

# Zinsrisikopotential

## Kennziffer für das Risikomanagement von Zinsinstrumenten

Von Raoul Oberman, Frankfurt/Main

In der wissenschaftlichen Diskussion hat die Messung von Zinsrisiken in den letzten Jahren wachsende Bedeutung erlangt: Neben zunehmenden Schwankungen des Zinsniveaus und immer häufigeren Änderungen der Struktur der Zinskurve hat dazu vor allem die Einführung neuer Zinsinstrumente beigetragen. Es zeigte sich nämlich, daß die bisherigen Meßverfahren, die für Portefeuilles mit traditionellen Zinsinstrumenten wie Einlagen, Kredite und Wertpapiere entwickelt wurden, zur Beurteilung der Risiken neuerer Zinsinstrumente wie Zinsswaps, Zinsfutures usw. nur sehr eingeschränkt genutzt werden können<sup>1</sup>.

Als besonders problematisch erweisen sich die Zinsoptionen; sie besitzen zwei Eigenschaften, die zu einem völligen Überdenken der Messung von Zinsrisiken zwingen:

1. Die Erträge von Zinsoptionen sind asymmetrisch verteilt.
2. Der Preis einer Zinsoption wird nur zum Teil durch die Renditekurve<sup>2</sup> bestimmt; daneben spielen andere Faktoren, etwa die Zinsvolatilität, eine wichtige Rolle.

Im vorliegenden Beitrag wird eine Kennziffer, das Zinsrisikopotential  $ZP_{T,a}$ , vorgestellt, die einerseits den Besonderheiten der neuen Zinsinstrumente Rechnung trägt und andererseits auch für traditionelle Zinsinstrumente verwendet werden kann. Darüber hinaus besitzt sie drei wesentliche Vorzüge, die bisher gebräuchliche Meßverfahren nicht oder nur beschränkt aufweisen<sup>3</sup>.

---

<sup>1</sup> Unter Zinsrisiko soll hier jeweils die Möglichkeit des Eintretens von Verlusten verstanden werden, die durch jegliche Preisänderung von Zinsinstrumenten verursacht werden. Ein solches Risiko könnte auch allgemein als Marktpreisrisiko bezeichnet werden. Da der Begriff Zinsrisiko jedoch gebräuchlich ist, wird in dieser Untersuchung hiervon nicht abgegangen.

<sup>2</sup> Unter der Renditekurve wird die Terminstruktur der Rendite von Wertpapieren verstanden, die kein Ausfallrisiko besitzen.

<sup>3</sup> Vgl. hierzu Kapitel 2.

1. Auch nichtparallele Veränderungen der Renditekurve können bei der Berechnung abgebildet werden.
2. Verhaltenscharakteristika der Zinsinstrumente und mögliche Zinsentwicklungen – die beide zusammen das Zinsrisikopotential determinieren – werden im vorgeschlagenen Rechenmodell gleichermaßen erfaßt.
3. Das Zinsrisiko wird unabhängig von der Anzahl der Zinsinstrumente des Portefeuilles in einer einzigen Kennziffer ausgedrückt.

Die Kennziffer  $ZP_{T,a}$ , stellt – in Währungseinheiten ausgedrückt – jeweils den möglichen Wertverlust eines Portefeuilles dar, der über einen gegebenen Betrachtungszeitraum  $T$  mit einer Wahrscheinlichkeit von  $a$  nicht überschritten wird. Die Grundlage ihrer Berechnung bilden Chance-Constrained-Programming (CCP) und eine stochastische Simulation zur Bestimmung asymmetrischer Verteilungen.

Im folgenden wird ausgehend von einer Darstellung der Schwächen bestehender Verfahren das neue Verfahren zur Zinsrisikomessung näher beschrieben und anhand eines Rechenbeispiels erläutert. Im Anschluß daran werden verschiedene Anwendungsmöglichkeiten für die neue Kennziffer aufgezeigt.

## I. Bisherige Ansätze zur Zinsrisikomessung

Methodisch geht die Entwicklung der Zinsrisikomessung zurück auf frühe Ansätze zur Ermittlung des Einflusses von Zinsänderungen auf Bankbilanzen. So hat erstmals *Stützel*<sup>4</sup> anhand einer aus der Handelsbilanz abgeleiteten Sonderbilanz unter anderem alle durch die Zinsänderungen verursachten Kursrisiken von Finanztiteln erfaßt. Als nach Aufgabe des festen Wechselkurssystems von Bretton Woods Mitte der siebziger Jahre die Zinschwankungen zunahmen, wurde den Zinsrisiken verstärkte Aufmerksamkeit gewidmet.

Heute stehen zur Messung der Zinsrisiken im wesentlichen zwei Typen von Berechnungsmethoden zur Verfügung: Traditionelle bestandsorientierte Ansätze und neuere Zinselastizitätskonzepte. Beide Methoden zielen darauf ab, jeweils Quellen und Größenordnungen etwaiger Zinsrisiken aufzuzeigen.

Im konkreten Anwendungsfall erlauben beide Berechnungsmodelle, wie im folgenden näher dargestellt wird, keine verlässliche Abschätzung der Zinsrisiken eines vorgegebenen Portefeuilles. Dies gilt auch für die gegen-

---

<sup>4</sup> Vgl. *Stützel* (1964) und eine Weiterentwicklung hierzu vgl. *Krümmel* (1968).

wärtig vieldiskutierten Modelle zur Immunisierung von Wertpapierportefeuilles gegen Zinsrisiken, die eigentlich als Variante der Elastizitätskonzepte zu betrachten sind. Wegen ihrer aktuellen Bedeutung wird auf sie am Ende des Kapitels gesondert eingegangen.

### 1. Bestandsorientierte Ansätze

Zu den bestandsorientierten Ansätzen können die für US-amerikanische Kreditinstitute entwickelte „GAP-Analyse“<sup>5</sup> und vor allem die Zinsänderungsbilanzen<sup>6</sup> gezählt werden. Die GAP-Analyse zeigt die Differenz zwischen zinsensitiven Aktiva und Passiva auf; im Gegensatz hierzu erfassen die Zinsänderungsbilanzen in der Regel nur festverzinsliche Einlagen und Kredite. Beide Ansätze stellen spiegelbildlich die zinskritischen Aktiv- oder Passivüberhänge dar. Im Gegensatz zur „GAP-Analyse“ berücksichtigen die Zinsänderungsbilanzen auch die Ablaufstruktur der Festzinspositionen. Im Rahmen der vorliegenden Untersuchung soll daher nur auf die Zinsänderungsbilanzen näher eingegangen werden. Insbesondere die konzeptionellen Mängel der Zinsänderungsbilanzen sind für alle bestandsorientierten Ansätze charakteristisch<sup>7</sup>.

Zinsänderungsbilanzen erfassen in der Regel nur vertraglich festgelegte Laufzeiten von festverzinslichen Einlagen und Krediten. Dies hat zur Folge, daß variabel verzinsliche Positionen<sup>8</sup> sowie Positionen mit bedingten Auszahlungen grundsätzlich vernachlässigt werden; zudem werden Geschäfte, deren tatsächliche Laufzeiten kürzer als ihre vertragliche Laufzeiten<sup>9</sup> aus-

---

<sup>5</sup> Ausführlich hierzu *Clifford* (1975), *Bauer* (1978); einen Überblick vermitteln auch *Hempel*, *Coleman* und *Simson* (1983), *Stigum* und *Branch* (1983) sowie *Koch* (1988). Vgl. insbesondere *Scholz* (1979), ähnlich bereits *Abels* und *Virgin* (1978); *Hasenkamp* (1982), *Kranz* (1981), *Abels* und *Klunder* (1982 und 1984) sowie *Eufinger* (1983) und (1984); weitere Ansätze vgl. *Bühler* (1979) und *Ippich* (1984).

<sup>6</sup> Vgl. insbesondere *Scholz* (1979), ähnlich bereits *Abels* und *Virgin* (1978); *Hasenkamp* (1982), *Kranz* (1981), *Abels* und *Klunder* (1982 und 1984) sowie *Eufinger* (1983) und (1984); weitere Ansätze bei *Bühler* (1979) und *Ippich* (1984).

<sup>7</sup> Zur detaillierten Kritik an der GAP-Analyse vgl. *Dieckhörner* (1984), *Bangert* (1987), *Rolfes* (1985), *Sinkey* (1986) sowie insbesondere *Hempel*, *Coleman* und *Simson* (1983); einen Überblick vermitteln *Bessler* (1989) und *Herzog* (1990).

<sup>8</sup> Insbesondere die großen Volumina an Kontokorrent- und Spareinlagen. *Herzog* (1990) schlägt vor, sie durch den Einbau von Reaktionsvariablen in der Zinsänderungsbilanz zu berücksichtigen. Er verwendet positionsabhängige Volatilitäten, überprüft jedoch nicht die Art der Verteilung der jeweiligen Zinssätze, vgl. insbesondere S. 98 ff.

<sup>9</sup> Zum Beispiel vorzeitige Rückzahlung von Krediten in Zeiten fallender Zinsen, wobei wegen der Marktmacht des Kunden keine Strafzinsen anfallen, oder Konkurse, wodurch die Kredite ausfallen.



fallen können, nur verzerrt erfaßt. Aus diesen Gründen sind beispielsweise Vorschläge entwickelt worden, Optionen in Höhe ihres Delta-Hedges<sup>10</sup> in Zinsänderungsbilanzen zu berücksichtigen<sup>11</sup>. Da sich jedoch bei einem Wechsel des Zinsniveaus das Delta der Option und somit die volumenmäßige Abbildung der Optionen in der Zinsänderungsbilanz erheblich verändern können, verliert die Zinsänderungsbilanz bei großen Optionspositionen an Aussagekraft<sup>12</sup>.

Neben diesen eher technischen Problemen weisen Zinsänderungsbilanzen auch konzeptionelle Mängel auf. Die Dateninterpretation erweist sich häufig als schwierig, weil die für das Zinsrisiko relevanten Faktoren entweder nur einzeln aufgelistet werden oder gänzlich fehlen<sup>13</sup>. Darüber hinaus gestatten Zinsänderungsbilanzen auch keine Abschätzung der Zinsentwicklung<sup>14</sup>. Sie können daher nur ein erster Ansatz sein, um Einblick in bestehende Risiken zu gewinnen.

