

Anstieg und Rückgang der Volatilität der US-Dollar-Zinssätze: was Swaptions aussagen¹

Die Zinsvolatilität, wie sie durch die Kurse von Swaptions impliziert wird, stieg von 2001 bis Anfang 2004 in sämtlichen grösseren Wirtschaftsräumen an. Bei den US-Dollar-Zinssätzen war der Anstieg besonders ausgeprägt; deutlich zeigte er sich bei den kurzfristigen Zinssätzen und bei Swaptions mit geringer Restlaufzeit. Ab Frühjahr 2004 fiel die Volatilität der US-Dollar-Zinssätze wieder auf Werte, wie sie für Euro-Zinssätze verzeichnet wurden, und die Strukturkurve der Zinsvolatilität flachte sich ab. Anstieg und Rückgang der impliziten Volatilität der US-Dollar-Zinssätze spiegelten Veränderungen sowohl der erwarteten effektiven Volatilität als auch der Kompensation des Volatilitätsrisikos wider.

JEL-Klassifizierung: G120, G130, G140.

Die Volatilität der US-Dollar-Zinssätze, implizit ermittelt anhand der Swaptionkurse, stieg von 2001 bis Anfang 2004 erheblich an. Dieser Anstieg war wesentlich stärker als bei den Euro-Sätzen und besonders bei kurzfristigen Sätzen sowie bei kurzen Zeithorizonten, d.h. bei Swaptionrestlaufzeiten von höchstens sechs Monaten, zu beobachten. Allerdings haben sich sowohl die höhere durchschnittliche Volatilität der US-Dollar-Zinssätze als auch der relative Höchststand der Volatilität bei kurzfristigen Zinssätzen und kurzen Zeithorizonten seit Frühjahr 2004 deutlich zurückentwickelt. Ende März 2005 war die Strukturkurve der Zinsvolatilität nahezu flach, und die implizite Volatilität der US-Dollar-Zinssätze war unter die der Euro-Zinssätze gefallen.

Dieses Feature beschäftigt sich mit der Frage, ob der Anstieg der impliziten Volatilität der US-Dollar-Zinssätze nur Ausdruck einer höheren erwarteten Volatilität war oder ob er auch eine höhere Kompensation des Volatilitätsrisikos widerspiegelte. Hierzu wurde die implizite Volatilität mit Prognosen der historischen Volatilität verglichen, die aus Simulationen im Rahmen eines GARCH-Modells abgeleitet wurden. Ausserdem wurde versucht, die hauptsächlichen Bestimmungsfaktoren für die Differenz zwischen impliziter und prognostizierter

¹ Das Feature gibt die Meinung des Autors wieder, die sich nicht unbedingt mit dem Standpunkt der BIZ (wo dieser Artikel geschrieben wurde) oder der EZB deckt. Der Autor dankt Dimitrios Karampatos für die Unterstützung bei den Recherchen sowie Claudio Borio, Frank Packer und Jakob Gyntelberg für hilfreiche Diskussionen.

Volatilität – eine Kennzahl dafür, wie viel für die Übernahme des Volatilitätsrisikos gezahlt werden muss – auszumachen.

Um die wichtigsten Ergebnisse vorwegzunehmen: Anstieg und Rückgang der Kompensation des Volatilitätsrisikos haben wesentlich zur Entwicklung der impliziten Volatilität der US-Dollar-Zinssätze beigetragen. Die Volatilitätsprämie ist in den USA normalerweise höher als im Euro-Raum, insbesondere bei den kurzfristigen Swapsätzen. Nach einem Höchststand Anfang 2003 war sie bei den US-Dollar-Sätzen Ende März 2005 wieder annähernd so hoch wie bei den Euro-Sätzen. Unter den Bestimmungsfaktoren für die Kompensation des Volatilitätsrisikos haben das Zinsniveau und die Zinsvolatilität einen deutlich positiven Einfluss. Ansteigende Renditenstrukturkurven und fallende Strukturkurven der Zinsvolatilität gehen mit einer geringeren Volatilitätsprämie einher. Schliesslich können sich auch überraschende gesamtwirtschaftliche Entwicklungen auf die Volatilitätsprämie auswirken, allerdings recht unterschiedlich.

Entwicklung der Volatilität an den Swaptionmärkten in jüngster Zeit

Die Swaptionmärkte bieten eine hervorragende Gelegenheit, die Entwicklung der impliziten Zinsvolatilität zu beobachten.² Im Vergleich zu Optionen auf Staatsanleihen gibt es Swaptions für eine grössere Zahl von Zinssätzen (alle Swapsätze von einem bis zu zehn Jahren) und für ein breiteres Spektrum an Restlaufzeiten (von einem Monat bis zu zehn Jahren). Dadurch lässt sich für jeden beliebigen Swapsatz eine Strukturkurve der impliziten Zinsvolatilität erstellen. Ausserdem haben Swaptions – anders als Optionen auf Staatsanleihen oder Euromarkteinlagen – eine konstante Restlaufzeit, was die empirische Analyse vereinfacht.³

In der vorliegenden Untersuchung wurde die implizite Volatilität aus Am-Geld-Swaptions auf US-Dollar- und Euro-Swapsätze ermittelt. Sie bezieht sich auf 1-, 5- und 10-Jahres-Swapsätze und wurde aus Swaptions mit einer Restlaufzeit von 6 Monaten, 2 Jahren und 5 Jahren ermittelt. Bei den US-Dollar- wie bei den Euro-Sätzen wurden Werte vom 23. Juli 1997 bis zum 30. März 2005 berücksichtigt.

