

## Fluctuations de la volatilité des taux d'intérêt du dollar EU : exemple des options sur swaps<sup>1</sup>

*La volatilité des taux d'intérêt implicite dans le prix des options sur swaps s'est accrue dans toutes les grandes zones économiques entre 2001 et début 2004. Cette tendance a été particulièrement marquée aux États-Unis, surtout pour les taux courts et les options à horizon court. Depuis le printemps 2004, la volatilité sur dollar est redescendue aux niveaux observés pour l'euro et la structure par échéance s'est aplatie. Ces fluctuations s'expliquaient par l'évolution de la volatilité effective anticipée et de la rémunération du risque de volatilité.*

JEL : G120, G130, G140.

La volatilité des taux d'intérêt du dollar EU (« dollar ») implicite dans le prix des options sur swaps s'est fortement accentuée entre 2001 et début 2004. Cette poussée a été bien plus vive que pour les taux de l'euro, surtout dans le segment court et pour les options sur swaps à horizon de 6 mois ou moins. Néanmoins, tant la volatilité moyenne que les pics relatifs sont nettement retombés depuis le printemps 2004. Fin mars 2005, la courbe par échéance était quasiment plate, et la volatilité implicite des taux du dollar était devenue inférieure à celle des taux de l'euro.

La présente étude vise à déterminer si la hausse de la volatilité implicite des taux du dollar correspondait simplement à celle de la volatilité anticipée ou reflétait également l'augmentation de la rémunération demandée pour supporter le risque d'une variation inattendue de la volatilité (prime de risque de volatilité). À cette fin, nous comparons la volatilité implicite à la volatilité anticipée établie à partir de la volatilité effective, grâce à des simulations basées sur un modèle GARCH. Nous cherchons en outre à identifier les principaux déterminants de l'écart entre volatilité implicite et anticipée, pour évaluer la prime de risque de volatilité.

En résumé, nous avons constaté que l'augmentation puis la baisse de cette prime ont largement contribué à l'évolution de la volatilité implicite des taux du dollar. La prime de risque de volatilité a été généralement plus élevée

---

<sup>1</sup> Les points de vue exprimés ici sont ceux de l'auteur et ne reflètent pas nécessairement ceux de la BRI (où cette étude a été rédigée) ni ceux de la BCE. L'auteur souhaite remercier Dimitrios Karampatos, pour son aide à la recherche, ainsi que Claudio Borio, Frank Packer et Jakob Gyntelberg, pour leurs précieux commentaires.

aux États-Unis que dans la zone euro, surtout sur les taux à court terme. Après avoir culminé aux États-Unis début 2003, elle est redevenue comparable de part et d'autre de l'Atlantique fin mars 2005. Parmi ses déterminants, le niveau et la volatilité des taux d'intérêt ont exercé une forte incidence positive. Une courbe des rendements à pente positive et une courbe de la volatilité à pente négative correspondent à une prime de risque de volatilité inférieure. Enfin, les surprises macroéconomiques peuvent également avoir une incidence sur cette prime, avec des effets d'ampleur variable.

## Évolution récente de la volatilité des options sur swaps

Les options sur swaps<sup>2</sup> se prêtent particulièrement bien à une étude de volatilité implicite des taux d'intérêt, car elles couvrent un plus large éventail de taux (1–10 ans) et d'horizons (1 mois–10 ans) que les options sur emprunts d'État. Cela permet d'établir une structure de la volatilité implicite en fonction des échéances, pour chaque taux des swaps. De plus, contrairement aux options sur titres d'État ou sur eurodépôts, les options sur swaps ont une durée « constante », ce qui simplifie l'analyse empirique<sup>3</sup>.

Nous avons retenu la volatilité implicite des options sur swaps à parité, en dollars et en euros, portant sur les taux 1, 5 et 10 ans et des horizons de 6 mois, 2 ans et 5 ans. La période échantillon va du 23 juillet 1997 au 30 mars 2005.

La volatilité implicite des taux des swaps varie grandement dans le temps et diffère souvent beaucoup d'une monnaie à l'autre. De 1997 à fin 2000, elle a évolué généralement en parallèle pour le dollar et l'euro, dans une fourchette de 10–25 %. En 2001, toutefois, elle a fortement augmenté aux États-Unis, surtout pour les taux courts et les options à horizon rapproché (graphique 1). Bien que plus modeste, le même phénomène a été observé dans la zone euro. La structure par échéance de la volatilité implicite, c'est-à-dire l'écart de volatilité entre long et court terme, a ainsi présenté une pente de plus en plus négative, pour les swaps en dollars comme pour ceux en euros.

Certaines des plus fortes fluctuations de la volatilité implicite ont été communes au dollar et à l'euro, notamment lors de la crise de la dette russe, en 1998, et de la faillite de LTCM aux États-Unis. Pour le dollar et l'euro, la volatilité implicite s'est alors accrue dans des proportions équivalentes, pour les différentes échéances des taux et pour tous les horizons des options. En outre, cet épisode a eu approximativement la même durée pour les deux monnaies. Les poussées observées fin 2000 et après les attentats de