## 2. Elastizitätskonzepte

Die neueren Zinselastizitätskonzepte stellen gegenüber den bestandsorientierten Ansätzen insofern einen Fortschritt dar, als sie eine Verdichtung der Zinsrisiken zu einheitlichen Kennziffern erlauben<sup>15</sup>. Damit kann die Zinsempfindlichkeit der Zinspositionen eines Portefeuilles in wenigen, im günstigsten Fall sogar nur in einer Kennziffer erfaßt werden.

Elastizitätskonzepte stellen die formale Beziehung zwischen dem Zinsniveau und dem Wert der Inputfaktoren (z.B. Preis eines Wertpapiers oder Zinsüberschuß) bei modell-exogener Vorgabe der Zinsentwicklungsdaten dar. Die ermittelten Kennziffern zeigen jeweils, wie sich eine betrachtete Zielgröße<sup>16</sup> prozentual bei einer einprozentigen Verschiebung der Zinskurve

---

<sup>10</sup> Der Delta-Hedge entspricht dem Produkt aus der ersten Ableitung des Optionspreises nach dem Zins und dem nominalen Volumen des zugrundeliegenden Zinsinstrumentes; vgl. u. a. *Cox und Rubinstein* (1985), S. 222 ff.

<sup>11</sup> Vgl. z. B. *Krümmel* (1988).

<sup>12</sup> Vgl. hierzu auch das BAK-Schreiben vom 26. Januar 1989.

<sup>13</sup> Im einzelnen handelt es sich um Höhe, Zeitraum und Verzinsung der Aktiv- oder Passivüberhänge, vgl. hierzu auch *Rudolph* (1981), S. 6.

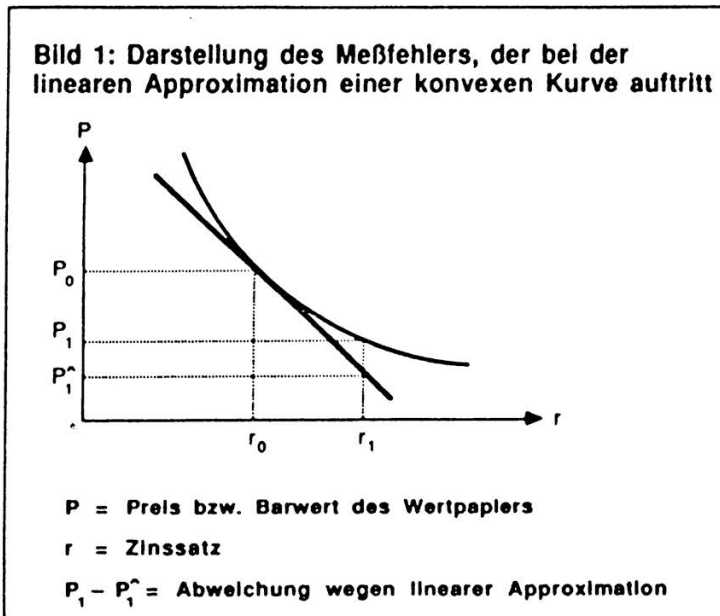
<sup>14</sup> Diesen Mangel weisen auch neuere Vorschläge auf, die auf Zinsänderungsbilanzen aufbauen; vgl. z. B. *Benke, Flesch und Piakowski* (1989).

<sup>15</sup> Vgl. insbesondere *Schierenbeck* (1983) und *Rolfes* (1985) und *Bangert* (1987).

<sup>16</sup> Bei *Schierenbeck* (1983) und *Rolfes* (1985) wird der Zinsüberschuß als die Zielgröße definiert. *Bangert* (1987) verwendet als Zielgröße einen „Zinsbindungserfolg“, der neben dem Zinsüberschuß auch die Abschreibungen auf verzinsliche Wertpapiere berücksichtigt.

verändert. In der Praxis lassen sich die so gewonnenen Ergebnisse jedoch nur sehr eingeschränkt nutzen:

1. Elastizitäten sind für sich allein betrachtet nur dann aussagefähig, wenn die endogenen Variablen völlig durch den exogenen Parameter bestimmt werden. Das ist aber nicht generell der Fall. Der Zinsüberschuß kann auch bei konstantem Zinsniveau durch Änderung der Bilanzstruktur oder durch Änderung marktspezifischer Einflußfaktoren beeinflusst werden. Zinssätze können für bestimmte Einlagen etwa wettbewerbsbedingt ansteigen, ohne daß sich das Zinsniveau ändert. Die Zinselastizitäten von *Schierenbeck*, *Rolfes* und *Bangert* sind daher nicht konstant. Dies hat zur Folge, daß anhand solcher Elastizitäten errechnete Zinsrisiken nur unter sehr restriktiven Annahmen auf die Realität übertragen werden können.
2. Da der Zins nur in Form einer Einzelvariable berücksichtigt wird, geben die Zinselastizitäten ausschließlich den Effekt paralleler Verschiebungen der Zinskurve wieder. Preisänderungen, die durch Veränderung der Steigung bzw. Drehung der Zinskurve verursacht werden, sind nicht erfaßt.
3. Elastizitäten ermöglichen nur eine lineare Approximation von Preisänderungen. Bei großen Zinsänderungen werden die zu erwartenden Preisänderungen tendenziell über- bzw. unterschätzt.



Bei den neuen Zinsinstrumenten, insbesondere bei Zinsoptionen, treten die Probleme der Elastizitätskonzepte verschärft zutage. Außer dem Zinssatz bestimmen auch Zinsvolatilität und Restlaufzeit den Preis einer Zinsoption. Der Entscheidungsträger muß deshalb mit drei Elastizitätskennzahlen arbeiten, wenn er den Einfluß aller drei Faktoren berücksichtigen möchte. Auch wenn er die Volatilität konstant hält und den Zeiteffekt bei der Berechnung der Zinselastizität einkalkuliert, muß er beachten, daß bedingt durch die Asymmetrie der Ertragsverteilung die Krümmung der Preisfunktion bei einer Zinsoption wesentlich größer ist als bei einer Anleihe. Damit erhöht sich der erwähnte Schätzfehler beträchtlich.

### 3. Modelle zur Zinsimmunisierung mittels Durationskennzahlen

Die Modelle zur Immunisierung von Wertpapierportefeuilles gegen Zinsrisiken benutzen als zentrale Kennziffer die Duration<sup>17</sup>. Da solche Durationsansätze auch einen völligen Schutz vor Zinsrisiken versprechen, sind erhebliche Anstrengungen unternommen worden, diese Modelle für die praktische Anwendung nutzbar zu machen<sup>18</sup>. Grundgedanke<sup>19</sup> ist dabei, daß Wertpapierportefeuilles gegen Zinsänderungen dann immunisiert sind, wenn die Duration des Portefeuilles dem Planungshorizont des Investors entspricht. Unter sehr restriktiven Annahmen<sup>20</sup> ermöglicht dieses Modell eines einfachen Durationshedges eine Immunisierung gegen Zinsänderungen. Die weiteren Forschungen auf dem Gebiet der Zinsimmunisierung verfolgen deshalb das Ziel, die bestehenden Restriktionen aufzuheben bzw. abzuschwächen<sup>21</sup>.

Jedoch sind auch diese neueren Ansätze nicht in der Lage, die den Elastizitätsansätzen grundsätzlich innewohnenden Schwächen zu beheben: Zum

---

<sup>17</sup> Rudolph (1979) hat die Duration in die deutschsprachige Literatur eingeführt und den deutschen Begriff „durchschnittliche Restbindungsdauer“ geprägt. Er hat zugleich die Beziehung zwischen der Duration und der Zinselastizität aufgezeigt.

<sup>18</sup> Bessler (1989) hat einen Durationsansatz für das Zinsrisikomanagement bilanzwirksamer Geschäfte eines Kreditinstituts entwickelt.

<sup>19</sup> Insbesondere hat Bierwag Ende der 70er Jahre die Immunisierung von Wertpapier-Portefeuilles anhand von Durationskennzahlen propagiert; vgl. Bierwag (1977, 1979 und 1987) sowie Bierwag und Khang (1979).

<sup>20</sup> Vgl. Rudolph und Wondrak (1986) sowie Wondrak (1986).

<sup>21</sup> Zur mehrfachen Änderung des Zinsniveaus in einer Periode vgl. Wondrak (1986) und Fong und Vasicek (1983, 1984); falls keine vollkommene Risikoaversion vorliegt, vgl. Rudolph und Wondrak (1986), Leibowitz und Weinberger (1982, 1983); hinsichtlich nichtparalleler Änderung der Zinskurve vgl. Bierwag, Kaufman, Schweitzer und Toevs (1981); mit Diffusionsmodellen haben gearbeitet: Brennan und Schwartz (1977), Dothan (1978) sowie Courtadon (1982). Einen Überblick geben Wondrak (1986) und Bußmann (1988 und 1989).



einen werden die Preise gerade der neuen Zinsinstrumente durch modell-exogene Faktoren beeinflusst, die vom Durationshedge nicht erfaßt werden können. Zum anderen würde ein Durationsansatz für Zinsoptionen auch dann nicht zu einer Zinsimmunsierung führen, wenn die zusätzlichen Einflußfaktoren, etwa die Volatilität, konstant gehalten werden könnten. Erträge und Verluste sind nämlich nicht symmetrisch verteilt.

## II. Konzeption der Kennziffer Zinsrisikopotential

Für den Praktiker stellt die Messung von Zinsrisiken in der Regel ein Optimierungsproblem dar. Er muß den Ertrag eines Portefeuilles bzw. der Bankbilanz maximieren, ohne dabei unakzeptable Risiken einzugehen. Das Zinsrisikopotential liefert eine Kennziffer, mit der er diese Risiken realistisch abschätzen kann.

Gegeben sei ein Portefeuille mit festverzinslichen Titeln und einem nominalen Volumen von 1 Mio. US \$; die Titel sollen einen Zinssatz von 6 % s. a. und eine Restlaufzeit von zehn Jahren haben. Zu bestimmen sind die bestehenden Zinsrisiken für einen Prognosezeitraum von 30 Tagen und eine Konfidenzgrenze von 95 %.

