



CEPII

**CENTRE
D'ÉTUDES PROSPECTIVES
ET D'INFORMATIONS
INTERNATIONALES**

No 2001 – 01
Janvier

Pouvoir prédictif de la volatilité implicite
dans le prix des options de change

Bronka Rzepkowski

Table of contents

RESUME	4
SUMMARY	5
I. INTRODUCTION	6
II. DIFFERENTS CONCEPTS DE VOLATILITE	8
2.1. <i>Volatilité historique ou non conditionnelle</i>	8
2.2. <i>Volatilité conditionnelle ou Garch</i>	9
2.3. <i>Volatilité implicite</i>	11
III. CONTENU INFORMATIONNEL ET POUVOIR PREDICTIF DE LA VOLATILITE IMPLICITE	12
3.1. <i>Présentation des différents tests</i>	12
3.2. <i>Données</i>	13
3.3. <i>Problèmes économétriques</i>	13
IV. ESTIMATIONS DES MODELES GARCH ET STATISTIQUES DESCRIPTIVES	14
4.1. <i>Estimations Garch</i>	14
4.2. <i>Prévision de la volatilité future à partir des modèles de type Garch</i>	21
4.3. <i>Statistiques descriptives et structure des autocorrélations</i>	22
V. LES RESULTATS DES TESTS D'ECHANTILLON ET HORS ECHANTILLON	23
5.1. <i>Résultats des tests de contenu informationnel et de pouvoir prédictif</i>	23
5.2. <i>Résultats des tests hors échantillon</i>	25
VI. INTERPRETATION DES BIAIS POUR LES MONNAIES EUROPEENNES	27
VII. CONCLUSION	29
ANNEXE 1	30
ANNEXE 2	31
ANNEXE 3	32
ANNEXE 4	33
ANNEXE 5	37
ANNEXE 6	31
REFERENCES	44
Liste des documents de travail réalisés par le CEPII	48

RESUME

Les marchés dérivés ont connu une très forte expansion ces dernières années. Une large variété d'options et de *futures* sont quotidiennement échangés sur indices boursiers, taux d'intérêt, obligations et devises. Ces marchés, en traitant l'information disponible plus rapidement que les marchés au comptant, produisent une information spécifique sur les anticipations des opérateurs. Une question importante pour les économistes, les analystes de marché et les banques centrales a trait au contenu informationnel de ces instruments.

L'une des évolutions majeures des années 1990 a été le développement du marché de gré à gré des options. Contrairement aux marchés organisés, les options sur ce marché sont cotées en volatilité implicite. Celle-ci reflète la variabilité anticipée du cours de l'actif sous-jacent sur la durée de vie de l'option ; elle fournit donc une évaluation du risque perçu par les opérateurs, dont l'avantage est d'être directement observable. Cette volatilité implicite est en fait souvent considérée comme la meilleure prévision de la volatilité future, quel que soit l'actif sous-jacent. La très grande majorité des études empiriques visant à mesurer le pouvoir prédictif de la volatilité implicite utilise des options traitées sur les marchés organisés. Le recours à une formule d'évaluation d'options est alors nécessaire pour extraire cette volatilité anticipée des prix d'options cotés. Dans ce cas, l'estimation implique un test d'hypothèses jointes d'efficacité informationnelle du marché des options et de validité du modèle d'évaluation d'options retenu.

Contrairement à ces études, les données utilisées dans cet article sont issues du marché de gré à gré. L'objectif est de déterminer si la volatilité implicite à-la-monnaie à un mois du dollar/yen et de différentes devises du MCE (mark/franc, mark/peseta et mark/lire) est une prévision sans biais et efficiente de la volatilité future de juillet 1995 à mars 1998. Les performances prédictives de cette volatilité sont comparées à celles de prévisions hors échantillon résultant de modèles de séries temporelles. Ces dernières peuvent être simples comme la volatilité historique ou historique pondérée ou provenir de l'estimation de modèles économétriques de type Garch et exponentiel Garch, ce dernier autorisant une réponse asymétrique de la variance conditionnelle en fonction du signe des chocs.

Alors que la volatilité implicite du dollar/yen est une prévision sans biais et conduit aux erreurs de prévision hors échantillon les plus faibles, l'efficacité informationnelle est rejetée pour les trois monnaies européennes. L'explication proposée dans cet article met l'accent sur un « problème du peso », issu des incertitudes sur l'entrée des pays, dès le premier tour, dans l'union monétaire. Dans ce contexte de changement de régime probable mais incertain, le taux de change à terme est susceptible de surestimer la dépréciation des monnaies à l'échéance. Or, la volatilité implicite étant à-la-monnaie, le prix d'exercice de l'option est égal au taux de change à terme. Ainsi, tout « problème du peso » sur le change peut entraîner un « problème du peso » sur la volatilité anticipée par le marché. La volatilité implicite surestimerait alors la volatilité future de manière systématique. Pour tester cette hypothèse, les erreurs de prévision ont été régressées sur un indicateur de l'asymétrie de la densité de probabilité du taux de change futur, révélatrice d'une éventuelle anticipation de changement de régime. Les tests valident cette hypothèse pour les trois devises européennes.