Poussée de la volatilité implicite à partir de 2001, notamment aux États-Unis

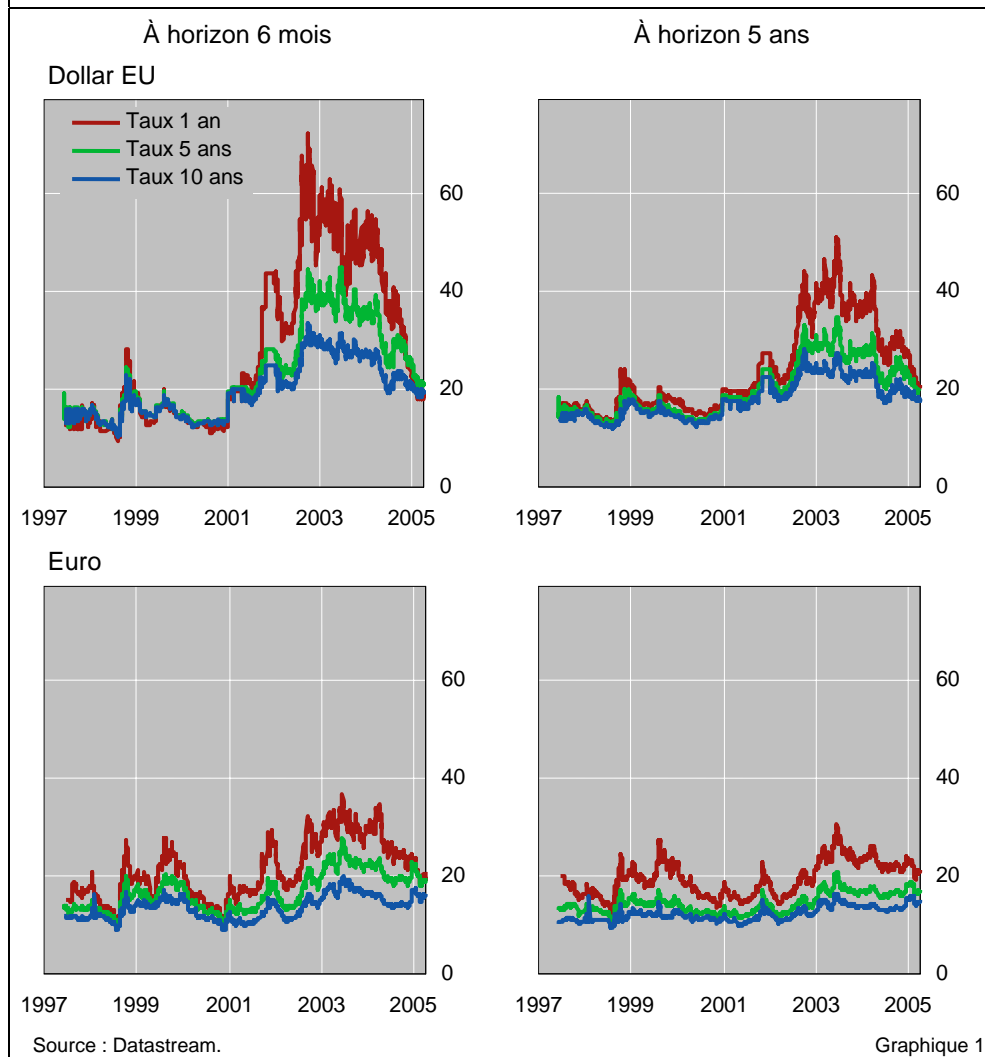
Certaines fortes fluctuations de la volatilité implicite ont été communes au dollar et à l'euro...

<sup>2</sup> Les options sur swaps sont des options sur taux des swaps. Comme un swap de taux comporte une série de paiements stochastiques à fréquence définie déterminés par référence aux taux futurs Libor, les options sur swaps sont donc des options sur un ensemble de tels taux. Leur prix est déterminé selon l'équation de Black (1976), dans laquelle la volatilité du taux futur joue le même rôle que celle des actions dans le modèle de Black et Scholes (1973).

<sup>3</sup> Par exemple, l'option sur swap 3 mois du taux 10 ans est cotée à l'émission chaque jour, alors que l'option 3 mois sur obligation 10 ans a une durée décroissante à mesure qu'approche la date d'expiration du contrat.

## Volatilité implicite des taux, swaps sur dollar EU et euro

Données annualisées, en %



septembre 2001 ont, elles aussi, concerné à la fois les taux des swaps en dollars et en euros, le second choc ayant toutefois été davantage ressenti aux États-Unis.

En revanche, de mi-2002 à début 2004, les poussées de volatilité constatées pour les rendements américains n'ont généralement pas eu de parallèle dans la zone euro. Ainsi, entre janvier 2002 et mai 2004, la volatilité implicite des swaps américains 1 an a culminé autour de 70 % (horizon 6 mois) et de 50 % (horizon 5 ans), contre quelque 35 % et 30 % respectivement pour l'euro.

Il est probable que, durant cette période, l'incertitude sur la politique monétaire américaine, surtout en présence de craintes de déflation en 2002–03, explique en partie la hausse de la volatilité anticipée et, donc, cet écart de volatilité implicite<sup>4</sup>. De fait, la volatilité implicite était alors élevée, et

<sup>4</sup> Il ne semble pas que la différence de niveau des taux d'intérêt entre les deux zones explique l'ampleur de l'écart de volatilité implicite. On s'accorde à penser qu'une baisse des taux – et elle a été plus marquée aux États-Unis que dans la zone euro en 2002 et au début de 2003 – pourrait produire une hausse de la volatilité (exprimée par l'écart type des taux logarithmiques

plus prononcée pour les taux à court terme, davantage sensibles à la politique monétaire. Néanmoins, depuis le premier resserrement opéré par la Réserve fédérale, fin juin 2004, les marchés semblaient plus confiants dans leurs anticipations de l'évolution des taux d'intérêt. Pendant cette phase d'incertitude décroissante, la volatilité implicite a diminué, les relèvements des taux directeurs correspondant globalement aux attentes d'un durcissement monétaire progressif (BRI (2005, chapitre VI) pour une analyse détaillée).

