.35	1.26 (0.15) ^{***} R ² =0.47	1.49 (0.12) ^{***} R ² =0.50	1.41 (0.15) ^{***} R ² =0.37	1.01 (0.18) ^{**} R ² =0.16				
j = 7	0.95 (0.13) ^{***} R ² =0.40	1.22 (0.11) ^{***} R ² =0.45	1.28 (0.13) ^{***} R ² =0.38	1.01 (0.21) [*] R ² =0.20	0.49 (0.25) R ² =0.04	- 0.02 (0.24) R ² =0.00			
j = 8	0.86 (0.14) ^{**} R ² =0.37	1.05 (0.11) ^{***} R ² =0.37	0.99 (0.11) ^{**} R ² =0.25	0.64 (0.17) R ² =0.09	0.09 (0.20) R ² =0.00	- 0.43 (0.18) R ² =0.03	- 0.90 (0.18) ^{**} R ² =0.15		
j = 9	0.73 (0.14) [*] R ² =0.31	0.87 (0.14) [*] R ² =0.28	0.74 (0.14) R ² =0.14	0.33 (0.20) R ² =0.02	- 0.23 (0.24) R ² =0.01	- 0.74 (0.23) R ² =0.11	- 1.14 (0.22) [*] R ² =0.26	- 1.32 (0.22) ^{**} R ² =0.36	
j = 10	0.58 (0.10) [*] R ² =0.28	0.83 (0.12) [*] R ² =0.28	0.43 (0.12) R ² =0.06	- 0.02 (0.18) R ² =0.00	- 0.54 (0.20) R ² =0.07	- 0.97 (0.19) R ² =0.22	- 1.26 (0.18) R ² =0.38	- 1.37 (0.16) ^{**} R ² =0.46	- 1.35 (0.13) ^{**} R ² =0.46

Erläuterung: OLS-Regressionen von (25). Testergebnisse bezüglich der Hypothese $\beta^{jk} = 0$. Schätzwerte der Koeffizienten und autokorrelations- und heteroskedastizitätskonsistente Standardfehler in Klammern. Die Sterne bezeichnen die Signifikanzniveaus, bei denen die Nullhypothese verworfen wird, wobei die Signifikanzniveaus mit empirischen Wahrscheinlichkeitswerten (Bootstrapping) ermittelt wurden (*=10 %, **=5 %, ***=1 %). Die genauen Wahrscheinlichkeitswerte sind in den Anhängen A.2 bis A.7 wiedergegeben.

Tabelle 4: Ergebnisse der Tests des Informationsgehaltes der Zinsstrukturkurve unter Verwendung von BBK-Renditedifferenzen

j \ k	k = 1	k = 2	k = 3	k = 4	k = 5	k = 6	k = 7	k = 8	k = 9
j = 2	0.33 (0.24) R ² = 0.04								
j = 3	0.53 (0.25)* R ² =0.11	0.96 (0.32)** R ² =0.19							
j = 4	0.78 (0.32)** R ² =0.20	1.33 (0.19)*** R ² =0.34	1.84 (0.24)*** R ² =0.44						
j = 5	1.00 (0.16)*** R ² =0.31	1.59 (0.12)*** R ² =0.47	2.05 (0.21)*** R ² =0.58	2.21 (0.27)*** R ² =0.52					
j = 6	1.10 (0.16)*** R ² =0.39	1.63 (0.12)*** R ² =0.52	1.92 (0.18)*** R ² =0.53	1.85 (0.27)*** R ² =0.41	1.41 (0.35)* R ² =0.20				
j = 7	1.17 (0.14)*** R ² =0.46	1.57 (0.11)*** R ² =0.50	1.66 (0.19)*** R ² =0.42	1.39 (0.29)* R ² =0.24	0.81 (0.38) R ² =0.07	- 0.25 (0.39) R ² =0.01			
j = 8	1.09 (0.17)** R ² =0.44	1.35 (0.17)** R ² =0.42	1.29 (0.22)* R ² =0.29	0.92 (0.33) R ² =0.12	0.31 (0.40) R ² =0.01	- 0.25 (0.39) R ² =0.01	- 0.76 (0.37) R ² =0.08		
j = 9	0.96 (0.18)* R ² =0.40	1.15 (0.22) R ² =0.35	0.99 (0.28) R ² =0.20	0.58 (0.13) R ² =0.06	0.00 (0.45) R ² =0.00	- 0.50 (0.44) R ² =0.04	- 0.91 (0.42) R ² =0.13	- 1.08 (0.39) R ² =0.19	
j = 10	0.79 (0.13)* R ² =0.37	0.88 (0.19) R ² =0.27	0.66 (0.27) R ² =0.11	0.21 (0.37) R ² =0.01	- 0.35 (0.43) R ² =0.02	- 0.81 (0.41) R ² =0.11	- 1.15 (0.37) R ² =0.22	- 1.30 (0.31) R ² =0.29	- 1.35 (0.22)* R ² =0.32

Erläuterung: OLS-Regressionen von (25). Testergebnisse bezüglich der Hypothese $\beta^{jk} = 0$. Schätzwerte der Koeffizienten und autokorrelations- und heteroskedastizitätskonsistente Standardfehler in Klammern. Die Sterne bezeichnen die Signifikanzniveaus, bei denen die Nullhypothese verworfen wird, wobei die Signifikanzniveaus mit empirischen Wahrscheinlichkeitswerten (Bootstrapping) ermittelt wurden (*=10 %, **=5 %, ***=1 %). Die genauen Wahrscheinlichkeitswerte sind in den Anhängen A.2 bis A.7 wiedergegeben.

VI. Schlußbemerkungen

In der vorliegenden Arbeit werden verschiedene Verfahren zur Schätzung von Zinsstruktur- bzw. (in einem Fall) Renditestrukturkurven vorgestellt und auf deutsche Daten von September 1972 bis Februar 1996 angewandt. Allein aufgrund von theoretischen Überlegungen ist es nicht möglich, zu entscheiden, welches Verfahren vorzuziehen ist, wenn gleich aus theoretischer Sicht die Verfahren von Nelson/Siegel und Svensson plausibler als das von der Bundesbank verwendete Verfahren erscheinen, da erstere nicht vom sogenannten Kuponeffekt betroffen sind. Was die empirische Leistungsfähigkeit, verstanden als die Fähigkeit zur möglichst genauen Beschreibung der beobachteten Daten, betrifft, sind die ersteren Verfahren eindeutig dem letzteren vorzuziehen. Allerdings sollte die Auswahl des Verfahrens zur Schätzung von Zins- bzw. Renditestrukturkurven sich nicht allein nach diesem Kriterium richten, sondern in erster Linie danach richten, wofür die geschätzten Kurven letztendlich verwendet werden sollen. Das entscheidende Kriterium sollte sein, daß das Schätzverfahren geeignet sein muß, um die *relevanten* Informationen wiederzugeben.