Mots-clés : efficacité, volatilité implicite, options, Garch, Exponentiel Garch.

JEL Classification : C22, G14, F37

SUMMARY

Derivative markets have experienced a huge expansion over the last decade. A large variety of options and futures on stock index, interest rate, bond and exchange rate are now daily traded. These markets conditioning the available information quicker than spot markets provide specific information revealing the expectations of market participants. One interesting point for economists, central banks and traders is related to the predictive power of these instruments.

One of the major evolution of the last past years was the development of the over-the-counter options market. Unlike Exchange Traded options, OTC options are quoted in implied volatility. This variable reflects the expected variability of the underlying asset over the life time of the option. It thus provides a measure of the perceived risk by traders with the great advantage to be directly observable. The implied volatility is often considered as the best forecast of the future volatility whatever the asset. The main part of empirical researches that aim at measuring the predictive power of the implied volatility use Exchange Traded options. An option valuation formula is hence necessary to extract the implied volatility from quoted option prices. Estimation relies then on a test of joint hypotheses: informationally efficient options market and validity of the chosen option model.

Unlike these studies, the data used in this paper come from the OTC market and do not rely on a specific valuation formula. The object is to determine if the one-month at-the-money implied volatility on the dollar/yen and on several European currency of the ERM (mark/franc, mark/peseta and mark/lira) is an efficient and unbiased predictor of the future volatility over the period July 1995 to March 1998. The predictive performance is compared to that of forecasts resulting from time series models. The latter may be a simple or weighted historical volatility or may come from the estimation of econometric models such as Garch or exponential Garch.

Whereas the implied volatility on the dollar/yen appears to be an unbiased predictor and lead to the lower out-of-sample forecast errors, the informational efficiency is rejected for the three European currencies. The explanation proposed in this paper highlights the presence of a potential peso problem, resulting from the uncertainty concerning the list of countries retained to join the monetary union. In this context of probable but uncertain regime change, the forward exchange rate is likely to overestimate the depreciation of the currencies at maturity. Now at-the-money options have a strike price equal to the forward exchange rate, therefore a peso problem affecting the exchange rate may also lead to a peso problem for the implied volatility. The implied volatility would then systematically overestimate the future volatility. To test this assumption, the forecast errors are regressed on an asymmetry indicator of the probability density function of the future exchange rate, revealing a eventual regime change. The results validate this hypothesis for the three European currencies.

Keywords : efficiency, implied volatility, options, Garch, Exponentiel Garch.

JEL Classification : C22, G14, F37

Pouvoir prédictif de la volatilité implicite dans le prix des options de change[#]

*Bronka Rzepkowski**

I. INTRODUCTION

Les marchés dérivés ont connu une très forte expansion ces dernières années. Une large variété d'options et de *futures* sont quotidiennement échangés sur indices boursiers, taux d'intérêt, obligations et devises. Ces marchés, en traitant l'information disponible plus rapidement que les marchés au comptant, produisent une information spécifique sur les anticipations des opérateurs. L'une des évolutions majeures des années 1990 a été le développement du marché de gré à gré. Contrairement aux marchés organisés, les options sur ce marché sont cotées en volatilité implicite. Celle-ci reflète la variabilité anticipée du cours de l'actif sous-jacent sur la durée de vie de l'option ; elle fournit donc une évaluation du risque perçu par les opérateurs, dont l'avantage est d'être directement observable.

Une question importante pour les économistes, les analystes de marché et les banques centrales a trait au contenu informationnel de ces instruments. Depuis l'épisode des crises du SME en 1992 et 1993, marqué par l'utilisation de plus en plus massive de ces instruments à des fins spéculatives (Moutot, 1994), de nombreuses banques centrales suivent attentivement ces marchés. L'objectif est non seulement de connaître le « sentiment » des opérateurs mais également de déceler les risques d'attaque spéculative, notamment lorsque la banque centrale poursuit un objectif intermédiaire de change (B.R.I., 1994). Campa et Chang (1996) ainsi que Malz (1996) ont mis en évidence la capacité de ces instruments à anticiper les crises du Mécanisme de Change Européen (MCE) à bandes étroites. Ainsi, la volatilité implicite dans le prix des options sur devises et sur taux d'intérêt est devenue un indicateur de tension régulièrement observé (Bank of Japan, 1995 ; Neuhaus, 1995). Le plus souvent, le suivi porte sur la volatilité implicite à la monnaie, c'est-à-dire sur des options dont le prix d'exercice est égal au taux d'intérêt ou au taux de change à terme.

Cette volatilité implicite est souvent considérée comme la meilleure prévision de la volatilité future, quel que soit l'actif sous-jacent. Cette assertion est généralement testée à partir de l'hypothèse jointe d'efficience informationnelle du marché des options - les prévisions devant être sans biais et les erreurs de prévision devant être orthogonales à l'ensemble d'information disponible -, et de validité du modèle d'évaluation d'option utilisé pour inférer la volatilité implicite. En effet, lorsque les études empiriques utilisent

[#]Je tiens à remercier Agnès Bénassy et Stéphanie Guichard ainsi que les deux lecteurs anonymes de la revue pour leurs remarques et suggestions. Je reste toutefois responsable des éventuelles erreurs ou insuffisances qui subsisteraient.