Sind alle Titel als börsengehandelte Wertpapiere veräußerbar, so liegt es nahe, den potentiellen Wertverlust des Portefeuilles jeweils anhand des Barwertrückgangs zu ermitteln. Sind es unveräußerliche Titel wie Kredite und Einlagen, so ist es sinnvoll, den Wertverlust als Rückgang des Zinsüberschusses zu messen, da der Bilanzwert dieser Titel zinsbedingte Wertänderungen nicht berücksichtigt. Für Portefeuilles, die beide Typen von Zinsinstrumenten enthalten, bietet es sich an, den Barwert als Bezugsgröße zu wählen, da mit ihm der Einfluß von Zinsänderungen auf den Zinsüberschuß wie auch auf die Wiederanlage von Zinsüberschüssen erfaßt werden kann<sup>22</sup>.

Ausgehend von diesen Überlegungen läßt sich die Kennziffer Zinsrisikopotential definieren als der in Währungseinheiten ausgedrückte Wertverlust eines Portefeuilles, der während eines gewählten Betrachtungszeitraums mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit nicht überschritten wird.

Die methodische Grundlage für die Berechnung dieser Kennziffer bildet das Chance-Constrained Programming (CCP) in Verbindung mit einer stochastischen Simulation: Das CCP-Verfahren ist ein stochastisches Optimierungsmodell, dessen Nebenbedingungen mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit  $a$  verletzt werden können. Die stochastische Simulation ist ein

---

<sup>22</sup> Vgl. auch *Bessler* (1989), S. 259.

numerisches Verfahren zur Ermittlung asymmetrischer Verteilungen. Mit Hilfe dieses iterativen Verfahrens kann aus zufällig gewählten Werten der Inputvariablen jeweils ein Wert der Outputvariablen berechnet werden. Wird dieser Vorgang hinreichend oft durchgeführt (etwa 500 mal), so kann die Verteilung der Outputvariablen approximativ bestimmt werden. Die Verteilung der Outputvariablen ist jeweils abhängig von der Verteilung der Inputvariablen und der Berechnungsfunktionen des Modells.

Im Anschluß sollen zunächst die methodischen Grundlagen näher dargestellt werden. Danach wird zur Illustration die Berechnung des Zinsrisikopotentials für das angegebene Optimierungsbeispiel durchgeführt; zur Vereinfachung des Rechengvorgangs soll dabei das Portefeuille nur einen einzigen veräußerbaren (staatlichen) Wertpapiertitel enthalten.

### 1. Methodische Grundlagen

Die Anwendung des CCP-Verfahrens ist bisher in der wissenschaftlichen Literatur kontrovers diskutiert worden<sup>23</sup>. Die Kritik konzentriert sich dabei auf zwei Aspekte:

1. Im wesentlichen wird gegen den CCP-Ansatz angeführt, daß Auswirkungen der Verletzung der Nebenbedingungen nicht berücksichtigt werden. Das CCP ist hierzu nicht in der Lage, weil der zulässige Wertebereich der Zufallsvariablen in der Regel unter der Annahme der Normalverteilung aus dem Erwartungswert und der Standardabweichungen der Zufallsvariablen abgeleitet wird<sup>24</sup>. Um die Auswirkungen einer Nichteinhaltung der Nebenbedingungen beurteilen zu können, muß deshalb die gesamte Verteilung der Zufallsvariablen bekannt sein.

Ist aber die gesamte Verteilung der Zufallsvariablen bekannt, so ist – wie weiter argumentiert wird – ein stochastisches Modell ohne „Chance-Constrained“-Nebenbedingungen, das die Risiken statt dessen in der Zielfunktion berücksichtigt, einem CCP-Ansatz überlegen<sup>25</sup>. Die Risikokosten könnten in der Zielfunktion beispielsweise in Form des Erwartungswertes der negativen Abweichungen berücksichtigt werden.

2. Weiterhin wird kritisch angemerkt, daß die Wahl des Sicherheitsniveaus  $a$  die Höhe des Zielerfüllungswertes beeinflusst. Mit höherem Sicherheits-

---

<sup>23</sup> Vgl. *Charnes und Cooper* (1960), *Charnes und Kirby* (1966), *Sengupta* (1969 und 1972), *Schneider* (1970), *Bühler und Dick* (1973) sowie *Hax* (1976); einen Überblick gibt *Haumer* (1983).

<sup>24</sup> Vgl. ausführlich hierzu *Haumer* (1983), S. 119f.

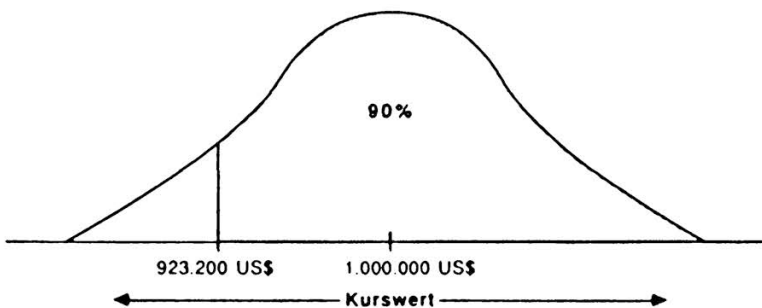
<sup>25</sup> Vgl. *Haumer* (1983), S. 141 - 150.



niveau sinkt zwar die Wahrscheinlichkeit einer Verletzung der Nebenbedingungen und verringern sich damit auch die expliziten Kosten aus der Nichteinhaltung der Nebenbedingungen; es steigen jedoch die Opportunitätskosten<sup>26</sup>. Da Opportunitätskosten oft nicht erkannt werden, besteht so die Gefahr, daß grundsätzlich ein zu hohes Sicherheitsniveau gewählt wird<sup>27</sup>.

In der Praxis ist allerdings ein stochastisches Modell ohne „Chance-Constrained“-Nebenbedingungen – wie es von den Kritikern des CCP-Ansatzes ersatzweise vorgeschlagen wird – trotz seiner konzeptionellen Vorteile kaum anwendbar, weil der Entscheidungsträger mit der Formulierung einer Risikonutzenfunktion in der Regel überfordert ist. Er ist eher dazu in der Lage, seine Risikobereitschaft in absoluten DM- bzw. Dollar-Beträgen anzugeben und sein Sicherheitsniveau vorzugeben. Die Vorgabe einer Konfidenzgrenze, die festlegt, mit welcher Wahrscheinlichkeit ein Wert nicht über- bzw. unterschritten wird, ist sicherlich anspruchsvoll. Im Vergleich zur Bestimmung einer Risikopräferenzfunktion ist das jedoch ein leichtes Unterfangen.

**Bild 2:** Bei einer Normalverteilung eines Wertpapiers mit einem Kurswert von 1.000.000 US\$ und einer Standardabweichung von 6% besagt eine Konfidenzgrenze von 90% z.B., daß der Kurswert mit 90% Wahrscheinlichkeit nicht unter 923.200 US\$ fällt



<sup>26</sup> Vgl. u. a. *Näslund* (1967), *Smith* (1973) und *Haumer* (1983).

<sup>27</sup> Einen Ausweg bildet das von *Haumer* vorgeschlagene Vorgehen, da hier kein Sicherheitsniveau mehr vorgegeben werden muß.

Komplizierter gestaltet sich die Anwendung des CCP-Ansatzes allerdings, wenn keine Normalverteilung der Zufallsvariablen vorliegt. In diesem Fall kann das Verlustpotential nicht anhand des Mittelwertes und der Standardabweichung berechnet werden. Bei Optionen sind die Erträge stets asymmetrisch verteilt. Auch die Erträge aus verzinslichen Wertpapieren, Swaps oder Zinsfutures sind nicht zwangsläufig symmetrisch verteilt: Falls die Marktzinssätze eine Normalverteilung aufweisen, sind die Preise dieser Zinsinstrumente lognormalverteilt<sup>28</sup>.

Die Asymmetrie solcher Verteilungen kann grundsätzlich analytisch oder numerisch erfaßt werden<sup>29</sup>. Analytische Verfahren sind allerdings nicht sehr zweckmäßig. Entweder wird die Schiefe der Verteilung nur sehr ungenau erfaßt<sup>30</sup> oder die Berechnungen werden so komplex, daß zu ihrer Lösung wiederum auf numerische Verfahren zurückgegriffen werden muß. Daher empfiehlt es sich, direkt ein numerisches Verfahren, die stochastische Simulation, zu wählen. Mit seiner Hilfe kann die gesamte Verteilung der stochastischen Variablen ermittelt werden. Damit kann zugleich überprüft werden, welcher Wertverlust bei einer Überschreitung des Zinsrisikopotentials eintreten könnte.

## 2. Anwendungsbeispiel

Zur Ermittlung des Zinsrisikopotentials im genannten Beispiel bietet sich ein Vorgehen in vier Schritten an: (1) Zuerst werden die relevanten Inputvariablen für die Simulationsrechnung bestimmt. (2) Anschließend ist die Wahrscheinlichkeitsverteilung für die Inputvariablen zu ermitteln. (3) Danach werden die Berechnungsfunktionen festgelegt. (4) Den Abschluß bildet die Durchführung der stochastischen Simulation. Dieses Vorgehen ist entsprechend zu verfeinern, wenn außer den Renditesätzen noch weitere Einflußfaktoren einzubeziehen sind.