Sofern die Bewertung von einzelnen Anleihen im Mittelpunkt des Interesses steht, scheint keines der hier betrachteten Verfahren vollkommen geeignet. Alle Verfahren stellen parametrische Verfahren dar, die lediglich eine begrenzte Anzahl an möglichen Kurvenverläufen darstellen können. Sie glätten Unebenheiten in den beobachteten Daten aus, so daß sie zur Feststellung von Rendite- oder Preisanomalitäten einzelner Wertpapiere nicht optimal geeignet sind. Auf der anderen Seite kann diese Glättung wünschenswert sein, wenn die geldpolitische Interpretation des Kurvenverlaufes im Mittelpunkt steht.

Es besteht jedoch auch die Gefahr einer zu starken Glättung, und zwar könnten relevante Informationen aufgrund der beschränkten Flexibilität des Schätzansatzes ignoriert werden. So wird beispielsweise mit dem Schätzverfahren der Bundesbank das Gefälle der Zinsstrukturkurve im Falle eines sehr steilen Verlaufes offenbar systematisch unterschätzt. Weiterhin ignoriert das Verfahren S-förmige Kurvengestalten. Die beschränkte Flexibilität des Bundesbank-Verfahrens spiegelt sich denn auch in relativ hohen Abweichungen der geschätzten von den beobachteten Daten wieder. Doch aus geldpolitischer Sicht sagt die auf diese Weise ermittelte Qualität des Schätzverfahrens nicht sehr viel aus. Wie bereits erwähnt ist es wichtiger, zu wissen, ob relevante Informationen ignoriert werden.

Die Interpretation der Zinsstrukturkurve ist vor allem darauf gerichtet, Informationen über die Markterwartungen hinsichtlich der künftigen Inflation (und Zinssätze) zu erhalten. In der vorliegenden wird deshalb ein alternatives Kriterium für den Vergleich verschiedener

Verfahren vorgeschlagen. Und zwar wird das bekannte Mishkin Verfahren zum Test auf den Informationsgehalt der Zinsstrukturkurve auf die Schätzungen, die sich mit den verschiedenen Verfahren ergeben, angewandt. Nach diesem Kriterium wird der Informationsgehalt als die Fähigkeit der Steigung der Kurve, künftige Änderungen der Inflationsrate vorherzusagen, definiert. Zwei Fragen werden dabei untersucht. Ist die deutsche Zinsstrukturkurve im derart definierten Sinne „informativ“? Geht durch ein restriktives Verfahren zur Schätzung der Zinsstrukturkurve Informationsgehalt verloren?

Unsere empirischen Tests auf bezüglich des Informationsgehaltes der deutschen Zinsstruktur, ergeben folgende Ergebnisse. 1) Die Zinsstrukturkurve ist im oben definierten Sinne informativ, insbesondere im Laufzeitenbereich zwischen drei und acht Jahren. 2) Die Ergebnisse bezüglich des Informationsgehaltes unterscheiden sich nicht signifikant, je nachdem welche Schätzungen verwendet werden, sofern die Signifikanz anhand der empirischen (und nicht anhand der nur asymptotisch gültigen Newey-West-) Wahrscheinlichkeitswerte beurteilt wird.

Das erste Ergebnis bestätigt die Ergebnisse der empirischen Tests von Jorion und Mishkin (1991) und Gerlach (1995), die die Zinsstrukturkurven durch die von der Bundesbank geschätzten Renditestrukturkurven approximiert haben. Zwar kann dieses Vorgehen aus theoretischer Sicht insbesondere aufgrund des zuvor diskutierten Kuponeffektes kritisiert werden. Doch zeigt das zweite Ergebnis unserer Untersuchung, daß zumindest für diesen speziellen Test des Informationsgehaltes der Zinsstrukturkurve die Wahl des Verfahrens, das für deren Approximation verwendet wird, unerheblich ist. Dieses Ergebnis mag auf das niedrige Niveau und die begrenzte Variation der Kupons deutscher Staatsanleihen zurückzuführen sein (in unserer Stichprobe zwischen 5 % und 11 %). In Situationen, wo die Kupons höher sind und stärker schwanken, könnte das Ergebnis aufgrund des bedeutsameren Kuponeffektes anders ausfallen. Das Ergebnis mag auch auf die Verwendung einer relativ großen Stichprobe zurückzuführen sein. Dies impliziert nämlich, daß die Fälle, in denen die Schätzwerte für die Zinsstrukturkurve je nach gewähltem Verfahren stark voneinander abweichen, insgesamt ein relativ geringes Gewicht haben, so daß über den gesamten Zeitraum betrachtet sich kaum signifikante Unterschiede feststellen lassen.

Eine andere Frage ist, wie man die Zinsstrukturkurve optimal zur Prognose der Inflationsentwicklung verwendet. Das Verfahren von Mishkin stellt auf durchschnittliche Änderungen ab. In jüngster Zeit werden von vielen Zentralbanken in verstärktem Maße implizite Terminzinsen verfolgt, bei denen es sich um ein marginales Konzept handelt. Wenn diese

Terminzinssätze im Vordergrund stehen, sind die Schätzverfahren von Nelson/Siegel und Svensson vorzuziehen, weil aus den damit generierten Zinssätzen unmittelbar implizite Terminzinssätze errechnet werden können.

Aus geldpolitischer Sicht kann deshalb die folgende Schlußfolgerung gezogen werden. Das mittelfristige Segment der Zinsstrukturkurve stellt tatsächlich einen nützlichen Indikator der Markterwartungen bezüglich der künftigen Inflationsentwicklung dar. Solange die Interpretation der Kurve auf einfache lineare Rückschlüsse von der Steigung der Kurve auf die Veränderung der Inflationsrate beschränkt bleibt, spielt die Wahl des Verfahrens zur Schätzung der Zinsstrukturkurve eine nur geringe Rolle.