## Hausse de la volatilité implicite : simple effet des anticipations ?

La volatilité implicite devrait refléter clairement les anticipations des agents économiques sur la volatilité pendant la durée de vie des options. Cependant, étant donné que la volatilité varie dans le temps de manière imprévisible, les intervenants peuvent demander à être rémunérés pour le risque d'un écart de la volatilité effective par rapport au niveau attendu. Cette prime introduit un décalage entre volatilité implicite et attendue, qui s'accroît en période de fluctuation rapide de la volatilité effective (lorsque l'incertitude sur la volatilité future est présumée maximale)<sup>5</sup>.

La volatilité implicite devrait évoluer avec les anticipations...

...même si la prime de risque de volatilité peut introduire un écart

La poussée de la volatilité implicite entre 2001 et 2004 dénotait-elle seulement l'accroissement de l'incertitude sur l'évolution future des taux des swaps, ou traduisait-elle aussi l'augmentation de la prime demandée par les opérateurs pour assumer cette incertitude ? Pour apporter une réponse, nous devons d'abord modéliser l'évolution de la volatilité historique, afin de produire des prévisions pour différents horizons temporels. Nous considérons que ces prévisions sont représentatives des anticipations du marché. Nous supposons que la volatilité effective des taux d'intérêt est bien rendue par un modèle GARCH asymétrique. Nous procédons à son estimation pour les taux logarithmiques de variation des taux 1 an et 5 ans (swaps), sur des échantillons croissants commençant tous le 23 janvier 1997<sup>6</sup>. Nous simulons alors, pour chaque jour de l'échantillon, la volatilité effective des deux taux (1 et 5 ans) pour deux horizons (6 et 24 mois). Pour chacun de ces taux et

Estimation de la volatilité attendue par modèle GARCH asymétrique...

---

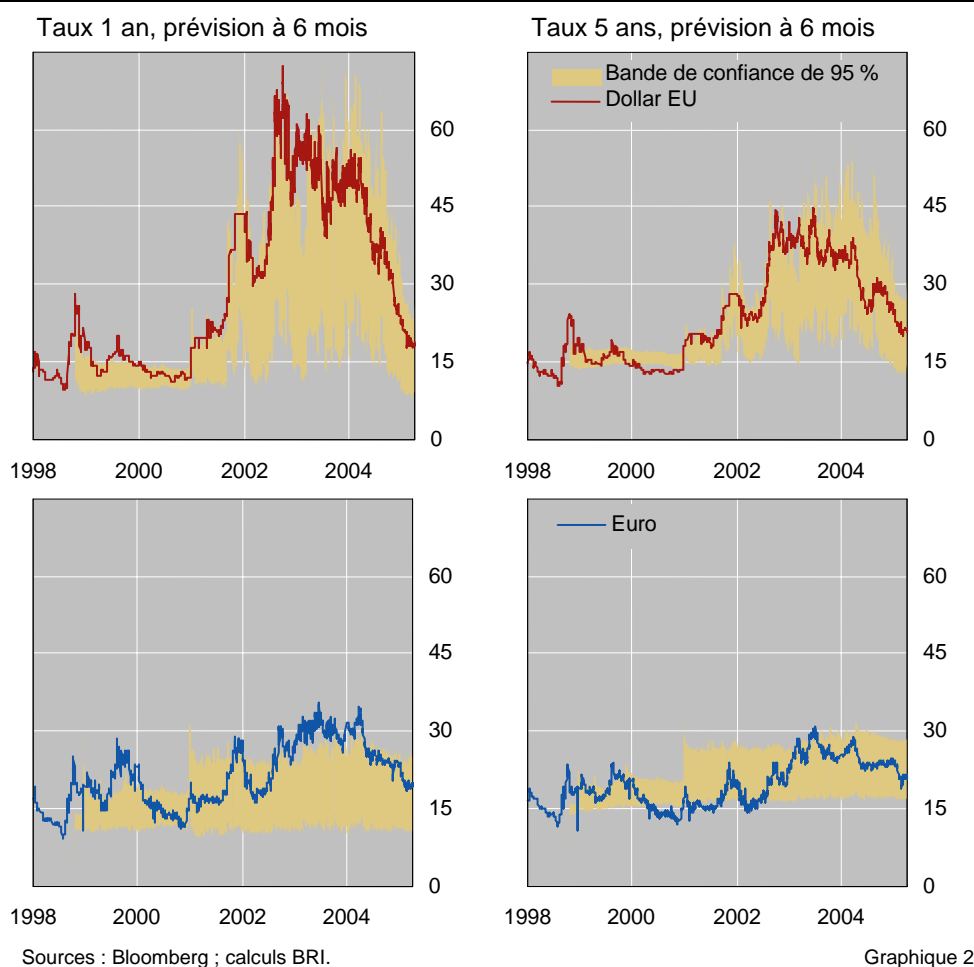
de variation des rendements), mais leur différence, à court comme à long terme, n'était toutefois pas suffisante pour expliquer l'écart de volatilité.

<sup>5</sup> La prime de risque de volatilité, que nous mesurons ici comme la différence entre volatilité implicite et volatilité anticipée (obtenue d'après une simulation par modèle GARCH), est proportionnelle au paramètre aversion relative pour le risque d'une fonction d'utilité quadratique. Partant de données relatives à l'indice S&P 500 et à ses options, sur la période janvier 1990–mai 2004, Bollerslev *et al.* (2004) trouvent un coefficient de proportionnalité proche de 1, indiquant que l'opposé de la prime de risque de volatilité est égal à l'aversion relative des investisseurs pour le risque (voir également Bakshi et Kapadia (2003)).