* Centre d'Etudes Prospectives et d'Informations Internationales (CEPII) : rzepkowski@cepii.fr

des options traitées sur les marchés organisés, le recours à une formule d'évaluation d'option est nécessaire pour extraire la volatilité anticipée des prix d'options cotés. Les conclusions de ces recherches s'avèrent contrastées. Les premières études, effectuées à partir de prévisions issues de volatilités implicites pondérées, relevaient davantage de prévisions en coupe transversale ; elles concluaient à un pouvoir prédictif supérieur de la volatilité issue des prix d'options relativement aux volatilités historiques (Latané et Rendleman, 1976 ; Chiras et Manaster, 1978 ; Beckers, 1981).

Dans une analyse de la volatilité en série temporelle, Scott et Tucker (1989)¹ ainsi que Wei et Frankel (1991) montrent que la volatilité inférée des prix d'options de change traitées sur le marché de Philadelphie (PHLX) constitue une prévision biaisée et excessivement volatile de la volatilité future. Jorion (1995) aboutit à une conclusion similaire en utilisant des options sur devises échangées sur le Chicago Mercantile Exchange. Scott (1992) attribue ces biais à une prime de risque de volatilité, sans le démontrer formellement. Pour Day et Lewis (1992),² la volatilité implicite de l'indice S&P100 contient une information supplémentaire par rapport aux modèles de type Garch (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity). Ce résultat est cependant contredit par Canina et Figlewski (1993) : la volatilité historique du S&P100 conduit aux meilleures performances prédictives. En outre, les tests de Lamoureux et Lastrapes (1993) rejettent la condition d'orthogonalité selon laquelle les prévisions issues des modèles Garch pour des actions individuelles, n'apportent pas d'information supplémentaire par rapport aux volatilités implicites. Contrastant avec les résultats antérieurs, l'étude de Xu et Taylor (1995) conclut que le marché des options de change de Philadelphie est efficient, les anticipations de volatilité future sur le dollar/yen, dollar/mark, dollar/franc suisse et livre sterling/dollar apparaissant sans biais et efficientes. Contrairement aux études précitées, les données utilisées dans cet article sont issues du marché de gré à gré. L'objectif est de déterminer si la volatilité implicite à la monnaie du dollar/yen et de différentes devises du MCE est une prévision sans biais et efficiente de la volatilité future. Les performances prédictives de cette volatilité sont comparées à celles de prévisions résultant de modèles de séries temporelles. Ces dernières peuvent être simples comme la volatilité historique ou historique pondérée, ou provenir de l'estimation de modèles économétriques de type Garch et exponentiel Garch (Nelson, 1991), ce dernier autorisant une réponse asymétrique de la variance conditionnelle en fonction du signe des chocs. La disponibilité limitée des données de volatilité implicite réduit le champ de l'étude aux monnaies du MCE les plus traitées, soit le mark/franc, mark/peseta et le mark/lire, depuis juillet 1995. De plus, l'exigence d'une liquidité de marché minimale impose de ne retenir que les options avec une échéance d'un mois. Toutes les prévisions de volatilité sont donc calculées sur cet horizon temporel.

La période retenue, juillet 1995 - mars 1998, s'inscrit dans une période de changement de régime avec l'avènement de la monnaie unique. Dans la mesure où les pays candidats à l'union monétaire n'étaient pas assurés d'entrer dès le premier tour, les probabilités subjectives de succès ou d'échec ont pu influencer les anticipations moyennes de taux de change et de volatilité. Un « problème du peso » (Krasker, 1980) est donc susceptible d'affecter les devises européennes sur la période de transition : le marché anticipe la

¹ Leurs tests d'hypothèses sont néanmoins invalidés, les régressions étant effectuées par les MCO sans correction des erreurs autocorrélées

² Leur conclusion doit être relativisée : l'horizon sur lequel est calculé la volatilité des rendements n'est pas égal à l'échéance des options.

possibilité d'un événement rare auquel est associée une faible probabilité de réalisation. Dès lors que l'événement attendu ne survient pas dans l'échantillon étudié, un biais est constaté, se traduisant par des erreurs de prévision systématiques du taux de change futur. Généralement, le « problème du peso » est testé sur les anticipations de change, l'originalité de ce papier est d'explorer cette hypothèse sur la volatilité anticipée issue du marché des options de change.

L'article s'organise comme suit : la première section présente les différents concepts de volatilité, la seconde les tests de contenu informationnel et de pouvoir prédictif, la troisième est consacrée aux estimations des modèles Garch. La quatrième partie expose les résultats des tests sur l'échantillon initial (juillet 1995 – avril 1997) et hors échantillon sur la période mai 1997 - mars 1998. La cinquième propose des explications plausibles à l'origine des biais observés pour les monnaies européennes et la dernière conclut.