Literaturverzeichnis

- Anderson, N., F. Breedon, M. Deacon, A. Derry und G. Murphy (1996), *Estimating and interpreting the yield curve*, John Wiley Series in Financial Economics and Quantitative Analysis, John Wiley & Sons, New York.
- Bang, B.K. (1993), „International evidence on the predictive power of interest spreads“, Ph.D. thesis, Leonard N. Stern Graduate School of Business Administration, New York University, July.
- Bekaert, G., R.J. Hodrick und D. Marshall (1996), „On biases in tests of the expectations hypothesis of the term structure of interest rates“, Federal Reserve Bank of Chicago Research Department, Working Paper Series Issues in Financial Regulation No. 3, January.
- Bekdache, B. und C.F. Baum (1994), „Comparing alternative models of the term structure of interest rates“, Boston College, Department of Economics, Working Paper in Economics No. 271, June.
- Bliss, R.R. (1994), „Testing term structure estimation methods“, Indiana University, Finance Department, mimeo, April 4.
- Breedon, F. (1995), „Bond prices and market expectations of inflation“, *Bank of England Quarterly Bulletin*, May, 1 - 6.
- Brock, W, J. Lakonishok, und B. LeBaron (1992), „Simple technical trading rules and the stochastic properties of stock returns“, *The Journal of Finance*, XLVII, 5, December, 1731 - 1764.
- Bußmann, J. (1989), „Die Bestimmung der Zinsstruktur am deutschen Kapitalmarkt. Eine empirische Untersuchung für den Zeitraum 1978 bis 1986“, *Kredit und Kapital*, 22, 1, 117 - 137.
- Campbell, J.Y (1995), „Some lessons from the yield curve“, *Journal of Economic Perspectives*, 9, 3, Summer, 129 - 152.

- Coleman, T.S.L. Fisher und R. Ibbotson (1992), „Estimating the term structure of interest from data that include the prices of coupon bonds.“ *The Journal of Fixed Income*, 2, September, 85 - 116.
- Cooper, N. und J. Steeley (1996), „G7 yield curves“, *Bank of England Quarterly Bulletin*, May, 199 - 208.
- Dahlquist, M. und L.E.O. Svensson (1996), „Estimating the term structure of interest rates for monetary policy analysis“, *Scandinavian Journal of Economics*, 98, 2, 163 - 183.
- Deacon, M. und A. Derry (1994a), „Deriving estimates of inflation expectations from the prices of UK government bonds“, Bank of England Working Paper No. 23, July.
- Deacon, M. und A. Derry (1994b), „Estimating the term structure of interest rates“, Bank of England Working Paper No. 24, July.
- Derry, A.J. und M. Pradhan (1993), „Tax specific term structures of interest rates in the UK government bond market“, Bank of England Working Paper No. 11, April.
- Deutsche Bundesbank (1983), „Die Zinsentwicklung seit 1978“, *Monatsbericht der Deutschen Bundesbank*, 35, 1. Januar, 14 - 26.
- Deutsche Bundesbank (1995), *Der Markt für deutsche Bundeswertpapiere*, Frankfurt a. M., Juli.
- Estrella, A. und F.S. Mishkin (1995), „The term structure of interest rates and its role in monetary policy for the European central bank“, NBER Working Paper No. 5279, September.
- Estrella, A. und F.S. Mishkin (1996), „The predictive power of the term structure of interest rates in Europe and the United States: implications for the European Central Bank“, Federal Reserve Bank of New York, mimeo, July.
- Evans, M. und P. Wachtel, „Inflation regimes and the sources of inflation uncertainty“, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 25, 3, August, 475 - 511.

- Fama, E.F. (1990), „Term-structure forecasts of interest rates, inflation, and real returns, “
Journal of Monetary Economics, 25, 1, January, 21, 59 - 76.
- Fama, E.F. (1984), „The information in the term structure“, *Journal of Financial Economics*, 13, December, 509 - 28.
- Fama, E.F. und R.R. Bliss (1987), „The information in long-maturity forward rates“,
American Economic Review, LXXVII, 680 - 92.
- Frankel, J.A. (1995), *Financial Markets and Monetary Policy*, MIT Press, Cambridge
Massachusetts.
- Frankel, J.A. und C.S. Lown (1994), „An indicator of future inflation extracted from the
steepness of the interest rate yield curve along its entire length“, *The Quarterly Journal
of Economics*, 109, 437, May, 517 - 530.
- Freedman, D.A. und S.C. Peters (1984), „Bootstrapping a regression equation: some
empirical results“, *Journal of the American Statistical Association*, 79, 385, March,
97 - 106.
- Gerlach, S. (1995), „The information content of the term structure: evidence for Germany“,
BIS Working paper No. 29, September.
- Hassler, U. und D. Nautz (1995), „The term structure of interest rates as an indicator of
German monetary policy?“, Humboldt-Universität Berlin Discussion Paper No. 64
(Sonderforschungsbereich 373), October.
- Hesse, H. und G. Roth (1992), „Die Zinsstruktur als Indikator der Geldpolitik?“, *Kredit
und Kapital*, 35, 1, 1002 - 1023.
- Hicks, J.R. (1993), *Value and capital*, 2nd ed., Oxford University Press.
- Issing, O. (1994), „Zinsstruktur oder Geldmenge?“, *Wirtschaftspolitik in offenen
Volkswirtschaften*, Festschrift für H. Hesse zum 60. Geburtstag, Herrmann Sautter
(ed.), Göttingen, 3 - 21.

- Jorion, P. und F. Mishkin (1991), „A multicountry comparison of term-structure forecasts at long horizons“, *Journal of Financial Economics*, 29, 59 - 80.
- Klein, W. (1990), „Forward rates and the expectations theory of the term structure: tests for the Federal Republic of Germany“, *Empirical Economics*, 15, 3, 245 - 265.
- Kirchgässner, G. und M. Savioz (1995), „Is the interest rate spread a valid predictor for real and nominal economic developments? - An empirical investigation for the Federal Republic of Germany“, paper presented at the Tenth Annual Congress of the European Economic Association, Pargue, September 1 - 4.
- Koedijk, K.G. und C.J.M. Kool (1995), „Future inflation and the information in international term structures“, *Empirical Economics*, 20, 217 - 242.
- Langfeldt, E. (1994), „Die Zinsstruktur als Frühindikator für Konjunktur und Preisentwicklung in Deutschland“, Kiel Working Paper No. 615, February.
- Lassak, G. (1993), *Bewertung festverzinslicher Wertpapiere am deutschen Rentenmarkt*, Physica Verlag Heidelberg.
- Levin, F. (1996), *Die Erwartungstheorie der Zinsstruktur - Eine empirische Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland im Zeitraum von 1974 bis 1988*, Peter Lang Verlag, Frankfurt a.M.
- Mastronikola, K. (1991), „Yield curves for gilt-edged stocks: a new model“, Bank of England Discussion Paper (Technical Series) No. 49, December.
- McCulloch, J.H. (1971), „Measuring the term structure of interest rates“, *Journal of Business*, 44, 19 - 31.
- McCulloch, J.H. (1975), An estimate of the liquidity premium, *Journal of Political Economy*, 83, 95 - 119.
- Meiselman, D. (1962), *The term structure of interest rates*, Englewood Cliffs, Prentice Hall.