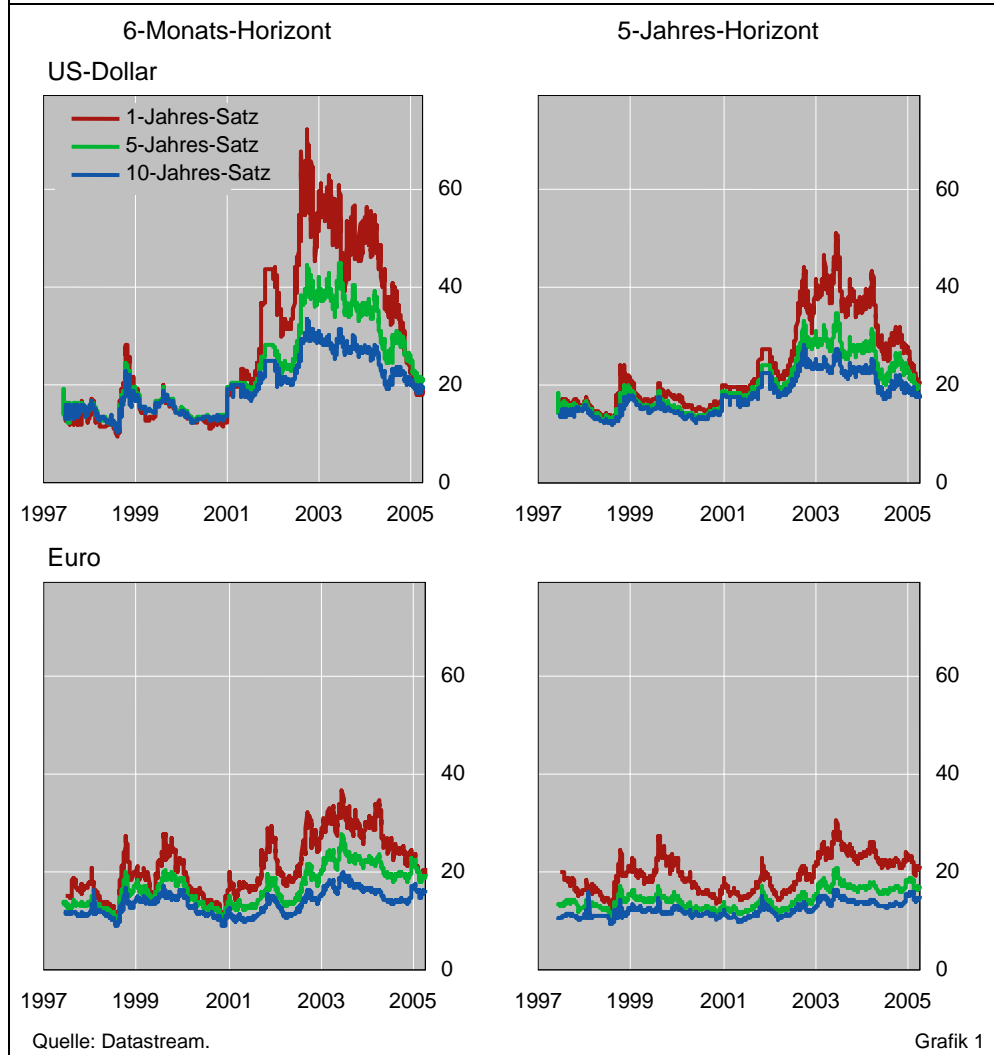
Die implizite Zinsvolatilität kann im Laufe der Zeit stark schwanken; oft gibt es auch erhebliche Unterschiede von einer Währung zur andern. Von 1997 bis Ende 2000 war die Volatilität von US-Dollar- und Euro-Swapsätzen in etwa gleich gross und bewegte sich zumeist im Bereich von 10-25%. Ab 2001 stieg die implizite Volatilität der US-Dollar-Sätze deutlich über die der Euro-Sätze

² Swaptions sind Optionen auf Swapsätze. Da ein Swapsatz aus einer Folge von im Voraus bestimmten stochastischen Zahlungen in Hinblick auf zukünftige LIBOR-Sätze besteht, sind Swaptions Optionen auf das gesamte Portfolio solcher zukünftiger LIBOR-Sätze. Ihr Preis berechnet sich nach der Black-Formel (1976), wobei die Volatilität des zukünftigen Swapsatzes die gleiche Rolle spielt wie die Volatilität von Aktienkursen in der Black-Scholes-Formel (1973).

³ Zum Beispiel wird täglich der Preis für eine neue 3-Monats-Swaption auf den 10-Jahres-Zinssatz ermittelt. Bei einer neu emittierten 3-Monats-Option auf eine 10-jährige Anleihe dagegen sinkt die Restlaufzeit bis zur Fälligkeit kontinuierlich.

Implizite Volatilität von US-Dollar- und Euro-Swapsätzen

Auf das Jahr hochgerechnet; Prozent



Implizite Volatilität ab 2001 deutlich gestiegen, besonders bei US-Dollar-Zinssätzen

– besonders kräftig bei kurzfristigen Swapsätzen und bei Swaptions mit geringer Restlaufzeit (Grafik 1). Die implizite Volatilität der Euro-Sätze stieg bei kurzfristigen Swapsätzen und Swaptions mit geringer Restlaufzeit ebenfalls stärker an, verglichen mit der US-Dollar-Zinsvolatilität war der Anstieg allerdings wenig ausgeprägt. Die Neigung der Strukturkurve der impliziten Zinsvolatilität, also die Differenz zwischen der Volatilität für lange und kurze Zeiträume, drehte somit für US-Dollar- wie Euro-Swapsätze zunehmend ins Negative.

US-Dollar- und Euro-Zinssätze von einigen grösseren Veränderungen der impliziten Volatilität gleichermassen betroffen ...

Einige der deutlichsten Bewegungen der impliziten Volatilität sind offenbar bei US-Dollar- und Euro-Zinssätzen gleichermassen enthalten. So gab es 1998 zum Zeitpunkt der russischen Schuldenkrise und des Zusammenbruchs von Long-Term Capital Management (LTCM) in den USA währungsunabhängig einen steilen Anstieg der Volatilität, wobei die implizite Volatilität für die verschiedenen Zinslaufzeiten und Optionsfälligkeiten etwa in gleichem Umfang zunahm. Die Dauer dieses Anstiegs war für US-Dollar- und Euro-Sätze ungefähr gleich. Auch der steile Anstieg sowohl Ende 2000 als auch nach den Terroranschlägen vom September 2001 betraf US-Dollar- und Euro-Swapsätze

gleichermaßen; 2001 waren die Auswirkungen auf die US-Dollar-Zinsvolatilität allerdings ausgeprägter.

Im Gegensatz dazu waren die Spitzen der Volatilität, die für die US-Dollar-Sätze Mitte 2002 bis Anfang 2004 beobachtet wurden, im Allgemeinen nicht von entsprechenden grösseren Volatilitätsschwankungen im Euro-Raum begleitet. So lag beispielsweise der jeweilige Höchstwert für die implizite Volatilität des einjährigen US-Dollar-Swapsatzes von Januar 2002 bis Mai 2004 bei ungefähr 70% für einen Zeithorizont von sechs Monaten und bei 50% für einen Zeithorizont von fünf Jahren. Die Höchstwerte für die implizite Volatilität der entsprechenden Euro-Swapsätze betragen dagegen rund 35% bzw. 30%.

Wahrscheinlich war die Unsicherheit hinsichtlich der US-Geldpolitik im Betrachtungszeitraum, insbesondere während der Deflationsbefürchtungen in den Jahren 2002/2003, mitverantwortlich für den Anstieg der erwarteten Volatilität und dürfte die unterschiedliche implizite Volatilität bei US-Dollar- und Euro-Sätzen teilweise erklären.⁴ Tatsächlich war die implizite Volatilität in diesem Zeitraum hoch, vor allem bei den kurzfristigen Swapsätzen, die stärker vom geldpolitischen Kurs beeinflusst werden. Seit der ersten Straffung der Geldpolitik durch die Federal Reserve Ende Juni 2004 scheint an den Märkten jedoch mehr Sicherheit darüber zu herrschen, wohin sich die Zinssätze entwickeln. In dieser Phase abnehmender geldpolitischer Unsicherheit ist die implizite Volatilität zurückgegangen, da die Zielsätze im Grossen und Ganzen entsprechend den Erwartungen einer allmählichen Straffung angehoben wurden (s. BIZ 2005, Kapitel VI, für eine eingehendere Darstellung).

