

# **Vom Umgang mit Prognosen und Prognoserisiken am Beispiel der Zinssätze und Wechselkurse**

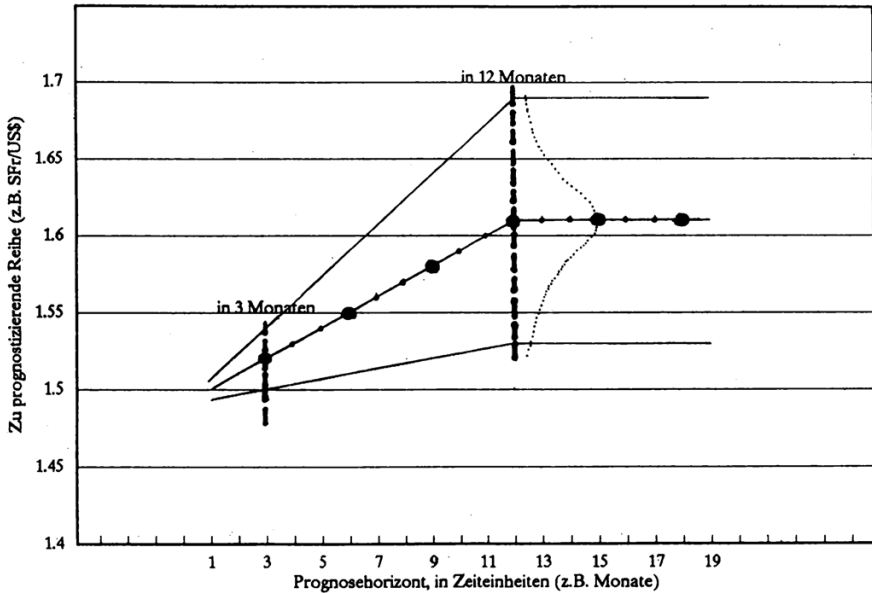
## **Eine Übersicht**

Von Max Bigler, Zürich

### **I. Zielsetzung**

Die Abteilung Volkswirtschaft der Zürcher Kantonalbank (ZKB) stellt regelmäßig primär zu Händen des Asset & Liability Managements sowie des Anlageausschusses Prognosen für alle wichtigen Zinssätze und Wechselkurse bis etwa sechs Vierteljahre im voraus bereit. Es handelt sich dabei um Punktprognosen (Quartalsdurchschnitte). Wir verstehen unsere Zins- und Wechselkursprognosen als „Trendaussagen“, um die die Tages-, Wochen- und Monatswerte mehr oder weniger stark schwanken können. Diese Punktprognosen (symbolisiert in Abb. 1 durch die inmitten des Vertrauensbereiches liegende durchgezogene Linie mit dicken Punkten) wurden bisher nicht durch transparent berechnete Vertrauensintervalle ergänzt. Das Ziel dieser Studie besteht deshalb darin, die von der Zürcher Kantonalbank angewendete Methodik zur Bestimmung zeithorizontabhängiger Risikobereiche für Zins- und Wechselkursprognosen überblicksmäßig darzustellen. Die Angabe von Prognoserisikobereichen, innerhalb welcher die Realisationen der zu prognostizierenden Zeitreihe mit einer bestimmten Eintrittswahrscheinlichkeit (symbolisiert in Abb. 1 durch die vertikal verlaufende Verteilungsfunktion bei der Zwölf-Monatsprognose) erwartet werden dürfen, ist unseres Erachtens wichtig, um den Konsumenten von Vorhersagen das Ausmaß des involvierten Prognoserisikos quantitativ anzugeben und um jene, die unsere Wirtschaftsprognosen für ihre Entscheidungsfindung berücksichtigen, aber über die Schwierigkeiten leistungsfähiger Prognosen wenig informiert sind, nicht in eine Position vorgetäuschter Sicherheit zu wiegen. Obwohl wir aus eigenen Analysen wissen, wie schwierig eine Aussage über das Prognoserisiko ist, sind wir dennoch überzeugt, daß eine Punktprognose ohne eine Angabe über ihre Zuverlässigkeit wenig gehaltvoll ist. Schließlich ist es richtig, daß die Prognosegüte nur bedingt – wenn überhaupt – durch die Angabe des Prognoserisikobereichs verbessert werden

Abb. 1 Punktprognosen und Vertrauensintervall



kann. Dieser Punkt ist jedoch insofern unerheblich, als für viele Anlageentscheide nicht die erwartete Rendite die entscheidende Größe ist, sondern das maximal eingegangene Risiko z.B. in Form einer absoluten oder relativen Schwankungsbreite.

Diese Studie diskutiert in den Abschnitten zwei bis vier einige Risikobegriffe und erwähnt, welches unseres Erachtens der Zweck der Prognosestätigkeit sein soll und wie Zins- und Wechselkursprognosen vor dem Hintergrund informationseffizienter Märkte zu interpretieren sind. Nach dem Hinweis, daß die Wirtschafts- und Finanzmarkttheorie ex post zwar Zins- und Wechselkursschwankungen grob erklären, ex ante jedoch den Volatilitätsverlauf nicht prognostizieren kann, werden im Abschnitt fünf einige Probleme lokalisiert, die bei einer quantitativen Bestimmung von Prognoserisikobereichen gelöst werden müssen. Dazu zählen der Nachweis normalverteilter Zeitreihen, der Umgang mit höher integrierten Erklärungsvariablen oder die Zeitabhängigkeit des Risikos. Anschließend setzt sich der Abschnitt sechs mit alternativen Ansätzen zur konkreten Bestimmung von Prognoserisikobereichen auseinander. Es wird beispielsweise gezeigt, daß implizite Volatilitäten aus Zins- und Devisenoptionspreisen angesichts vorerst unlösbarer Probleme keinen gangbaren Weg darstellen, um die Marktmeinung unverzerrt zu quantifizieren. Der von der Zürcher Kantonalbank bevor-

zugte Ansatz wird schließlich im Abschnitt sieben zusammenfassend skizziert. Dieser ist pragmatisch und genügt nicht allen wissenschaftlichen Kriterien. Bei den von uns berechneten Prognoserisikobereichen für wichtige Zinssätze und Wechselkurse handelt es sich um eine Mischung, die sich hauptsächlich auf regelmäßig erscheinende Umfragen und ökonometrische Modelle (vorwiegend bayesianisch vektorautoregressiver Ausrichtung) stützt.

## II. Risikoverständnis und seine Berücksichtigung in der Prognosetätigkeit

Wirtschaftsprognosen beinhalten zukunftsbezogene, aufgrund praktischer Erfahrungen oder theoretischer Erkenntnisse erarbeitete Aussagen qualitativer oder quantitativer Art über das Wirtschaftssystem<sup>1</sup>. Die Erfahrung, daß sich Prognosen später als falsch erweisen, entbindet den Prognostiker nicht von der Notwendigkeit, sich immer von neuem ein Bild vom künftigen Verlauf der relevanten Wirtschaftsgrößen zu machen. Der Grund ist rasch lokalisiert: Alle wichtigen Entscheidungen im Wirtschaftsleben sind zukunftsbezogen. Alle beruhen notwendigerweise auf einer Beurteilung der mutmaßlichen Wirtschaftsentwicklung in naher oder ferner Zukunft. Sie erfolgen daher unter Vorwegnahme künftiger Ereignisse. Es ist deshalb kaum angezeigt, anhand der zahlreichen Fehlprognosen aus der Vergangenheit der Voraussagetätigkeit jeglichen Wert abzusprechen und „Propheten des Unprophazeibaren“<sup>2</sup> (*Albert Hahn*) ins Lächerliche zu ziehen. Die Fragestellung für den Prognostiker lautet weniger, ob es überhaupt einen Sinn hat zu prognostizieren, sondern wie am besten prognostiziert und wie der Informationsgehalt der Prognose erhöht werden kann.

Was verstehen wir unter den Begriffen Sicherheit, Gefahr, Risiko und Unsicherheit? Gefahr drückt im allgemeinen die Möglichkeit aus, Schaden zu erleiden, wobei der Eintritt, das Ausmaß und die Art des Schadens ungewiß sind. Sicherheit dagegen ist die subjektiv empfundene Gewißheit, vor möglichen Gefahren geschützt zu sein. Während Gefahr nur im Zusammenhang mit einem negativen Vorfall gebraucht wird, bezieht sich Risiko auf einen bestimmten Zeitpunkt, an dem verschiedene Ereignisse – erwünschte

---

<sup>1</sup> Eine Einführung in die Wirtschaftsprognostik gibt z. B. *K. W. Rothschild* (1969).

<sup>2</sup> Verschiedene Studien, die die Ex ante-Prognosegüte von Finanzmarktvariablen detailliert geprüft haben, zeigen, daß beispielsweise herkömmliche Wechselkursmodelle (selbst unter Berücksichtigung von Fehlerkorrekturtermen oder der verzögert endogenen Variablen) sogenannten Random Walk Prognosen (No Change) mehrheitlich weit unterlegen sind. Vgl. z. B. *R. A. Meese, K. Rogoff* (1983); *D. Alexander, L. R. Thomas* (1987); *G. Gandolfo, P. Padoan* u. a. (1990), insbesondere S. 976 ff.; für eine methodologische Übersicht vgl. auch *S. Makridakis* (1984).

und unerwünschte – möglich sind. Der Ökonom verwendet den Risikobegriff oft in einem engeren Sinn, nämlich als quantifizierbares Risikomaß, das Verlust- und Gewinnmöglichkeiten symmetrisch behandelt<sup>3</sup>. Letztlich setzt dieser engere Risikobegriff voraus, daß die Verteilungsfunktion einer Ereigniskette (bzw. einer Zeitreihe) bekannt ist. Unter gewissen Bedingungen deckt die Varianz bzw. die Standardabweichung dieses Risikoverständnis ab<sup>4</sup>. In der modernen Portfolio-Theorie versteht man beispielsweise unter dem Risiko die Renditestreuung, d.h. das Ausmaß der Ertragsschwankungen um die langfristige Durchschnittsrendite<sup>5</sup>. Je größer die Standardabweichung in Prozent des Mittelwertes (Variationskoeffizient), desto größer ist das Risiko. Wenn wir davon ausgehen, daß sich die künftigen Renditen in ihrer Schwankungsbreite nicht allzusehr von der Vergangenheit unterscheiden, dann gilt die aus der Statistik bekannte Aussage, daß die Erträge eines Aktivums zu etwa 68 % aller Fälle im Bereich „durchschnittlicher Ertrag plus/minus eine Standardabweichung“ zu liegen kommen. Beträgt beispielsweise der mittlere Ertrag 6 % und die Renditestreuung 10 %, so liegt der erwartete Ertrag mit rund 68prozentiger Wahrscheinlichkeit zwischen -4 % und 16 %. Der Begriff Unsicherheit im *Knight*'schen Sprachgebrauch wird schließlich verwendet, wenn – im Gegensatz zum Risiko – nicht einmal eine Wahrscheinlichkeitsaussage möglich ist, d.h. die Verteilungsfunktion unbekannt ist. Optimale Entscheidungen unter Unsicherheit, d.h. ohne Rückgriff auf eine explizite Dichtefunktion, lassen sich z.B. mit der Bootstrap-Technik bestimmen. Diese stellt ein allgemeines „Resampling“-Verfahren dar, um die unbekannt verteilte Beobachtungswerte durch eine Bootstrap-Verteilung anzunähern. Im Prinzip geht man wie folgt vor: Die unbekannt verteilte Grundgesamtheit wird durch die empirische Verteilung der Stichprobe ersetzt. Mit Hilfe erneuter künstlicher Stichproben, gezogen aus den Stichprobendaten, lassen sich Schätzer für die Parameter und ihre Varianzen (bzw. Standardabweichungen) konstruieren. Aufgrund von Simulationsuntersuchungen weiß man, daß die statistische Absicherung der Bootstrap-Schätzer bisher nur als asymptotische Aussage vorliegt. Bei kleinen Stichprobenumfängen führt

---

<sup>3</sup> Vgl. z.B. *F. H. Knight* (1933); *M. Rothschild, J. E. Stiglitz* (1970), S. 225 ff.

<sup>4</sup> Für eine Einführung vgl. z.B. *M. P. Kritzman* (1991).

<sup>5</sup> *Tobin* (1958) hat gezeigt, daß der Erwartungswert des Nutzens aus dem Endvermögen (über den Umweg einer *Taylor*-Entwicklung) im Falle von mehreren risikobehafteten Anlagen durch eine Funktion dargestellt werden kann, die nur vom Mittelwert und der Varianz des Endvermögens (= Portfolio aus riskanten Anlagen) abhängt, sofern entweder die individuelle Nutzenfunktion quadratisch oder die riskanten Anlagen gemeinsam normalverteilt sind. Entscheidend ist letztlich die Voraussetzung normalverteilter Renditen, da die quadratische Nutzenfunktion, gemessen an den Pratt-Arrow-Risikoaversionen, unrealistische Eigenschaften hat.

dieses Verfahren häufig zu falschen Schlußfolgerungen. Zudem kann man zeigen, daß die Anwendbarkeit des Bootstrap-Verfahrens für jede individuelle Fragestellung stets neu geprüft werden muß<sup>6</sup>.