- Mishkin, F.S. (1988), „The information in the term structure: some further results“, *Journal of Applied Econometrics*, 3, 307 - 314.
- Mishkin, F.S. (1990a), „What does the term structure tell us about future inflation?“, *Journal of Monetary Economics* 25, 77 - 95.
- Mishkin, F.S. (1990b), „The information in the longer maturity term structure about future inflation“, *The Quarterly Journal of Economics*, CV, August, 815 - 828.
- Mishkin, F.S. (1991), „A multi-country study of the information in the shorter maturity term structure about future inflation“, *Journal of International Money and Finance*, 10, 1, March, 2 - 22.
- Nelson, C.R., und A.F. Siegel (1987), „Parsimonious modeling of yield curves“, *Journal of Business*, 60, 4, 473 - 89.
- Neumann, M.J.M. (1968), „Yield-curve analysis: eine Methode zur empirischen Bestimmung der Zinsstruktur am Rentenmarkt“, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 182, 193 - 203.
- Newey, W.K. und K.D. West (1987), „A simple, positive definite, heteroscedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix“, *Econometrica*, 55, 703 - 708.
- Pagan, A. (1984), „Econometric issues in the analysis of regression with generated regressors“, *International Economic Review*, 25, 226 - 247.
- Reinhardt, V. (1992), „Understanding the simple algebra of forward rates“, mimeo, Federal Reserve Board, April.
- Ricart, R. und P. Sicsic (1995), „Estimating the term structure of interest rates from French data“, *Banque de France Bulletin Digest*, 22, October, 47 - 57.
- Russell, S. (1992), „Understanding the term structure of interest rates: the expectations theory“, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 74, 4, July/August, 36 - 50.
- Rudebusch, G.D. (1995), „Federal Reserve interest rate targeting, rational expectations, and the term structure“, *Journal of Monetary Economics*, 35, 245 - 274.

- Schaefer, S. (1981), „Measuring a tax-specific term structure of interest rates in the Market for British Government Securities“, *Journal of Political Economy*, 83, 95 -119.
- Shea, G. (1984), „Pitfalls in smoothing interest rate term structure data: equilibrium models and spline approximations“, *Journal of Financial and Quantitative Studies*, 19, 3, 253 - 269.
- Shiller, R.J. (1990), „The term structure of interest rates“, *Handbook of Monetary Economics*, Vol 1, B.M. Friedman and F.H. Hahn (eds.), Elsevier Science Publishers, B.V.
- Siegel, A.F. und C.R. Nelson (1988), „Long-term behavior of yield curves“, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 23, 1, March, 105 - 110.
- Smith, J. und S. Yadav, „A comparison of alternative covariance matrix estimators“, forthcoming in *Journal of International Money and Finance*.
- Steeley, J.M. (1991), „Estimating the gilt-edged term structure: basis splines and confidence intervals“, *Journal of Business Finance and Accounting*, 18, 4, June, 513 - 529.
- Subrahmanyam, M.G. (1995), „The term structure of interest rates: alternative paradigms and implications for financial risk management“, *Geneva Risk Lecture held at the 22nd Seminar of the European Group of Risk and Insurance Economists*, University of Geneva, September 18 - 20.
- Svensson, L.E.O. (1993), „Term, inflation, and foreign exchange risk premia: a unified treatment“, IIES Seminar Paper No. 548 (also as NBER Working Paper No. 4544).
- Svensson, L.E.O. (1994), „Estimating and interpreting forward interest rates: Sweden 1992 - 1994“, IMF Working Paper No. 114, September.
- Woodford, M. (1994), „Nonstandard indicators for monetary policy: can their usefulness be judged from forecasting regressions“?, N.G. Mankiw, (ed), *Monetary Policy*. NBER and the University of Chicago Press: Chicago.

Anhang A.1: Hintergrundinformation

Tabelle A.1: Übersicht über die Verfahren zur Schätzung von Zinsstrukturkurven bei ausgewählten Zentralbanken

Zentralbank	Schätzverfahren	Geschätzte Kurve
Kanada	Polynom dritter Ordnung	Renditenstrukturkurve
Finnland	Svensson	Zinsstrukturkurve
Frankreich	Nelson/Siegel; Svensson	Zinsstrukturkurve
Deutschland	Linear-logarithmische Regression	Renditenstrukturkurve
Italien	Kubische Splines; Cox, Ingersoll & Ross Ein- und Zweifaktorenmodell; Swapsatzkurve	Zinsstrukturkurve
Japan	Splines fünfter Ordnung	Zinsstrukturkurve
Norwegen	Kubische Splines; Nelson/Siegel	Zinsstrukturkurve
Spanien	Nelson/Siegel; Svensson	Zinsstrukturkurve
Schweden	Svensson	Zinsstrukturkurve
Schweiz	Svensson	Zinsstrukturkurve
Großbritannien	Svensson; Nelson/Siegel; Kubische Splines	Zinsstrukturkurve
Vereinigte Staaten	Nelson/Siegel; Svensson; Smoothing splines	Zinsstrukturkurve

Quelle: Vorabinformationen und Informationszusammenstellung für das „Meeting on the estimation of zero-coupon yield curves“ bei der Bank für Internationalen Zahlungsausgleich (BIZ), 5. Juni 1996.