---

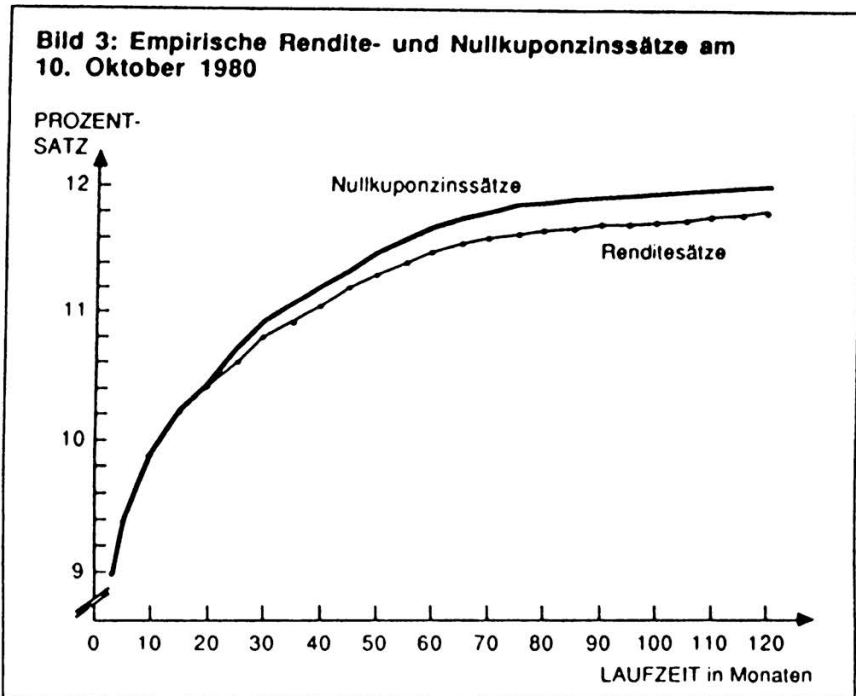
<sup>28</sup> Cox und Rubinstein (1985), S. 201 ff., erläutern diesen Zusammenhang recht einsichtig. Hinsichtlich der empirischen Problematik der Verteilung von US\$-Zinssätzen siehe Oberman (1990), S. 122 ff.

<sup>29</sup> Vgl. Kruschwitz (1980), S. 806.

<sup>30</sup> Sehr häufig wird die von Pearson entwickelte Kennziffer, die Schiefe, verwendet; vgl. Kreyszig (1979), S. 94; für eine Übersicht vgl. Kraus und Litzberger (1976), S. 108 ff. und Sengupta (1972).

## a) Bestimmung der Inputvariablen

Der Wert eines staatlichen Wertpapieres wird anhand von Nullkuponzinssätzen<sup>31</sup> berechnet, die aus den risikolosen Renditesätzen,  $r_{lfz}$ ,  $lfz = 1 \dots LFZ$ , abgeleitet werden. Diese Renditesätze stellen die relevanten Inputfaktoren dar. Am 10. Oktober 1980 lagen beispielsweise folgende Rendite- und hieraus abgeleitete Nullkuponzinssätze vor:



## b) Wahrscheinlichkeitsverteilung der Inputvariablen

Renditesätze sind zeitabhängige Variablen, deren Wahrscheinlichkeitsverteilung sich im Zeitablauf ändert. Um die Verteilung solcher Inputvariablen am Ende eines Zeitraums  $T$  ermitteln zu können, muß ihr stochasti-

<sup>31</sup> *Uhlir, Steiner* (1986) bezeichnen die Nullkuponzinssätze als fristigkeitsabhängige Renditen von Nullkuponanleihen; vgl. zur Berechnungsweise auch *Ingersoll* (1987); zur Struktur der Renditekurve vgl. bereits *Faßbender* (1973).



scher Prozeß im Zeitablauf bestimmt werden<sup>32</sup>. Ist der stochastische Prozeß bekannt, kann die Wahrscheinlichkeitsverteilung der Zufallsvariablen für jeden Zeitpunkt bestimmt und mittels der stochastischen Simulation erzeugt werden.

Als stochastischer Prozeß wird hier der klassische Zufallsprozeß verwendet<sup>33</sup>, d. h. der Erwartungswert des Zinses im Zeitpunkt  $t + 1$  entspricht dem Zins im Zeitpunkt  $t$ :

$$E(r_{t+1}) = r_t$$

$r_{t+1}$  wird nur von dem Zins der Vorperiode  $r_t$  und einem von den Vorperioden unabhängigen Zufallsprozeß  $e_t$  bestimmt.

$$r_{t+1} = r_t + e_t$$

$$E(e_t) = 0$$

$$\text{Cov}(e_t, e_{t+1}) = 0$$

Der Erwartungswert des Zufallsprozesses ist Null. Die Streuung des Zufallsprozesses<sup>34</sup> entspricht der Varianz des Zinssatzes für eine Periode. Für den Zeitraum von  $t = 0$  bis  $t = T$  lautet der stochastische Prozeß folgendermaßen<sup>35</sup>:

$$r_T = r_0 + e_T$$

Der Zufallsprozeß wird durch den Störfaktor  $e_T$  bestimmt. Da  $e_T$  gemäß den obigen Annahmen normalverteilt ist, kann er in drei Komponenten zerlegt werden:

$$e_T = T_{0,5} + s_r * \hat{e} \quad N_{\hat{e}}, (0,1)$$

$$r_T = r_0 + T^{0,5} * s_r * \hat{e}$$

<sup>32</sup> Vgl. *Taylor* (1986), S. 16 ff.

<sup>33</sup> Dieser stochastische Prozeß wird häufig für Zinssätze oder Wechselkurse verwendet. Er kann den jeweiligen empirischen Gegebenheiten angepaßt werden.

<sup>34</sup> Unter den vorgegebenen Annahmen ist  $e$  normalverteilt. Falls der Zinssatz eine andere Verteilung besitzt, muß die Verteilung von  $e$  hieran angepaßt werden.

<sup>35</sup> In diesem Zusammenhang wird die Zeit zur Vereinfachung diskret formuliert; ausführlich zu diskret und stetig formulierten Prozessen vgl. *Figlewski* (1977), *Merton* (1978) und *Brock* (ohne Datum); zu Poission Prozessen insbesondere *Cox* und *Ross* (1976).

Die Variable  $\hat{e}$  ist eine standardnormalverteilte Größe mit einem Erwartungswert von Null und einer Standardabweichung von 1;  $s_r$  ist die Standardabweichung des Zinses  $r$  und  $T$  entspricht dem Betrachtungszeitraum<sup>36</sup>.

Da die Renditekurve aus einer Vielzahl von Zinssätzen besteht, ist weiterhin die Frage zu klären, mit welchem Abstraktionsgrad der Renditekurve gearbeitet werden soll. In der Regel wird mit Renditekurve ein bestimmtes Zinsniveau gemeint. Dies ist gerechtfertigt, wenn unterstellt werden kann, daß die Renditekurve flach verläuft. In diesem Fall kann die Kurve durch eine Punktschätzung bestimmt werden. Will man jedoch auch nichtparallele Veränderungen der Renditekurve erfassen, muß sie mindestens durch eine Gerade mit der Form

$$y = bx + a$$

abgebildet werden. Hierbei stellen  $y$  die Rendite,  $b$  die Steigung,  $x$  die Laufzeit und  $a$  den Ordinatenabschnitt dar.

Soll weiterhin die Krümmung der Renditekurve erfaßt werden, muß mit drei Variablen gearbeitet werden<sup>37</sup>. Da für diese Aufgabenstellung die Zinsinstrumente nicht exakt „gepriced“, sondern nur das Ausmaß ihrer wahrscheinlichen Verlustvolumina ermittelt werden soll, wird eine lineare Approximation als eine vereinfachende Annahme verwendet:

$$r_{lfz} = b * lfz + a$$

Hierbei bezeichnet  $lfz$  die Laufzeit und  $r_{lfz}$  den für die Laufzeit  $lfz$  gültigen Zinssatz. Die Parameter  $a$  und  $b$  werden aus einem kurzfristigen Zinssatz  $r_k$  und einem langfristigen Zinssatz  $r_l$  abgeleitet;  $k$  stellt dabei die Laufzeit des kurzfristigen und  $l$  die Laufzeit des langfristigen Zinssatzes dar:

$$b = (r_l - r_k) / (l - k)$$

$$a = r_l - b * l$$

Die Änderung des langfristigen Zinssatzes kann folgendermaßen abgebildet werden:

$$r_{l,T} = r_{l,0} + T^{0,5} * s_l * \hat{e}$$

<sup>36</sup> In die Formel geht die Wurzel von  $T$  ein, weil die Standardabweichung als die Wurzel aus der Varianz pro Zeiteinheit definiert ist; vgl. *Merton* (1978).

<sup>37</sup> Ein Beispiel für eine Zinskurve mit drei Parametern  $a$ ,  $b$ ,  $c$ , die aus drei Zinssätzen abgeleitet wird, haben *Bradley* und *Crane* entwickelt.  $R = a * m^b * e^{c * m} / R =$  Zinssatz  $m =$  Laufzeit, vgl. *Bradley* und *Crane* (1975), S. 45.

Das Ausmaß, mit dem der langfristige Zinssatz auf exogene Schocks reagiert, wird durch dessen Standardabweichung  $s_l$  erfaßt. Sie wird aus den Veränderungen des langfristigen Zinssatzes während der letzten Periode ermittelt<sup>38</sup>.

Analog zu dem langfristigen Zinssatz wird  $r_{k,T}$  durch den kurzfristigen Zinssatz der Ausgangsperiode  $r_{k,0}$ , die gemessene Volatilität des kurzfristigen Zinssatzes  $s_k$ , den Zeitfaktor  $T$  und die Zufallsvariablen  $\hat{e}$  bestimmt<sup>39</sup>.