### III. Interpretation von Wirtschaftsprognosen

Risiko ist alltäglich. Insbesondere für die Banken und Versicherungen ist der Umgang mit Risiken der eigentliche Kern des Geschäfts. Ganz ähnlich verhält es sich mit Konjunktur-, Zins- und Wechselkursprognosen. Sie sind immer mit einer bestimmten Unsicherheit bzw. mit Risiken behaftet. Wirtschaftsprognosen können zudem nur bedingte Vorhersagen sein. Diese Bedingungen sind vor allem Annahmen zu ökonomischen und außerökonomischen Größen, deren Entwicklung mit dem wirtschaftlichen Erfahrungswissen kaum abschätzbar sind. Zu den Rahmendaten einer gesamtwirtschaftlichen Prognose zählen unter anderem die Annahmen zur Wirtschaftspolitik oder zu wichtigen Rohstoffpreisen, die häufig stark schwanken. Die Rahmenbedingungen einer Prognose können sich im nachhinein durch das Eintreten sogenannter exogener Schocks als falsch erweisen. Derartige überraschende Ereignisse, die die wirtschaftliche Entwicklung gravierend verändern, können auch fundierte Vorhersagen als Fehlprognosen, als Ergebnis falschen Modellierens erscheinen lassen. Im Jahr 1990 machten insbesondere die rasch verwirklichte innerdeutsche Wirtschafts- und Währungsunion oder der Golfkrieg die Rahmenbedingungen der Wirtschaftsprognosen – zumindest vorübergehend – zur Makulatur. Daß sich die Prognoseannahmen überraschend als unzutreffend erweisen können, ist ein immerwährendes Problem der Prognosearbeit. Dies mindert unseres Erachtens keinesfalls den Wert fundierter und nachvollziehbarer Vorausschätzungen. Im Gegenteil: Ein Denken in alternativen Szenarien ist eine Voraussetzung für jede seriöse Prognosetätigkeit.

### IV. Theoretische Erklärung starker Zins- und Wechselkursschwankungen

Die Wirtschafts- und Finanzmarkttheorie setzt sich insbesondere seit dem Zusammenbruch des Bretton Woods Systems intensiv mit der Erklärung der starken und häufig atypischen Preisänderungen, die sich in einer hohen Volatilität niederschlagen, auseinander. Zu den üblichen Erklärungen volatiler Zins- und Wechselkurse zählen beispielsweise instabile Erwartungen,

---

<sup>6</sup> Vgl. z. B. B. Efron (1981, 1985); N. Schenker (1985).

Überschießungsphänomene und spekulative Preisblasen (bubbles). Aber auch die Auswirkungen zeitabhängiger Risikoprämien in Zins- und Wechselkursen werden erforscht. Diese Forschungsergebnisse sind relevant, weil sie unser Wissen über die Finanzmarktdynamik verbessert haben und uns in hektischen Zeiten situative Orientierungshilfen liefern. Wir erachten es deshalb als nützlich, gewisse Merkmale dieser Erklärungsansätze an dieser Stelle in Erinnerung zu rufen.

(a) Die moderne Finanzmarkttheorie zeigt, daß die Preisbildung an spekulativen Märkten stark zukunftsorientiert ist. Wird beispielsweise der Wechselkurs als Funktion einer Anzahl Fundamentalvariablen plus der Differenz zwischen den in- und ausländischen Geldmarktsätzen modelliert, und weiter die in der Theorie häufig verwendete Annahme getroffen, daß die Zinsdifferenz der erwarteten Wechselkursveränderung entspricht, dann läßt sich analytisch zeigen, daß der Kassa-Wechselkurs ausschließlich von der für die „Zukunft“ erwarteten Entwicklung der Fundamentalvariablen abhängt. Die Zukunft wird dabei nicht beschränkt, aber es wird ihr mit zunehmender Distanz von der Gegenwart weniger Gewicht beigemessen. Dieser Ansatz impliziert, daß sich der Wechselkurs dann ändert, wenn die Zukunftseinschätzung bzw. die Erwartung variiert und nicht notwendigerweise dann, wenn sich eine der Fundamentalvariablen bewegt. Neu in den Markt gelangende Informationen führen jeweils zu einer Veränderung der Erwartungen, die sich bei vollkommener Kapitalmobilität unmittelbar in einer Anpassung der laufenden Wechselkurse niederschlägt. Da neue Informationen auf dem Markt zufällig eintreffen, folgt aus diesem Modell mit rationalen Erwartungen, daß der Wechselkurs einem Zufallsmuster (Random Walk) folgt. Je unsicherer die Erwartungen sind, desto eher werden neue Informationen zu einer Erwartungsrevision führen und desto größer werden die Schwankungen sein, denen der Wechselkurs im Zeitablauf unterliegt<sup>7</sup>.

(b) Zu vorübergehend überschießenden Wechselkursen kommt es, weil sich Finanz- und Gütermärkte durch verschiedene Anpassungsgeschwindigkeiten auszeichnen. Die unterschiedliche Reaktionszeit der Märkte impliziert, daß der Wechselkurs über ein neues gleichgewichtiges Niveau hinauschießt und deshalb eine größere Variabilität aufweist als die zugrundeliegenden Makrovariablen. Im *Dornbusch*-Modell führt beispielsweise eine Erhöhung der inländischen Geldmenge dazu, daß bei gegebenem Auslandzins die Differenz zwischen dem erwarteten und dem laufenden Wechselkurs negativ wird (ungedechte Zinsparität). Die Wirtschaftssubjekte

---

<sup>7</sup> Vgl. z.B. F. X. Diebold (1988).

rechnen somit mit einer Aufwertung der Inlandswahrung, obwohl die Geldmengenerhohung langerfristig eine Abwertung erfordert (Kaufkraftparitat)<sup>8</sup>. Der Kassa-Wechselkurs mu folglich zunachst ber seinen langfristigen Gleichgewichtskurs hinausschieen, da sich anderenfalls die Erwartung einer kunftigen Wechselkurserhohung nicht einstellen wird.

(c) Spekulative Blasen sind temporare, kumulative Abweichungen der Preise bzw. Kurse von dem Pfad, der mit den fundamentalen konomischen Bestimmungsfaktoren vereinbar ist<sup>9</sup>. Inwieweit Bubbles mathematische Konstrukte sind, ist unklar. Sicher ist allerdings, da makrokonomische Modelle, in denen die aktuellen Erwartungen ber zukunftige Variablen eine Rolle spielen, ohne Einfuhrung bestimmter Restriktionen keine eindeutige Losung haben. Das Problem liegt gerade darin, da Preisblasen zur unrestringierten Losungspalette zahlen. Die Voraussetzung fur das Entstehen einer Preisblase ist gegeben, wenn der tatsachliche Marktpreis positiv von seiner eigenen erwarteten Veranderungsrate abhangt. Rational handelnde Wirtschaftssubjekte berucksichtigen diesen Zusammenhang in ihren Planen, und ihre Dispositionen fuhren dazu, da der gegenwartige Marktpreis von seiner tatsachlichen Veranderungsrate abhangt. Finanzmarktpreise steigen beispielsweise allein deshalb, weil die Marktteilnehmer mit Preissteigerungen in der Zukunft rechnen und nicht etwa, weil konomische Preisbestimmungsfaktoren eine solche Preisentwicklung erwarten lassen. Der tatsachliche Preisverlauf kann also allein von sich selbst erfullenden Erwartungen angetrieben werden. Es mag erstaunen, da Preisblasen mit der Theorie rationaler Erwartungen kompatibel sind. Letztlich ist es allerdings rational, sich bei einer unsicheren Erwartungsbildung an Groen zu halten, von denen man annimmt, da sie von einem Groteil des Marktes berucksichtigt werden, auch wenn es sich dabei nicht um Fundamentalvariablen handelt. Denn solange nicht zu befurchten ist, da die Blase in Kurze platzt, konnen die Antizipationen der Marktteilnehmer das Kursniveau immer weiter in die eine oder andere Richtung treiben. Diese wenigen Hinweise mussen fur die an dieser Stelle relevante Schlufolgerung genugen, namlich da spekulatives Verhalten – zumindest temporar – destabilisierend wirken kann. Diese Erkenntnis ist vor dem Hintergrund bedeutsam, da die in neuerer Zeit bewaltigten Volumina auf den internationalen Finanzmarkten um ein Mehrfaches groer sind als die zugrundeliegenden globalen Transaktionen mit Gutern und Dienstleistungen. Der weltweite tagliche Devisenumsatz ist beispielsweise 20 Mal groer als das tagliche US-

---

<sup>8</sup> Vgl. z.B. R. Dornbusch (1976), S. 1161 ff.; derselbe (1980).

<sup>9</sup> Eine Einfuhrung geben C. P. Kindleberger (1987), die dort aufgefuhrte Literatur, sowie der Beitrag von E. W. Heri (1986), S. 163 ff.

Bruttosozialprodukt und rund 40 Mal größer als der internationale Handel mit Gütern und Dienstleistungen pro Tag.

## V. Operationalisierungsschwierigkeiten bei Risikomaßen

Im vorangehenden Abschnitt haben wir darauf hingewiesen, daß die Wirtschafts- und Finanzmarkttheorie die Zins- und Wechselkursschwankungen höchstens im nachhinein grob erklären kann. Sie kann jedoch a priori keine Aussage darüber machen, wie groß die Volatilität künftig ausfallen wird und wann sich die Renditestreuung ändert. Die künftige Streuung muß somit über andere Wege zu erfassen versucht werden. Im folgenden geht es darum, jene Probleme zu lokalisieren, die bei einer weitgehend objektiven und transparenten Bestimmung von Prognoserisikobereichen gelöst werden müssen.

### 1. Verteilungseigenschaften von Zinssätzen und Wechselkursen

Nicht nur die meisten Konzepte der Risikoerfassung, sondern auch die üblichen finanzmarkttheoretischen Ansätze setzen normalverteilte Daten voraus. Dies gilt beispielsweise sowohl für den Mittelwert-Varianz-Ansatz<sup>10</sup> für Entscheidungen unter Unsicherheit als auch für die Optionspreisformeln der ersten Generation. Auch bei den üblicherweise angewendeten ökonomischen Schätzverfahren werden meistens normalverteilte Daten angenommen. Zeigt sich jedoch, daß diese Voraussetzung nicht gegeben ist, muß zumindest nachgewiesen werden, daß die darauf aufbauenden Ergebnisse approximativ (asymptotisch) richtig sind bzw. daß sich die Verzerrung als Folge der verletzten Modellannahme in Grenzen hält.

Ganz analog ist das auf der Standardabweichung beruhende Risikokonzept nur unter gewissen Voraussetzungen aussagekräftig. Solange die Zeitreihe normalverteilt ist, reichen die ersten beiden Momente der Verteilungsfunktion (Mittelwert und Standardabweichung) aus, um die Eigenschaften der Zeitreihe vollständig zu charakterisieren (vgl. dazu auch Tab. 2, linke Hälfte). Gemäß dem zentralen Grenzwertsatz strebt die Summe von identisch und unabhängig verteilten Zufallsvariablen mit endlicher Varianz gegen eine Normalverteilung. Entsprechend kann man zeigen, daß – sofern

---

<sup>10</sup> Sofern wir keine Annahmen über die Renditeverteilung machen, kann mit der stochastischen Dominanz anstelle des Mittelwert-Varianz-Ansatzes gearbeitet werden. Man kann zeigen, daß die Erwartungswert-des-Nutzens-Regel für jede monoton wachsende Nutzenfunktion äquivalent zur stochastischen Dominanz erster und zweiter Ordnung ist. Vgl. auch Fußnote 5.



sich der Preis eines Finanzaktivums innerhalb einer bestimmten Zeitspanne (z. B. einem Tag) im Grenzfall beliebig oft und kontinuierlich ändert und die aufeinanderfolgenden Preisveränderungen im Zeitablauf einem Zufallsprozeß folgen – die stetige Rendite (d. h. die Veränderung des logarithmierten Anlagewertes) über mehrere Perioden (z. B. einen Monat oder länger) approximativ normalverteilt ist<sup>11</sup>. Aber genau diese Eigenschaft trifft für die gewöhnliche Rendite (prozentuale Preisveränderung) meistens nicht zu! Es ist deshalb von großem Interesse, welchen zeitreihenstatistischen Eigenschaften Finanzmarktvariablen gehorchen.

Nur wenn die zu erklärenden Variablen normalverteilt sind, genügen die ersten zwei Momente der Verteilungsfunktion, um statistisch gesicherte Vertrauensintervalle zu berechnen. Andererseits stehen für die Handhabung asymmetrischer Verteilungen verschiedene Wege zur Auswahl: Berücksichtigung von Kennzahlen, die die Asymmetrie der Zeitreihe beschreiben (höhere Momente der Verteilungsfunktion), geeignete Zeitreihenumformung (Box-Cox-Transformationen) oder eine stochastische (Monte-Carlo-)Simulation. Letztere hat den Vorteil, daß beliebig komplexe funktionale Beziehungen zwischen den In- und Outputgrößen berücksichtigt werden können. Zudem gewinnt man ein Bild über die gemeinsame Dichtefunktion. Dies ermöglicht es, exakte Konfidenzgrenzen zu ermitteln.