... andere Veränderungen jedoch nur bei US-Dollar-Sätzen

Geldpolitische Unsicherheit möglicherweise ein Faktor bei der US-Dollar-Zinsvolatilität

Spiegelte der Anstieg der impliziten Volatilität einfach nur die Erwartungen wider?

Die implizite Volatilität sollte die Erwartungen der Marktteilnehmer hinsichtlich der zukünftigen Volatilität während der Laufzeit der Option klar widerspiegeln. Da sich jedoch die Volatilität im Zeitverlauf in unvorhersehbarer Weise ändert, können die Marktteilnehmer dafür, dass sie das Volatilitätsrisiko – die Wahrscheinlichkeit, dass die Volatilität in der Zukunft vom erwarteten Wert abweichen wird – übernehmen, eine Kompensation (also eine Prämie) verlangen. Durch diese Prämie ergibt sich eine Diskrepanz zwischen impliziter und erwarteter Volatilität, die sich immer dann vergrössert, wenn sich die effektive Volatilität rasch verändert (wenn man also davon ausgehen kann, dass die Unsicherheit hinsichtlich der zukünftigen Volatilität besonders hoch ist).⁵

Implizite Volatilität sollte Erwartungen folgen ...

... doch kann sich durch die Volatilitätsprämie eine Diskrepanz ergeben

⁴ Die unterschiedlich hohen Zinssätze in den beiden Regionen allein erklären die Grösse der beobachteten Unterschiede bei der impliziten Volatilität offenbar nicht. Freilich war ein Anstieg der Zinsvolatilität – ausgedrückt als Standardabweichung der logarithmischen Änderungsraten der Zinssätze – in einem Umfeld fallender Zinsen zu erwarten, und die Zinsen in den USA fielen 2002 und Anfang 2003 stärker als im Euro-Raum. Jedoch klafften die Zinsen weder am langen noch am kurzen Ende so weit auseinander, dass sich die Differenz in der Volatilität damit erklären liesse.

⁵ Die Kompensation des Volatilitätsrisikos, in diesem Artikel gemessen als Differenz zwischen der impliziten Volatilität und der – mittels GARCH-Modellsimulation ermittelten – erwarteten effektiven Volatilität, ist proportional zum Parameter für die relative Risikoaversion in einer Power-Nutzenfunktion. Bollerslev et al. (2004) stellten bei ihrer Analyse von Daten des S&P-500-Index und entsprechender Optionen (Januar 1990 – Mai 2004) fest, dass der

Ist der Anstieg der impliziten Volatilität von 2001 bis 2004 lediglich Ausdruck vermehrter Unsicherheit über die zukünftige Entwicklung der Swapsätze, oder spiegelte er auch die steigenden Prämienforderungen der Marktteilnehmer für die Übernahme dieses Volatilitätsrisikos wider? Um diese Frage beantworten zu können, wird zunächst ein Modell für die Entwicklung der historischen Volatilität benötigt, mit dessen Hilfe Volatilitätsprognosen für unterschiedliche Zeithorizonte erstellt werden können. Die Prognosen stehen dann stellvertretend für die Erwartungen der Marktteilnehmer hinsichtlich der zukünftigen Volatilität. Es wird davon ausgegangen, dass die historische Zinsvolatilität von einem asymmetrischen GARCH-Modell gut abgebildet wird. Sie wird für die logarithmischen Änderungsraten der ein- und 5-jährigen Swapsätze mit expandierenden Stichproben geschätzt, jeweils mit dem Ausgangsdatum 23. Januar 1997.⁶ Mithilfe der Funktionen des Schätzungsmodells wird für jeden Kalendertag die historische Volatilität der beiden Zinssätze (ein- und 5-jährig) für zwei Prognosehorizonte (6 und 24 Monate) simuliert. Anschließend wird für beide Prognosehorizonte und für alle Swapsätze die prognostizierte Volatilität mit der impliziten Volatilität verglichen. Die Volatilitätsprämie lässt sich dann als Differenz zwischen impliziter und durchschnittlicher prognostizierter Volatilität bestimmen.

Ermittlung der erwarteten Volatilität mit asymmetrischem GARCH-Modell ...

... und Berechnung von Konfidenzbändern aufgrund von Simulationen

Prinzipiell würden Punktschätzungen der Volatilitätsprämie für die hier durchgeführte Analyse ausreichen. Jedoch wird mit den Simulationen auch die Wahrscheinlichkeitsverteilung für die erwartete zukünftige Volatilität berechnet (s. Kasten S. 107), deren Perzentile ein 95%-Konfidenzband für die Punktschätzungen liefern. Es darf angenommen werden, dass die Tage, an denen die implizite Volatilität ausserhalb des Konfidenzbands liegt, Phasen mit aussergewöhnlich hoher oder tiefer Volatilitätsprämie widerspiegeln. Das Konfidenzband wird in die Betrachtungen miteinbezogen, um die Gefahr zu verringern, dass Veränderungen in der Fähigkeit, die erwartete effektive Volatilität abzuschätzen, als Veränderungen der Volatilitätsprämie interpretiert werden.

Implizite Volatilität in den USA 2002 und 2003 oberhalb des Konfidenzbands ...