<sup>6</sup> Nous recourons à un modèle GARCH pour estimer et prévoir la volatilité des taux. En effet, on sait bien que ce type de modèle est optimal, y compris en présence d'erreurs de spécification de diverses origines. À ce propos, voir Nelson et Foster (1995) et, pour une analyse plus récente, Fornari et Mele (2005). Les ruptures ne sont pas envisagées ici ; cependant, l'intensité et l'ampleur moyennes types de celles qui ont été identifiées pour les taux d'intérêt ne modifieraient pas la principale conclusion qui se dégage de nos résultats. Notre méthode de simulation peut être rapprochée de celle de Rosenberg et Engle (2002) et a été appliquée, de manière différente, par Tarashev *et al.* (2003).

## Volatilité implicite et bande de confiance pour la volatilité effective, swaps de taux sur dollar EU et euro

Données annualisées, en %



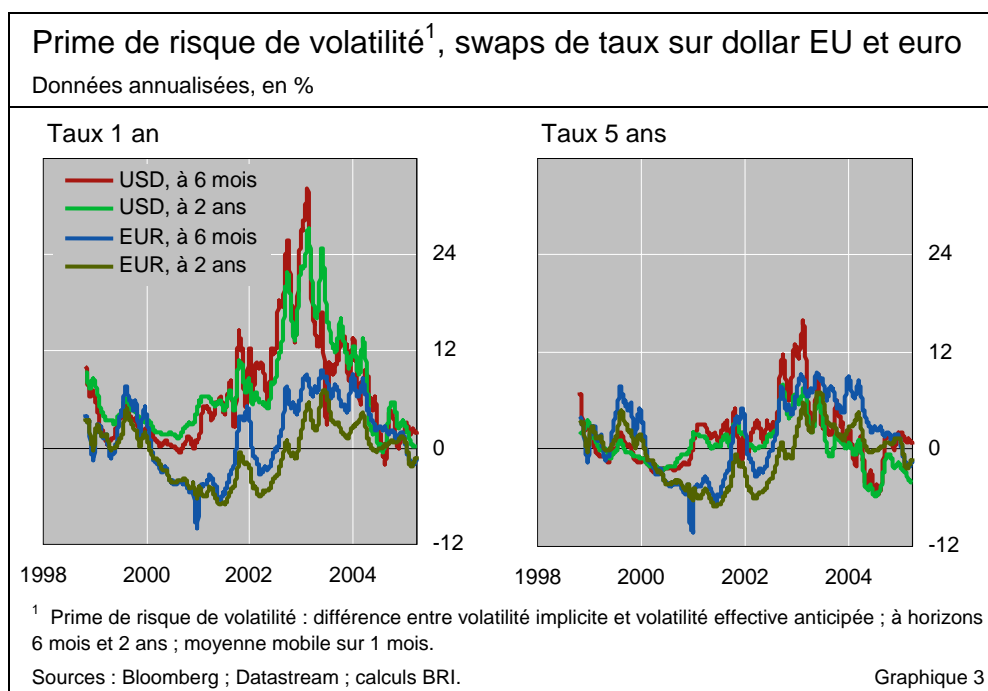
horizons, nous comparons la volatilité anticipée et la volatilité implicite. Nous définissons la prime de risque de volatilité comme l'écart entre volatilité implicite et volatilité anticipée moyenne.

En principe, des estimations ponctuelles de la prime de risque de volatilité devraient nous suffire. Néanmoins, nous procédons également à des simulations pour calculer la distribution de probabilités des volatilités anticipées (encadré). Les centiles obtenus permettent d'établir un intervalle de confiance de 95 % pour les estimations ponctuelles. On peut supposer que les jours où la volatilité implicite se situe hors de cet intervalle correspondent à des périodes où la prime est exceptionnellement élevée ou faible. Nous étudions cet intervalle de confiance afin de ne pas interpréter une modification de la prime comme une variation de notre capacité à estimer la volatilité anticipée.

La volatilité implicite est souvent et durablement sortie de l'intervalle de confiance des prévisions, particulièrement en 2002 et 2003 (graphique 2). Ces épisodes ont été relativement fréquents pour les taux du dollar 1 an et 5 ans à horizon 6 mois (graphique 2, cadres du haut) et 24 mois. Les résultats diffèrent

...et calcul de l'intervalle de confiance par simulation

La volatilité implicite est sortie de l'intervalle de confiance en 2002 et 2003...



pour l'euro : la volatilité implicite n'a durablement dépassé la limite supérieure de l'intervalle de confiance que pour le taux court, et elle est parfois descendue sous la limite inférieure pour le taux long (graphique 2, cadres du bas).

La prime de risque de volatilité sur taux du dollar calculée par le modèle a beaucoup évolué dans le temps. Elle a été très élevée pour le taux 1 an à horizon 6 mois, ainsi qu'entre fin 2001 et début 2004 (graphique 3). Celle des taux des swaps en euros a augmenté en 2003 dans des proportions bien moindres pour le 1 an, et elle est restée plutôt faible pour le 5 ans, avec, le plus souvent, une volatilité implicite inférieure à la volatilité anticipée.