Das dritte und vierte Moment der Verteilungsfunktion heißt Schiefe und Wölbung. Das Schiefemaß  $m_3$  mißt den Grad der Asymmetrie ( $m_3 = 0$  symmetrisch,  $m_3 > 0$  linkssteil,  $m_3 < 0$  rechtssteil), während das Wölbungsmaß  $m_4$  (Kurtosis) Hinweise liefert, ob der Verlauf im Vergleich zur Normalverteilung abgeflacht ( $m_4 < 0$ ) oder überspitzt ( $m_4 > 0$ ) ist. Eine Wölbung von über drei deutet auf sogenannte dicke Schwänze in der Datenverteilung hin. Solche kommen häufig bei Finanzmarktvariablen vor, selbst wenn man die Differenzen der logarithmierten Reihen heranzieht.

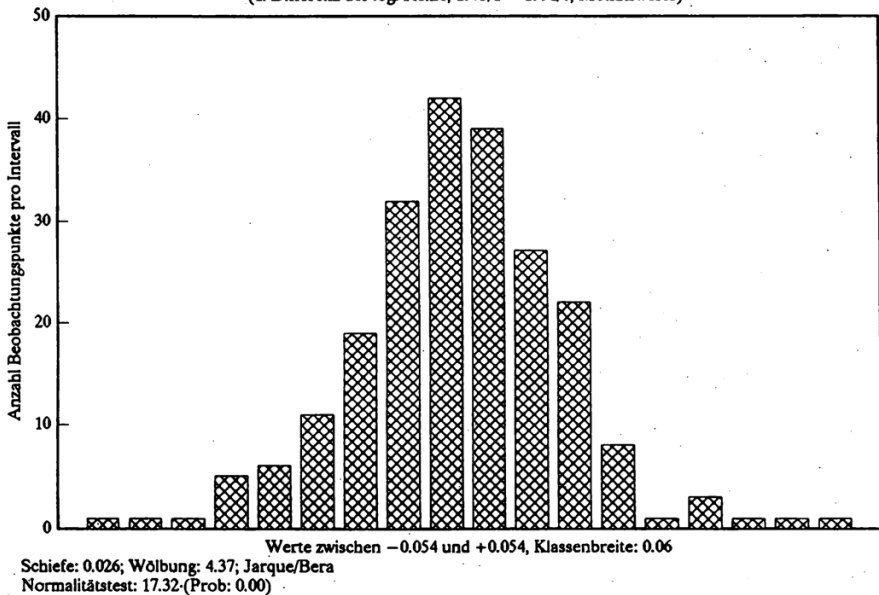
Ob eine Zeitreihe normalverteilt ist, kann mit Hilfe von Histogrammen (vgl. z. B. Abb. 2), von Tests auf Normalverteilung (*Jarque-Bera*-, *Kolmogorov-Smirnov*-, *Chiquadrat-Anpassungs-Tests* etc.) oder mittels der höheren Momente (Schiefe, Wölbung) untersucht werden. Bei der Interpretation der Ergebnisse der eben erwähnten Analysetechniken muß man zumindest die folgenden Aspekte berücksichtigen. Histogramme sind wegen der vergleichsweise willkürlichen Festlegung der Klassenanzahl nur bedingt geeignet, eine Verteilung zu analysieren. Sie ermöglichen jedoch einen raschen Überblick und sind einfach zu interpretieren. Der Rückgriff auf die höheren Momente zur Berechnung von Vertrauensintervallen ist begrenzt. Einerseits

<sup>11</sup> Zur Herleitung vgl. z. B. P. *Ritchken* (1987), S. 113 ff.

ist eine exakte Bestimmung der Konfidenzgrenzen nicht möglich, weil beispielsweise die Schiefe nur eine Approximation der asymmetrischen Verteilung darstellt. Andererseits ist zu beachten, daß die analytische Methode bei der Berücksichtigung von mehreren Zufallsvariablen sehr komplex und nur unter vereinfachenden Annahmen ein Ergebnis ohne die Zuhilfenahme numerischer Lösungsverfahren ermittelt werden kann. Beim *Jarque-Bera*-Test handelt es sich um einen kombinierten Test auf Schiefe und Kurtosis. Da diese Teststatistik das dritte und vierte zentrale Moment verwendet, reagiert sie stark auf Ausreißer in den Enden.

## Abb. 2 Histogramm SFr/DM – Wechselkurs

(1. Differenz der log. Reihe, 1973/1 – 1991/6, Monatswerte)



Über die zeitreihenstatistischen Eigenschaften von Finanzmarktvariablen gibt es eine große Anzahl empirischer Untersuchungen, die sich auf verschiedene Länder, Zeitspannen und Periodizitäten beziehen<sup>12</sup>. Die publizierten und vom Autor<sup>13</sup> durchgeführten empirischen Studien zeigen im

<sup>12</sup> Vgl. z.B. Th. Bucheli (1989, 1990); P. C. Schotman (1989); S. Takagi (1988); P. Boothe, D. Glassman (1987); F. X. Diebold (1988).

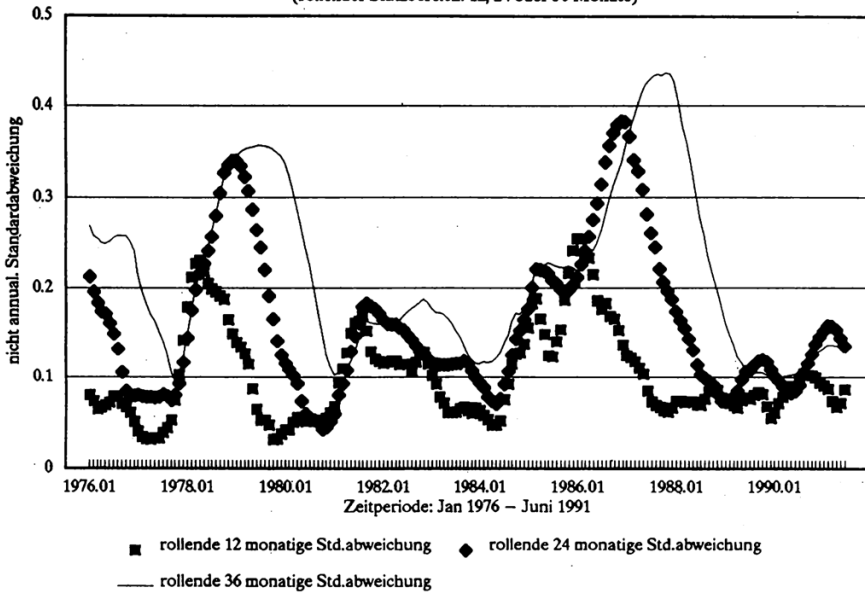
<sup>13</sup> Der Autor verzichtet angesichts der Datenfülle und aus Platzgründen auf die Wiedergabe der detaillierten Testergebnisse. Diese können beim Autor bezogen werden. Mit Hilfe der Software-Pakete Stat-Packets, Micro TSP, RATS, SHAZAM oder PC-GIVE lassen sich die einschlägigen Zeitreiheneigenschaften rasch identifizieren.

wesentlichen das folgende Bild: Die Normalverteilung stellt keine geeignete Beschreibung der täglichen Wechselkursbewegungen (Zuwachsraten) dar. Als Alternativen sollten meist leptokurtische Verteilungen erwogen werden. Bei einer leptokurtischen Verteilung häufen sich – im Vergleich zu einer Normalverteilung – mehr Beobachtungspunkte um den Mittelwert und an den beiden Enden („dicke Schwänze“) der Zeitreihenverteilung, dafür kommen weniger Werte ungefähr im Bereich plus/minus eine Standardabweichung vor. Wechselkurse mit einer niedrigeren Periodizität (Monats- oder Quartalsdaten) können hingegen recht gut durch eine Normalverteilung approximiert werden. Die monatlichen Wechselkurse weisen teilweise signifikante linksschiefe Verteilungen auf. Der Verlauf der Autokorrelationskoeffizienten zeigt außerdem, daß auf eine Abwertung mit größerer Wahrscheinlichkeit eine weitere Abwertung folgt und auf eine Aufwertung eine weitere Aufwertung.

Die kurzfristigen Zinssätze (erste Differenz) können nur grob durch eine Normalverteilung approximiert werden. Typischerweise sind die Daten leptokurtisch und leicht rechtsschief. Große Zinssprünge nach oben sind somit häufiger als solche nach unten. Ausreißer an beiden Enden sind die Regel, doch können diese auf deutliche Ausnahmeperioden zurückgeführt werden. Die langfristigen Zinssätze sind wie die Geldmarktsätze leptokurtisch verteilt. Die Normalverteilung ist mehrheitlich eine schlechte Approximation. Besser scheint eine  $t$ -Verteilung mit zwei bis drei Freiheitsgraden zu sein. Heteroskedastizität ist bei den Kapitalmarktsätzen die Regel. Ruhige Perioden (mit kleinen Varianzen) wechseln sich mit Phasen ab, die von großer Hektik und Unsicherheit gekennzeichnet sind (große Varianzen). Diese Eigenschaft schlägt sich in zeitabhängigen variablen Varianzen nieder (vgl. auch Abb. 3, Tab. 1).

Insgesamt können wir festhalten, daß sich die Veränderungen (ersten Differenzen) der logarithmierten Zinssätze und Wechselkurse – von extrem hohen Periodizitäten abgesehen – im Zeitablauf zufällig verhalten. Sie sind „annäherungsweise“ normalverteilt, wobei eine systematische Tendenz von – im Vergleich zu einer normalverteilten Zeitreihe – zu vielen geringen und zu vielen großen Veränderungen vorliegt. Diese Abweichungen sind zwar systematisch, aber mehrheitlich vergleichsweise gering. Im Gegensatz dazu kann bei praktisch allen Finanzmarktvariablen im „Niveau“ nicht davon ausgegangen werden, daß sie normalverteilt und stationär sind.

**Abb. 3 Gleitende Standardabweichung: SFr/US\$**  
(rollender Stützbereich: 12, 24 oder 36 Monate)



**Tab. 1 Rollender Variationskoeffizient (jeweils nationale Wahrung gegenuber dem US-Dollar, dem japanischen Yen und der D-Mark**

	USA	CAN	JAP	BRD
1987/1-1987/12	-/5.5/4.1	1.2/4.9/3.6	5.3/-/2.4	3.8/2.4/-
1987/7-1988/6	-/6.7/4.4	3.1/4.7/4.2	7.0/-/3.6	4.5/3.7/-
1988/1-1988/12	-/3.0/4.6	2.1/3.7/6.2	3.1/-/3.3	4.6/3.2/-
1988/7-1989/6	-/4.4/3.6	1.1/4.5/3.9	4.5/-/1.6	3.6/1.6/-
1989/1-1989/12	-/5.0/3.5	1.0/5.6/3.0	4.9/-/5.5	3.5/5.3/-
1989/7-1990/6	-/4.0/6.0	0.8/4.2/5.9	4.0/-/9.3	6.1/9.3/-
1990/1-1990/12	-/7.1/5.2	1.1/6.8/4.6	6.8/-/3.4	5.1/3.4/-
	GB	FRA	ITA	
1987/1-1987/12	5.4/1.4/2.6	3.3/2.6/0.7	3.0/3.3/1.3	
1987/7-1988/6	5.8/2.0/2.4	3.8/4.2/0.7	3.7/4.6/1.1	
1988/1-1988/12	3.7/1.6/2.5	4.7/3.6/0.5	4.8/3.5/0.5	
1988/7-1989/6	4.5/0.6/1.6	3.3/1.8/0.5	3.1/1.7/0.9	
1989/1-1989/12	4.6/0.8/5.0	3.2/5.2/0.4	2.7/5.2/1.0	
1989/7-1990/6	2.9/6.0/4.2	6.2/9.5/0.5	5.2/8.5/1.2	
1990/1-1990/12	7.4/4.1/2.9	5.2/3.6/0.6	4.4/4.2/1.0	

\* Variationskoeffizient = 100\*(Standardabweichung/Mittelwert); Daten: rollende Stichprobe mit Monatswerten; linke Spalte gegenuber US\$, mittlere gegenuber Yen und rechte gegenuber DM

## 2. Stationarität und Risikomessung

Die Standardabweichung einer Zeitreihe, die integriert  $d$ -ten Grades ist, liefert als Risikomaß ein verzerrtes Bild. Eine Zeitreihe  $X_t$  ist integriert  $d$ -ten Grades  $I(d)$  mit  $d > 0$ , wenn diese  $d$ -Mal differenziert werden muß, bis diese integriert nullten Grades  $I(0)$  ist, d. h. ihre  $d$ -te Differenz hat eine stationäre invertierbare ARMA( $p, q$ )-Darstellung.  $I(0)$  bedeutet, daß zumindest die ersten beiden Momente der Verteilungsfunktion nicht stichproben- bzw. zeitabhängig sind. Der Statistiker spricht in diesem Zusammenhang von schwach stationären Zeitreihen (Stationarität im strengen Sinne, also eine identisch verteilte Zeitreihe in allen Perioden, kann in der Ökonomie kaum überprüft werden und ist daher praktisch nicht relevant). Ein schwach stationärer Prozeß zeigt das gleiche Verhaltensmuster, gleichgültig in welchem Zeitintervall wir den Prozeß beobachten. Eine Zeitreihe, die  $I(0)$  ist, hat einen Mittelwert und ihre Beobachtungswerte streuen regelmäßig um den Mittelwert. Die einzelnen Realisationen der Zeitreihe haben die Tendenz, innert einer absehbaren Zeitspanne zum Mittelwert zurückzukehren (Mean Reversion-Eigenschaft<sup>14</sup>). Die Autokorrelationskoeffizienten einer  $I(0)$ -Reihe konvergieren mit zunehmender Lag-Länge rasch gegen Null. Das einfachste Beispiel einer  $I(0)$ -Reihe ist der sogenannte White Noise-Prozeß, der eine Folge von identisch verteilten und unabhängigen Zufallsvariablen ist.