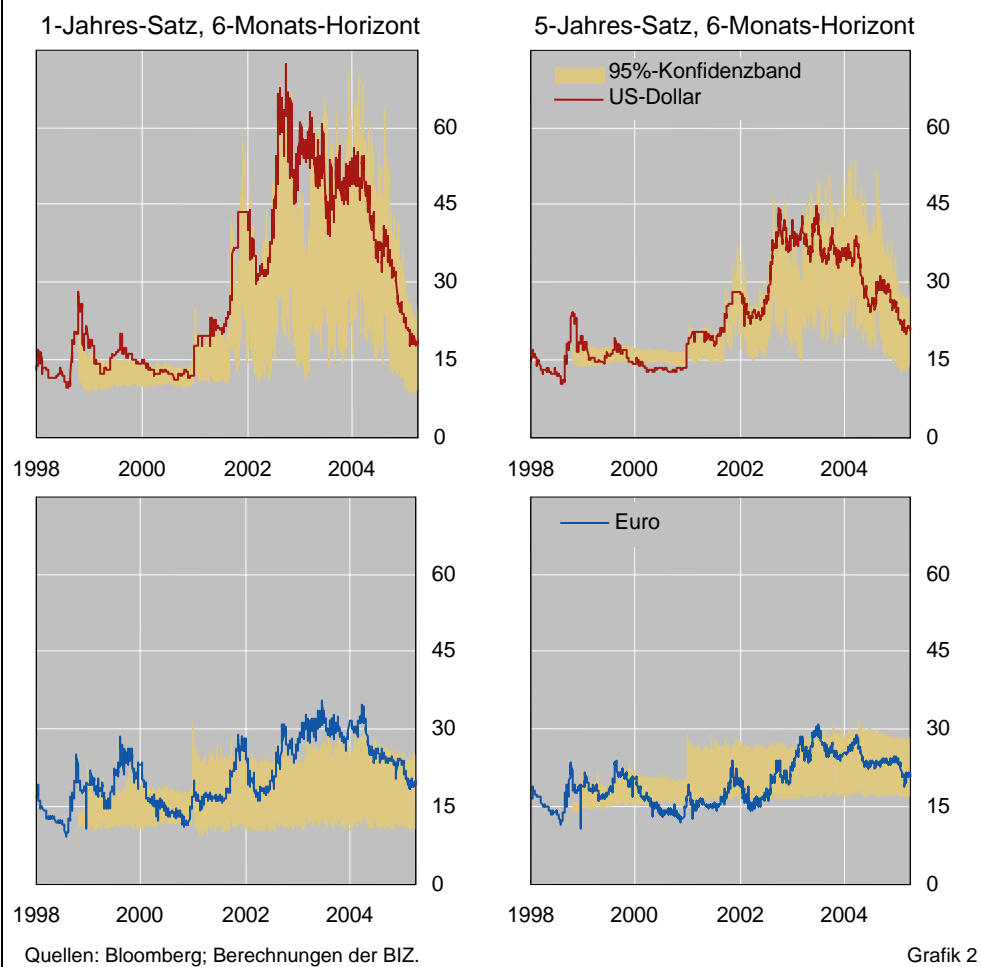
Insbesondere 2002 und 2003 lag die implizite Volatilität häufig und jeweils für längere Zeit ausserhalb des Konfidenzbands für die Prognosen der historischen Volatilität (Grafik 2). Phasen ausserhalb des Konfidenzbands waren bei den ein- und 5-jährigen US-Dollar-Swapsätzen für beide Prognosehorizonte von 6 und 24 Monaten recht häufig (in Grafik 2 oben ist dies für den 6-Monats-Horizont dargestellt). Bei den Euro-Swapsätzen sahen die Ergebnisse anders aus; hier lag die implizite Volatilität nur bei den kurzfristigen Swapsätzen längere Zeit oberhalb des Konfidenzbands, während sie bei den längerfristigen Swapsätzen manchmal sogar darunter lag (Grafik 2 unten).

Proportionalitätskoeffizient nahe 1 liegt und damit der negative Wert der Volatilitätsprämie gleich der relativen Risikoaversion des Anlegers ist (s. auch Bakshi und Kapadia 2003).

⁶ Das GARCH-Modell wurde für die Schätzung und Prognose der Zinsvolatilität verwendet, da Modelle dieser Art bekanntlich auch bei Vorliegen diverser Spezifikationsfehler noch optimal funktionieren. S. hierzu Nelson und Foster (1995) und zuletzt Fornari und Mele (2005). Dieses Feature berücksichtigt eventuelle Sprünge in der Zinsentwicklung nicht. Die für Zinssätze ermittelte typische durchschnittliche Sprungintensität und -grösse würde die wesentlichen Ergebnisse allerdings nicht verändern. Die hier verwendete Simulationsmethode steht in Einklang mit Rosenberg und Engle (2002) und wurde in abgewandelter Form von Tarashev et al. eingesetzt (2003).

Implizite Volatilität und Konfidenzband für erwartete effektive Volatilität von US-Dollar- und Euro-Swapsätzen

Auf das Jahr hochgerechnet; Prozent



Die Volatilitätsprämie für US-Dollar-Swapsätze gemäss dem hier verwendeten Modell veränderte sich im Zeitverlauf beträchtlich. Aussergewöhnlich hoch war sie bei einjährigen Swapsätzen für einen Prognosehorizont von 6 Monaten sowie von Ende 2001 bis Anfang 2004 (Grafik 3). Beim einjährigen Euro-Swapsatz dagegen war der Anstieg der Kompensation des Volatilitätsrisikos 2003 wesentlich geringer als beim entsprechenden US-Dollar-Swapsatz. Zudem blieb insbesondere beim 5-jährigen Euro-Swapsatz die Volatilitätsprämie recht niedrig, und dass die implizite Volatilität unter der prognostizierten Volatilität lag, war eher die Regel als die Ausnahme.

Es gab zwar eine deutliche Korrelation der Volatilitätsprämien unter den einzelnen Ländern für alle Prognosehorizonte, doch war die Parallelität *innerhalb* einer Region grösser als *zwischen* den Regionen. Bei beiden US-Swapsätzen (1 und 5 Jahre) betrug die Korrelation für alle Prognosehorizonte im Mittel 0,9, bei den Euro-Swapsätzen durchschnittlich 0,6. Die Korrelation zwischen den USA und dem Euro-Raum dagegen war mit durchschnittlich 0,3 bei beiden Swapsätzen und für alle Prognosehorizonte wesentlich geringer.

... im Einklang mit hoher Volatilitätsprämie insbesondere bei kurzem Zeithorizont

Modellierung der historischen Volatilität und Erstellung von Volatilitätsprognosen

Ausgegangen wird von der Annahme, dass die historische Volatilität der Zinssätze hinlänglich durch das folgende asymmetrische GARCH(1,1)-Modell beschrieben werden kann (s. Engle und Ng 1993):

$$r_t = \mu + \phi \cdot r_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \cdot \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \cdot \sigma_{t-1}^2 + \gamma \cdot \max(0, -\varepsilon_{t-1})^2$$

Hierbei bezeichnet r_t die logarithmischen täglichen Änderungsraten eines Swapsatzes, σ_t^2 dessen tägliche bedingte Varianz und I_{t-1} die Informationsmenge, d.h. die Historie der Zinssatzreihe.

In einem ersten Schritt wurde das Modell zur Schätzung der 1- und 5-Jahres-Swapsätze in den USA und im Euro-Raum herangezogen. Um die Erwartungen der Marktteilnehmer zum Zeitpunkt t so präzise wie möglich zu erfassen, wurde die Schätzung anhand von expandierenden Stichproben vorgenommen, von denen die kürzeste am 23. Januar 1997 beginnt und am 15. Oktober 1998 endet (450 Tageswerte). Auf diese Weise basieren die Volatilitätsprognosen ausschliesslich auf Informationen, die am Tag der Prognose zur Verfügung standen. Für jeden Tag wurden die Parameter des GARCH-Modells erfasst: $\theta_t = (\mu, \phi, \omega, \alpha, \beta, \gamma)$, die Zeitreihe der Prognosefehler (ε_t) und die historischen Volatilitäten (σ_t).