II. DIFFERENTS CONCEPTS DE VOLATILITE

On distingue trois concepts de volatilité. Tout d'abord, la volatilité non conditionnelle ou historique n'est que la constatation *ex post* des fluctuations passées des taux de change. En revanche, la volatilité conditionnelle de type Garch permet d'extraire la partie anticipée *ex ante* de la volatilité historique sur la base de différentes spécifications possibles postulées sur le comportement de la variance conditionnelle. Enfin, la volatilité implicite dans le prix des options est une prévision de marché par nature tournée vers l'avenir.

2.1. Volatilité historique ou non conditionnelle

Deux mesures de volatilité historique, simple et pondérée, peuvent être utilisées. La volatilité historique simple est évaluée au moyen d'un écart type annualisé des fluctuations quotidiennes des taux de change passés, sur une fenêtre de 20 jours :

$$VH_t = \sqrt{\frac{1}{20} \sum_{i=1}^{20} R_{t-i+1}^2} \cdot 250,^3 \text{ où } R_t = \ln(S_t / S_{t-1}) \text{ est le rendement du taux de change. Cette}$$

mesure reflète la volatilité inconditionnelle des cours, c'est-à-dire qu'elle ne permet pas d'isoler la partie de la volatilité passée anticipée sur la base de l'information disponible. La volatilité historique est donc une mesure *ex post* des variations du change.⁴

La seconde mesure est une volatilité historique pondérée, assignant un poids plus élevé aux observations passées les plus récentes. Les poids décroissent de façon exponentielle avec le temps (Galati et Tsatsaronis, 1995). L'idée sous-jacente de ce schéma de pondération est que le marché accorde moins d'importance aux évolutions du cours de change les plus

³ Le terme de moyenne des rendements est ignoré ici ; très faible en quotidien, il n'est pas susceptible d'induire des biais perceptibles dans le calcul de la volatilité.

⁴ Considérée comme une prévision de la volatilité future, elle souffre d'un inconvénient majeur. Une fenêtre de τ jours est spécifiée dans le calcul de la volatilité ; or ce choix peut apparaître entièrement arbitraire, puisqu'il n'existe pas de tests statistiques permettant de déterminer une fenêtre optimale. De plus, l'hypothèse que la volatilité calculée sur la base des τ jours précédents reste la même pour les τ prochains jours peut apparaître restrictive.

éloignées dans le temps. Cette volatilité, sur une fenêtre d'un mois, est définie comme

suit : $VHP_t = \sqrt{\frac{1}{20} \sum_{i=1}^{20} R_{t-i+1}^2}$ où $R = \sqrt{w_j \cdot R_j^2}$. La valeur du facteur de pondération est

donnée par : $w_j = \lambda^{i-1} \frac{1-\lambda}{1-\lambda^{20}}$, où $\lambda = 0.94$ à l'échéance d'un mois.⁵

2.2. Volatilité conditionnelle ou Garch

La volatilité historique ou inconditionnelle est la somme de deux composantes, l'une anticipée l'autre non. Or, ce qui importe pour la prise de décision financière des opérateurs est le niveau de la volatilité anticipée, qui constitue une évaluation du risque *ex ante*. La mesure de la volatilité conditionnelle issue des modèles économétriques de type Garch permet d'extraire cette volatilité anticipée en ignorant la volatilité due à des événements de type « news » ou chocs aléatoires. Cette mesure de volatilité permet donc d'appréhender la volatilité, telle qu'elle est anticipée par le marché *ex ante* sur la base de l'information disponible, liée à l'évolution passée de la volatilité. A ce titre, elle peut être comparée à la volatilité implicite des options de change. De plus, elle permet de mesurer l'effet de persistance propre aux séries financières : à des périodes troublées, où de fortes variations des cours de change, positives ou négatives sont susceptibles d'être suivies par des fluctuations de même amplitude, succèdent des périodes calmes dans lesquelles prévalent de faibles fluctuations des taux de change.

Ce type de modèle Arch, d'abord introduit par Engle (1982) et généralisé par Bollerslev (1986), a fait l'objet de nombreuses études empiriques (Hsieh, 1989 ; Baillie et Bollerslev, 1989). La spécification la plus répandue est le Garch(1,1) qui permet une représentation assez générale des processus de volatilité conditionnelle.⁶

$$R_t = \mathbf{m} + \mathbf{e}_t \quad \text{où} \quad \mathbf{e}_t \sim D(0, h_t) \quad (1)$$

μ représente la pente d'une tendance temporelle déterministe du prix de l'actif. Les erreurs sont non-auto corrélées sur la base de l'hypothèse de bruit blanc, mais elles ne sont pas indépendantes, puisque liées par leur moment du second ordre. Ce modèle fait dépendre la variance conditionnelle d'une combinaison linéaire du carré des erreurs de prévision et de la variance conditionnelle de la période précédente.

$$h_t = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 \cdot \mathbf{e}_{t-1}^2 + \mathbf{b}_1 \cdot h_{t-1} \quad (2)$$

L'équation (2) modélise la variance conditionnelle des erreurs comme une variable aléatoire. \mathbf{a}_0 est une constante, \mathbf{a}_1 est un coefficient liant la valeur passée du carré des résidus au niveau courant de la variance ; \mathbf{b}_1 est un coefficient qui lie la variance courante

⁵ La valeur de λ est tirée de JPMorgan's Riskmetrics.