$$r_{k,T} = r_{k,0} + T^{0,5} * s_k * \hat{e}$$

Die Parameter  $a$  und  $b$  der linearen Renditekurve, die im Zeitpunkt  $T$  vorliegt, lauten somit:

$$b_T = (r_{l,T} - r_{k,T}) / (l - k)$$

$$a_T = r_{l,T} - b_T * l$$

Die Renditekurve zum Zeitpunkt  $T$  hat dann die Form:

$$r_{lfz,T} = b_T * lfz + a_T, lfz = 1 \dots LFZ$$

### c) Festlegung der Berechnungsfunktionen

Der Preis staatlicher Wertpapiere,  $PR_{wp}$ , wird im Ausgangszeitpunkt  $t = 0$  anhand der aus der Renditekurve abgeleiteten Nullkuponzinssätze im Ausgangszeitpunkt  $Z_{i,0}$ ,  $i = 1 \dots LFZ$ , durch Abdiskontierung der Zahlungsströme des Wertpapiers,  $CF$ , ermittelt:

$$PR_{WP,0} = \sum_{j=1}^{20} CF_j * (1 + z_{0,j \times 180})^{-j * 180 / 360} = 0,677340 \text{ US \$}$$

$$j = 1 \quad CF_j = 0,03 \quad j = 1 \dots 19$$

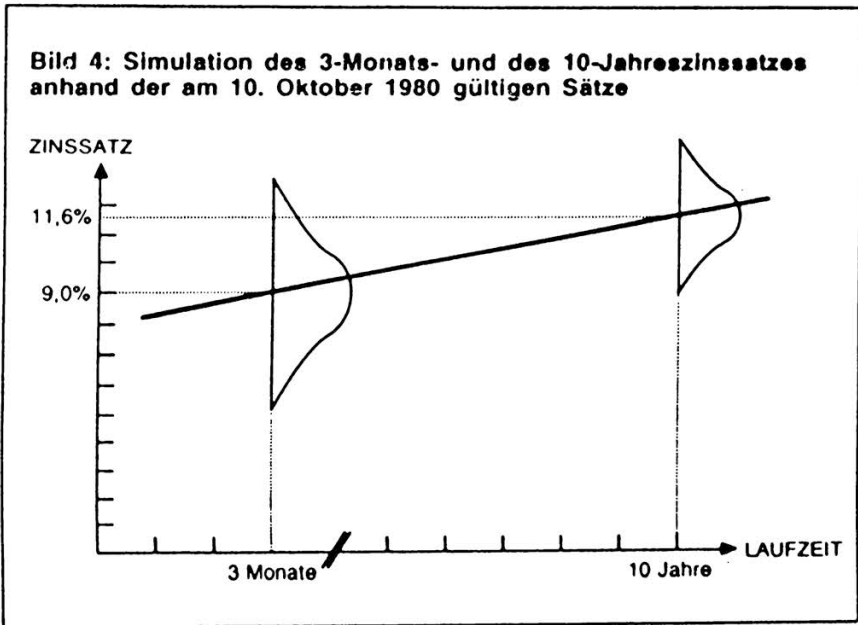
$$CF_{20} = 1,03$$

Da die Kuponzahlungen alle sechs Monate anfallen, treten 20 Zahlungsströme auf,  $j = 1 \dots 20$ , und  $j$  muß mit 180 multipliziert werden, um den rich-

<sup>38</sup> In der Regel wird ein Zeitraum von 10 bis 30 Tagen verwendet; vgl. *Salomon Brothers* (1988). Mit der Berechnungsproblematik von Volatilitäten haben sich u. a. bereits *Parkinson* (1980) oder *Garman* und *Klass* (1980) beschäftigt.

<sup>39</sup> Bei den Berechnungen wird für den kurzfristigen Zinssatz der gleiche Zufallsprozeß wie für den langfristigen Satz verwendet. Ökonomisch besagt diese Annahme, daß kurz- und langfristige Zinsen durch dieselben ökonomischen Ereignisse beeinflusst werden. Ähnlich geht *Bühler* (1987) vor.





tigen Zeitfaktor für den jeweiligen Nullkuponzinssatz zu ermitteln. Die Nullkuponzinssätze stellen annualisierte Größen dar. Deswegen muß der Zeitfaktor,  $j \cdot 180$ , im Exponenten durch 360 dividiert werden<sup>40</sup>. Gemäß dieser Berechnung beläuft sich der Barwert eines staatlichen Wertpapiers mit einem nominalen Wert von 1 US \$ auf 0,677340 US \$.

Der Wert des Portefeuilles beläuft sich im Ausgangszeitpunkt  $MW_0$  bei einem nominellen Volumen von 1 Mio. US \$ auf 677.340 US \$.

#### d) Durchführung der Simulation

Sind die Inputvariablen, ihre Wahrscheinlichkeitsverteilung und die Berechnungsfunktionen festgelegt, kann das Zinsrisikopotential ausgehend von den Renditesätzen im Betrachtungszeitpunkt anhand der stochastischen Simulation ermittelt werden.

Jede Simulation verwendet als kurzfristigen Zinssatz den aktuellen 3-Monats- und als langfristigen Zinssatz den 10-Jahreszins. Weiterhin wer-

<sup>40</sup> Die Nullkuponzinssätze werden aus der gesamten aktuellen Renditekurve abgeleitet. Hier wurden die am 10. Oktober 1990 gültigen Sätze verwendet; vgl. ausführlich Oberman (1990), S. 61.

den die aktuellen Standardabweichungen<sup>41</sup> der beiden Zinssätze und der Prognosezeitraum zur Erfassung des stochastischen Prozesses benötigt. Gemäß der oben beschriebenen Gleichung wird ein 3-Monats- sowie ein 10-Jahreszins simuliert, hieraus werden eine lineare Renditekurve berechnet, eine Nullkuponzinskurve  $z_{T, t/z}^{si}$  abgeleitet, der simulierte Preis  $PR_{WP, T}^{si}$ , der Marktwert  $MW_{T}^{si}$  und die Wertveränderung  $D_{T}^{si}$  ermittelt. Für das eingangs berechnete Portefeuille sieht die Berechnung folgendermaßen aus:

$$PR_{WP, T}^{si} = \sum_{j=1}^{20} CF_j (1 + z_{T, j}^{si})^{(T-j) \cdot 180/360}$$

$$CF_j = 0,03 \quad j = 1 \dots 19$$

$$CF_{20} = 1,03$$

$$MW_{T}^{si} = 1.000.000 \text{ US \$} * PR_{WP, T}^{si}$$

$$D_{T}^{si} = MW_{T}^{si} - 677.340 \text{ US \$}$$

Im Beispiel liegt der Verlust, der in 95 % aller Fälle nicht überschritten wird bei  $-27.000 \text{ US \$}$ <sup>42</sup>. Diese negative Wertänderung stellt das ZP für dieses Portefeuille am 10. Oktober 1980 dar.

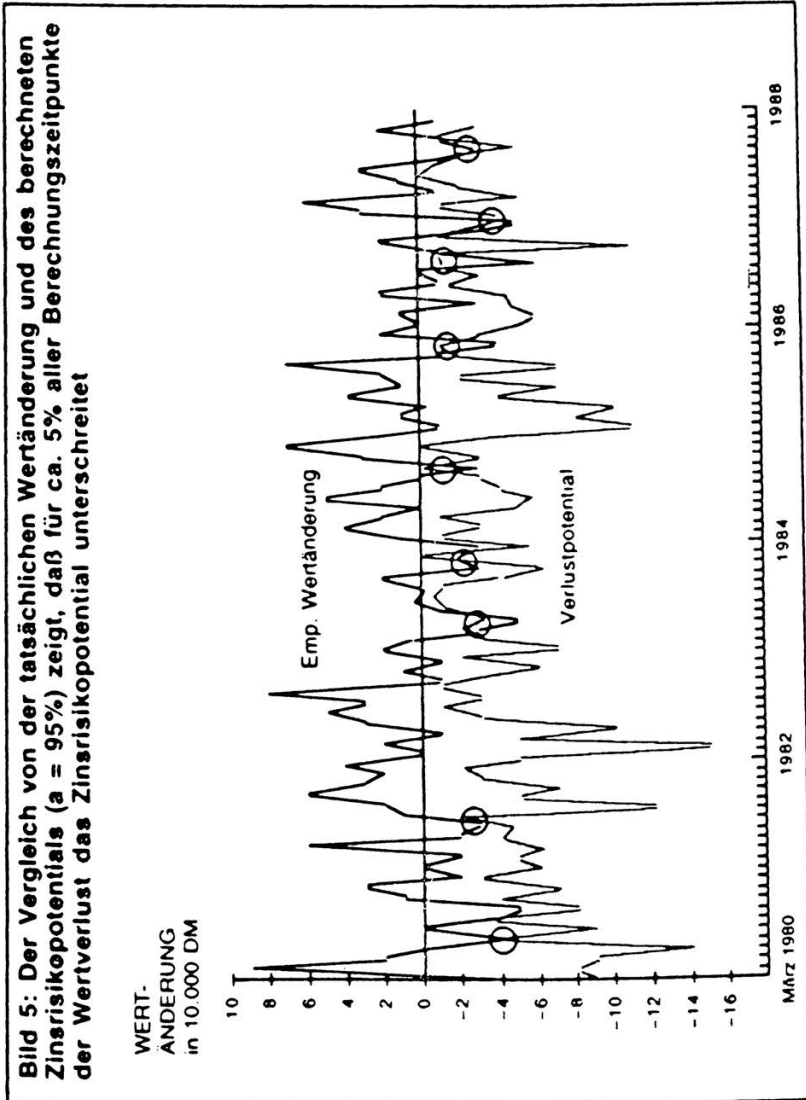
Wie Untersuchungen für US \$-Zinssätze zeigen, können mit Hilfe der Kennziffer ZP – wie sie mit dem hier skizzierten, einfachen stochastischen Prozeß berechnet wurde –, bereits die Zinsrisiken von Zinsinstrumenten über einen Untersuchungszeitraum von 1981 bis 1988 richtig erfaßt werden<sup>43</sup>.

Falls außer den Renditesätzen noch weitere Faktoren den Preis von Zinsinstrumenten mitbestimmen, können diese zusätzlich berücksichtigt werden. Zum Beispiel stellt der Swapspreadd für ein mit staatlichen Wertpapieren abgesichertes Swapportefeuille den ausschlaggebenden Risikofaktor dar. Bei Zinsoptionen, die bereits durch Deltahedging gegen Zinsänderungen abgesichert sind, beruht das Risikopotential weitgehend auf der Änderung der Zinsvolatilität. In solchen Fällen sind zunächst der stochastische Prozeß des jeweiligen Einflußfaktors und etwaige Korrelationsbeziehungen zu bestimmen; diese Einflußfaktoren müssen dann bei der Berechnung des Zinsrisikopotentials ebenfalls simuliert werden.

<sup>41</sup> Zur Berechnung der Standardabweichung siehe ausführlicher *Oberman* (1990), S. 125 ff.

<sup>42</sup> In diesem Beispiel ist die Restlaufzeit des Wertpapiers konstant gehalten worden. Sobald längere Zeiträume, z.B. sechs oder zwölf Monate, betrachtet werden, sollte berücksichtigt werden, daß die Restlaufzeit fällt.

<sup>43</sup> Hier wurde ein Prognosezeitraum von 30 Tagen unterstellt. Zur Problematik von längeren Zeiträumen vgl. *Oberman* (1990), 120 ff.