In einem zweiten Schritt wurde auf der Grundlage der so erhaltenen Daten für alle Kalendertage nach dem 15. Oktober 1998 eine Prognose der historischen Volatilität über verschiedene Zeithorizonte erstellt. Für jeden Tag wurden 2000 zukünftige Entwicklungspfade von Zinssatz und dazugehöriger Volatilität für die beiden Zinssätze (1 und 5 Jahre) und die beiden Prognosehorizonte (6 und 24 Monate) ermittelt. Für beide Prognosehorizonte wurde die erwartete Volatilität durch Mittelwertbildung zunächst über die Restlaufzeit^① und anschliessend über die 2 000 Simulationen berechnet. Dieser Wert wurde dann für jeden Kalendertag mit der impliziten Volatilität des gleichen Swapsatzes und für den gleichen Prognosehorizont verglichen. Die Mittelwertbildung über die Restlaufzeit ist deswegen wichtig, weil die implizite Volatilität die mittlere Volatilität ist, die ein risikoneutraler Anleger über die Laufzeit der Option erwartet.^②

Die Struktur des Simulationsschemas ist im Wesentlichen die gleiche wie beim obenbeschriebenen asymmetrischen GARCH(1,1)-Modell. Der einzige Unterschied liegt in der Annahme über die Verteilung standardisierter Prognosefehler ($\varepsilon_t/\sigma_t = z_t$). Die im GARCH-Modell implizite Annahme, dass z_t unabhängig und identisch normal verteilt ist, wird hier verworfen, weil eine Asymmetrie von über 0 und eine Kurtosis von über 3 vorliegt. Um diese Merkmale zu reproduzieren, wurde in der Simulation direkt mit den geschätzten z_t gearbeitet. Für jeden Kalendertag wurde nach dem Zufallsprinzip ein Element von z_t ausgewählt und dann eine Iteration über die folgenden beiden Gleichungen ausgeführt, und zwar bis zu einem Zeithorizont von zwei Jahren:

$$\sigma_{t+1}^2 = \omega + \alpha \cdot (\sigma_t \cdot z_t)^2 + \beta \cdot \sigma_t^2 + \gamma \cdot \max(0, -(\sigma_t \cdot z_t))^2$$

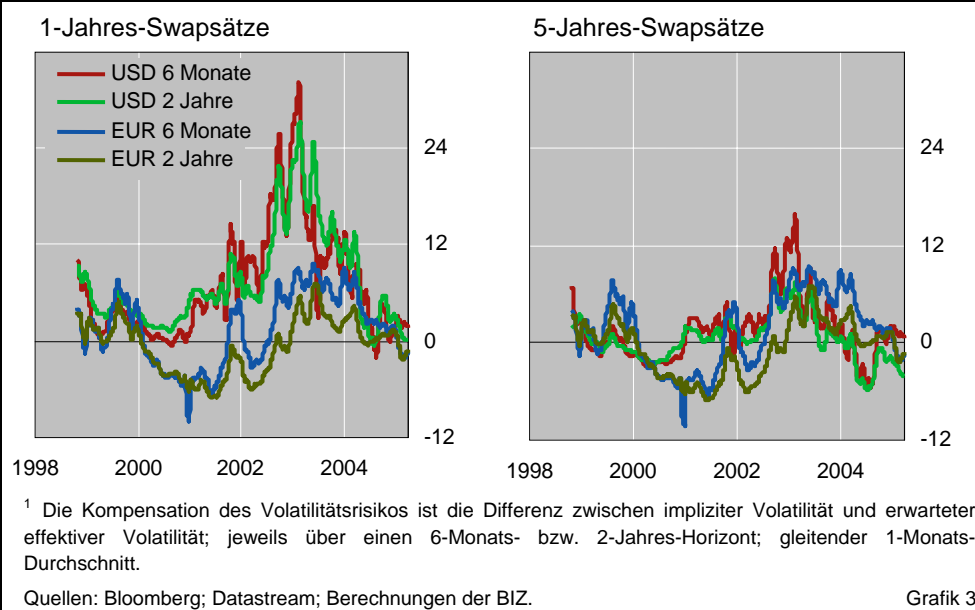
$$r_{t+1} = \mu + \phi \cdot r_t + \sigma_{t+1} \cdot z_t$$

Angesichts der Tatsache, dass für jeden Kalendertag 2 000 Werte für die erwartete Volatilität der beiden Zinssätze für beide Prognosehorizonte vorliegen, ist es möglich, die Verteilungsfunktion der erwarteten Volatilitäten abzuleiten. Hieraus berechnen sich zwei Werte für die Dispersion der Volatilitätsprognosen, die Standardabweichung sowie das 2,5- und das 97,5-Perzentil, die zusammen die Angabe eines Konfidenzbands für die erwartete Volatilität ermöglichen.^③

^① So ist beispielsweise die erwartete historische 6-Monats-Volatilität für jeden Arbeitstag der Durchschnitt über alle 2 000 Simulationen der durchschnittlichen Volatilität, wie sie sich in der Simulation für die sechs Monate nach dem jeweiligen Datum ergeben hat. ^② Damit definiert der Vergleich der impliziten Volatilität zum Zeitpunkt t mit der historischen Volatilität zum Zeitpunkt t (und nicht mit der durchschnittlichen historischen Volatilität zwischen $t-1$ und $t+\tau$, wobei τ die Restlaufzeit der Swaption bezeichnet) eine Volatilitätsprämie unter der Annahme eines Random-Walk der Volatilität – die allerdings in vielen Anwendungen der GARCH-Methodik deutlich verworfen wurde. ^③ Die Volatilität der Volatilität, d.h. die Unsicherheit hinsichtlich der zukünftigen Volatilität, ist die Variable, die die Marktteilnehmer dazu veranlassen sollte, die Swaptionkurse anzupassen, und zwar entsprechend der Anpassung, die allein aufgrund der Betrachtung der Volatilitätsprognose vorgenommen würde. Die Preise von Swaptions berechnen sich nach dem Modell von Black (1976), wobei die Händler die erwartete Volatilität in eine Preisformel einsetzen, die der von Black und Scholes (1973) ähnelt. Angesichts der Tatsache, dass die Volatilität im Laufe der Zeit schwankt, werden die Händler noch unsicherer, wenn die Volatilität der Volatilität sehr hoch ist; sie werden daher den Preis einer Swaption relativ zur mittleren Volatilitätsprognose erhöhen, wenn das Konfidenzband breiter ist.

Kompensation des Volatilitätsrisikos bei US-Dollar- und Euro-Swapsätzen¹

Auf das Jahr hochgerechnet; Prozent



Wonach bestimmt sich die Volatilitätsprämie?

Als Nächstes drängt sich die Frage auf, wie sich die Schwankungen der Volatilitätsprämie im Zeitverlauf erklären lassen. Nach gängiger Finanzmarkttheorie sollte sie mit den Variablen zusammenhängen, die den Ertrag eines derivativen Instruments bestimmen. Bei der vorliegenden Untersuchung wäre daher zu erwarten, dass die Hauptdeterminanten der Volatilitätsprämie das Niveau der kurzfristigen Zinssätze und deren Volatilität sind.