⁶ Bollerslev, Chou et Kroner (1992) proposent une revue de littérature exhaustive des modèles de type Garch. Ils montrent que la spécification Garch(1,1) est préférée dans la plupart des cas.

à celle de la période précédente. Plus $\mathbf{a}_1 + \mathbf{b}_1$ est proche de un, plus la persistance est élevée. Pour garantir la positivité de la variance, les paramètres sont tels que $\mathbf{a}_0 > 0$ et $\mathbf{a}_1, \mathbf{b}_1 \geq 0$. La condition $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ assure que la variance non conditionnelle des ε_t est finie (Bollerslev, 1986) ; dans ce cas la variance non conditionnelle est égale à $\frac{\alpha_0}{1-\alpha_1-\beta_1}$.

Selon cette spécification, l'impact des chocs sur la variance conditionnelle est symétrique ; ils sont supposés avoir un même effet, qu'ils soient positifs ou négatifs. De plus, l'effet d'un choc sur la volatilité courante se réduit de manière géométrique dans le temps.

Deux caractéristiques indésirables des modèles Garch peuvent apparaître : une variance conditionnelle intégrée et des résidus standardisés non normaux (Hsieh, 1989). Puisque les modèles Garch(1,1) appliqués aux taux de change connaissent une persistance particulièrement forte dans la variance conditionnelle, le modèle Igarch(1,1) de Engle et Bollerslev (1986) est testé également à des fins prédictives (Lopez, 1995). Dans ce modèle intégré en variance ($\mathbf{a}_1 + \mathbf{b}_1 = 1$), l'importance des variances passées et des erreurs de prévision ne décroît pas avec le temps ; un choc sur la variance conditionnelle actuelle se répercute sur toutes les valeurs futures prévues. Il ne peut donc pas y avoir de phénomène de retour à la moyenne de la variance conditionnelle. En outre, la variance non conditionnelle n'est pas définie.

$$h_t = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 \cdot \varepsilon_{t-1}^2 + (1 - \mathbf{a}_1)h_{t-1} \quad (3)$$

Pour répondre aux deux problèmes mentionnés, d'autres densités sur les erreurs peuvent être proposées, comme la distribution t de Student ou la distribution de l'erreur généralisée⁷ (GED), et une autre spécification de la variance conditionnelle de type Garch asymétrique peut être envisagée (Nelson, 1991 ; Higgins et Bera, 1992 ; Glosten, Jagannathan et Runkle, 1993 ; Ding, Granger and Engle, 1993). L'impact asymétrique des chocs sur la variance conditionnelle a été mis en évidence par Black (1976) et confirmé par French, Schwert et Staumbaugh (1987). Hsieh (1989) montre que le garch exponentiel s'ajuste bien mieux au séries de taux de change que le simple Garch(1,1), tandis que Engle et Ng (1993), comparant l'asymétrie des réponses aux news de différentes spécifications de la variance conditionnelle, montrent que la variabilité de la variance conditionnelle issue du modèle Egarch est trop élevée. Parmi les modèles Garch asymétriques, le modèle Garch exponentiel de Nelson a souvent été utilisé pour tester l'efficacité informationnelle du marché des options. Les prévisions issues d'une spécification Egarch(1,0) sont ainsi comparées à la volatilité implicite dans le prix des options de change de Philadelphie (Xu et Taylor, 1995). Day et Lewis (1992) confrontent le pouvoir prédictif de la volatilité implicite sur l'indice S&P 100 avec les prévisions issues d'un Egarch(1,1). Le problème

⁷ La densité d'une variable aléatoire normalisée pour avoir une moyenne de 0 et une variance de 1, suivant une distribution de l'erreur généralisée est donnée par : $f(z) = \frac{v \cdot \exp\left[-1/2 \left|z/\mathbf{I}\right|^v\right]}{\mathbf{I} \cdot 2^{(1+1/v)} \Gamma(1/v)}$ où $\Gamma(\cdot)$ est la fonction Gamma et

$\mathbf{I} \equiv \left[2^{(-2/v)} \Gamma(1/v) / \Gamma(3/v)\right]^{1/2}$. Le paramètre v mesure la taille des queues de distribution ; pour $v=2$, la densité est normale, pour $v < 2$, la densité a des queues de distribution supérieures à celle de la distribution normale. Lorsque $v=1$, z suit une distribution exponentielle double. Pour tout $v > 2$, les queues de distribution sont plus fines que celle issues de la loi normale.

soulevé par cette étude est que l'horizon de prévision hebdomadaire du modèle diffère de l'échéance des options, ce qui biaise les résultats de leurs tests. Les tests conduits à partir d'un modèle Egarch (1,0) et Egarch(1,1) dans cet article évitent cette incohérence des horizons de prévision.