### III. Vielfältige Anwendungsmöglichkeiten

Das Konzept des ZP ist für die Analyse von Zinsrisiken bei langfristigen verzinslichen Wertpapieren, Geldmarktanlagen und -aufnahmen, Swaps, Zinsfutures und Optionen auf Zinsfutures entwickelt und anhand US-amerikanischer Zinsdaten überprüft worden<sup>44</sup>.

Der Anwendungsbereich der Kennziffer ZP beschränkt sich jedoch keineswegs auf die praxisnahe Abschätzung der Zinsrisiken bestehender Portefeuilles. So kann die Kennziffer ZP auch zur Optimierung von Portefeuilles und zur dezentralen Steuerung von Profitcentern verwendet werden. Darüber hinaus zeichnen sich, wenn die erforderliche DV-Unterstützung gegeben ist, aufgrund der signifikanten Vorteile gegenüber Zinsänderungsbilanzen und Elastizitätskonzepten noch weitere interessante Fragestellungen ab.

#### 1. Optimierung von Portefeuilles

Grundsätzlich sind verschiedene Wege denkbar, die Kennziffer ZP zur Optimierung von Portefeuilles zu benutzen. So könnte ein Optimierungsmodell den Erwartungswert der Wertveränderung des Portefeuilles  $D_T$  unter der Vorgabe maximieren<sup>45</sup>, daß  $D_T$  mit einer Wahrscheinlichkeit von 95 % höher ausfallen muß als die vorgegebene Mindestveränderung  $D_{T, \min}$ :

Zielfunktion:

$$E(D_T) \rightarrow \text{Max!}$$

Nebenbedingung:

$$a(D_T/D_T \geq D_{T, \min}) = 95\%$$

In den Nebenbedingungen können Bilanzstrukturziele berücksichtigt werden<sup>46</sup>.

$$\text{Vol}_i / \text{BS} = st_i, \quad i = 1, \dots, l$$

Hierbei stellt  $\text{Vol}_i$  das Volumen des Instrumentes  $i$ ,  $l$  die Gesamtzahl an Instrumenten,  $\text{BS}$  die Bilanzsumme und  $st_i$  die gewünschte Relation für die Zinsinstrumente  $i$  zur Bilanzsumme dar.

<sup>44</sup> Neben den Zinssätzen wurden auch der Liborsspread, Swaps spread sowie die implizite Volatilität von Optionen auf Zinsfutures als Inputfaktoren berücksichtigt. Vgl. *Oberman* (1990).

<sup>45</sup> Ein Kreditinstitut kann auch das Betriebsergebnis optimieren. In diesem Fall müssen die für das jeweilige Institut gültigen handels- und steuerrechtlichen Bestimmungen berücksichtigt werden.

<sup>46</sup> Vgl. u. a. *Mühlhaupt, Schierenbeck und Flechsig* (1982).

Diese Form der „Bilanzstrukturoptimierung“ unterscheidet sich von der Mehrzahl der bisherigen Ansätze<sup>47</sup> darin, daß hier auch bilanziell nicht erfaßte Geschäfte berücksichtigt werden können.

Neben diesen internen Vorgaben können auch die extern vorgegebenen Eigenkapitalrestriktionen pro Periode als Nebenbedingungen berücksichtigt werden:

$$\text{SUM} [EK_j * \text{Vol}_j] \leq EK, \quad j = 1, \dots, J$$

Hier stellt  $EK$  das Eigenkapital,  $EK_j$  den Anrechnungsfaktor des Zinsinstrumentes  $j$  und  $J$  die Gesamtzahl der Zinsinstrumente dar.

Insgesamt würde sich folgendes Optimierungsmodell ergeben:

Zielfunktion:

$$E(D_T) \rightarrow \text{Max!}$$

Nebenbedingungen:

1.  $P(D_T/D_T \geq D_{T,\min}) = 95\%$
2.  $\text{Vol}_i/BS = st_i, \quad i = 1, \dots, l$
3.  $\text{SUM} [EK_j * \text{Vol}_j] \leq EK, \quad j = 1, \dots, J$

## 2. Die Kennziffer ZP als dezentrales Controlling-Instrument

Gerade in Handelsabteilungen, die primär dem Zinsrisiko ausgesetzt sind, kann das Zinsrisikopotential als wirkungsvolles Managementinstrument zur Kontrolle und Steuerung der Geschäftsabläufe genutzt werden. Dabei bieten sich insbesondere zwei Ansatzpunkte an:

1. *Performance-Messung für Händler:* Der in einer Periode erwirtschaftete Gewinn kann zu dem im gleichen Zeitraum vom Händler akzeptierten Zinsrisikopotential in Relation gesetzt werden. Eine Beurteilung der Händlerleistungen auf dieser Grundlage würde neben der Höhe der erzielten Gewinne auch das Marktverhalten des Händlers berücksichtigen. Sie verhindert, daß ein vorsichtiger Händler schlechter beurteilt wird als ein risikofreudiger Händler. Bei gleicher Gewinnhöhe würde der vorsichtige Händler positiver beurteilt werden.
2. *Definition von Handelslimiten:* Handelslimite werden bisher meist in absoluten Beträgen vorgegeben; sie bieten damit keinen ausreichenden

<sup>47</sup> Vgl. Wild (1987), Mühlhaupt, Schierenbeck und Flechsig (1982), Fortson und Dince (1975), McKinney (1977), Lifson und Blackmarr (1973), Meyer zu Selhausen (1970), Lippmann (1970) und Deppe (1969).

Schutz gegen Verluste durch unerwartete Preisbewegung: Verlustrisiken werden nämlich nur zum Teil von der Höhe der offenen Positionen determiniert, daneben spielen Marktvolatilitäten eine wichtige Rolle.

Definiert man die Handelslimite in Einheiten des Zinsrisikopotentials, so passen sich diese in realen Währungsbeträgen ausgedrückten Kennziffern automatisch den Änderungen der Marktbedingungen an. Dies läßt sich am besten an folgendem Beispiel veranschaulichen: Der Händler habe eine offene Position über \$ 10 Mio. in verzinslichen Papieren mit einem Zinsrisikopotential von \$ 1 Mio.; sein Limit in Einheiten des Zinsrisikopotentials betrage \$ 1,5 Mio. Steigt nun die Marktvolatilität über einen gewissen Zeitraum an, so erhöht sich damit das Zinsrisikopotential der offenen Position. Erreicht es z.B. \$ 2 Mio., ist der Händler gezwungen, die Position teilweise zu schließen. Bei absoluten Limiten wäre hingegen kein Zwang zum Handlungsbedarf gegeben. Der Händler wäre erst gezwungen zu reagieren, wenn Verluste bereits eingetreten sind.

Werden somit die Handelslimite fest an das Zinsrisikopotential gekoppelt, so steigen die Handelslimite in absoluten Beträgen, wenn die Volatilität und damit die Verlustgefahren aus offenen Positionen sinken. Nimmt umgekehrt die Volatilität zu, so gehen die Handelslimite in absoluten Beträgen betrachtet zurück.

### *3. Ausblick auf weitere Anwendungsmöglichkeiten*

Die Ermittlung des Zinsrisikopotentials ist derzeit mit einem größeren Aufwand verbunden als die Erstellung einer Zinsänderungsbilanz oder die Berechnung einer Elastizität, da hierzu die relevanten Einflußfaktoren sowie ein Sicherheitsniveau vorab festzulegen und eine umfangreiche stochastische Simulation durchzuführen sind. Dieser operative Nachteil dürfte allerdings dank des Fortschritts in der Informationstechnik immer mehr an Bedeutung verlieren.

Von den wachsenden technischen Anwendungsmöglichkeiten sollten Impulse für die weitere Forschung ausgehen. Vor allem drei Untersuchungsbereiche verdienen besonderes Interesse:

1. Bisher liegen nur Ergebnisse aus dem US-Dollar-Raum vor. Schon im Hinblick auf die wachsende Bedeutung von DM-Zinsfutures und DM-Zinsoptionen sowie die zukünftige Rolle der Deutschen Terminbörse sind vergleichbare empirische Untersuchungen für den DM-Bereich erforderlich.



2. Gegenwärtig gibt es nur für wenige traditionelle Zinsinstrumente ZP-Analysen. Unverzichtbar sind weiter Untersuchungen zu Spareinlagen oder Kontokorrentkredite.
3. Bisher ist die Renditekurve zur Vereinfachung stets durch eine Gerade wiedergegeben worden. Vielversprechend wäre es zu untersuchen, inwieweit die Meßergebnisse noch verbessert werden können, wenn die Krümmung der Renditekurve ebenfalls erfaßt würde.

Auf einer breiteren Erfahrungsbasis können dann auch übergreifende Fragestellungen in Angriff genommen werden. So wäre es reizvoll zu untersuchen, bei welchen Marktkonstellationen das Zinsrisiko bestehender Portefeuilles ein vorgegebenes Potential übersteigt. Dazu ist keine Simulation der Zinskurve erforderlich. Die Klärung dieser Frage würde den Entscheidungsträgern in den Kreditinstituten Aufschluß darüber geben, welchen „Spielraum“ ein aktuelles Portefeuille jeweils besitzt.

Darüber hinaus kann das Konzept Zinsrisikopotential auch auf Deviseninstrumente wie Devisenkassa-, -termingeschäfte und -optionsgeschäfte übertragen werden. Damit würde es für eine internationale Großbank möglich, mit Hilfe weniger konsistenter Kennziffern Risiken aus Zins- und Deviseninstrumenten in den verschiedenen Währungsräumen zu erfassen und in einer konsolidierten Gesamtbetrachtung zusammenzuführen. Die Kontroll- und Steuerungsmöglichkeiten des Risikomanagements würden sich so deutlich verbessern.