Im Gegensatz zu einem  $I(0)$ -Prozeß zeichnet sich eine  $I(1)$ -Zeitreihe, als Beispiel sei der Random-Walk-Prozeß erwähnt, dadurch aus, daß die einzelnen Realisationen, wenn überhaupt, nur langsam zum Ursprung zurückkehren. Der dafür erforderliche Zeitbedarf ist im Prinzip unendlich groß. Da sich ferner die zukünftigen Werte einer integrierten Zeitreihe im wesentlichen aus der Kumulation neuer Innovationen ergeben, sind solche Zeitreihen langfristig praktisch nicht prognostizierbar. Schließlich kann man zeigen, daß die Mittelwertfunktion des Random Walks nur für einen Mittelwert von Null konstant ist, ansonsten ist sie linear steigend oder fallend. Die Varianzfunktion ist in jedem Fall eine wachsende Funktion der Zeit. Dies ist ein fundamentaler Unterschied zu stationären Prozessen, bei denen sich die Varianz des Prognosefehlers (Kenntnis des zugrunde liegenden Bildungsgesetzes vorausgesetzt) einem Grenzwert nähert. Die eben erwähnten Eigenschaften von höher integrierten Zeitreihen sind dafür verantwortlich, daß die ersten Momente verteilungstheoretisch nicht mit jenen von stationären Zeitreihen vergleichbar sind. Für unsere Problemstellung ist diese Erkennt-

<sup>14</sup> Vgl. z. B. J. Conrad, K. Gautam (1989); W. L. Randolph (1991); J. Poterba, L. Summers (1988); vgl. auch Abschn. 6.3.

nis bedeutsam, weil viele makroökonomischen Zeitreihen  $I(1)$  sind. Insbesondere auf informationseffizienten Märkten (dazu zählen Finanz- und Devisenmärkte) ist diese Eigenschaft nachweisbar.

Einheitswurzeltests<sup>15</sup> zeigen, daß Finanzmarktvariablen in den ersten Differenzen stationär sind. Im Niveau ist diese Eigenschaft meistens nicht nachweisbar, obwohl die Testergebnisse von der Berücksichtigung eines Trends, der Anzahl Lags und der Zeitreihendarstellung (autoregressiv, moving-average) abhängen. Zusätzlich zeigen unsere Untersuchungen (vgl. auch Abb. 3; Tab. 1, 2), daß die Varianzstationarität zumindest kurzfristig nicht gegeben ist. Finanzmarktvariablen (im Niveau) sind somit mehrheitlich nicht schwach stationär.

Wenn eine Zeitreihe keine Mittelwertstationarität aufweist, ist die übliche Vorgehensweise, ein Trendbereinigungsverfahren auf die Zeitreihe anzusetzen und die Residuen als Realisationen eines schwach stationären Prozesses zu behandeln. Wenn andererseits die Varianz systematische Veränderungen (etwa eine mit dem Erwartungswert steigende Tendenz) aufweist, ist ein Übergang zu den Logarithmen der Zeitreihe angezeigt. Die Zeitreihe kann dann unter Umständen nach der Trendbereinigung als schwach stationär angesehen werden. Die Transformation durch natürliche Logarithmen ist die verbreitetste nichtlineare Umformung. Eine umfassende Klasse von varianzstabilisierenden Umformungen für positive Beobachtungen sind die Box-Cox-Transformationen.

### 3. Alternative Risikomaße

Die Standardabweichung als Risikomaß, welche Gewinn- und Verlustmöglichkeiten symmetrisch behandelt, ist immer wieder der Kritik ausgesetzt<sup>16</sup>. Je nach der Definition von Risiko ist diese berechtigt oder trifft daneben. Das folgende Beispiel konkretisiert die Ausgangsposition vieler Kritiker. Japanische Aktien wiesen im Durchschnitt der Jahre 1985 - 1989 eine im Vergleich zu den meisten Aktienmärkten außerordentlich kleine Streuung der monatlichen Erträge und damit – vordergründig – ein niedriges Risiko auf. Gleichzeitig waren die Ertragsprognosen Anfang 1990 durchaus günstig. Der Optimismus bezüglich des Risikopotentials war nicht

---

<sup>15</sup> Die Testergebnisse werden aus Platzgründen nicht in diese Studie aufgenommen. Sie können jedoch beim Autor angefordert werden. Das Software-Paket RATS bietet Musterprozeduren, um den augmented *Dickey-Fuller*- und den *Philips-Perron*-Einheitswurzeltest durchzuführen.

<sup>16</sup> Zur weiteren Vertiefung vgl. auch *M. Rothschild, J. E. Stiglitz* (1970); *G. Hanoch, C. Levy* (1969).

berechtigt, wie wir unterdessen wissen. Obwohl der japanische Aktienmarkt Anfang 1990, gemessen an der Ertragsvolatilität, als wenig riskant erschien, hätte erkannt werden müssen, daß dieser Markt risikoreich war, weil er – gemessen an den üblichen Aktienbeurteilungskriterien (Kurs/Gewinn-, Kurs/Cash Flow-, Kurs/Buch- bzw. Substanzwert-Verhältnisse etc.) – im historischen und internationalen Vergleich und relativ zum Weltindex stark überbewertet war. Dieses Beispiel illustriert die Grenzen der Standardabweichung als Risikomaß. Es zeigt auch, daß das Risikoausmaß stets vom jeweiligen Anlagehorizont abhängt (vgl. Abschn. V.4). Die Gefahr einer verzerrten Risikoeinschätzung ist insbesondere dann groß, wenn die beobachtete Finanzmarktvariable mehr oder weniger weit von ihrem Gleichgewichtspreis bzw. von gleichgewichtigen Mustern entfernt ist und entsprechend – zumindest langfristig – eine Tendenz aufweist, zu ihrem bisherigen Mittelwert zurückzukehren (vgl. auch Abschn. VI.3). Error-Correction- bzw. Fehlerkorrekturmodelle versuchen, diese Gleichgewichtsabweichung als zusätzliche Erklärungsvariable zu berücksichtigen, um die Prognosegüte zu verbessern<sup>17</sup>.

Das erwähnte Aktienmarkt-Beispiel wirft die Frage auf, ob möglicherweise die Standardabweichung als Risikomaß nicht der Weisheit letzter Schluß ist. Zur Risikobeurteilung einer Finanzanlage könnten auch die folgenden, weniger symmetrisch orientierten Kriterien herangezogen werden: Erwartungswert eines Verlustes, Wahrscheinlichkeit eines absoluten oder relativen Verlustes (d.h. eines Minderertrages im Vergleich zu einer vorgegebenen Mindestrendite, bekannt als Ausfallswahrscheinlichkeit), erwartete absolute Standardabweichung, Semivarianz etc.<sup>18</sup>. Die Semivarianz stellt das Quadrat der negativen Abweichungen der Zufallsvariablen von einem vorgegebenen Wert dar. Für *Markowitz*<sup>19</sup> war die Semivarianz – wenn überhaupt – die einzige akzeptable Alternative zur Standardabweichung. Die Semivarianz hat den Vorteil, die negativen Abweichungen zu betonen. Dies entspricht der Risikoaversion der meisten Anleger. Sie reagiert jedoch wie die Varianz stark auf Ausreißer, weil die Abweichungen vom Mittelwert quadriert werden. Falls ein Investor die Verlustmöglichkeiten explizit eingrenzen will und unerwartete Gewinne zweitrangig sind, stellt die Vorgabe einer Mindestrendite, die mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit nicht unterschritten werden darf, durchaus ein sinnvolles

---

<sup>17</sup> Eine ausgezeichnete Einführung gibt *Th. Rüdell* (1989). Test auf Kointegration (*Engle-Granger, Johansen* etc.) sind bei TSP- und RATS-Anwendern verfügbar.

<sup>18</sup> Weitere Risikomaße werden z.B. in *Th. Copeland, J. F. Weston* (1983), S. 146 ff. diskutiert.

<sup>19</sup> Vgl. *H. M. Markowitz* (1959), S. 188 ff., 287 ff.

Auswahlkriterium dar<sup>20</sup>. Bei einem mittleren Ertrag von 6 % und einer Standardabweichung von 10 % fällt beispielsweise die Rendite mit 73-prozentiger Wahrscheinlichkeit nicht unter Null Prozent. Die Wahrscheinlichkeit des maximal tolerierbaren Verlustes dürfte für viele Anleger auf ein intuitiveres Verständnis bezüglich des eingegangenen Risikos stoßen als das übliche Maß der Ertragsstreuung, die Gewinn- und Verlustmöglichkeiten symmetrisch behandelt. Dennoch sind wir der Meinung, daß die Wahrscheinlichkeit eines relativen Verlustes (Ausfallwahrscheinlichkeit) oder die Semivarianz die Standardabweichung als Risikomaß im ökonomischen Sinne nicht ersetzen können. Diese stellen vielmehr zusätzliche Kriterien bei Anlageentscheidungen dar, die in die Asset Allocation einbezogen werden können.

#### 4. Zeithorizontabhängigkeit des Risikos

Langfriststudien zeigen, daß die Rendite von Aktien in den großen Industrieländern im Mittel höher als jene von Obligationen ist<sup>21</sup>. Es besteht dennoch eine Wahrscheinlichkeit von etwa 30 % auf einzelnen nationalen Märkten, daß die Aktienrendite in einer Zehnjahresperiode unter der Anleiensrendite liegt. Die bessere Langfristperformance von Aktien ist auch in der Schweiz nachweisbar. Der Durchschnittsertrag schweizerischer Obligationen betrug beispielsweise zwischen 1926 und 1990 4,5 %; der Aktienertrag lag rund 2,5 Prozentpunkte höher. Die höhere Aktienrendite im Langfristvergleich mußte mit einem größeren Risiko erkaufte werden. Während die annualisierte Standardabweichung von Aktien bei 20 % lag, betrug die Volatilität des Obligationenindex lediglich rund 3,5 %. Im Mittel ist die Schwankungsbreite der Aktienerträge in den großen Industrieländern mindestens dreimal höher als die Volatilität von Obligationenrenditen. Die Tatsache, daß Aktienerträge kurzfristig außerordentlich großen Schwankungen unterworfen sein können, im langfristigen Durchschnitt jedoch wesentlich höher liegen als Erträge, die mit festverzinslichen Wertpapieren erzielbar sind, zeigt deutlich, wie wichtig die Berücksichtigung des relevanten Zeithorizontes bzw. des richtigen Risikobegriffes bei der Auswahl einer geeigneten Anlagestrategie ist. Wenn beispielsweise der Anlagehorizont lang ist, das Portefeuille international diversifiziert und die Schwankungsbreite der Erträge mittels neuerer Finanzinstrumente (Portfolio Insurance etc.) asym-

---

<sup>20</sup> Vgl. z. B. E. Elton, M. Gruber (1987), S. 208 ff. und die dort angeführte Literatur; M. P. Kritzman (1991), S. 19 ff.; K. C. Butler, D. L. Domian (1991), S. 41 ff.; H. Zimmermann (1991); M. Leibowitz, R. Henriksson (1989); M. Leibowitz, S. Kogelman (1991).

<sup>21</sup> Vgl. z. B. M. Leibowitz, W. Krasker (1988); D. Wydler (1989).



metrisch umverteilt ist, dann sollte der Anleger aufhören, sich den Kopf über die kurzfristige Volatilität der Aktienmärkte zu zerbrechen. Was zählt, ist die längerfristige Performance. Bewegt man sich allerdings im Rahmen der taktischen Asset Allocation, dann besteht das Ziel primär darin, eine kleinere Renditestreuung bei möglichst gleichem Ertrag zu erwirtschaften. Dies kann bedeuten, daß der Anleger das Risiko von Aktienanlagen – ungeachtet der höheren Langfristperformance von Dividendenpapieren – für so groß hält, daß er den Aktienanteil risikobedingt untergewichtet. Insgesamt können wir festhalten, daß die Volatilität einer Finanzmarktvariable bei anlagepolitischen Entscheidungen entsprechend dem Anlagehorizont berücksichtigt werden sollte.