Anhang A.2: Detaillierte Ergebnisse der Regressionen

Tabelle A.2: Regressionen der Änderungen der Inflationsraten auf die Zinssatzdifferenzen (Differenzen zwischen n und 1 Jahr)

	Bundesbank (BBK)				Svensson mit Steuereffektkorrektur (SVT)				
	$\alpha = 0$	$\beta = 0$	R^2	$\beta - 1 = 0$	$\alpha = 0$	$\beta = 0$	R^2	$\beta - 1 = 0$	$\beta - \hat{\beta}_{BBK} = 0$
2 - 1, 73:9-94:2	- 0.18 (0.13) [0.16] [0.05]	0.33 (0.24) [0.17] [0.18]	0.04	[0.00] [0.57]	- 0.17 (0.13) [0.21] [0.06]	0.27 (0.19) [0.15] [0.21]	0.04	[0.00] [0.45]	0.06 (0.19) [0.75] [0.90]
3 - 1, 73:9-93:2	- 0.39 (0.23) [0.09] [0.09]	0.53 (0.25) [0.03] [0.10]	0.11	[0.06] [0.87]	- 0.37 (0.24) [0.13] [0.08]	0.43 (0.21) [0.04] [0.12]	0.09	[0.01] [0.81]	0.10 (0.21) [0.65] [0.94]
4 - 1, 73:9-92:2	- 0.64 (0.32) [0.04] [0.08]	0.78 (0.32) [0.00] [0.02]	0.20	[0.23] [0.96]	- 0.61 (0.34) [0.08] [0.10]	0.62 (0.16) [0.00] [0.03]	0.17	[0.02] [0.90]	0.16 (0.16) [0.32] [0.97]
5 - 1, 73:9-91:2	- 0.92 (0.39) [0.02] [0.07]	1.00 (0.16) [0.00] [0.01]	0.31	[0.98] [0.99]	- 0.88 (0.44) [0.04] [0.09]	0.80 (0.15) [0.00] [0.01]	0.27	[0.20] [0.99]	0.20 (0.15) [0.20] [0.98]
6 - 1, 73:9-90:2	- 1.14 (0.43) [0.01] [0.07]	1.10 (0.16) [0.00] [0.01]	0.39	[0.53] [0.99]	- 1.09 (0.49) [0.27] [0.11]	0.89 (0.16) [0.00] [0.01]	0.35	[0.50] [0.99]	0.21 (0.16) [0.20] [0.99]
7 - 1, 73:9-89:2	- 1.45 (0.31) [0.00] [0.02]	1.17 (0.14) [0.00] [0.01]	0.46	[0.21] [0.97]	- 1.40 (0.39) [0.00] [0.04]	0.95 (0.13) [0.00] [0.01]	0.40	[0.72] [0.99]	0.22 (0.13) [0.10] [0.99]
8 - 1, 73:9-88:2	- 1.53 (0.30) [0.00] [0.02]	1.09 (0.17) [0.00] [0.02]	0.44	[0.60] [0.99]	- 1.44 (0.39) [0.00] [0.06]	0.86 (0.14) [0.00] [0.03]	0.37	[0.33] [0.99]	0.23 (0.14) [0.11] [0.99]
9 - 1, 73:9-87:2	- 1.58 (0.29) [0.00] [0.03]	0.96 (0.18) [0.00] [0.06]	0.40	[0.80] [0.99]	- 1.45 (0.39) [0.00] [0.08]	0.73 (0.14) [0.00] [0.07]	0.31	[0.05] [0.97]	0.23 (0.14) [0.09] [0.97]
10 - 1, 73:9-86:2	- 1.68 (0.25) [0.00] [0.03]	0.79 (0.13) [0.00] [0.07]	0.37	[0.11] [0.95]	- 1.56 (0.33) [0.00] [0.07]	0.58 (0.10) [0.00] [0.07]	0.28	[0.00] [0.84]	0.21 (0.10) [0.03] [0.90]

Erläuterungen: OLS-Regressionen der Gleichung (25) für die Tests der Nullhypothese $\alpha = 0$ und der Nullhypothese $\beta = 0$, der Gleichung (27) für die Tests der Nullhypothese $\beta - 1 = 0$, und der Gleichung (26) für den Test der Nullhypothese $\beta - \beta^* = 0$. Asymptotisch autokorrelations- und heteroskedastizitätskonsistente (Newey und West (1987) mit Bartlett-Gewichten) Standardfehler in Klammern und Wahrscheinlichkeitswerte in den oberen eckigen Klammern und empirische Wahrscheinlichkeitswerte (durch Bootstrapping ermittelt) in den unteren eckigen Klammern.

Tabelle A.3: Regressionen der Änderungen der Inflationsraten auf die Zinssatzdifferenzen (Differenzen zwischen n und 2 Jahren)

	Bundesbank (BBK)				Svensson mit Steuereffektkorrektur (SVT)				
	$\alpha = 0$	$\beta = 0$	$\beta - 1 = 0$	R^2	$\alpha = 0$	$\beta = 0$	R^2	$\beta - 1 = 0$	$\beta - \hat{\beta}_{BBK} = 0$
3 - 2, 74:9-93:2	- 0.23 (0.09) [0.02] [0.03]	0.96 (0.32) [0.00] [0.03]	[0.89] [0.99]	0.19	- 0.22 (0.10) [0.03] [0.04]	0.69 (0.30) [0.02] [0.08]	0.15	[0.31] [0.97]	0.27 (0.30) [0.37] [0.96]
4 - 2, 74:9-92:2	- 0.52 (0.16) [0.00] [0.01]	1.33 (0.19) [0.00] [0.00]	[0.08] [0.79]	0.34	- 0.50 (0.19) [0.01] [0.02]	0.98 (0.20) [0.00] [0.01]	0.28	[0.94] [0.99]	0.34 (0.20) [0.09] [0.97]
5 - 2, 74:9-91:2	- 0.81 (0.22) [0.00] [0.01]	1.59 (0.12) [0.00] [0.00]	[0.00] [0.28]	0.47	- 0.81 (0.27) [0.00] [0.04]	1.22 (0.16) [0.00] [0.00]	0.42	[0.17] [0.95]	0.37 (0.16) [0.02] [0.99]
6 - 2, 74:9-90:2	- 1.01 (0.28) [0.00] [0.04]	1.63 (0.12) [0.00] [0.00]	[0.00] [0.36]	0.52	- 1.00 (0.36) [0.00] [0.06]	1.26 (0.15) [0.00] [0.01]	0.47	[0.09] [0.96]	0.37 (0.15) [0.01] [0.99]
7 - 2, 74:9-89:2	- 1.22 (0.27) [0.00] [0.04]	1.57 (0.13) [0.00] [0.00]	[0.00] [0.47]	0.50	- 1.20 (0.38) [0.00] [0.08]	1.22 (0.11) [0.00] [0.00]	0.45	[0.05] [0.95]	0.35 (0.11) [0.00] [0.98]
8 - 2, 74:9-88:2	- 1.26 (0.29) [0.00] [0.05]	1.35 (0.17) [0.00] [0.02]	[0.04] [0.87]	0.42	- 1.21 (0.42) [0.00] [0.13]	1.05 (0.11) [0.00] [0.01]	0.37	[0.67] [0.99]	0.30 (0.11) [0.01] [0.98]
9 - 2, 74:9-87:2	- 1.26 (0.30) [0.00] [0.09]	1.15 (0.22) [0.00] [0.11]	[0.50] [0.97]	0.35	- 1.17 (0.42) [0.01] [0.18]	0.87 (0.14) [0.00] [0.07]	0.28	[0.37] [0.99]	0.28 (0.14) [0.05] [0.99]
10 - 2, 74:9-86:2	- 1.28 (0.30) [0.00] [0.10]	0.88 (0.19) [0.00] [0.16]	[0.52] [0.98]	0.27	- 1.58 (0.36) [0.00] [0.12]	0.83 (0.12) [0.00] [0.06]	0.28	[0.15] [0.99]	0.05 (0.12) [0.66] [1.00]