### Literaturverzeichnis

- Ables, P. und Klünder, W.* (1981): Unternehmensanalyse und Rentabilitätssteuerung, in: Betriebswirtschaftliche Blätter 30 (1981), S. 26 - 31. – *Abels, P. und Klünder, W.* (1984): Zinsänderungsrisiko aus Festzinsgeschäften, in: Betriebswirtschaftliche Blätter 33 (1984), S. 237 - 240. – *Abels, P. und Virgin, G.* (1978): Bilanzstruktur und Zinsänderungsrisiko, in: Betriebswirtschaftliche Blätter 27 (1978), S. 249 - 254. – *Bangert, M.* (1987): Zinsrisiko-Management in Banken, Wiesbaden 1987. – *Baker, J. V., Jr.* (1978): Why you need a formal Asset/Liability Management Policy (1), in: Banking (Juni 1978), S. 33 - 43. – *Benke, H.; Flesch, H. R. und Plakowski, F.* (1989): Steuerung des Zinsänderungsrisikos, in: Die Bank, August 1989, S. 431 - 438. – *Bessler, W.* (1989): Zinsrisikomanagement in Kreditinstituten, Wiesbaden 1989. – *Bierwag, G. O.* (1977): Immunization, Duration and the Term Structure of Interest Rates, in: JoFaQA 12 (1977), S. 725 - 742. – *Bierwag, G. O.* (1979): Dynamic Portfolio Immunization Policies, in: JoBF 3 (1979), S. 23 - 41. – *Bierwag, G.* (1987): Duration Analysis, Managing Interest Rate Risk, Cambridge, MA 1987. – *Bierwag, G. O. und Khang, C.* (1979): An Immunization Strategy is a Mini-Max-Strategy, in: JoF 34 (1979), S. 389 - 399. – *Bierwag, G. O.; Kaufman, G. G.; Schweitzer, R. und Toevs, A.* (1981): The Art of Risk Management in Bond Portfolio Management, in: Journal of



Portfolio Management 7 (1981), S. 27 - 36. – *Bradley*, St. P. und *Crance*, D. B. (1975): Management of Bank Portfolios, New York 1975. – *Brennan*, M. J. und *Schwartz*, E. S. (1977): The Valuation of American Put Options, in: *JoF* 34 (1977), S. 449 - 462. – *Brock*, W. A.: Introduction to Stochastic Calculus, A User's Manual, Working Paper. – *Bühler*, W. (1979): Fristentransformation und Laufzeitspanne: Aspekte einer leistungsgerechten Zinsspanne, in: Österreichisches Bank-Archiv 27 (1979), S. 254 - 265. – *Bühler*, W. (1987): Rationale Bewertung von Optionsrechten auf Anleihen, in: *ZfB* (1987), Oktober 1988, S. 851 - 883. – *Bühler*, W. und *Dick*, R. (1973): Stochastische Lineare Optimierung – Chance-Constrained Modell und Kompensationsmodell, in: *ZfB* 43 (1973), S. 101 - 120. – *BAK* (1989): Brief des Bundesaufsichtsamtes für Kreditwesen betr. Entwurf einer Bekanntmachung über die Änderung und Ergänzung der Grundsätze über das Eigenkapital und die Liquidität der Kreditinstitute vom 26. Januar 1989. – *Bussmann*, J. (1988): Das Management von Zinsänderungsrisiken: Theoretische Ansätze und ihre empirische Überprüfung für den deutschen Rentenmarkt, Frankfurt 1988. – *Bussmann*, J. (1989): Tests verschiedener Zinsänderungsrisikomasse mit Daten des deutschen Rentenmarktes, in: *ZfB* (1989), S. 747 - 765. – *Charnes*, A. und *Cooper*, W. W. (1960): Chance-Constrained Programming, in: *Management Science* 6 (1960), S. 73 - 79. – *Charnes*, A. und *Kirby*, W. (1966): Some Special P-Models in Chance-Constrained Programming; *Management Science* 14 (1966), S. 183 - 194. – *Clifford*, J. T. (1975): A Perspective on Asset-Liability Management, in: *Magazine of Bank Administration* 51 (1975), März S. 16 ff. und April, S. 32 ff. – *Courtadon*, G. (1982): The Pricing of Options on Default-Free Bonds, in: *JoFaQA* 17 (1982), S. 75 - 100. – *Cox*, J. und *Ross*, S. A. (1976): Valuation of Options for Alternative Stochastic Processes, in: *JoFE* 3 (1976), S. 145 - 166. – *Cox*, J. und *Rubinstein*, M. (1985): *Options Markets*, Englewood Cliffs 1985. – *Deppe*, H.-D. (1969): *Bankbetriebliches Wachstum*, Stuttgart 1969. – *Dieckhöner*, B. (1984): *Rentabilitätsrisiken aus dem Hypothekengeschäft von Kreditinstituten von Zeiten der Geldentwertung*, Wiesbaden 1984. – *Dothan*, L. U. (1978): On the Term Structure of Interest Rates, in: *JoFE* 6 (1978), S. 59 - 69. – *Euflinger*, J. (1983): Zur Quantifizierung des Zinsänderungsrisikos im Rahmen des Prognoseystems, in: *Betriebswirtschaftliche Blätter* 32 (1983), S. 293 - 296. – *Euflinger*, J. (1984): Steuerung des Zinsänderungsrisikos im Rahmen des Prognoseystems, in: *Betriebswirtschaftliche Blätter* 33 (1984), S. 162 f. – *Faßbender*, H. (1973): *Zur Theorie und Empirie der Fristigkeitsstruktur der Zinssätze*, Berlin 1973. – *Figlewski*, St. (1977): *A Layman's Introduction to Stochastic Processes in Continuous-Time*, Working Paper No. 118, New York University, New York 1977. – *Fong*, H. G. und *Vasicek*, O. (1983): Return Maximization for Immunized Portfolios, in: *Kaufman; Bierwag und Toevs* (1983), S. 227 - 238. – *Fong*, H. G. und *Vasicek*, O. (1984): A Risk Minimizing Strategy for Portfolio Immunization, in: *JoF* 39 (1984), S. 1541 - 1546. – *Fortson*, J. C. und *Dince*, R. R. (1975): An Application of Goal Programming to Management of a Country Bank, in: *Journal of Bank Research* 1975, S. 208 - 218. – *Fried*, J. (1970): Bank Portfolio Selection, in: *JoFaQA* 5 (1970), S. 203 - 227. – *Gal*, T. und *Gehring*, H. (1981): *Betriebswirtschaftliche Planungs- und Entscheidungstechniken*, Berlin und New York 1981. – *Garmann*, M. B. und *Klass*, M. J. (1980): On the Estimation of Security Price Volatility from Historical Data, in: *JoFE* 4 (1980), S. 339 - 349. – *Hammersley*, J. M. und *Handscorn*, D. C. (1964): *Monte Carlo Methodes*, London 1964. – *Hasenkamp*, K. P. (1982): *Zinsrisiken in Bankbilanzen – Probleme der Information, Steuerung und Ergebnisbeeinflussung im Jahresabschluß*, in: *Becker*, W. D. und *Falk*, R. (Hrsg.): *Die Führung des Betriebs*, Stuttgart 1982, S. 131 - 143. – *Haumer*, H. (1983): *Sequentielle stochastische Investitionsplanung*,

Wiesbaden 1983. – *Hax*, H. (1976): Investitionstheorie, Würzburg und Wien 1976. – *Hempel*, G. G., *Coleman*, Alan B. und *Simonson*, D. G. (1983): Bank Management: Text und Case, New York 1983. – *Herzog*, W. (1990): Zinsänderungsrisiken in Kreditinstituten, Wiesbaden 1990. – *Hertz*, D. B. (1968): Investment Policies that Pay off, in: Harvard Business Review 46 (1968), S. 96 - 106. – *Hillier*, F. S. (1963): The Derivation of Probabilistic Information for the Evaluation of Risk Investments, in: Management Science 9 (1963), S. 44 - 57. – *Ingersoll*, J. E. (1987): Theory of Financial Decision Making, New Jersey 1987. – *Ippisch*, W. (1984): Bankbetriebliches Zinsspannenmanagement: Instrumentelle Aspekte einer Fristen- und Rentabilitätssteuerung bei sich wandelnden Bilanzstrukturen, Wien 1984. – *Knutz*, D. E. (1981): The Art of Computer Programming, Band I und II, 2. Aufl. Menlo Park 1981. – *Koch*, T. W. (1988): Bank Management, Chicago 1988. – *Kranz*, M. (1981): Risiken aus längerfristiger Bankbilanzierung und Bankbilanzpolitik, Wiesbaden 1981. – *Kraus*, A. und *Litzenberger*, R. (1976): Skewness Preference and the Valuation of Risk Assets, in: JoF 31 (1976), S. 1085 - 1100. – *Kreyszig*, E. (1979): Statistische Methoden und ihre Anwendung, 7. Aufl. Göttingen 1979. – *Krümmel*, H. (1968): Liquiditätssicherung, in: Kredit und Kapital (1968), S. 247 - 307. – *Krümmel*, H. J. (1988): Neue Finanzierungsformen und aufsichtsrechtliche Strukturnormen, Mitteilungen aus dem Bankseminar der Rheinischen Friedrich-Wilhelms-Universität Bonn, Nr. 65, 2. Aufl., Bonn, Juli 1988. – *Kruschwitz*, L. (1980): Bemerkungen zur Risikoanalyse aus theoretischer Sicht, in: ZfB 50 (1980), S. 800 - 808. – *Leibowitz*, M. und *Weinberger*, A. (1982): Contingent Immunization – Part I: Risk Control Procedure, in: Financial Analysts Journal, November/December 1982, S. 17 - 31. – *Leibowitz*, M. und *Weinberger*, A. (1983): Contingent Immunization – Part II: Problem Areas, in: Financial Analysts Journal, January/February 1983, S. 35 - 50. – *Lifson*, K. A. und *Blackmarr*, B. R. (1973): Simulation and Optimization Models for Asset Development and Fund Sources, in: Journal of Bank Research 1973, S. 239 - 255. – *Lippmann*, H. (1970): Die dynamische Planung des finanziellen Bereiches von Banken an Hand von Modellen, Münster 1970. – *Macaulay*, F. R. (1938): Some Theoretical Problems Suggested by the Movement of Interest Rates, Bond Yields and Stock Prices in the United States since 1856, New York 1938. – *McKinney*, G. W. (1977): A Perspective on the Use of Models in the Management of Bank Funds, in: Journal of Bank Research 1977, S. 122 - 126. – *Merton*, R. C. (1978): On the Mathematics and Economical Assumptions of Continuous-time Models, Working Paper No. 981 - 78, Massachusetts Institute of Technology, Boston MA, February 1978. – *Meyer zu Selhausen*, H. (1970): Die Optimalplanung von Kapitalbeschaffung und Kapitalverwendung einer Kreditbank mit den Methoden der Unternehmensforschung, Köln 1970. – *Mühlhaupt*, L.; *Schierenbeck*, H. und *Flechsigg*, R. (1982): Die Planung des optimalen Kreditportefeuilles einer Kreditbank, in: KuK 15 (1982), S. 1 - 46 und S. 188 - 206. – *Nance*, E. und *Overstreet*, C. (1972), in: Computing Reviews 13 (1972), S. 495 - 508. – *Näslund*, B. (1967): Decisions under Risk, Stockholm 1967. – *Oberman*, R. F. M. L. (1990): Zinsrisikopotential, Kennziffer zur Quantifizierung des Zinsrisikos von Zinsswaps, -Futures und -Optionen, Frankfurt 1990. – *Parkinson*, M. (1980): The Random Walk Problem: Extrem Value Method for Estimating the Variance of the Displacement, in: Journal of Business 53 (Januar 1960), S. 61 - 65. – *Rolfes*, B. (1985): Die Steuerung von Zinsänderungsrisiken in Kreditinstituten, Wiesbaden 1985. – *Rudolph*, B. (1979): Zinsänderungsrisiken und die Strategie der durchschnittlichen Selbstliquidationsperiode, in: KuK 12 (1979), S. 181 - 206. – *Rudolph*, B. (1981): Planungs- und Kontrollrechnungen, in: Göppl und Henn (Hrsg.), Geld, Banken und Versicherungen, Königstein 1981, S. 539 - 554. – *Rudolph*, B. und