## VI. Ansätze zur Bestimmung von Prognoserisikobereichen

Nachdem wir einige Problemkreise lokalisiert haben, die vor der Bestimmung von Prognoserisikobereichen gelöst werden müssen, stehen im folgenden alternative Ansätze zur Quantifizierung weitgehend transparent berechneter Vertrauensintervalle für Punktprognosen im Vordergrund. Neben Methoden, die auf statistisch-ökonomischen Zeitreihenmodellen beruhen, werden implizite Volatilitäten aus Zins- und Devisenoptionen und auf Umfragen beruhende Prognoserisikomaße erwähnt.

### 1. Historische Volatilität als Maß für das erwartete Prognoserisiko

Wie erwähnt läßt sich mittels der Standardabweichung ein symmetrisches Vertrauensintervall um Punktprognosen für eine vorgegebene Eintrittswahrscheinlichkeit bestimmen (vgl. Abb. 1), sofern die Zeitreihe normalverteilt und stationär ist. Die Überprüfung des Normalverteilungskriteriums (vgl. Abschn. V.1) hat gezeigt, daß die Veränderungen der logarithmierten Zinssätze und Wechselkurse dieses Erfordernis zumindest für niedrige Periodizitäten und in grober Annäherung erfüllen. Um ein Bild über die historische Volatilität von Finanzmarktvariablen zu erhalten, berechneten wir die durchschnittlichen Veränderungen wichtiger Zinssätze und Wechselkurse in den für uns prognoserelevanten Zeitabschnitten (ein, zwei, ..., fünf Quartale). Dabei interpretierten wir Veränderungen von über 50% innerhalb einer Periode als eine Ausnahmesituation (Ausreißer) und ließen deshalb Veränderungen größeren Ausmaßes nicht zu, um den Prognoserisikobereich nicht als Folge früherer Ausnahmesituationen aufzublähen. Aus den daraus berechneten Momenten ermittelten wir die zeithorizontabhängigen Vertrauensintervalle, innerhalb welcher die Realisationen der jeweili-

gen Zeitreihe mit einer 25 prozentigen Irrtumswahrscheinlichkeit zu erwarten sind. In Tab. 2 (rechte Hälfte, abgekürzt mit W75 ...) sind diese prognosehorizont-bezogenen, einseitigen Ausdehnungen der Konfidenzintervalle nach den einzelnen Finanzmarktvariablen (Zinssätze oben, Wechselkurse unten) zusammengefaßt. Für den amerikanischen Kapitalmarktsatz (ZLUS) mußte beispielsweise im zweiten Quartal 1991 (ZLUS = 8,11 %) bei einer Einjahres-Prognose von einem Prognoserisikobereich ausgegangen werden, der zwischen 7,28 % und 8,94 % lag.

**Tab. 2 Statistische Eigenschaften von Zinssätzen und Wechselkursen**

**(a) Zinssätze**

•	• Niveau					• Prozentuale Veränderung WS(75%)				
	• MW	• STD	• VK%	• MAX	• MIN	• W75Q1	• W75Q2	• W75Q3	• W75Q4	• W75Q5
• ZKECH	• 4.53	• 2.50	• 55.13	• 9.97	• 0.22	• 18.50	• 22.69	• 26.88	• 27.96	• 29.03
• ZLCH	• 4.63	• 0.81	• 17.50	• 6.58	• 3.04	• 3.87	• 6.59	• 9.31	• 11.42	• 13.53
• ZKEUS	• 9.58	• 3.27	• 34.13	• 18.35	• 5.23	• 7.50	• 10.70	• 13.91	• 15.99	• 18.06
• ZLUS	• 9.78	• 2.15	• 21.98	• 15.29	• 7.06	• 4.21	• 6.33	• 8.45	• 10.27	• 12.10
• ZKEC	• 10.96	• 2.92	• 26.60	• 20.85	• 7.06	• 6.38	• 9.99	• 13.61	• 16.23	• 18.84
• ZLC	• 10.99	• 1.95	• 17.76	• 17.17	• 8.63	• 3.57	• 5.39	• 7.21	• 8.70	• 10.19
• ZKEJ	• 6.28	• 2.04	• 32.49	• 13.73	• 2.09	• 7.80	• 11.09	• 14.38	• 17.19	• 20.00
• ZLJ	• 6.98	• 1.47	• 21.02	• 9.27	• 3.28	• 6.18	• 7.59	• 9.01	• 10.86	• 12.72
• ZKED	• 6.16	• 2.40	• 38.91	• 12.58	• 3.19	• 8.24	• 12.42	• 16.60	• 18.83	• 21.05
• ZLD	• 7.61	• 1.15	• 15.15	• 10.41	• 5.84	• 3.34	• 5.25	• 7.16	• 8.72	• 10.29
• ZKEUK	• 12.00	• 2.54	• 21.19	• 17.79	• 6.56	• 8.60	• 12.09	• 15.58	• 17.31	• 19.05
• ZLUK	• 11.53	• 1.71	• 14.83	• 15.28	• 8.98	• 2.98	• 3.96	• 4.95	• 5.32	• 5.69
• ZKEF	• 11.77	• 3.73	• 31.72	• 23.44	• 7.35	• 10.14	• 11.88	• 13.62	• 15.05	• 16.47
• ZLF	• 11.66	• 2.62	• 22.46	• 17.52	• 7.80	• 3.25	• 5.36	• 7.47	• 8.94	• 10.42
• ZKEN	• 7.22	• 2.34	• 32.40	• 12.67	• 3.50	• 9.96	• 14.72	• 19.48	• 20.44	• 21.40
• ZLN	• 8.34	• 1.50	• 18.01	• 12.00	• 6.10	• 3.40	• 4.92	• 6.45	• 7.97	• 9.50
• ZKEI	• 15.34	• 4.18	• 27.27	• 29.70	• 9.54	• 10.00	• 11.26	• 12.53	• 13.45	• 14.38
• ZLI	• 14.10	• 3.07	• 21.75	• 21.23	• 9.88	• 3.45	• 5.90	• 8.36	• 10.31	• 12.27

**Symbole:** ZKE(..) = Euro-3Mt-Zinssatz; ZL(..) = Rendite von Staatsanleihen (10j. oder mehr)

**(b) Wechselkurse**

•	• Niveau					• Prozentuale Veränderung WS(75%)				
	• MW	• STD	• VK%	• MAX	• MIN	• W75Q1	• W75Q2	• W75Q3	• W75Q4	• W75Q5
• CS/\$	• 1.2095	• 0.104	• 8.593	• 1.4037	• 0.9775	• 1.22	• 1.98	• 2.73	• 3.41	• 4.09
• Yen/\$	• 207.33	• 51.639	• 24.906	• 302.39	• 125.27	• 4.08	• 6.33	• 8.58	• 10.17	• 11.76
• £/\$	• 0.5892	• 0.099	• 16.839	• 0.8967	• 0.4192	• 4.06	• 6.30	• 8.54	• 10.28	• 12.02
• DM/\$	• 2.1737	• 0.417	• 19.190	• 3.2563	• 1.5015	• 3.72	• 6.04	• 8.36	• 9.98	• 11.60
• SFr/DM	• 0.876	• 0.065	• 7.380	• 1.0633	• 0.7989	• 1.94	• 2.86	• 3.77	• 4.19	• 4.60
• SFr/\$	• 1.9039	• 0.386	• 20.258	• 2.7544	• 1.272	• 4.29	• 6.75	• 9.21	• 10.77	• 12.32
• SFr/Yen	• 0.9399	• 0.132	• 14.055	• 1.23	• 0.6807	• 3.41	• 5.42	• 7.43	• 8.53	• 9.62
• SFr/£	• 3.2754	• 0.664	• 20.260	• 5.1572	• 2.378	• 3.67	• 5.59	• 7.52	• 8.70	• 9.88
• FF/DM	• 2.7978	• 0.511	• 18.269	• 3.4131	• 1.7569	• 1.77	• 2.99	• 4.22	• 5.38	• 6.55
• Lit/DM	• 575.98	• 135.72	• 23.564	• 751.89	• 297.31	• 2.57	• 4.31	• 6.05	• 7.67	• 9.28
• HFI/DM	• 1.1064	• 0.027	• 2.438	• 1.1538	• 1.0392	• 0.65	• 0.81	• 0.96	• 1.03	• 1.10
• DM/£	• 3.7198	• 0.579	• 15.569	• 5.1487	• 2.8015	• 3.32	• 4.85	• 6.38	• 7.48	• 8.59

**Symbole:** MW = Mittelwert der Zeitreihe X(t), Stichprobe: 1976/1-1991/2 (Quartalsdaten); STD = Standardabweichung von X(t); VK% = Variationskoeffizient (Standardabweichung/Mittelwert in Prozent); MIN, MAX = Minimum und Maximum von X(t); W75.. = Vertrauensintervall mit 75%iger Irrtumswahrscheinlichkeit, Berechnung der prognosehorizontabhängigen Spannweite: X(t) +/- (1 \* WS75../100)

Wir sind uns bewußt, daß diese Art zur Bestimmung von Vertrauensintervallen Schwächen hat. Zur Kritik Anlaß geben insbesondere die (willkürliche) 50 %-Abgrenzung für Ausreißer oder die univariate Betrachtung, die das dynamische Zusammenspiel mit anderen Bestimmungsfaktoren nicht berücksichtigt. Zudem vernachlässigt dieser historisch ausgerichtete Ansatz künftige Veränderungen, die bereits heute als gesichert gelten. Beispielsweise waren die Auswirkungen des neuen Interbanken-Zahlungssystems in der Schweiz (Sommer 1987) und der neuen Liquiditätsvorschriften für Schweizer Banken (Anfang 1988) – zumindest der Richtung nach – frühzeitig bekannt. Außerdem ist eine symmetrische Risikoeinschätzung für jene Finanzmarktvariablen verfehlt, die temporär stark von ihren Gleichgewichtskursen abgewichen sind (Beispiel: US-Dollar im Frühjahr 1985; Schweizer Geldmarktzinssatz anfangs 1988). In solchen Ungleichgewichtssituationen liegt der Schwerpunkt des Vertrauensintervalls, ausgehend vom aktuellen Preis, asymmetrisch in Richtung des langfristigen Mittelwertes. Wegen dieser Überlegungen glauben wir, daß die historische Standardabweichung, die ausschließlich auf einem univariaten Modell beruht, nicht ohne weiteres in die Zukunft übertragen werden darf. Ergänzende Ansätze zur Risikobeurteilung sind deshalb gefragt.

## 2. Modellprognosen und quantitativ abgestützte Szenarien

Allzu leicht erliegt man der Illusion, daß quantitative Prognoseverfahren exakte Punktprognosen zulassen. Dies ist ein Irrtum. Wenn trotzdem jeweils nur ein einziger Prognosewert ausgewiesen wird, so ist dies der wahrscheinlichste Wert innerhalb eines Vertrauensintervalls<sup>22</sup>. Es läßt sich zeigen, daß die Ausdehnung dieses zeithorizontbezogenen Prognoserisikobereichs vom geforderten Signifikanzniveau des Konfidenzintervalls und vom Standardfehler der Prognose abhängt. Der Prognosestandardfehler wird seinerseits unter anderem von der Residualvarianz, der Streuung der Regressoren, der Anzahl der Beobachtungspunkte im Stützbereich und der Richtigkeit der Modellspezifikation bestimmt<sup>23</sup>.

(a) Gefordertes Signifikanzniveau des Vertrauensintervalls: Je verlässlicher das Prognoseergebnis sein soll (75, 90 oder 95 prozentige Eintrittswahrscheinlichkeit), um so breiter ist der Prognosekorridor, denn um so mehr künftige Entwicklungsmöglichkeiten müssen dann mit dem Korridor abgedeckt werden, obwohl ihr Eintreffen weniger wahrscheinlich ist.

---

<sup>22</sup> Vgl. auch H. Schneeberger (1975); S. Makridakis, M. Hibon (1987); L. Kruschwitz (1980).

<sup>23</sup> Vgl. z. B. R. S. Pindyck, D. L. Rubinfeld (1981), S. 203 ff.

(b) Streuung des Störterms (Residualvarianz): Je stärker der Einfluß der Störvariablen (Restschwankungen) in der Vergangenheit war, um so größer ist auch der für die Zukunft zu erwartende Prognosefehler. In Mehrgleichungsmodellen schlägt sich außerdem die dynamische Interdependenz dieser Störterme nieder.