Erläuterungen: OLS-Regressionen der Gleichung (25) für die Tests der Nullhypothese $\alpha = 0$ und der Nullhypothese $\beta = 0$, der Gleichung (27) für die Tests der Nullhypothese $\beta - 1 = 0$, und der Gleichung (26) für den Test der Nullhypothese $\beta - \beta^* = 0$. Asymptotisch autokorrelations- und heteroskedastizitätskonsistente (Newey und West (1987) mit Bartlett-Gewichten) Standardfehler in Klammern und Wahrscheinlichkeitswerte in den oberen eckigen Klammern und empirische Wahrscheinlichkeitswerte (durch Bootstrapping ermittelt) in den unteren eckigen Klammern.

Tabelle A.4: Regressionen der Änderungen der Inflationsraten auf die Zinssatzdifferenzen (Differenzen zwischen n und 3 Jahren)

	Bundesbank (BBK)				Svensson mit Steuereffektkorrektur (SVT)				
	$\alpha = 0$	$\beta = 0$	$\beta - 1 = 0$	R^2	$\alpha = 0$	$\beta = 0$	R^2	$\beta - 1 = 0$	$\beta - \hat{\beta}_{BBK} = 0$
4 - 3, 75:9-92:2	- 0.29 (0.06) [0.00] [0.00]	1.84 (0.24) [0.00] [0.00]	[0.00] [0.26]	0.44	- 0.29 (0.07) [0.00] [0.01]	1.39 (0.16) [0.00] [0.00]	0.41	[0.01] [0.72]	0.45 (0.16) [0.00] [0.96]
5 - 3, 75:9-91:2	- 0.59 (0.10) [0.00] [0.00]	2.05 (0.21) [0.00] [0.00]	[0.00] [0.18]	0.58	- 0.59 (0.14) [0.00] [0.02]	1.59 (0.11) [0.00] [0.00]	0.54	[0.00] [0.33]	0.46 (0.11) [0.00] [0.93]
6 - 3, 75:9-90:2	- 0.76 (0.17) [0.00] [0.03]	1.92 (0.18) [0.00] [0.00]	[0.00] [0.27]	0.53	- 0.76 (0.25) [0.00] [0.06]	1.49 (0.12) [0.00] [0.00]	0.50	[0.00] [0.62]	0.43 (0.12) [0.00] [0.98]
7 - 3, 75:9-89:2	- 0.88 (0.23) [0.00] [0.05]	1.66 (0.19) [0.00] [0.01]	[0.00] [0.54]	0.42	- 0.86 (0.35) [0.01] [0.15]	1.28 (0.13) [0.00] [0.00]	0.38	[0.03] [0.93]	0.38 (0.13) [0.00] [0.99]
8 - 3, 75:9-88:2	- 0.86 (0.28) [0.00] [0.14]	1.29 (0.22) [0.00] [0.06]	[0.19] [0.91]	0.29	- 0.81 (0.41) [0.05] [0.25]	0.99 (0.11) [0.00] [0.02]	0.25	[0.96] [0.99]	0.30 (0.11) [0.01] [0.97]
9 - 3, 75:9-87:2	- 0.84 (0.29) [0.00] [0.21]	0.99 (0.28) [0.00] [0.25]	[0.98] [0.99]	0.20	- 0.75 (0.41) [0.07] [0.32]	0.74 (0.14) [0.00] [0.13]	0.14	[0.07] [0.98]	0.25 (0.14) [0.07] [0.97]
10 - 3, 75:9-86:2	- 0.83 (0.29) [0.00] [0.23]	0.66 (0.27) [0.01] [0.38]	[0.21] [0.97]	0.11	- 0.72 (0.41) [0.08] [0.39]	0.43 (0.12) [0.00] [0.28]	0.06	[0.00] [0.84]	0.23 (0.12) [0.05] [0.88]

Erläuterungen: OLS-Regressionen der Gleichung (25) für die Tests der Nullhypothese $\alpha = 0$ und der Nullhypothese $\beta = 0$, der Gleichung (27) für die Tests der Nullhypothese $\beta - 1 = 0$, und der Gleichung (26) für den Test der Nullhypothese $\beta - \hat{\beta} = 0$. Asymptotisch autokorrelations- und heteroskedastizitätskonsistente (Newey und West (1987) mit Bartlett-Gewichten) Standardfehler in Klammern und Wahrscheinlichkeitswerte in den oberen eckigen Klammern und empirische Wahrscheinlichkeitswerte (durch Bootstrapping ermittelt) in den unteren eckigen Klammern.