Wondrak, B. (1986): Modelle zur Planung von Zinsänderungsrisiken und Zinsänderungschancen, in: Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften 106 (1986), S. 337 - 361. – Salomon Brothers (1988): Financial Futures and Debt Option Analysis, New York, January 1988. – Schierenbeck, H. (1983): Strategische Finanzplanung in Kreditinstituten, in: Krümmel und Rudolph (Hrsg.): Strategische Bankplanung, Frankfurt 1983, S. 224 - 239. – Schneider, D. (1970): Investition und Finanzierung, Köln, Opladen 1970. – Scholz, W. (1979): Zinsänderungsrisiken im Jahresabschluß der Kreditinstitute, in: KuK 1979, S. 517 - 44. – Sengupta, J. (1969): Distribution Problems in Stochastic and Chance-Constrained Programming, in: Fox, K. u.a. (Hrsg.): Economic Modells, Estimation and Risk Programming, Berlin, New York 1969, S. 391 - 424. – Sengupta, J. (1972): Chance-Constrained Programming with Chi-Squared Type Derivates, in: Management Science 19 (1972), S. 337 - 349. – Shumway, R. H. (1988): Applied Statistical Time Series Analysis, New Jersey 1988. – Smith, D. (1973): Decision Rules in Chance-Constrained Programming, Some Experimental Comparisons, in: Management Science 19 (1973), S. 688 - 702. – Sinkey, Joseph F., Jr. (1986): Commercial Bank Financial Management, 2. Auflage New York 1986. – Stignum, M. L. und Branch, R. O. Jr. (1983): Managing Asset and Liabilities: Strategies for Risk Control and Profit, Homewood 1983. – Stützel, W. (1964): Bankpolitik heute und morgen, Frankfurt 1964. – Taylor, St. (1986): Modelling Financial Time Series, Chichester, New York 1988. – Toevs, A. (1983): Gap Management: Managing Interest Rate Risk in Banks and Thrifts, in: Economic Review, Spring 1983, S. 13 - 38. – Uhlir, H. und Steiner, P. (1986): Wertpapier Analyse, Heidelberg, Wien 1986. – Wild, K.-D. (1987): Dynamische Optimierung der Zinsbindungsstrukturen von Bankbilanzen mittels Simulation, Frankfurt 1987. – Wondrak, B. (1986): Management von Zinsänderungschancen und -Risiken, Heidelberg, Wien 1986.

## Zusammenfassung

### Zinsrisikopotential – Kennziffer für das Risikomanagement von Zinsinstrumenten

Wie die Erfahrungen der letzten Jahre gezeigt haben, lassen sich mit den bisher verfügbaren Instrumenten des Zinsrisikomanagements – Zinsänderungsbilanzen, Elastizitätskonzepte, Durationsansätze – die Zinsrisiken bei neueren Zinsinstrumenten wie Zinsswaps, Zinsfutures und Zinsoptionen nicht mehr adäquat erfassen. Insbesondere Zinsoptionen besitzen zwei Eigenschaften, die zu einem völligen Überdenken der Messung von Zinsrisiken zwingen: Ihre Erträge sind asymmetrisch verteilt und ihr Preis wird nur z.T. durch die Renditekurve bestimmt. Im vorliegenden Beitrag wird deshalb – ausgehend von einer Darstellung der Defizite der traditionellen Meßverfahren – eine neue Kennziffer, das Zinsrisikopotential (ZP), vorgestellt, die auch den Besonderheiten moderner Zinsinstrumente Rechnung trägt und eine verlässliche Abschätzung des Zinsänderungsrisikos in beliebig zusammengesetzten Portefeuilles erlaubt. Die Kennziffer ZP beschreibt dabei jeweils den potentiellen Wertverlust eines Portefeuilles, der über einen gegebenen Betrachtungszeitraum (T) mit einer vorgegebenen Wahrscheinlichkeit (a) nicht überschritten wird. Die Berechnung von ZP erfolgt mit Hilfe des *Chance-Constrained Programming*, in Verbindung mit einer stochastischen Simulation.

Die neue Kennziffer weist gegenüber den heutigen Risk-Management-Instrumenten deutliche Vorteile auf: Sie berücksichtigt nichtparallele Veränderungen der Renditekurve ebenso wie Wechselbeziehungen zwischen den Verhaltenscharakteristika der Zinsinstrumente und möglichen Zinsentwicklungen. Zugleich erlaubt sie unabhängig von der Anzahl der Zinsinstrumente des Portefeuilles eine konsolidierte Gesamtbetrachtung aller Einzelrisiken. Damit lassen sich auch Restrisiken, die bisher durch Duration-Hedging nicht erfaßt werden konnten, quantitativ abschätzen.

Den Abschluß des Beitrags bildet ein Ausblick auf die vielfältigen Anwendungsmöglichkeiten der Kennziffer ZP (Optimierung von Portfolios, Nutzung als Controlling-Instrument) sowie noch offene Fragestellungen.

## Summary

### **Interest Rate Variation Risk Potential – a Concept for Managing the Interest Rate Variation Risk of Interest Rate-linked Financial Instruments**

The experience of recent years has taught us that the instruments hitherto available for managing interest variation risks – interest variation balance sheets, elasticity concepts, duration hedging concepts – are no longer appropriate for measuring adequately the interest exposure associated with new interest rate-linked financial instruments such as interest rate swaps, interest rate futures and interest rate options. For, interest rate options are characterized by two factors requiring fundamental rethinking about the methods for measuring the interest rate variation risk: The yield on interest rate options is asymmetrically distributed, and the price of interest rate options is determined only in part by the yield curve. Based on a presentation of the shortcomings of traditional measurement methods, the present contribution introduces a new ratio-based concept, i. e. the interest rate variation risk potential, which takes account also of modern interest rate-linked financial instruments and allows reliable forecasting of the interest exposure attaching to portfolios put together at discretion. This concept allows the potential loss in value of portfolios to be described, i. e. a potential loss which is not likely to be surpassed with a specified probability factor being assumed for a specified period. The resultant ratio is calculated on the basis of the chance-constrained programming concept and stochastic simulation runs.

This new ratio offers visible advantages over the present risk management instruments: It takes account of non-parallel changes in the yield curve as well as of interrelationships between behavioural characteristics of the interest rate-linked instruments and possible interest developments. At the same time, it allows a consolidated assessment of the totality of the individual risks involved, independently of the number of interest rate-linked financial instruments of a portfolio. This permits also the residual risks that have dodged duration hedging hitherto to be estimated in quantitative terms.

This contribution ends on an outlook on the large variety of applications of the above described ratio (optimization of portfolios, use as controlling instrument) as well as on other unsettled issues.



## Résumé

### Potentiel de risque des intérêts Indice pour le management des risques d'instruments d'intérêts

Les expériences des dernières années ont montré que les instruments de management des risques d'intérêts, disponibles jusqu'ici – les bilans de modification d'intérêts, les concepts d'élasticité, les théories d'échéances (duration) – ne déterminent plus de manière adéquate les risques d'intérêt pour les instruments d'intérêts plus récents, comme les swaps d'intérêt, les futures d'intérêt et les options d'intérêts. Ces dernières tout particulièrement possèdent deux caractéristiques qui obligent à repenser totalement la mesure des risques d'intérêts. D'une part, leurs résultats sont répartis de façon asymétrique et d'autre part, leur prix n'est déterminé qu'en partie par la courbe de rendement. C'est pourquoi, l'auteur présente dans cet article – en décrivant au départ les déficits des procédés de mesure traditionnels – un nouvel indice, *le potentiel de risque des intérêts*. Celui-ci tient compte des particularités des instruments d'intérêts modernes et permet d'estimer de façon fiable le risque de changement des intérêts dans n'importe quelle composition de portefeuille. Le nouvel indice décrit respectivement la perte de valeur maximum potentielle d'un portefeuille pour une période considérée donnée, avec une probabilité fixée. L'indice se calcule avec le *Chance-Constrained Programming* et une simulation stochastique.

Le nouvel indice présente de nets avantages à comparé aux instruments actuels de management des risques. Il tient compte de modifications non-parallèles de la courbe de rendement ainsi que des corrélations entre les caractéristiques de comportement des instruments d'intérêts et les évolutions possibles des intérêts. De plus, il permet, indépendamment du nombre d'instruments d'intérêts du portefeuille, une considération globale consolidée de tous les risques individuels. Il est donc aussi possible d'évaluer quantitativement des risques restants que la Duration-Hedging ne pouvait pas jusqu'à présent déterminer.

A la fin de l'article, l'auteur donne une vue des nombreuses possibilités d'emploi de cet indice (optimisation de portefeuilles, utilisation en tant qu'instrument de controlling). On y trouve aussi des questions encore en suspens.