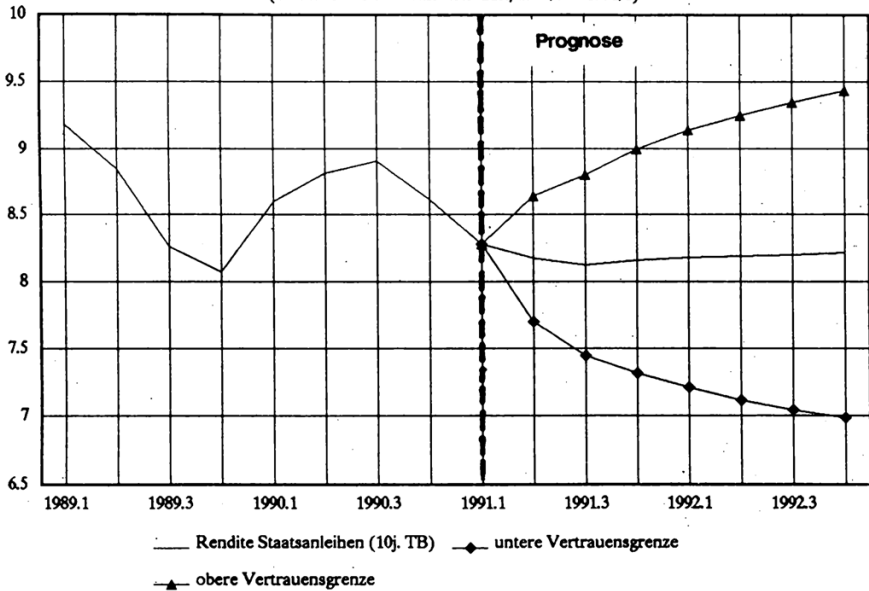
(c) Streuung der geschätzten Regressoren: Mit zunehmendem Stichprobenumfang steigt auch die Wahrscheinlichkeit, daß der berechnete Schätzwert dem wahren Wert der Grundgesamtheit entspricht.

(d) Abweichung der  $i$ -ten Erklärungsvariable im Prognosebereich von ihrem bisherigen Mittelwert. Der Prognosefehler ist *ceteris paribus* am kleinsten, wenn die Prognosen für die einzelnen Erklärungsvariablen ihren bisherigen empirischen Mittelwerten entsprechen. Je größer die Abweichung, desto weiter öffnet sich das Konfidenzintervall. Der Prognoserisikobereich hängt zudem von den Kovarianzen der exogenen Variablen ab. Schließlich vergrößert sich bei bedingten *ex ante* Prognosen das Vertrauensintervall nur dann nicht, wenn die Prognosen für alle Erklärungsvariablen fehlerfrei sind.

(e) Distanz von der Gegenwart: Je weiter der Prognosehorizont ist, um so breiter ist meistens auch der Prognosekorridor, denn bei großen Prognosedistanzen ist der in der Vergangenheit beobachtete Prognosefehler meistens größer als bei kleinen Prognosedistanzen. Dieses Ergebnis läßt sich analytisch leicht nachweisen: die Varianz stetiger Renditen (Veränderung der logarithmierten Kurse) steigt proportional zur Länge des Zeithorizontes bzw. die Standardabweichung nimmt proportional zur Quadratwurzel des Anlagezeithorizontes zu. Die mit zunehmendem Prognosezeithorizont steigende Unsicherheit wird in der Praxis meistens durch geringere Anforderungen an die Verlässlichkeit der Vorhersage kompensiert.

Abb. 4 zeigt am Beispiel des US-Kapitalmarktsatzes (Treasury Bonds mit zehnjähriger Restlaufzeit) den auf einem quantitativen Modell beruhenden Prognoserisikobereich. Das ausgewiesene Konfidenzintervall basiert auf unserem bayesianischen vektor-autoregressiven Modell für die amerikanische Volkswirtschaft. Es handelt sich um ein Quartalsmodell (Stützbereich: 1974/1 - 1991/1) mit neun Variablen (reales Bruttosozialprodukt, realer Export und Import, realer außenhandelsgewichteter Wechselkurs, Teuerung, Geldmenge, Aktienindex sowie einem Geld- und Kapitalmarktzinssatz). Wir betreuen ähnliche Makromodelle für die Schweiz, Deutschland, Großbritannien und Japan. Hinzu kommen internationale Finanzmarkt- und Wechselkursmodelle.

**Abb. 4 Prognoserisikokorridor für US–T.bonds**  
(BVAR für US–Volkswirtschaft, 1974/1 – 1991/1)



Die Zürcher Kantonalbank greift (selektiv) auf modellgestützte Vertrauensintervalle zurück. Dies setzt voraus, daß die eingesetzten Modelle über gewisse Eigenschaften (dynamische Stabilität, Prognoseleistungsfähigkeit außerhalb des Stützbereichs etc.) verfügen. Die Gefahr einer Modell-Fehlspezifikation (Variablendefinition, funktionale Beziehung, Kausalität, kointegrierende Beziehungen, Überparameterisierung als Folge der Optimierung etc.) bleibt dennoch latent, da beispielsweise nicht von zeitinvarianten Wirtschaftsstrukturen ausgegangen werden kann. Ein weiterer Grund, weshalb wir nur selektiv auf modellgestützte Prognoserisikobereiche zurückgreifen, ist, daß unsere Zins- und Wechselkursprognosen keine reinen Modellprognosen sind, sondern eine subjektiv adjustierte Mischung aus uni- und multivariaten Zeitreihenmodellen, Marktinformationen (implizite Terminkurse, Futurespreise etc.), Umfrageergebnissen und der eigenen Beurteilung. Schließlich können wir mangels Zeit und Personal nicht permanent leistungsfähige Prognosemodelle für alle für uns relevanten Zeitreihen betreuen. Dennoch haben wir uns zum Ziel gesetzt, regelmäßig – als Ergänzung zu den modellgestützten und standardisierten Risikoanalysen – auch alternative, d.h. auf unterschiedlichen Annahmen bezüglich der zentralen Bestimmungsfaktoren beruhende, makroökonomische Szenarien (bedingte Prognosen) zu entwickeln. Diese haben bekanntlich den

Vorteil, daß sie nicht nur über die mögliche Richtung, sondern auch über das Ausmaß der Risiken Auskunft geben.

### 3. Volatilitätsprognosemodelle

Anstelle der Ermittlung der Prognosefehlerstreuung, die indirekt aus einem ökonometrischen Modell abgeleitet wird, kann auch versucht werden, den Volatilitätsverlauf direkt zu erklären bzw. zu prognostizieren. Obwohl die Wirtschafts- und Finanzmarkttheorie über dessen Eigenschaften nur spärliche Hinweise liefert (vgl. auch Abschn. 4), lassen sich mittels explorativer Datenanalyse gewisse Eigenschaften der Streuung von Finanzmarktvariablen herausfiltern. Zu diesen zählen, daß die Volatilität (annualisierte Standardabweichung) selbst zur Flatterhaftigkeit (zeitabhängige schwankende Varianzen) tendiert und sie bei einer Gleichgewichtsabweichung nach einer vergleichsweise kurzen Zeitspanne zu ihrem historischen Mittelwert zurückkehrt (vgl. auch Abb. 3).

Sofern wir effektiv eine Mittelwertstationarität voraussetzen können und theoretisch über den Volatilitätsverlauf keine zusätzlichen Hinweise besitzen, scheint ein Zeitreihenmodell einem Strukturmodell (mit Nullrestriktionen) überlegen zu sein<sup>24</sup>. Zur ersten Gruppe zählen auch Mean Reversion Modelle, die im Prinzip wie folgt aussehen:  $y_t - m = a^*(y_{t-1} - m) + u_t$ , wobei  $y$  die zu erklärende Zeitreihe,  $m$  der empirische Mittelwert bzw. der Gleichgewichtskurs der Zeitreihe  $y$  und  $u$  der Störterm (mit White Noise Eigenschaften) symbolisieren. Der Koeffizient  $a$  ist der empirisch zu bestimmende Anpassungskoeffizient, der den Verharrungsgrad einer Mittelwertabweichung mißt. Wenn  $a = 1$ , dann folgt die Zeitreihe  $y$  einem Random Walk (vgl. Abschn. V.2). Andererseits impliziert ein Absolutwert von  $a$  kleiner eins einen Mean Reversion Prozeß mit einer Varianz von  $y$ , die endlich ist.

Empirische Evidenz für Mean Reversion findet sich in den Beiträgen von *Fama/French* (1988) und *Poterba/Summers* (1988). Wir wissen allerdings auch, daß die Mittelwertabweichung bei nichtstationären Zeitreihen oder Anpassungen mit hohen Transaktionskosten im Prinzip unendlich lang bestehen bleiben kann. Der Mean Reversion-Nachweis ist somit für jede Variable empirisch neu zu führen.

<sup>24</sup> *E. Dimson, P. Marsh* (1990), S. 401 ff. geben u. a. eine knappe Übersicht über einige Volatilitätsprognosemodelle; *W. L. Randolph* (1991), S. 22 ff. berücksichtigt außerdem den Aspekt der Heteroskedastizität; im Gegensatz zu diesen reinen Zeitreihenmodellen können *R. Litterman, J. Scheinkman* u. a. (1991), S. 52 ff. die Renditestreuung amerikanischer Staatsanleihen mit verschiedenen Zero-Coupon-Renditen vergleichsweise gut (ex post) erklären.

Obwohl wir uns angesichts einiger technischer Hürden (z.B. ARCH-Implementierung, Schätzung stochastischer Differentialgleichungen) vorerst kein abschließendes Urteil der komparativen Stärken der einzelnen Modelltypen erlauben können, sehen unsere bisherigen Ergebnisse mit Mean Reversion Modellen insbesondere bei Wechselkursen vielversprechend aus. Wir können beispielsweise zeigen, daß 50% der Mittelwertabweichung vom Kaufkraftparitätskurs bei Dollarnotierungen im Schnitt innerhalb von zwei bis drei Jahren wettgemacht werden.

#### 4. Implizite Volatilitäten aus Zins- und Devisenoptionspreisen

Die bisherige Diskussion beschränkte sich auf die Bestimmung von Prognoserisikobereichen, die auf einem ökonometrischen Modell basieren. Quantitative Modelle liefern bekanntlich immer dann ansprechende Ergebnisse, wenn unter anderem die identifizierte Modellstruktur auch im Prognosebereich adäquat ist. Alternativ zum Modellansatz kann versucht werden, die erwartete Volatilität direkt aus zukunftsorientierten Marktinformationen (z.B. impliziten Volatilitäten aus Optionspreisen oder aus dynamischen Zinsstrukturmodellen) oder Umfragen zu bestimmen.

Die erwartete Volatilität ist einer der wichtigsten Bestimmungsfaktoren des Optionspreises<sup>25</sup>. Wird die Optionsbewertungsformel iterativ (numerisch) nach der unbekanntenen Volatilität aufgelöst und gleichzeitig die Gültigkeit der angesetzten Optionsformel unterstellt, erhält man die sogenannte implizite Volatilität. Diese ist eine Marktinformation, die angibt, welche annualisierte Standardabweichung die Marktteilnehmer momentan je nach Verfallsdatum für die zukünftige Entwicklung der zugrundeliegenden Variablen (Zinssatz, Wechselkurs etc.) im Mittel erwarten. Diese Marktmeinung kann leider nur beschränkt ausgenutzt werden, da die Ermittlung und Interpretation der Volatilität vorerst unlösbare Probleme aufwirft. Zum einen kann sich die Volatilität per se im Laufe der Zeit ändern, mit anderen Worten sie selbst weist eine Schwankungsbreite auf, die bei den in der Praxis verwendeten Optionspreismodellen der ersten Generation (Black-Scholes, Cox-Ross-Rubinstein) mehrheitlich nicht berücksichtigt sind. Die Volatilität ändert sich beispielsweise systematisch bei der Veröffentlichung neuer Wirtschaftsstatistiken, als Folge saisonaler Faktoren (Jahresend-Effekt etc.) oder infolge der sich ändernden Wirtschaftspolitik oder politischer Ereignisse. Zweitens gibt es auch bei konstanter Volatilität statisti-

---

<sup>25</sup> Für eine allgemeine Einführung vgl. z.B. J. Cox, M. Rubinstein (1985); P. Ritchken (1987).

sche Probleme bei der Volatilitätsermittlung, die zu beträchtlichen Fehlern führen können. Dies ist dann kritisch, wenn man davon ausgeht, daß die Streuung zwar in Zukunft konstant ist, sich aber erst kürzlich geändert hat und somit noch nicht genügend Datenmaterial für eine sinnvolle Schätzung der Volatilität vorliegt. Drittens ist es theoretisch unklar, ob Optionen mit unterschiedlichen Merkmalen (z. B. unterschiedliche Verfallsdaten oder verschiedene Differenzen zwischen dem aktuellen und dem Ausübungspreis) dieselbe Volatilität aufweisen müssen. Viertens kann man sich fragen, ob die implizite Volatilität bzw. der Marktkonsensus immer die richtigen Signale aussendet, da diese starke Form der informatorischen Markteffizienz mehrheitlich nicht nachweisbar ist. Zudem ist die Marktmeinung solange nicht die letzte Weisheit, als man den Grenzaufwand zur Informationsgewinnung nicht scheut. Das wahrscheinlich größte Problem bei der Interpretation der impliziten Volatilität ergibt sich – fünftens – daraus, daß diese Marktmeinung vom verwendeten Optionspreismodell abhängt. Die zum Teil unrealistischen Annahmen bei der ursprünglichen Herleitung der Optionsformel (konstanter risikoloser Zinssatz, kontinuierlicher Random Walk des zugrundeliegenden Titels, konstante Varianz, keine Transaktionskosten und Steuern, Vernachlässigung des Handelsvolumens etc.) haben zu Weiterentwicklungen der Optionstheorie geführt. Die Marktteilnehmer setzen entsprechend Optionsmodelle von unterschiedlicher Generation ein. Die Ermittlung einer unverzerrten Marktmeinung, d. h. der Rückschluß von den notierten Optionspreisen auf die implizite Volatilität, ist daher weitgehend ein Ding der Unmöglichkeit. Vorwiegend diese Einwände haben uns veranlaßt, von einer regelmäßigen Ausnutzung dieser Marktinformation für die Berechnung von Prognoserisikokorridoren abzusehen. Unseres Erachtens schafft die implizite Volatilität mehr Probleme als sie löst<sup>26</sup>.