In die Analyse werden auch die jeweilige Neigung der Renditenstrukturkurve und der Strukturkurve der Zinsvolatilität sowie überraschende gesamtwirtschaftliche Entwicklungen miteinbezogen. Die Neigung der Renditenstrukturkurve ist ein bekannter Indikator für die Konjunkturlage, und die Volatilitätsprämie könnte durch die aktuell wahrgenommene Konjunkturlage beeinflusst werden. Die Neigung der Strukturkurve der Zinsvolatilität dagegen liefert Informationen zum Zeithorizont, in dem sich die Zinsunsicherheit verstärkt. Was überraschende gesamtwirtschaftliche Entwicklungen betrifft, so sind deutliche Schwankungen der impliziten und der prognostizierten Volatilität um den Zeitpunkt der Bekanntgabe von Wirtschaftsdaten wahrscheinlich, weil die Marktteilnehmer diese Daten nach dem Ausmass und der Richtung der Überraschung in ihre Vorstellungen von der zukünftigen Verteilung der Zinssätze einbeziehen und damit die Reaktion der Währungsbehörden auf solche Entwicklungen abschätzen.⁷

Volatilitätsprämie sollte sich nach Zinsniveau und impliziter Volatilität bemessen ...

... sowie nach gesamtwirtschaftlichen Überraschungen

⁷ Schätzungen der Auswirkungen von überraschenden gesamtwirtschaftlichen Entwicklungen auf Zinssätze und deren implizite Volatilität finden sich in Fornari (2004). S. Fleming und Remolona (1999) für eine ausführlichere Darstellung der Auswirkungen von überraschenden gesamtwirtschaftlichen Entwicklungen. Andere Variablen, die ursprünglich für die Analyse ausgewählt wurden, wie z.B. die Kreditrisikoprämie (d.h. die Renditedifferenz zwischen

Die implizite Volatilität geht nach solchen Überraschungen tendenziell zurück, gleichgültig ob die Überraschung positiv oder negativ war, denn die Unsicherheit verringert sich nach der Bekanntgabe gesamtwirtschaftlicher Daten (s. Ederington und Lee 1993 sowie 1996). Die effektive Volatilität dagegen, ein wichtiger Eingangswert für Prognosemodelle, steigt nach Überraschungen tendenziell an. Dies legt den Schluss nahe, dass die berechnete Kennzahl für die Volatilitätsprämie nach einer Überraschung kleiner werden sollte. Zudem werden bekanntgegebene Wirtschaftsdaten generell in positive und negative Überraschungen eingeteilt, da deren Auswirkungen auf Zinssätze und Volatilität unterschiedlich sind.

Um mehr über die Bestimmungsfaktoren der Volatilitätsprämie aussagen zu können, wird eine Regressionsanalyse der Prämie – gemessen als Differenz zwischen impliziter Varianz und prognostizierter historischer Varianz (für die in Grafik 3 dargestellten Laufzeiten und Restlaufzeiten) – auf die Höhe des 3-Monats-Satzes und eine Kennzahl für die implizite Zinsvolatilität, auf die Neigung der Renditenstrukturkurve, auf die Neigung der Strukturkurve der Zinsvolatilität und auf eine Reihe von gesamtwirtschaftlichen Überraschungen durchgeführt.⁸

Die Ergebnisse in Tabelle 1 legen den Schluss nahe, dass die geforderte Volatilitätsprämie bei US-Dollar-Zinssätzen hauptsächlich von der Höhe des 3-Monats-Satzes und der kurzfristigen impliziten Volatilität abhing. Die Neigung der Renditenstrukturkurve scheint ebenfalls einen starken Einfluss auf die Volatilitätsprämie zu haben, wenn die Ergebnisse hier auch unterschiedlicher ausfallen. Der Koeffizient ist in zwei der drei signifikanten Fälle negativ; eine steigende Renditenstrukturkurve ergibt also tendenziell eine geringere Volatilitätsprämie. Da eine steigende Kurve einerseits ein Anzeichen für steigende Zinsterminsätze ist – was höhere Volatilitätsprämien bedeuten würde –, andererseits aber auch ein Anzeichen für eine Aufschwungphase – was wiederum geringere Volatilitätsprämien zur Folge haben dürfte –, scheint es so, dass im Beobachtungszeitraum der zweite Aspekt überwog. Auch die Neigung der Strukturkurve der Zinsvolatilität hatte einen negativen Einfluss auf die Volatilitätsprämie. Wenn die kurzfristige erwartete Volatilität höher ist als die lang-

Zinsniveau und
Volatilität
tatsächlich
signifikante
Bestimmungs-
faktoren ...

Anleihen mit niedrigem und mit hohem Rating) und der Swaps spread (die Differenz zwischen dem Swapsatz und dem Zinssatz für Staatsanleihen), waren statistisch nicht signifikant.

⁸ In allen Regressionen wurde von der impliziten Volatilität des einjährigen Zinssatzes über einen Zeithorizont von drei Monaten ausgegangen. Alle Überraschungen sind definiert als Unterschied zwischen dem tatsächlich berichteten Wert für eine Variable und dem Prognosemittelwert; sie wurden standardisiert, um Vergleiche unterschiedlicher Wirtschaftsdaten zu erlauben. Insgesamt wurden 35 Indikatoren berücksichtigt (16 in den USA, 5 im Euro-Raum als Ganzes, 7 in Italien, 5 in Frankreich und 2 in Deutschland). In den USA: Verbraucherpreisindex, neue Arbeitslosenmeldungen, Beschäftigungszahlen (ohne Landwirtschaft), Auftragseingänge für langlebige Konsumgüter, Bruttoinlandsprodukt, neue Wohnbauprojekte, nationaler Index der Einkaufsmanager (ISM), Chicagoer Index der Einkaufsmanager (PMI), Index der Frühindikatoren, Produzentenpreisindex, Einzelhandelsumsätze, Auftragseingänge in der Industrie, Kapazitätsauslastung, Industrieproduktion, Handelsbilanz, Produktivität. Im Euro-Raum: Verbraucherpreisindex, Verbraucherstimmung, Geschäftsklima in der Industrie, Industrieproduktion, Produzentenpreisindex. In Deutschland: Einzelhandelsumsätze, ifo-Erhebung. In Frankreich: Verbraucherstimmung, Verbraucherausgaben, Verbraucherpreisindex, Industrieproduktion, Produzentenpreisindex. In Italien: vorläufige Verbraucherpreise, Industrieproduktion, Produzentenpreisindex, Stundenlöhne, Einzelhandelsumsätze, Geschäftsklima, Verbraucherstimmung.

fristige, wie es in der Stichprobe zumeist der Fall war, tendieren die Prämien nach oben.