Le modèle Garch exponentiel fait dépendre le logarithme de la variance conditionnelle de celui de la période précédente, des chocs standardisés en (t-1) et de l'écart entre la valeur absolue des chocs standardisés et leur espérance en (t-1).

$$\ln(h_t) = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 \ln(h_{t-1}) + \mathbf{g}_0 \frac{e_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \mathbf{g}_1 \left[\frac{|e_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}} - E \left(\frac{|e_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}} \right) \right] \quad (4)$$

Lorsque la distribution des résidus standardisés est normale, $E \left(\frac{|e_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}} \right) = \sqrt{2/\mathbf{p}}$, et

lorsqu'elle suit une GED : $E \left(\frac{|e_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}} \right) = \frac{\Gamma[2/n]}{\{\Gamma[1/n], \Gamma[3/n]\}^{1/2}}$. Les paramètres \mathbf{a}_0 , \mathbf{a}_1 , \mathbf{g}_0 et \mathbf{g}_1 ne

sont pas contraints, contrairement à ceux du modèle Garch. Ce modèle présente deux avantages relativement au modèle Garch standard. Alors que le modèle Garch postule que seule l'amplitude et non le signe des résidus passés a un impact sur la variance conditionnelle, le modèle Egarch permet une réponse asymétrique de la variance conditionnelle aux chocs positifs ou négatifs des résidus de la période précédente. Lorsque le coefficient \mathbf{g}_0 est négatif, la volatilité conditionnelle peut augmenter en cas de chocs négatifs et baisser dans le cas contraire. L'effet « amplitude » est appréhendé par l'écart entre la valeur absolue des résidus standardisés et son espérance. Le second avantage du modèle Egarch est que la variance non conditionnelle est finie dès lors que $\mathbf{a}_1 < 1$, ce qui est moins restrictif que la condition $\alpha_1 + \beta_1 < 1$.

2.3. Volatilité implicite

Les options de change sur le marché de gré à gré sont cotées en volatilité implicite. Celle-ci est notamment fonction du prix d'exercice et de l'échéance choisis par le client. Les opérateurs insèrent cette volatilité anticipée dans la formule de Black et Scholes – ou Garman et Kohlhagen (1983) pour les options de change – pour calculer le prix de l'option correspondant. Cette convention de marché facilite la comparaison des prix d'options de prix d'exercice différents et permet de visualiser la structure à terme des anticipations de volatilité future. Mais, elle traduit surtout l'importance accordée à ce facteur dans l'évaluation de ces produits dérivés. Becker (1981) a montré que la volatilité implicite à-la-monnaie est préférable à tout schéma de pondération des volatilités implicites de prix d'exercice différents, en tant que prévision de la volatilité future : les prix des options à-la-monnaie sont en effet les plus sensibles à une variation de la volatilité du sous-jacent relativement aux options dans et en dehors de-la-monnaie.⁸ Seules les options à la monnaie sont considérées ici, c'est-à-dire celles dont le prix d'exercice est égal au taux de change à

⁸ Une option d'achat sur devise est dite en dehors de-la-monnaie (dans-la-monnaie) lorsque son prix d'exercice est supérieur (inférieur) au taux de change à terme. Une option de vente est dite en dehors de-la-monnaie (dans-la-monnaie) lorsque son prix d'exercice est inférieur (supérieur) au taux de change à terme.

terme ; elles sont de fait les options les plus traitées sur le marché. Il s'agit de la moyenne du cours acheteur et vendeur proposés par les opérateurs. On supposera dans la suite de cet article que la volatilité à la monnaie à l'instant t est la volatilité anticipée par le marché jusqu'à l'échéance de l'option, soit sur le mois suivant. Cette prévision de marché, conditionnelle à l'information disponible, sera comparée à une simple volatilité historique, une volatilité historique pondérée, ainsi qu'aux mesures de volatilité conditionnelle issue des modèles Garch présentés.

III. CONTENU INFORMATIONNEL ET POUVOIR PREDICTIF DE LA VOLATILITE IMPLICITE

Si la volatilité implicite à la monnaie est l'estimateur optimal de la volatilité future, alors elle doit être une prévision sans biais et ses erreurs de prévision doivent être orthogonales à l'ensemble d'information disponible. Cette condition d'orthogonalité implique donc que les prévisions de volatilité issues de modèles de séries temporelles ne peuvent apporter une information supplémentaire significative par rapport à la volatilité implicite.

3.1. Présentation des différents tests

Deux types de tests sont effectués. Les tests de contenu informationnel mesurent la capacité de la volatilité implicite à prédire la volatilité future sur un horizon plus court que l'échéance de l'option. Au contraire, les tests de pouvoir prédictif imposent l'égalité entre l'horizon de prévision et la durée de vie de l'option.