Malgré une corrélation notable des primes de risque de volatilité entre zones et horizons de prévision, cette covariation a été plus prononcée **à l'intérieur** des pays. Pour les deux taux (1 an et 5 ans) et pour tous les horizons considérés, la corrélation a été de 0,9 en moyenne aux États-Unis, contre 0,6 dans la zone euro. La corrélation États-Unis/zone euro a été beaucoup plus faible : 0,3, en moyenne, pour les deux taux, quel que soit l'horizon.

## Déterminants de la rémunération du risque de volatilité

L'étape suivante consiste à expliquer les variations temporelles de la prime de risque de volatilité. D'après la théorie financière classique, elles devraient être associées aux variables qui influencent le rendement du contrat dérivé – c'est-à-dire, en l'occurrence, principalement le niveau et la volatilité des taux courts.

Notre analyse intègre également la pente de la structure des taux et celle de la courbe par échéance de la volatilité, ainsi que les surprises macroéconomiques. En effet, le premier de ces paramètres est un indicateur bien connu du cycle économique, et la prime de risque de volatilité peut être influencée par la phase du cycle dans laquelle les opérateurs estiment se

...ce qui explique la forte prime de risque de volatilité, surtout à horizon rapproché

La prime de risque de volatilité devrait dépendre du niveau et de la volatilité implicite des taux...

...ainsi que des surprises macroéconomiques

## Modélisation de la volatilité effective et prévision de la volatilité

Nous postulons que la volatilité des taux d'intérêt peut être représentée par le modèle GARCH(1,1) asymétrique (voir Engle et Ng (1993)) suivant :

$$\begin{aligned} r_t &= \mu + \phi \cdot r_{t-1} + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t \mid I_{t-1} &\sim N(0, \sigma_t^2) \\ \sigma_t^2 &= \omega + \alpha \cdot \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \cdot \sigma_{t-1}^2 + \gamma \cdot \max(0, -\varepsilon_{t-1})^2 \end{aligned}$$

où  $r_t$  est le logarithme des taux de variation journaliers d'un taux de swap et  $\sigma_t^2$  sa variance conditionnelle journalière.  $I_{t-1}$  est l'ensemble des informations (séries de taux d'intérêt constatés).

Dans un premier temps, le modèle a été estimé pour les taux des swaps 1 an et 5 ans aux États-Unis et dans la zone euro. Pour reproduire aussi fidèlement que possible les anticipations des agents à la période  $t$ , l'estimation a été effectuée sur des échantillons de taille croissante. Le plus court d'entre eux commence le 23 janvier 1997 et se termine le 15 octobre 1998 (soit 450 observations journalières). Ainsi, les prévisions de volatilité ne reposent que sur l'information disponible au moment de leur formation. Pour chaque jour, nous déterminons les paramètres du modèle GARCH,  $\theta_t = (\mu, \phi, \omega, \alpha, \beta, \gamma)$ , la série historique des erreurs de prévision ( $\varepsilon_t$ ) et les volatilités effectives ( $\sigma_t$ ).

Dans un second temps, ces données servent à produire, pour chaque jour après le 15 octobre 1998, des prévisions de volatilité effective à différents horizons. Chaque jour, nous générons 2 000 trajectoires futures du taux d'intérêt et de sa volatilité, pour les taux 1 an et 5 ans et pour deux horizons de prévision (6 mois et 2 ans). Pour chacun de ces horizons, nous calculons la volatilité anticipée en faisant la moyenne des points, premièrement, sur la durée jusqu'à expiration de l'option<sup>①</sup> et, deuxièmement, sur les 2 000 répliques. Cette valeur est ensuite comparée, pour chaque jour de l'échantillon, à la volatilité implicite du même taux au même horizon ; il est important de raisonner en moyenne sur la durée jusqu'à expiration de l'option, car la volatilité implicite est la volatilité moyenne anticipée par un investisseur neutre au risque sur la vie de l'option<sup>②</sup>.

La structure du processus de simulation est très proche de celle du modèle GARCH(1,1) asymétrique décrite ci-dessus. La seule différence concerne l'hypothèse de distribution des erreurs de prévision standardisées ( $\varepsilon_t/\sigma_t = z_t$ ). L'hypothèse implicite du modèle GARCH (les erreurs  $z_t$  sont indépendantes et suivent une distribution normale) est rejetée, en raison de la présence d'une asymétrie positive et d'une kurtosis supérieure à 3. Pour reproduire ces caractéristiques, nous employons directement les  $z_t$  estimées dans la simulation. Pour chaque jour, nous sélectionnons au hasard un élément de  $z_t$  et ensuite itérons les deux équations suivantes, jusqu'à un horizon de 2 ans :

$$\begin{aligned} \sigma_{t+1}^2 &= \omega + \alpha \cdot (\sigma_t \cdot z_t)^2 + \beta \cdot \sigma_t^2 + \gamma \cdot \max(0, -(\sigma_t \cdot z_t))^2 \\ r_{t+1} &= \mu + \phi \cdot r_t + \sigma_{t+1} \cdot z_t \end{aligned}$$

Comme, pour chaque jour, nous avons 2 000 valeurs de volatilité effective anticipée de chaque taux d'intérêt sur les deux horizons de prévision, nous pouvons connaître la distribution de la volatilité anticipée. À partir de cela, nous calculons deux mesures de dispersion des prévisions de volatilité (écart type et centiles à 2,5 % et 97,5 %), qui nous permettent toutes deux de construire un intervalle de confiance de la volatilité anticipée<sup>③</sup>.