Von den 32 Überraschungen bei US-Wirtschaftsindikatoren (16 Indikatoren, die jeweils einmal positiv und einmal negativ überraschten) wirken sich drei Indikatoren auf die Volatilitätsprämie aus, wenn sie positiv überraschen: dies sind der nationale Index der Einkaufsmanager (ISM), die neuen Arbeitslosenmeldungen und die Kapazitätsauslastung in der Industrie. Bei positiven Überraschungen steigt tendenziell die Volatilitätsprämie. Der einzige Indikator, bei dem sich negative Überraschungen systematisch auf die Volatilitätsprämie auswirken, sind die neuen Wohnbauprojekte. Für diesen Indikator geht ein geringerer Wert als erwartet mit einem Anstieg der Volatilitätsprämie einher.

Regression der Volatilitätsprämie von US-Dollar-Swapsätzen auf Determinanten				
	1-Jahres-Swapsatz		5-Jahres-Swapsatz	
	6-Monats-Horizont	2-Jahres-Horizont	6-Monats-Horizont	2-Jahres-Horizont
3-Monats-Satz	0,108 (9,1)	0,092 (9,5)	0,041 (5,9)	0,078 (17,9)
Implizit	0,025 (11,8)	0,047 (26,0)	0,025 (16,5)	0,025 (21,5)
Neigung	0,036 (2,4)	-0,042 (-3,5)	-0,032 (-3,5)	
Neigung Vol	0,016 (5,8)	0,041 (17,4)	0,025 (12,6)	0,020 (13,0)
ISM (+)	0,068 (2,6)	0,067 (2,5)	0,046 (2,1)	0,041 (2,7)
Neue Arbeitslosenmeldungen (+)			0,033 (2,6)	0,014 (1,8)
Industriekapazität (+)				0,064 (1,6)
Neue Wohnbauprojekte (-)	-0,132 (-3,4)	-0,082 (-2,0)	-0,064 (-2,2)	
Geldpolitik		0,092 (2,0)		0,048 (2,6)

Anmerkung: Der Swapsatz ist die abhängige Variable der Regression, der Zeithorizont die Restlaufzeit der Swaption. Beispielsweise entspricht die Kombination des 1-Jahres-Swapsatzes und des 6-Monats-Zeithorizonts der Differenz zwischen der Volatilität des 1-Jahres-Swapsatzes, wie sie durch eine Swaption mit 6-monatiger Restlaufzeit impliziert wird, und der entsprechenden prognostizierten effektiven Varianz. Die Werte in Klammern entsprechen der Teststatistik eines Student'schen t-Tests („t-ratio“). Der „3-Monats-Satz“ ist der 3-Monats-Eurodollarsatz; „Implizit“ ist die implizite Volatilität des erwarteten 1-Jahres-Swapsatzes über einen 3-Monats-Horizont; „Neigung“ ist die Neigung der Renditenstrukturkurve (10-Jahres-Satz abzüglich 3-Monats-Satz); „Neigung Vol“ bedeutet abzüglich der Neigung der Strukturkurve der Volatilität (Volatilität des 1-Jahres-Satzes abzüglich Volatilität des 10-Jahres-Satzes, impliziert durch Swaptions mit einer Restlaufzeit von 3 Monaten); „ISM“ ist der Index der Einkaufsmanager; „Geldpolitik“ bezieht sich auf bestimmte Daten in der Zeit der Deflationsbefürchtungen 2003, an denen Vertreter der Federal Reserve Erklärungen abgaben. (+) oder (-) nach überraschenden Wirtschaftsdaten geben an, dass nur die positiven bzw. negativen Überraschungen als Regressoren verwendet wurden. Die Regression wird für Tagesdaten vom 1. Januar 1999 bis 8. April 2005 durchgeführt.

Tabelle 1

Regression der Volatilitätsprämie von Euro-Swapsätzen auf Determinanten				
	1-Jahres-Swapsatz		5-Jahres-Swapsatz	
	6-Monats-Horizont	2-Jahres-Horizont	6-Monats-Horizont	2-Jahres-Horizont
3-Monats-Satz	-1,06 (-2,8)	-2,98 (-10,2)	-2,32 (-14,6)	-1,76 (-6,1)
Implizit	0,61 (5,5)	0,89 (11,8)	0,35 (9,0)	0,70 (10,3)
Neigung	-3,95 (-7,1)	-3,79 (-7,9)	-2,57 (-14,2)	-5,83 (-15,6)
Neigung Vol	0,32 (2,2)	0,68 (6,9)	0,25 (4,8)	0,76 (7,9)
Italien Einzelhandels- umsätze (-)	-0,85 (-2,0)	1,08 (1,8)		0,90 (1,9)
Deutschland ifo (+)	2,22 (1,9)	1,08 (2,1)		0,98 (2,9)
Italien PPI (+)		-2,10 (-3,8)		-1,76 (-6,1)
Euro-Raum VPI (-)		-3,35 (-2,9)		0,70 (10,3)
Euro-Raum PPI (-)	-2,83 (-3,4)	-1,45 (-2,7)		-5,83 (-15,6)
Italien PPI (-)		-2,98 (-10,2)		0,76 (7,9)
Euro-Raum Konf Ind (+)		0,89 (11,8)		0,90 (1,9)

Anmerkung: Der Swapsatz ist die abhängige Variable der Regression, der Zeithorizont die Restlaufzeit der Swaption. Beispielsweise entspricht die Kombination des 1-Jahres-Swapsatzes und des 6-Monats-Zeithorizonts der Differenz zwischen der Volatilität des 1-Jahres-Swapsatzes, wie sie durch eine Swaption mit 6-monatiger Restlaufzeit impliziert wird, und der entsprechenden prognostizierten effektiven Varianz. Die Werte in Klammern entsprechen der Teststatistik eines Student'schen t-Tests („t-ratio“). Der „3-Monats-Satz“ ist der 3-Monats-Eurodollarsatz; „Implizit“ ist die implizite Volatilität des erwarteten 1-Jahres-Swapsatzes über einen 3-Monats-Horizont; „Neigung“ ist die Neigung der Renditenstrukturkurve (10-Jahres-Satz abzüglich 3-Monats-Satz); „Neigung Vol“ bedeutet abzüglich der Neigung der Strukturkurve der Volatilität (Volatilität des 1-Jahres-Satzes abzüglich Volatilität des 10-Jahres-Satzes, impliziert durch Swaptions mit einer Restlaufzeit von 3 Monaten); „PPI“ ist der Produzentenpreisindex; „VPI“ ist der Verbraucherpreisindex; „Konf Ind“ ist der Konfidenzindex. (+) oder (-) nach überraschenden Wirtschaftsdaten geben an, dass nur die positiven bzw. negativen Überraschungen als Regressoren verwendet wurden. Die Regression wird für Tagesdaten vom 1. Januar 1999 bis 8. April 2005 durchgeführt.