Tabelle A.5: Regressionen der Änderungen der Inflationsraten auf die Zinssatzdifferenzen (Differenzen zwischen n und 4 Jahren)

	Bundesbank (BBK)				Svensson mit Steuereffektkorrektur (SVT)				
	$\alpha = 0$	$\beta = 0$	$\beta - 1 = 0$	R^2	$\alpha = 0$	$\beta = 0$	R^2	$\beta - 1 = 0$	$\beta - \hat{\beta}_{BBK} = 0$
5 - 4, 76:9-91:2	- 0.28 (0.04) [0.00] [0.00]	2.21 (0.27) [0.00] [0.00]	[0.00] [0.16]	0.52	- 0.28 (0.07) [0.00] [0.01]	1.73 (0.13) [0.00] [0.00]	0.51	[0.00] [0.20]	0.48 (0.13) [0.00] [0.94]
6 - 4, 76:9-90:2	- 0.44 (0.13) [0.00] [0.03]	1.85 (0.27) [0.00] [0.00]	[0.00] [0.47]	0.41	- 0.43 (0.18) [0.02] [0.10]	1.41 (0.15) [0.00] [0.00]	0.37	[0.01] [0.76]	0.44 (0.15) [0.00] [0.98]
7 - 4, 76:9-89:2	- 0.51 (0.22) [0.02] [0.16]	1.39 (0.29) [0.00] [0.06]	[0.00] [0.86]	0.24	- 0.46 (0.31) [0.13] [0.32]	1.01 (0.21) [0.00] [0.07]	0.20	- 0.01 (0.21) [0.97] [0.99]	0.38 (0.21) [0.07] [0.99]
8 - 4, 76:9-88:2	- 0.48 (0.27) [0.08] [0.31]	0.92 (0.33) [0.00] [0.28]	[0.81] [0.99]	0.12	- 0.40 (0.36) [0.27] [0.46]	0.64 (0.17) [0.00] [0.17]	0.09	[0.03] [0.94]	0.28 (0.17) [0.09] [0.95]
9 - 4, 76:9-87:2	- 0.45 (0.27) [0.10] [0.37]	0.58 (0.39) [0.13] [0.58]	[0.28] [0.95]	0.06	- 0.35 (0.36) [0.33] [0.58]	0.33 (0.20) [0.10] [0.58]	0.02	[0.00] [0.91]	0.25 (0.20) [0.22] [0.95]
10 - 4, 76:9-86:2	- 0.43 (0.27) [0.11] [0.44]	0.21 (0.37) [0.58] [0.84]	[0.03] [0.92]	0.01	- 0.33 (0.36) [0.35] [0.65]	- 0.02 (0.18) [0.93] [0.98]	0.00	[0.00] [0.83]	0.23 (0.18) [0.20] [0.74]

Erläuterungen: OLS-Regressionen der Gleichung (25) für die Tests der Nullhypothese $\alpha = 0$ und der Nullhypothese $\beta = 0$, der Gleichung (27) für die Tests der Nullhypothese $\beta - 1 = 0$, und der Gleichung (26) für den Test der Nullhypothese $\beta - \beta^* = 0$. Asymptotisch autokorrelations- und heteroskedastizitätskonsistente (Newey und West (1987) mit Bartlett-Gewichten) Standardfehler in Klammern und Wahrscheinlichkeitswerte in den oberen eckigen Klammern und empirische Wahrscheinlichkeitswerte (durch Bootstrapping ermittelt) in den unteren eckigen Klammern.

Tabelle A.6: Regressionen der Änderungen der Inflationsraten auf die Zinssatzdifferenzen (Differenzen zwischen n und 5 und 6 Jahren)

	Bundesbank (BBK)				Svensson mit Steuereffektkorrektur (STNSES)				
	$\alpha = 0$	$\beta = 0$	$\beta - 1 = 0$	R^2	$\alpha = 0$	$\beta = 0$	R^2	$\beta - 1 = 0$	$\beta - \hat{\beta}_{BBK} = 0$
6 - 5, 77:9-90:2	- 0.17 (0.08) [0.05] [0.18]	1.41 (0.35) [0.00] [0.04]	[0.24] [0.80]	0.20	- 0.14 (0.10) [0.15] [0.26]	1.01 (0.18) [0.00] [0.02]	0.16	[0.95] [0.98]	0.40 (0.18) [0.02] [0.94]
7 - 5, 77:9-89:2	- 0.22 (0.17) [0.21] [0.37]	0.81 (0.38) [0.03] [0.31]	[0.63] [0.96]	0.07	- 0.17 (0.22) [0.43] [0.52]	0.49 (0.25) [0.05] [0.32]	0.04	[0.04] [0.88]	0.32 (0.25) [0.20] [0.80]
8 - 5, 77:9-88:2	- 0.18 (0.23) [0.43] [0.60]	0.31 (0.40) [0.43] [0.70]	[0.08] [0.85]	0.01	- 0.12 (0.28) [0.66] [0.76]	0.09 (0.20) [0.64] [0.83]	0.00	[0.00] [0.69]	0.22 (0.20) [0.27] [0.73]
9 - 5, 77:9-87:2	- 0.16 (0.23) [0.48] [0.68]	0.00 (0.45) [0.99] [0.99]	[0.03] [0.89]	0.00	- 0.09 (0.29) [0.76] [0.87]	- 0.23 (0.24) [0.32] [0.69]	0.01	[0.00] [0.77]	0.23 (0.24) [0.32] [0.71]
10 - 5, 77:9-86:2	- 0.14 (0.24) [0.53] [0.73]	- 0.35 (0.43) [0.41] [0.76]	[0.00] [0.88]	0.02	- 0.08 (0.29) [0.78] [0.88]	- 0.54 (0.20) [0.01] [0.38]	0.07	[0.00] [0.70]	0.19 (0.20) [0.93] [0.88]
7 - 6, 78:9-86:2	- 0.07 (0.09) [0.44] [0.54]	- 0.25 (0.39) [0.53] [0.72]	[0.06] [0.73]	0.01	- 0.04 (0.11) [0.69] [0.71]	- 0.02 (0.24) [0.93] [0.96]	0.00	[0.00] [0.47]	- 0.23 (0.24) [0.33] [0.63]
8 - 6, 78:9-86:2	- 0.05 (0.15) [0.75] [0.81]	- 0.25 (0.39) [0.52] [0.76]	[0.00] [0.65]	0.01	- 0.01 (0.17) [0.95] [0.97]	- 0.43 (0.18) [0.02] [0.30]	0.03	[0.00] [0.34]	0.18 (0.18) [0.32] [0.69]
9 - 6, 78:9-86:2	- 0.04 (0.17) [0.83] [0.89]	- 0.50 (0.44) [0.26] [0.64]	[0.00] [0.73]	0.04	0.01 (0.20) [0.96] [0.98]	- 0.74 (0.23) [0.00] [0.26]	0.11	[0.00] [0.53]	0.24 (0.23) [0.31] [0.88]
10 - 6, 78:9-86:2	- 0.03 (0.19) [0.88] [0.93]	- 0.81 (0.41) [0.05] [0.52]	[0.00] [0.76]	0.11	0.00 (0.21) [0.99] [0.99]	- 0.97 (0.19) [0.00] [0.13]	0.22	[0.00] [0.54]	0.16 (0.19) [0.42] [0.99]

Erläuterungen: OLS-Regressionen der Gleichung (25) für die Tests der Nullhypothese $\alpha = 0$ und der Nullhypothese $\beta = 0$, der Gleichung (27) für die Tests der Nullhypothese $\beta - 1 = 0$, und der Gleichung (26) für den Test der Nullhypothese $\beta - \beta^* = 0$. Asymptotisch autokorrelations- und heteroskedastizitätskonsistente (Newey und West (1987) mit Bartlett-Gewichten) Standardfehler in Klammern und Wahrscheinlichkeitswerte in den oberen eckigen Klammern und empirische Wahrscheinlichkeitswerte (durch Bootstrapping ermittelt) in den unteren eckigen Klammern.