<sup>①</sup> Par exemple, pour chaque jour de l'échantillon, la volatilité effective anticipée à 6 mois est la moyenne, sur les 2 000 répliques, de la volatilité moyenne simulée dans les 6 mois suivant ce jour. <sup>②</sup> Ainsi, comparer la volatilité implicite à la date  $t$  et la volatilité effective à la date  $t$  (et non à la volatilité effective moyenne entre  $t+1$  et  $t+\tau$ ,  $\tau$  étant la durée jusqu'à expiration de l'option) définit une rémunération du risque qui repose sur une hypothèse d'une trajectoire aléatoire de la volatilité, ce qui a été fortement rejeté par de nombreuses applications de la méthodologie GARCH. <sup>③</sup> La volatilité de la volatilité, c'est-à-dire l'incertitude sur la volatilité future, devrait conduire les agents économiques à ajuster le prix des options par rapport aux valeurs résultant des seules prévisions de volatilité. Le prix des options sur swaps est fixé par le modèle de Black (1976), où les opérateurs intègrent la volatilité anticipée selon une formule de détermination des prix similaire à celle de Black et Scholes (1973). Cependant, puisque la volatilité est variable dans le temps, leur incertitude à son égard sera supérieure lorsque la volatilité de la volatilité est très élevée et ils augmenteront par conséquent le prix de l'option par rapport à la prévision centrale de la volatilité avec un intervalle de confiance plus grand.

trouver. Le deuxième donne des informations sur l'horizon sur lequel se concentre l'incertitude relative aux taux d'intérêt. Enfin, les volatilités implicite et anticipée sont susceptibles de changer nettement autour de l'annonce d'indicateurs, puisque les agents économiques répercutent l'ampleur de la surprise et son signe dans la distribution future des taux d'intérêt, en s'efforçant de suivre le processus qui gouverne la réaction des autorités monétaires<sup>7</sup>.

La volatilité implicite décroît généralement après la publication d'indicateurs, que la surprise soit positive ou négative, l'incertitude étant levée (Ederington et Lee (1993, 1996)). En revanche, la volatilité effective, paramètre prépondérant dans les modèles de prévision, a toujours tendance à augmenter après ces annonces. On pourrait donc s'attendre que nos mesures de rémunération du risque baissent. Pour l'analyse, nous distinguons surprises positives et négatives, car il est apparu que leurs répercussions sur le niveau et la volatilité des taux diffèrent selon leur signe.

Pour analyser les déterminants de la prime de risque de volatilité, nous procédons à des régressions de la prime – différence entre volatilité implicite et volatilité effective anticipée (pour les échéances et les horizons cités au graphique 3) – sur : le taux eurodollar 3 mois ; une mesure de la volatilité implicite du taux d'intérêt ; la pente de la courbe des rendements ; la pente de la structure par échéance de la volatilité ; un ensemble d'annonces macroéconomiques<sup>8</sup>.

Les résultats (tableau 1) laissent penser que la prime de risque de volatilité des taux américains dépend largement du niveau du taux eurodollar 3 mois et de la volatilité implicite à court terme. La courbe des rendements joue aussi un rôle, avec des valeurs cependant plus variables : son coefficient de régression est négatif dans deux cas significatifs sur trois, ce qui montre qu'une pente positive tend à induire une prime moindre. Puisqu'une pente positive signale à la fois une hausse des taux à terme (qui devrait déboucher

Le niveau et la volatilité des taux sont des déterminants significatifs...

<sup>7</sup> Fornari (2004) présente des estimations de l'incidence des annonces sur le niveau et la volatilité implicite des taux d'intérêt. Pour une discussion plus approfondie sur les annonces macroéconomiques, voir Fleming et Remolona (1999). D'autres variables initialement retenues, telles que prime de risque (écart de rendement entre obligations bien et mal notées) ou prime sur swaps (l'écart entre les taux des swaps et ceux des emprunts d'État), se sont finalement révélées statistiquement non significatives.

<sup>8</sup> Dans toutes ces régressions, nous avons pris la volatilité implicite du taux 1 an à horizon 3 mois. Une « surprise » est définie comme l'écart entre la valeur publiée d'un indicateur et la prévision consensuelle ; cet écart est normalisé pour permettre une comparaison entre indicateurs. On compte au total 35 indicateurs (16 pour les États-Unis, 5 pour la zone euro, 2 pour l'Allemagne, 5 pour la France et 7 pour l'Italie). États-Unis : indice des prix à la consommation (IPC), indice ISM (Institute for Supply Management), premières demandes d'indemnisation-chômage, emplois non agricoles, commandes de biens durables, PIB, mises en chantier de logements, indice CPM (Chicago Purchasing Managers), indice des indicateurs avancés, indice des prix à la production (IPP), ventes de détail, commandes aux usines, taux d'utilisation des capacités, production industrielle, balance commerciale et productivité. Zone euro : IPC, confiance des consommateurs, confiance des chefs d'entreprise et production industrielle. Allemagne : ventes de détail et indice ifo (climat des affaires). France : confiance des consommateurs, dépenses de consommation, IPC, production industrielle et IPP. Italie : IPC provisoire, production industrielle, IPP, rémunération horaire, ventes de détail, confiance des chefs d'entreprise et confiance des consommateurs.