##### 5. *Prognosestreuung aus Umfragen*

Die Auswertung von Expertenbefragungen ist eine weitere Möglichkeit herauszufinden, wohin sich die Zinssätze und Wechselkurse nach Ansicht der Befragten für die jeweiligen Prognosehorizonte bewegen könnten. Diese Umfrageergebnisse werden monatlich oder quartalsweise gegen eine vergleichsweise geringe Gebühr z. B. von Consensus Economics, London (Consensus Forecasts), Elsevier Science Publishers, Amsterdam (Economic Forecasts) oder der Zeitschrift „RISK“ mitgeteilt. Selektive Befragungen führen unregelmäßig oder mit größeren Zeitabständen auch einige Finanzzeitungen (z. B. Wall Street Journal Europe, The Economist) durch.

<sup>26</sup> Für eine ausführliche Diskussion vgl. z. B. R. A. Haugen (1990), S. 479 ff.



Tab. 3 (Quelle der Rohdaten: Consensus Forecasts) und Tab. 4 (Quelle der Rohdaten: Economic Forecasts) sind zwei Beispiele, wie diese zukunftsorientierte Information aggregiert aussehen kann. Der Markt hat z.B. im Juni 1991 erwartet (vgl. Tab. 3), daß der amerikanische Kapitalmarktzinssatz in zwölf Monaten bei 8,1% liegt, mit einer Renditestreuung von 40 Basispunkten, d.h. der Markt hat mit einer rund 68prozentigen Wahrscheinlichkeit gerechnet, daß der langfristige US-Zinssatz in einem Jahr zwischen 7,7% und 8,5% liegt (realisierter Wert: 7,6). Außerdem haben die Befragten durchschnittlich im Mai 1991 erwartet (vgl. Tab. 4), daß der SFr/US\$-Kurs im März 1992 bei 1,56 SFr/US\$ – mit einer Streuung von plus/minus 6,4 Rappen – notieren wird (realisierter Wert: 1,49).

Der Vorteil von zukunftsorientierten Umfragen ist, daß sie in standardisierter Form regelmäßig wiederholt werden und die Interpretation der erwarteten Renditestreuung im Vergleich z.B. zur impliziten Volatilität von Optionspreisen normalerweise leichter ist. Dennoch besteht die Möglichkeit, daß die von den Befragten erwarteten Prognoserisiken verzerrt sind. Dazu das folgende Beispiel: Bei Einzelprognosen, die ein großes Konfidenzintervall (und damit eine hohe Unsicherheit) aufweisen, können die geschätzten Erwartungswerte dennoch nahe beieinander liegen und damit – vordergründig – einen hohen Grad der Übereinstimmung bei den Befragten signalisieren. Die Standardabweichungen aus den einzelnen Punktprognosen unterschätzen in diesem Fall das Risiko, welches durch die Standardabweichungen der den Prognosen zugrundeliegenden Wahrscheinlichkeitsverteilungen repräsentiert wird<sup>27</sup>. Bei Finanzmarktvariablen, bei denen im Erwartungswert Konsens, aber große Unsicherheit über das Streuungsausmaß besteht, dürfte deshalb die Treffsicherheit gering sein, weil die Streuung der individuellen Prognosen groß und damit die Wahrscheinlichkeit, daß der Erwartungswert eintritt, gering ist. Dieses Beispiel zeigt, daß Umfrageergebnisse insbesondere in einem unsicheren Umfeld (Aktienkurseinbruch im Oktober 1987, Golfkrieg im Herbst 1990 usw.) zurückhaltend interpretiert werden müssen. Außerdem sind in unsicheren Situationen die in den Umfragen enthaltenen Einzelprognosen nicht mehr unabhängig voneinander, so daß die Prognose der Gruppe nicht unbedingt eine höhere Treffsicherheit als jene der einzelnen Prognostiker besitzt.

---

<sup>27</sup> Vgl. auch V. Zarnowitz, L. A. Lambros (1987), S. 59ff. Obwohl Umfragen und Zeitreihenmodelle tendenziell die Prognoserisiko-Varianz unterschätzen, ist die Ursache nicht dieselbe. Zeitreihenmodelle unterschätzen per Konstruktion das Prognoserisiko, weil sie unter anderem nur die Informationsmenge weniger ausgewählter Variablen enthalten. In unseren Modellen begegnen wir diesem Problemkreis durch den Einbezug von Erklärungsvariablen, die auf informationseffizienten und zukunftsorientierten Märkten gebildet werden.

Tab. 3 Konsens-Prognosen inklusive der Angaben zum Prognoserisiko (jeweils Prognosen auf 3 und 12 Monate)

Land	Zinssatz	Junj 91 (MW)	Konsensus (MW)	Std.abweichung	Höchste Prognose	Tiefste Prognose
USA	3Mt-TB-Zins ZL (TB, 10j.)	5.57	5.6/ 6.1	0.3/ 0.4	6.8/ 6.9	5.3/ 5.5
		8.27	8.0/ 8.1	0.2/ 0.4	8.5/ 8.9	7.5/ 7.2
KAN	3Mt-TB-Zins ZL (TB, 10j.)	8.55	8.5/ 8.2	0.2/ 0.7	8.9/ 9.5	8.0/ 7.0
		9.92	9.5/ 9.2	0.3/ 0.7	9.9/ 10.4	8.9/ 8.0
JAP	3Mt-Depositenatz ZL (TB, 10j.)	7.75	7.4/ 6.8	0.2/ 0.4	7.7/ 7.3	6.8/ 6.0
		6.78	6.5/ 6.4	0.2/ 0.3	6.8/ 7.0	5.8/ 5.8
BRD	3Mt-Euro DM-Zins ZL (10j.)	9.00	9.1/ 8.6	0.2/ 0.3	9.5/ 9.2	8.7/ 8.0
		8.36	8.5/ 8.3	0.2/ 0.3	8.9/ 9.0	8.0/ 7.8
GB	3Mt-Interbankensatz ZL (gilts, 10j.)	-	10.8/ 10.5	0.4/ 0.9	11.6/ 12.3	10.0/ 9.0
		10.20	10.1/ 9.9	0.3/ 0.5	10.8/ 11.0	9.5/ 9.0
FRA	3Mt-Euro FF-Zins ZL (10j.)	9.71	8.9/ 8.4	0.4/ 0.5	9.5/ 9.3	8.0/ 7.0
		9.12	8.9/ 8.5	0.3/ 0.4	9.5/ 9.3	8.5/ 7.7
ITA	3Mt-TB-Zins ZL (5j.)	-	11.8/ 11.4	0.2/ 0.4	12.1/ 12.2	11.5/ 10.9
		-	12.8/ 12.5	0.2/ 0.3	13.0/ 13.2	12.5/ 12.0

**Symbol:** MW = Mittelwert; ZL = Kapitalmarktzinssatz; TB = Treasury Bills bzw. Bonds

Tab. 4 Prognosehorizontabhängige Wechselkursmasse

		MW	STD	MAX	MIN	VK%
DM/\$	JUL91	1.698	0.057	1.760	1.600	3.37
	OKT91	1.752	0.055	1.800	1.640	3.17
	JAN92	1.780	0.055	1.850	1.670	3.12
	APR92	1.812	0.062	1.900	1.700	3.44
Yen/\$	JUL91	137.1	5.262	145.0	126.0	3.84
	OKT91	140.0	6.678	149.0	125.0	4.77
	JAN92	141.7	8.503	153.0	124.0	6.00
	APR92	144.0	8.222	154.0	130.0	5.71
\$/£	JUN91	1.752	0.059	1.870	1.690	3.37
	SEP91	1.700	0.063	1.830	1.610	3.73
	DEZ91	1.653	0.058	1.750	1.590	3.51
	MAR92	1.617	0.060	1.710	1.530	3.69
SFr/\$	JUN91	1.456	0.065	1.530	1.340	4.47
	SEP91	1.494	0.062	1.550	1.370	4.18
	DEZ91	1.522	0.057	1.600	1.420	3.76
	MAR92	1.560	0.064	1.630	1.440	4.12
SFr/DM	JUN91	85.85	4.957	95.00	78.41	5.77
	SEP91	85.27	2.117	87.86	80.00	2.48
	DEZ91	85.50	1.535	88.51	82.56	1.79
	MAR92	86.09	1.901	89.14	83.33	2.21
SFr/Yen	JUN91	1.064	0.070	1.206	0.952	6.56
	SEP91	1.068	0.033	1.126	1.014	3.07
	DEZ91	1.077	0.045	1.162	1.027	4.14
	MAR92	1.086	0.059	1.200	1.000	5.39
SFr/£	JUN91	2.551	0.143	2.842	2.332	5.59
	SEP91	2.536	0.044	2.614	2.479	1.72
	DEZ91	2.514	0.064	2.626	2.414	2.55
	MAR92	2.521	0.101	2.720	2.385	3.99
DM/£	JUN91	2.972	0.040	3.045	2.907	1.35
	SEP91	2.976	0.075	3.168	2.866	2.51
	DEZ91	2.940	0.039	3.028	2.894	1.34
	MAR92	2.927	0.063	3.060	2.853	2.17

**Symbole:** MW = Mittelwert der Zeitreihe  $X(t)$ ; STD = Standardabweichung von  $X(t)$ ; MIN, MAX = tiefste und höchste Prognose; VK% = Variationskoeffizient (Standardabweichung/Mittelwert in Prozent)

## VII. ZKB-Vorgehen zur Bestimmung von Prognoserisikobereichen

Die vorangehenden Ausführungen haben die Möglichkeiten und Grenzen zur Quantifizierung von Prognoserisikobereichen aufgezeigt. Unseres Erachtens gibt es keinen Ansatz, der sowohl wissenschaftlichen als auch praktischen Erfordernissen genügt. Wenn aber dennoch der Leser für die Risiken in Punktprognosen zumindest sensibilisiert werden konnte, ist eines der Ziele dieses Übersichtsartikels erreicht. Die von der Zürcher Kantonalbank (ZKB) berechneten, prognosehorizontbezogenen Konfidenzintervalle sind eine Mischung, die sich auf regelmäßig erscheinende Umfragen und quantitative Modelle stützt. Dabei wird auch die historische Volatilität berücksichtigt. Während Vertrauensintervalle, die auf Umfragen beruhen, die Marktmeinung zu einem Zeitpunkt auffangen, nehmen uni- und multi-

variate ökonometrische Modelle auf die bisher beobachteten Zeitreiheigenschaften im jeweiligen Stützbereich Rücksicht. Zusätzlich zu diesen Risikoanalysen entwickeln wir jeweils alternative makroökonomische Szenarien. Diese haben den Vorteil, daß sie nicht nur über die mögliche Richtung, sondern auch über das Ausmaß der Risiken Auskunft geben. Wie erwähnt ist es in Zeiten mit stark ungleichgewichtigen Preisen hilfreich, auch die mittlere Anpassungsdauer hin zum Gleichgewicht bzw. Fehlerkorrekturkomponenten zur Umschreibung subjektiv adjustierter Vertrauensintervalle zu berücksichtigen. Dies ist einer der Gründe, weshalb die von uns bankintern benutzten Prognoserisikobereiche für Zinssätze und Wechselkurse nicht immer symmetrisch um unsere (Punkt-)Prognosen liegen.