Tabelle A.7: Regressionen der Änderungen der Inflationsraten auf die Zinssatzdifferenzen (Differenzen zwischen n und 7, 8 und 9 Jahren)

	Bundesbank (BBK)				Svensson mit Steuereffektkorrektur (SVT)				
	$\alpha = 0$	$\beta = 0$	$\beta - 1 = 0$	R^2	$\alpha = 0$	$\beta = 0$	R^2	$\beta - 1 = 0$	$\beta - \hat{\beta}_{BBK} = 0$
8 - 7, 79:9-88:2	0.01 (0.06) [0.93] [0.93]	- 0.76 (0.37) [0.04] [0.31]	1.76 (0.37) [0.00] [0.32]	0.08	0.02 (0.07) [0.00] [0.84]	- 0.90 (0.18) [0.00] [0.04]	0.15	[0.00] [0.08]	0.14 (0.18) [0.42] [0.91]
9 - 7, 79:9-87:2	0.01 (0.11) [0.93] [0.93]	- 0.91 (0.42) [0.03] [0.36]	1.91 (0.42) [0.00] [0.55]	0.13	0.03 (0.11) [0.82] [0.88]	- 1.14 (0.22) [0.00] [0.09]	0.26	[0.00] [0.29]	0.23 (0.22) [0.31] [0.98]
10 - 7, 79:9-86:2	0.01 (0.15) [0.93] [0.97]	- 1.15 (0.37) [0.00] [0.27]	2.15 (0.37) [0.00] [0.59]	0.22	0.01 (0.14) [0.93] [0.94]	- 1.26 (0.18) [0.00] [0.04]	0.38	[0.00] [0.34]	0.11 (0.18) [0.51] [1.00]
9 - 8, 80:9-87:2	0.00 (0.06) [0.98] [0.99]	- 1.08 (0.39) [0.01] [0.24]	2.08 (0.39) [0.00] [0.37]	0.19	0.00 (0.05) [0.93] [0.94]	- 1.32 (0.22) [0.00] [0.04]	0.36	[0.00] [0.14]	0.24 (0.22) [0.27] [0.99]
10 - 8, 80:9-87:2	0.00 (0.11) [0.97] [0.98]	- 1.30 (0.31) [0.00] [0.15]	2.30 (0.31) [0.00] [0.39]	0.29	- 0.01 (0.09) [0.92] [0.94]	-1.37 (0.16) [0.00] [0.02]	0.46	[0.00] [0.16]	0.07 (0.16) [0.66] [1.00]
10 - 9, 81:9-86:2	0.00 (0.06) [0.99] [0.99]	- 1.35 (0.22) [0.00] [0.04]	2.35 (0.22) [0.00] [0.12]	0.32	- 0.01 (0.04) [0.76] [0.84]	- 1.35 (0.13) [0.00] [0.00]	0.46	[0.00] [0.03]	0.00 (0.13) [0.83] [0.99]

Erläuterungen: OLS-Regressionen der Gleichung (25) für die Tests der Nullhypothese $\alpha = 0$ und der Nullhypothese $\beta = 0$, der Gleichung (27) für die Tests der Nullhypothese $\beta - 1 = 0$, und der Gleichung (26) für den Test der Nullhypothese $\beta - \beta^* = 0$. Asymptotisch autokorrelations- und heteroskedastizitätskonsistente (Newey und West (1987) mit Bartlett-Gewichten) Standardfehler in Klammern und Wahrscheinlichkeitswerte in den oberen eckigen Klammern und empirische Wahrscheinlichkeitswerte (durch Bootstrapping ermittelt) in den unteren eckigen Klammern.

Bisher erschienen in der vorliegenden Schriftenreihe:

Mai	1995	Der DM-Umlauf im Ausland	Franz Seitz
Juni	1995	Methodik und Technik der Bestimmung struktureller Budgetdefizite	Gerhard Ziebarth
Juli	1995	Der Informationsgehalt von Derivaten für die Geldpolitik – Implizite Volatilitäten und Wahrscheinlichkeiten	Holger Neuhaus
August	1995	Das Produktionspotential in Ostdeutschland	Thomas Westermann
Februar	1996	Sectoral disaggregation of German M3 *)	Vicky Read
März	1996	Geldmengenaggregate unter Berücksichtigung struktureller Veränderungen an den Finanzmärkten	Michael Scharnagl
März	1996	Der Einfluß der Zinsen auf den privaten Verbrauch in Deutschland	Hermann-Josef Hansen
Mai	1996	Market Reaction to Changes in German Official Interest Rates *)	Daniel C. Hardy
Mai	1996	Die Rolle des Vermögens in der Geldnachfrage	Dieter Gerdesmeier
August	1996	Intergenerative Verteilungseffekte öffentlicher Haushalte – Theoretische Konzepte und empirischer Befund für die Bundesrepublik Deutschland	Stephan Boll

* Nur in englischer Sprache verfügbar.

August	1996	Der Einfluß des Wechselkurses auf die deutsche Handelsbilanz	Jörg Clostermann
Oktober	1996	Alternative Spezifikationen der deutschen Zinsstrukturkurve und ihr Informations- gehalt hinsichtlich der Inflation	Sebastian T. Schich
November	1996	Die Finanzierungsstruktur der Unternehmen und deren Reaktion auf monetäre Impulse Eine Analyse anhand der Unternehmensbilanzstatistik der Deutschen Bundesbank	Elmar Stöß
Januar	1997	Die Stabilisierungswirkungen von Mindestreserven	Ulrich Bindseil