Prime de risque de volatilité, swaps de taux sur dollar EU				
Régression sur	Taux 1 an		Taux 5 ans	
	Horizon 6 mois	Horizon 2 ans	Horizon 6 mois	Horizon 2 ans
Taux eurodollar 3 mois	0,108 (9,1)	0,092 (9,5)	0,041 (5,9)	0,078 (17,9)
Volatilité implicite	0,025 (11,8)	0,047 (26,0)	0,025 (16,5)	0,025 (21,5)
Pente de la courbe des taux	0,036 (2,4)	-0,042 (-3,5)	-0,032 (-3,5)	
Pente de la courbe de volatilité	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)
Demandes d'indemnisation- chômage (+)			0,033 (2,6)	0,014 (1,8)
Taux d'utilisation des capacités (+)				0,064 (1,6)
Mises en chantier de logements (-)	-0,132 (-3,4)	-0,082 (-2,0)	-0,064 (-2,2)	
Politique monétaire		0,092 (2,0)		0,048 (2,6)

Taux : variable dépendante de la régression ; horizon : durée résiduelle de l'option. Par exemple, un taux 1 an à horizon 6 mois correspond à la différence entre volatilité implicite du taux 1 an (swap) d'une option à horizon 6 mois et volatilité effective anticipée correspondante. Les chiffres entre parenthèses sont les valeurs t de Student. Volatilité implicite : du taux 1 an (swap) à horizon 3 mois ; pente de la courbe des taux : 10 ans moins 3 mois ; pente de la courbe de volatilité : moins la pente de la structure d'échéance de la volatilité (volatilité du taux 1 an moins volatilité du taux 10 ans calculées à partir d'options sur swaps à horizon 3 mois) ; ISM : indice de l'Institut pour la gestion des approvisionnements ; politique monétaire : dates auxquelles les représentants de la Fed ont fait des déclarations pendant la période de 2003 marquée par des craintes de déflation. Le signe (+) ou (-) après l'indicateur macroéconomique montre que seules les valeurs positives ou négatives de la surprise ont servi de régresseurs. Régression sur données journalières publiées entre le 1<sup>er</sup> janvier 1999 et le 8 avril 2005.

Tableau 1

sur une prime plus importante) et un cycle économique en phase d'expansion (qui devrait, à l'inverse, se traduire par une prime réduite), le second facteur apparaît prépondérant sur la période étudiée. On constate, en outre, que la pente de la structure par échéance de la volatilité pèse également sur la prime. Lorsque la volatilité anticipée à court terme dépasse celle à long terme, ce qui était habituel dans l'échantillon analysé, la prime tend à croître.

Sur 32 surprises touchant les indicateurs macroéconomiques américains (16 variables, chacune de deux signes possibles), trois ont effectivement influencé la prime de risque de volatilité à la date d'annonce quand les surprises étaient positives : l'indice ISM, les premières demandes d'indemnisation-chômage et le taux d'utilisation des capacités : les surprises positives ont tendance à accroître la prime. La seule nouvelle qui affecte systématiquement la prime de risque de volatilité (à la hausse) lorsqu'elle est négative (l'indicateur est inférieur aux anticipations) est la mise en chantier de logements.

En revanche, les événements concernant la politique monétaire (réunions du Comité fédéral de l'open market ou commentaires de représentants de la Réserve fédérale au moment des craintes de déflation) ne semblent pas avoir eu d'incidence claire sur la rémunération du risque de volatilité<sup>9</sup> : le résultat n'est significatif que par intermittences et le coefficient de la régression dénote une influence économique très limitée. Ce constat confirme que le degré d'incertitude associé à la politique monétaire a pu exercer un effet semblable sur la volatilité implicite et sur les anticipations de la volatilité effective.

...mais pas les événements concernant la politique monétaire

Une régression analogue sur les swaps de la zone euro montre un coefficient négatif pour le taux Euribor 3 mois : des taux d'intérêt plus élevés

Prime de risque de volatilité, swaps de taux sur euro				
Régression sur	Taux 1 an		Taux 5 ans	
	Horizon 6 mois	Horizon 2 ans	Horizon 6 mois	Horizon 2 ans
Taux Euribor 3 mois	-1,06 (-2,8)	-2,98 (-10,2)	-2,32 (-14,6)	-1,76 (-6,1)
Volatilité implicite	0,61 (5,5)	0,89 (11,8)	0,35 (9,0)	0,70 (10,3)
Pente de la courbe des taux	-3,95 (-7,1)	-3,79 (-7,9)	-2,57 (-14,2)	-5,83 (-15,6)
Pente de la courbe de volatilité	0,32 (2,2)	0,68 (6,9)	0,25 (4,8)	0,76 (7,9)
Italie, ventes de détail (-)	-0,85 (-2,0)	1,08 (1,8)		0,90 (1,9)
Allemagne, indice ifo (+)	2,22 (1,9)	1,08 (2,1)		0,98 (2,9)
Italie, IPP (+)		-2,10 (-3,8)		-1,76 (-6,1)
Zone euro, IPC (-)		-3,35 (-2,9)		0,70 (10,3)
Zone euro, IPP (-)	-2,83 (-3,4)	-1,45 (-2,7)		-5,83 (-15,6)
Italie, IPP (-)		-2,98 (-10,2)		0,76 (7,9)
Zone euro, confiance (+)		0,89 (11,8)		0,90 (1,9)

Taux : variable dépendante de la régression ; horizon : durée résiduelle de l'option. Par exemple, un taux 1 an à horizon 6 mois correspond à la différence entre volatilité implicite du taux 1 an (swap) d'une option à horizon 6 mois et volatilité effective anticipée correspondante. Les chiffres entre parenthèses sont les valeurs t de Student. Volatilité implicite : du taux 1 an (swap) à horizon 3 mois ; pente de la courbe des taux : 10 ans moins 3 mois ; pente de la courbe de volatilité : moins la pente de la structure d'échéance de la volatilité (volatilité du taux 1 an moins volatilité du taux 10 ans calculées à partir d'options sur swaps à horizon 3 mois) ; IPC : indice des prix à la consommation ; IPP : indice des prix à la production. Le signe (+) ou (-) après l'indicateur macroéconomique montre que seules les valeurs positives ou négatives de la surprise ont servi de régresseurs. Régression sur données journalières publiées entre le 1<sup>er</sup> janvier 1999 et le 8 avril 2005.