Tabelle 2

... Geldpolitik
dagegen nicht

Geldpolitische Ereignisse dagegen – Sitzungen des US-Offenmarktausschusses (FOMC) oder Erklärungen von Vertretern der Federal Reserve in der Zeit der Deflationsbefürchtungen – hatten unterschiedliche Auswirkungen auf die Volatilitätsprämie, wobei die Variable nur sporadisch signifikant war; überdies deutet der Wert des Regressionskoeffizienten auf einen sehr begrenzten ökonomischen Effekt hin.⁹ Diese Ergebnisse legen den Schluss nahe, dass sich das Ausmass der geldpolitischen Unsicherheit in ähnlicher

⁹ S. Bermanke et al. (2004) für eine Liste der geldpolitischen Ereignisse mit ihrem jeweiligen Datum.

Weise auf die implizite Volatilität und die erwartete zukünftige Volatilität ausgewirkt haben dürfte.

Wird eine ähnliche Regressionsanalyse für den Euro-Raum-Swapsatz durchgeführt, so zeigt sich, dass der Regressionskoeffizient des 3-Monats-EURIBOR-Satzes negativ ist, d.h. höhere Zinssätze ergeben tendenziell niedrigere Volatilitätsprämien (Tabelle 2). Dies ist offenbar im Wesentlichen auf die Entwicklung nach 2000 zurückzuführen, als der EURIBOR-Satz sich im Vergleich zum Eurodollarsatz in einem deutlich engeren Band bewegte und die Volatilitätsprämien im Euro-Raum anstiegen. Die restlichen Finanzvariablen (implizite Volatilität, Neigung der Renditenstrukturkurve, Neigung der Strukturkurve der Zinsvolatilität) haben das gleiche Vorzeichen wie bei der Regressionsanalyse für US-Dollar-Zinssätze, wobei die Neigung der Renditenstrukturkurve für den Euro-Raum sogar ein einheitlicheres und deutlicheres Muster aufweist. Anders als im Falle der täglichen Veränderungen der Zinssätze scheint die Volatilitätsprämie für Euro-Zinssätze nicht stärker durch Nachrichten aus den USA als durch Nachrichten aus Europa beeinflusst zu werden (Ehrmann et al. 2005). Die statistisch signifikanten gesamtwirtschaftlichen Indikatoren umfassen Überraschungen sowohl in Bezug auf einzelne Länder als auch auf den gesamten Euro-Raum.

Zusammenfassung

Die Zinsvolatilität, wie sie durch die Kurse von Swaptions impliziert wird, stieg von 2001 bis Anfang 2004 in sämtlichen grösseren Wirtschaftsräumen an – besonders deutlich bei den kurzfristigen US-Dollar-Zinssätzen und bei Swaptions mit geringer Restlaufzeit. Es wurde untersucht, ob der Anstieg der impliziten Volatilität der erwarteten Volatilität entsprach oder aber einen deutlichen Anstieg der geforderten Volatilitätsprämie widerspiegelte. Die Ergebnisse legen den Schluss nahe, dass die US-Dollar-Volatilität von Ende 2001 bis Anfang 2004 eine erhebliche Risikoprämie enthielt, die sich im weiteren Zeitverlauf beträchtlich verringerte.

Die Volatilitätsprämie hängt in erster Linie mit Zinsniveau und Volatilität zusammen. Andere Variablen wie die Neigung der Renditenstrukturkurve – ein Frühindikator für die Konjunkturentwicklung – und die Neigung der Strukturkurve der Zinsvolatilität – ein Anhaltspunkt für den Zeithorizont, in dem die Volatilität am ausgeprägtesten ist – beeinflussen die Volatilitätsprämie ebenfalls. Auch positive gesamtwirtschaftliche Überraschungen führen tendenziell zu einer höheren Volatilitätsprämie. Phasen geldpolitischer Unsicherheit scheinen jedoch bei den höheren Risikoprämien – anders als beim Anstieg der impliziten Volatilität – keine wesentliche Rolle gespielt zu haben.

Natürlich hängt die berechnete Volatilitätsprämie davon ab, welches Modell den Prognosen zugrunde liegt. Die hier verwendeten Modelle berücksichtigen eventuelle Sprünge in der Zinsentwicklung nicht und machen auch keine komplexeren Annahmen über die Verteilung von Prognosefehlern. Gegenstand zukünftiger Forschungsarbeiten könnte es sein, zu untersuchen, ob die hier vorliegenden Ergebnisse der Überprüfung mit allgemeineren Modellen standhalten.

Bibliografie

Bakshi, G.S. und N. Kapadia (2003): „Delta-hedged gains and the negative market volatility risk premium“, *Review of Financial Studies*, 16, S. 527–566.

Bank für Internationalen Zahlungsausgleich (2005): *75. Jahresbericht*.

Bernanke, B.S., V.R. Reinhart und B.P. Sack (2004): „Monetary policy alternatives at the zero bound: an empirical assessment“, *Finance and Economics Discussion Series*, Federal Reserve Board, 2004–48.

Black, F. (1976): „The pricing of commodity contracts“, *Journal of Financial Economics*, 3, S. 167–179.

Black, F. und M.S. Scholes (1973): „The pricing of options and corporate liabilities“, *Journal of Political Economy*, 31, S. 637–654.

Bollerslev, T., M. Gibson und H. Zhou (2004): „Dynamic estimation of volatility risk premia and investor risk aversion from option-implied and realized volatilities“, *Finance and Economics Discussion Series*, Federal Reserve Board, 2004–56.

Ederington, L.H. und J.H. Lee (1993): „How markets process information: news releases and volatility“, *Journal of Finance*, 48, S. 1161–1191.

——— (1996): „The creation and resolution of market uncertainty: the impact of information releases on implied volatility“, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 31, S. 513–539.

Ehrmann, M., M. Fratzscher und R. Rigobon (2005): „Stocks, bonds, money markets and exchange rates: measuring international financial transmission“, *NBER Working Paper Series*, Nr. 11 166, März.

Engle, R.F. und V.K. Ng (1993): „Measuring and testing the impact of news on volatility“, *Journal of Finance*, 48, S. 1749–1778.

Fleming, M.J. und E.M. Remolona (1999): „What moves bond prices?“, *The Journal of Portfolio Management*, Sommer, S. 28–38.

Fornari, F. (2004): „Veröffentlichung gesamtwirtschaftlicher Indikatoren und implizite Volatilität an den Swaptionmärkten“, *BIZ-Quartalsbericht*, September.

Fornari, F. und A. Mele (2005): „Approximating volatility diffusions with CEV-ARCH models“, *Journal of Economic Dynamics and Control*, demnächst.

Nelson, D. und D. Foster (1995): „Filtering and forecasting with misspecified ARCH models II: making the right forecast with the wrong model“, *Journal of Econometrics*, 67, S. 303–335.

Rosenberg, J. und R.F. Engle (2002): „Empirical pricing kernels“, *Journal of Financial Economics*, 64, S. 341–372.

Tarashev, N., K. Tsatsaronis und D. Karampatos (2003): „Optionen und ihre Aussagekraft über die Risikoneigung der Anleger“, *BIZ-Quartalsbericht*, Juni.