Le test de contenu informationnel détermine s'il existe une information utile dans la volatilité implicite à un mois pour prédire la volatilité réalisée le lendemain.

$$\sqrt{250} \cdot R_{t+1}^2 = a + bVI_t^{t+20} + \mathbf{e}_{t,t+1} \quad (5)$$

On s'attend à ce que le coefficient b soit positif. Les tests de pouvoir prédictif s'attachent à établir si la volatilité implicite est une prévision sans biais de la volatilité future, celle-ci étant calculée à partir de l'écart type annualisé des fluctuations du taux de change sur vingt jours. Le degré de précision de la prévision est donc le point considéré par la régression suivante :

$$VR_{t,t+20} = a + bVI_t^{t+20} + \mathbf{e}_{t,t+20} \quad (6)$$

Le test typique d'efficacité des marchés consiste à vérifier, dans un premier temps, que le coefficient b n'est pas significativement différent de 1 et la constante a de 0 pour démontrer l'absence de biais dans les anticipations. Puisque les erreurs de prévision doivent être nulles en espérance, c'est-à-dire orthogonales à n'importe quelle prévision formée rationnellement, la valeur de ces paramètres doit être la même pour n'importe quel ensemble d'information disponible à l'instant t . Le test de Fisher permet de tester l'absence de biais ($a=0$ et $b=1$) ainsi que la condition d'orthogonalité des erreurs de prévision, où l'hypothèse nulle est ($a=0$, $b=1$ et $c=0$). Toute autre mesure de la volatilité future ne peut apporter d'information supplémentaire significative relativement à la volatilité implicite.

$$VR_{t,t+20} = a + bVI_t^{t+20} + cV_t^{ST} + \mathbf{e}_{t,t+20} \quad (7)$$

où V_t^{ST} est la prévision de la volatilité future issue des modèles de série temporelle. De plus, afin de tester la présence d'un « problème de peso » qui affecterait la volatilité implicite, les erreurs de prévisions sont régressées sur un indicateur de l'asymétrie de la densité de probabilité du taux de change anticipé. Celle-ci révèle l'étendue des cours anticipés par le marché, ainsi que les probabilités associées à chacun des cours. Si une monnaie est affectée par un « problème du peso », alors la queue de distribution à droite est plus épaisse que celle à gauche, traduisant un risque de forte dépréciation de la monnaie domestique plus probable qu'une appréciation de même amplitude. La densité de probabilité peut même être bimodale, si deux scénarii s'affrontent sur le marché. Un instrument dérivé, traité sur le marché de gré à gré, permet d'apprécier cette asymétrie. Il s'agit du *risk reversal* ou risque de retournement. Positif (négatif), celui-ci traduit la présence d'une queue de distribution épaisse à droite (gauche).

$$(VR_{t,t+20} - VI_t^{t+20}) = a + b.rrv_t^{t+20} + \mathbf{e}_{t,t+20} \quad (8)$$

3.2. Données

Les taux de change quotidiens du mark/franc, mark/peseta, mark/lire et du dollar/yen sont issus de la base de données du Service d'Analyse des Marchés Financiers Internationaux de la Banque de France. Ils sont reportés chaque jour à 14h30. La volatilité implicite à la monnaie de ces devises à l'échéance d'un mois est extraite de l'écran Reuters quotidiennement par la Direction des Changes ; il s'agit d'options traitées sur le marché de gré à gré. Ces séries sont disponibles pour l'ensemble des volatilités implicites depuis juillet 1995. Il s'agit d'options européennes, dont l'exercice ne peut intervenir avant l'échéance, contrairement aux options américaines. Les cotations pour des échéances plus éloignées ne sont pas disponibles pour le mark/lire et mark/peseta sur l'ensemble de la période juillet 1995 à mars 1998, aussi seule l'échéance d'un mois a-t-elle été retenue. Les données de *risk reversal* à un mois proviennent du site Internet de J.P. Morgan. Cet instrument dérivé est composé de l'achat d'une option d'achat (call) et de la vente d'une option de vente (put), les deux options étant en dehors de la monnaie, c'est-à-dire avec un prix d'exercice supérieur au taux de change à terme pour le call et inférieur pour le put (Reider, 1994). Ces séries ont été reportées de manière systématique par J.P. Morgan depuis janvier 1996.

3.3. Problèmes économétriques

Pour tester l'hypothèse d'absence de biais et la condition d'orthogonalité des erreurs, deux problèmes doivent être soulevés : le premier concerne la corrélation sérielle des erreurs, le second a trait aux biais des échantillons de taille finie.

Le problème économétrique majeur pour effectuer ces tests réside dans le fait que les observations sont quotidiennes, fréquence supérieure à l'échéance d'un mois des options de change. La volatilité implicite chaque jour constitue alors une prévision de la volatilité future sur des périodes se chevauchant. La prévision quotidienne de la volatilité sur un horizon temporel d'un mois introduit un chevauchement dans les termes d'erreurs,

conduisant à de l'autocorrélation. Un biais baissier apparaît dans les erreurs standards issues des moindres carrés ordinaires (MCO). Les estimations des coefficients sont certes efficaces, mais les variances estimées sont biaisées. Le fait est que, l'estimation par les MCO postule que chaque jour apporte une observation totalement nouvelle relativement aux jours précédents et que le nombre élevé d'observations permet une estimation précise des coefficients, alors que la plupart des nouvelles observations sont en fait redondantes.