Abschließend möchten wir nochmals herausstreichen, worin der Hauptnutzen der zeithorizontbezogenen Prognoserisikostreuung liegt. Der Hauptnutzen besteht darin, daß das Asset & Liability Management sowie der Anlageausschuß diese Informationen für Simulationsrechnungen ausnützen können, um herauszufinden, welchen Einfluß alternative gesamtwirtschaftliche Szenarien (bedingte Prognosen) auf ihren Geschäftsbereich haben. Die Entscheidungsgremien besitzen damit ein weiteres zukunftsorientiertes Instrument, daß sie in die Lage versetzt, frühzeitig – sofern erforderlich – prophylaktische Maßnahmen zu treffen. Die Abteilung Volkswirtschaft der Zürcher Kantonalbank wird versuchen, die erwähnten Ansätze zur Operationalisierung von Prognoserisiken in einem unserer künftigen Forschungsprogramme auf ihre Leistungsfähigkeit zu testen, um auf diese Weise mehr über die Bedeutung der einzelnen Ansätze zu erfahren.

### Literatur

Alexander, D., Thomas, L. R. (1987), Monetary/Asset Models of Exchange Rate Determination: How Well Have they Performed in the 1980s?, in: International Journal of Forecasting, Vol. 3, 1987, S. 53 - 64. – Baillie, R. T., De Gennaro, R. P. (1990), Stock returns and volatility, in: Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 25, 1990, No. 2, S. 203 - 214. – Bisignana, J. R. (1987), A Study of Efficiency and Volatility in Government Security Markets, Bank for International Settlements, Basle 1987. – Boothe, P., Glassman, D. (1987), The Statistical Distribution of Exchange Rates, in: Journal of International Economics, Vol. 22, 1987, S. 297 - 319. – Bucheli, Th. (1989), Die empirischen Eigenschaften von Zinsen und Wechselkursen, Wirtschaftswissenschaftliches Zentrum der Universität Basel: WWZ-Discussion Papers No. 8915, Basel Dezember 1989. – Bucheli, Th. (1990), Die empirischen Verteilungseigenschaften von Wechselkursen, Manuskript, Universität Basel: Institut für Statistik und Ökonometrie, Basel November 1990. – Butler, K. C., Domian, D. L. (1991), Risk, Diversification and Investment Horizon, in: Journal of Portfolio Management, Vol. 17, Spring 1991, S. 41 - 47. – Conrad, J., Gautam, K. (1989), Mean Reversion in Short-Horizon Expected Returns, in: Review of Financial Studies, 1989, No. 2,

S. 225 - 240. – Copeland, Th., Weston, J. F. (1983), *Financial Theory and Corporate Policy*, Reading MA 1983. – Cox, J., Rubinstein, M. (1985), *Options Markets*, Englewood Cliffs 1985. – DeBondt, W., Thaler, R. (1985), Does the Stock Market Overreact?, in: *Journal of Finance*, Vol. 40, 1985, No. 3, S. 793 - 808. – Diebold, F. X. (1988), *Empirical Modelling of Exchange Rate Dynamics*, New York - Heidelberg 1988. – Diebold, F. X., Nerlove, M. (1989), The Dynamics of Exchange Rate Volatility, in: *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 4, 1989, No. 1, S. 1 - 22. – Dimson, E., Marsh, P. (1990), Volatility Forecasting Without Data-Snooping, in: *Journal of Banking and Finance*, Vol. 14, 1990, S. 399 - 421. – Dornbusch, R. (1976), Expectations and Exchange Rate Dynamics, in: *Journal of Political Economy*, Vol. 84, 1976, S. 1161 - 1176. – Dornbusch, R. (1980), Exchange Rate Economics: Where do we Stand?, in: *Brookings Papers on Economic Activity*, 1980, S. 143 - 205. – Efron, B. (1981), Non-parametric Estimates of Standard Error: The Jackknife, the Bootstrap and Other Resampling Methods, in: *Biometrika*, Vol. 68, 1981, S. 589 - 599. – Efron, B. (1985), Bootstrap Confidence Intervals for a Class of Parametric Problems, in: *Biometrika*, Vol. 72, 1985, S. 45 - 58. – Elton, E., Gruber, M. (1987), *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*, 3<sup>rd</sup> edition, New York 1987. – Fama, E., French, K. (1988), Permanent and Temporary Components of Stock Prices, in: *Journal of Political Economy*, Vol. 96, 1988, No. 2, S. 246 - 273. – Flood, R. P., Hodrick, R. J. (1990), On Testing for Speculative Bubbles, in: *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 4, Spring 1990, No. 2, S. 85 - 101. – Froot, K. A. (1990), Exchange Rate Forecasting Techniques, Survey Data and Implications for the Foreign Exchange Market, IMF Working Paper 1990 No. 43, Washington 1990. – Gandolfo, G., Padoan, P. u. a. (1990), Exchange Rate Determination: Single Equation or Economy-wide Models?, in: *Journal of Banking and Finance*, Vol. 14, 1990, S. 965 - 992. – Hanoach, G., Levy, C. (1969), Efficiency Analysis of Choices Involving Risk, in: *Review of Economic Studies*, Vol. 36, 1969, S. 335 - 346. – Haugen, R. A. (1990), *Modern Investment Theory*, Prentice-Hall, London 1990. – Heri, E. W. (1986), Irrationales rational gesehen: eine Übersicht über die Theorie der „bubbles“, in: *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik*, 122. Jg., Juni 1986, Heft 2, S. 163 - 185. – Kim, M., Nelson, Ch., Startz, R. (1988), Mean Reversion in Stock Prices?, National Bureau of Economic Research NBER Working Paper, Cambridge MA 1988. – Kindleberger, C. P. (1987), Bubbles, in: *Palgrave Dictionary of Economics*, Vol. 1, London - New York 1987, S. 281 - 282. – Kirchgässner, G. (1990), Sind die Realzinsen stationär?, in: *Kredit und Kapital*, 1990, Heft 4, S. 468 - 495. – Knight, F. H. (1933), *Risk, Uncertainty and Profit*, Houghton Mifflin, Boston 1933. – Kritzman, M. P. (1991), What Practitioners Need to Know About Uncertainty, in: *Financial Analysts Journal*, March - April 1991, S. 17 - 21. – Kruschwitz, L. (1980), Bemerkungen zur Risikoanalyse aus theoretischer Sicht, in: *Zeitschrift für Betriebswirtschaft*, Vol. 50, 1980, S. 800 - 808. – Lee, W. Y. (1990), Diversification and Time: Do Investment Horizons Matter?, in: *Journal of Portfolio Management*, Vol. 16, Spring 1990, S. 21 - 26. – Leibowitz, M., Henriksson, R. (1989), Portfolio Optimization with Shortfall Constraints: A Confidence-Limit Approach to Managing Downside Risk, in: *Financial Analysts Journal*, March/April 1989, S. 34 - 41. – Leibowitz, M., Kogelman, S. (1991), Asset Allocation under Shortfall Constraints, in: *Journal of Portfolio Management*, Vol. 17, Winter 1991, No. 2, S. 18 - 23. – Leibowitz, M., Krasker, W. (1988), Persistence of Risk: Stocks versus Bonds over the Long Term, in: *Financial Analysts Journal*, November/December 1988, S. 40 - 47. – Litterman, R., Scheinkman, J. u. a. (1991), Volatility and the Yield Curve, in: *Journal of Fixed Income*, Vol. 1, June 1991, No. 1, S. 49 - 53. – Makridakis, S. (1984), *The Forecasting Accuracy of Major Time*

Series Methods, Great Yarmouth 1984. – *Makridakis, S., Hibon, M.* (1987), Confidence Intervals: An Empirical Investigation of the Series in the M-competition, in: *International Journal of Forecasting*, Vol. 3, 1987, S. 489 – 507. – *Makridakis, S., Winkler, R.* (1989), Sampling Distributions of Post-sample Forecasting Errors, in: *Applied Statistical* (vormals: *Journal of the Royal Statistical Society, London*), Vol. 38, 1989, No. 2, S. 331 – 342. – *Markowitz, H. M.* (1959), *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investment*, New York 1959. – *Meese, R. A., Rogoff, K.* (1983), Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do they Fit out of Sample, in: *Journal of International Economics*, Vol. 14, 1983, S. 3 – 24. – *Pindyck, R. S., Rubinfeld, D. L.* (1981), *Econometric Models and Economic Forecasts*, New York 1981. – *Poterba, J., Summers, L.* (1988), Mean Reversion in Stock Prices, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 22, 1988, No. 1, S. 27 – 60. – *Randolph, W. L.* (1991), Use of the Mean Reversion Model in Predicting Stock Market Volatility, in: *Journal of Portfolio Management*, Vol. 17, Spring 1991, S. 22 – 26. – *Ritchken, P.* (1987), *Options: Theory, Strategy and Applications*, London 1987. – *Rothschild, K. W.* (1969), *Wirtschaftsprognose, Methoden und Probleme*, Berlin - Heidelberg 1969. – *Rothschild, M., Stiglitz, J. E.* (1970), Increasing Risk I: A Definition, in: *Journal of Economic Theory*, Vol. 2, 1970, S. 225 – 243. – *Rüdel, Th.* (1989), *Kointegration und Fehlerkorrekturmodelle*, Physica-Verlag: *Wirtschaftswissenschaftliche Beiträge No. 15*, Heidelberg 1989. – *Schenker, N.* (1985), Qualms About Bootstrap Confidence Intervals, in: *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 80, 1985, S. 360 – 361. – *Schneeberger, H.* (1975), Punkt-, Intervallprognose und Test auf Strukturbruch, in: *Mertens, P.* (Hrsg.), *Prognoserechnung*, 2. Aufl., Würzburg - Wien 1975, S. 131 – 146. – *Schotman, P. C.* (1989), Empirical Studies on the Behaviour of Interest and Exchange Rates, Erasmus-Universität: Dissertation, Rotterdam 1989. – *Schwert, W. G.* (1989), Why Does Stock Market Volatility Change over Time, in: *Journal of Finance*, 44. Jg., 1989, S. 1115 – 1153. – *Takagi, S.* (1988), On the Statistical Properties of Floating Exchange Rates, in: *Bank of Japan Monetary and Economic Studies*, Vol. 6, May 1988, S. 61 – 91. – *Takagi, S.* (1991), Exchange Rate Expectations, in: *IMF Staff Papers*, Vol. 38, 1991, No. 1, S. 156 – 183. – *Tobin, J.* (1958), Liquidity Preference as Behavior towards Risk, in: *Review of Economic Studies*, Vol. 26, February 1958, No. 1, S. 65 – 86. – *Wadhwani, S.* (1987), Are Exchange Rates Excessively Volatile?, in: *Journal of International Economics*, Vol. 22, 1987, No. 314, S. 339 – 348. – *Wylder, D.* (1989), Swiss Stocks, Bonds and Inflation 1926 – 1987, in: *Journal of Portfolio Management*, Vol. 15, Winter 1989, No. 2, S. 27 – 32. – *Zarnowitz, V., Lambros, L. A.* (1987), Consensus and Uncertainty in Economic Prediction, in: *Journal of Political Economy*, Vol. 95, 1987, S. 591 – 621. – *Zimmermann, H.* (1991), Zeithorizont, Risiko und Performance: eine Übersicht, in: *Finanzmarkt und Portfoliomanagement*, 5. Jg., 1991, No. 2, S. 164 – 181.

## Zusammenfassung

### Vom Umgang mit Prognosen und Prognoserisiken am Beispiel der Zinssätze und Wechselkurse Eine Übersicht

Der Beitrag diskutiert überblicksmäßig die Möglichkeiten und Grenzen verschiedener Ansätze zur Quantifizierung zeithorizontabhängiger Vertrauensintervalle von Zins- und Wechselkursprognosen. Unseres Erachtens gibt es keinen überzeugenden

Ansatz, der wissenschaftlichen und praktischen Erfordernissen genügt. Wir bevorzugen eine Mischung, die sich im wesentlichen auf Umfrageergebnisse und ökonomische Modelle stützt. In Zeiten verzerrter Preise hilft es, den Anpassungsprozeß zum Gleichgewichtspreis bei der Umschreibung von Risikobereichen zu berücksichtigen.

### Summary

#### **On the handling of forecast and forecast errors in the case of interest rates and foreign exchange rates. A general approach**

This paper discusses the capabilities and limits of different methods designed to describe the 'confidence intervals' on interest and exchange rate predictions. In our opinion, there's no convincing approach yet in the market place that could match both scientific and practical demands. We actually apply a mixed approach which builds on polled expectation data and econometric projections. In times of notoriously biased prices it is indeed helpful to consider the 'correction processes' towards equilibrium-prices while describing the pattern of the expected forecast errors.

### Résumé

#### **Le risque des pronostics dans le cadre des taux d'intérêt et des taux de change – Une vue d'ensemble**

Le but de cet article est de donner une vue d'ensemble des possibilités et des limites des différents modèles destinés à la quantification des intervalles de confiance – qui sont une fonction du temps – pour les pronostics de taux d'intérêts et de taux de change. Selon nous, il n'existe pas de solutions convaincantes qui suffisent aux exigences scientifiques et pratiques. Nous sommes en faveur d'une combinaison de résultats de sondages d'une part, et de résultats obtenus à partir de modèles économétrique d'autre part. Durant les périodes de prix distordus, il est favorable de tenir compte du processus d'adaptation vers le prix d'équilibre afin de décrire la zone de risque.