Tableau 2

<sup>9</sup> Pour tous détails concernant ces épisodes, voir Bernanke *et al.* (2004).

tendent à induire une prime de risque de volatilité moindre (tableau 2). Cette situation paraît essentiellement découler de la configuration d'après 2000, quand le taux Euribor a fluctué à l'intérieur d'une fourchette beaucoup plus étroite que le taux de l'eurodollar, dans un contexte de hausse de la prime de risque de volatilité au sein de la zone euro. Les autres variables financières (volatilité implicite, pente de la courbe des rendements et pente de la structure par échéance de la volatilité) présentent le même signe qu'avec le dollar, la pente de la courbe des rendements offrant en fait un profil plus uniforme et plus marqué. Contrairement à ce qui a été noté pour les variations journalières des taux d'intérêt (Ehrmann *et al.* (2005)), la prime de risque de volatilité de la zone euro ne semble pas influencée davantage par les indicateurs américains que par les données européennes. Les variables macroéconomiques significatives sont aussi bien les annonces propres à chaque pays que celles relatives à l'ensemble de la zone euro.

## Conclusion

La volatilité des taux d'intérêt implicite dans les options sur swaps s'est accrue dans toutes les grandes zones économiques entre 2001 et début 2004, mais de manière plus prononcée pour le segment court des taux américains et pour les options sur swaps à horizon proche. Nous avons cherché à savoir si l'augmentation de la volatilité implicite était conforme à celle de la volatilité anticipée ou si elle répondait à une hausse substantielle de la rémunération demandée pour supporter le risque de volatilité. Il apparaît que, sur la période, la volatilité du dollar reflétait une importante prime de risque de volatilité, qui a nettement diminué par la suite.

La prime de risque de volatilité dépend surtout du niveau et de la volatilité des taux d'intérêt. D'autres variables, telles que la pente de la courbe des échéances (qui anticipe le cycle économique) ou celle de la structure par échéance de la volatilité (qui indique l'horizon auquel la volatilité sera la plus forte), agissent également sur la prime. Les surprises macroéconomiques positives ont, elles aussi, tendance à l'accroître. Contrairement à la volatilité implicite, la prime de risque de volatilité ne semble pas avoir été influencée par les épisodes d'incertitude au sujet de la politique monétaire.

La prime de risque de volatilité ainsi calculée est évidemment fonction du modèle utilisé pour estimer les prévisions de volatilité effective. Les modèles auxquels nous avons recouru ne tiennent pas compte d'éventuelles ruptures dans le niveau des taux d'intérêt, ni d'hypothèses plus complexes concernant la distribution des erreurs de prévision. Il faudrait donc envisager de tester la robustesse de nos résultats sur des modèles plus généraux.

## Bibliographie

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

Banque des Règlements Internationaux (2005) : *75<sup>e</sup> Rapport annuel*.

- Bernanke, B. S., V. R. Reinhart et B. P. Sack (2004) : « Monetary policy alternatives at the zero bound : an empirical assessment », *Finance and Economics Discussion Series*, Federal Reserve Board, 2004–2048.
- Black, F. (1976) : « The pricing of commodity contracts », *Journal of Financial Economics*, 3, 167–179.
- Black, F. et M. S. Scholes (1973) : « The pricing of options and corporate liabilities », *Journal of Political Economy*, 31, 637–654.
- Bollerslev, T., M. Gibson et 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, 2004–2056.
- Ederington, L. H. et J. H. Lee (1993) : « How markets process information : news releases and volatility », *Journal of Finance*, 48, 1161–1191.
- Ederington, L. H. et J. H. Lee (1996) : « The creation and resolution of market uncertainty : the impact of information releases on implied volatility », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 31, 513–539.
- Ehrmann, M., M. Fratzscher et R. Rigobon (2005) : « Stocks, bonds, money markets and exchange rates : measuring international financial transmission », *NBER Working Paper Series*, n° 11166, mars.
- Engle, R. F. et V. K. Ng (1993) : « Measuring and testing the impact of news on volatility », *Journal of Finance*, 48, 1749–1778.
- Fleming, M. J. et E. M. Remolona (1999) : « What moves bond prices ? », *The Journal of Portfolio Management*, été, 28–38.
- Fornari, F. (2004) : « Marchés des options sur swaps : annonces macroéconomiques et volatilité implicite », *Rapport trimestriel BRI*, septembre.
- Fornari, F. et A. Mele (2005) : « Approximating volatility diffusions with CEV–ARCH models », *Journal of Economic Dynamics and Control*, à paraître.
- Nelson, D. et D. Foster (1995) : « Filtering and forecasting with misspecified ARCH models II : making the right forecast with the wrong model », *Journal of Econometrics*, 67, 303–335.
- Rosenberg, J. et R. F. Engle (2002) : « Empirical pricing kernels », *Journal of Financial Economics*, 64, 341–372.
- Tarashev, N., K. Tsatsaronis et D. Karampatos (2003) : « Un indicateur de l'aversion des investisseurs pour le risque », *Rapport trimestriel BRI*, juin.