Différentes solutions ont été envisagées pour traiter cette autocorrélation des erreurs.⁹ L'une d'entre elle consiste à supprimer les données qui se chevauchent au prix d'une perte d'information d'autant plus importante que l'échéance considérée est élevée. La solution généralement appliquée repose sur la méthode de Hansen et Hodrick (1980) et Hansen (1982) pour traiter l'hétéroscédasticité et la corrélation sérielle permettant de corriger asymptotiquement les erreurs standards des MCO. Canina et Figlewski (1993) et Jorion (1995) appliquent cette méthode, ainsi que Galati et Tsatsaronis (1995) qui utilisent de plus Newey et West (1987) pour assurer la positivité de la matrice de variance covariance. Les procédures de White (1980) et de Newey West (1987) sont utilisées ici pour traiter les erreurs hétéroscédastiques et auto corrélées dans le cadre de la méthode généralisée des moments avec une fenêtre correspondant à l'horizon de la prévision, soit vingt jours.

La seconde source de biais résulte du fait que les corrections apportées ne sont valables qu'asymptotiquement. Galati et Tsatsaronis (1995) ainsi que Lamoureux et Lastrapes (1993) génèrent des distributions empiriques par la méthode de Monte Carlo afin de calculer des valeurs critiques pour les tests. Puis, ils examinent la différence entre les distributions d'échantillons finis de petite taille et les distributions asymptotiques, différence susceptible de conduire à des biais importants lorsque le chevauchement des données est élevé. Ces études mettent en évidence des biais substantiels, mais qui ne sauraient rendre compte de la totalité des biais observés (Jorion, 1995).

IV. ESTIMATIONS DES MODELES GARCH ET STATISTIQUES DESCRIPTIVES

Les estimations des différentes spécifications garch, sont réalisées sur la période juillet 1995 – avril 1997 ; elles sont ensuite utilisées pour générer des prévisions de la volatilité future à l'échéance d'un mois. Ces prévisions pourront être comparées avec les volatilités implicite et historiques.

4.1. Estimations GARCH

Une spécification Garch(p,q) a été estimée, où p est l'ordre de la forme autorégressive de la variance conditionnelle et q celui de la partie moyenne mobile. Les tests de ratio de vraisemblance effectués ne permettent pas de rejeter la spécification Garch(1,1) dans plus de 93% des cas, relativement à des processus d'ordre inférieur ou égal à 5 d'un

⁹ La méthode utilisée par la Banque du Japon (1995) pour traiter de ce problème est celle de Cochrane-Orcutt ; néanmoins, cette méthode n'est pas nécessairement celle appropriée pour la corrélation sérielle issue d'un chevauchement de données.

Garch(p,q).¹⁰ De plus, la valeur du critère de Schwarz est la plus faible pour le Garch(1,1) sur l'ensemble des monnaies (cf. annexe 1).¹¹ Les paramètres estimés des modèles Garch(1,1), Igarch(1,1), Egarch(1,1) et Egarch(1,0) sont présentés respectivement dans les tableaux 1, 2 et 3. Les estimations ont été réalisées à partir de l'algorithme de Bernt-Hall-Hausman, à l'aide du logiciel Gauss.

Deux distributions pour les erreurs sont distinguées dans les spécifications Garch(1,1) et Egarch : une loi normale et une distribution de l'erreur généralisée (GED). La distribution de t a été ignorée, Taylor (1994) et Xu et Taylor (1995) ayant montré qu'une distribution GED conduit à de meilleurs résultats qu'une distribution t de student pour les taux de change. Puisqu'une distribution normale est une GED avec $\nu=2$, on peut utiliser le test du ratio de vraisemblance pour déterminer quelle distribution s'ajuste le mieux aux données.

Pour comparer les spécifications Egarch(1,1) et Egarch(1,0) d'une part et les spécifications Garch(1,1) et Igarch(1,1), le test du ratio de vraisemblance peut également être mobilisé. Mais, entre le Garch(1,1) et le Egarch(1,1) ou Egarch(1,0), Heynen, Kemna et Vorst (1994) proposent de retenir le critère d'information d'Akaike. Celui-ci est défini par $AIC = -2.\ln(L) + 2.(nb \text{ de paramètres})$. Plus la valeur du critère est faible, meilleur est l'ajustement.

¹⁰ Si $L1$ est le maximum de la log-vraisemblance du modèle non contraint et $L0$ celui du modèle contraint, alors la statistique du test du ratio de vraisemblance est égale à : $2(L1-L0)$, qui suit asymptotiquement un χ^2 avec un degré de liberté égal au nombre de paramètres contraints.

¹¹ On retiendra $p=1$ et $q=1$ pour les autres spécifications de type Igarch et Garch asymétrique.

Tableau 1 : Estimations du modèle GARCH(1,1)

$$r_t = \mu + e_t$$

$$h_t = a_0 + a_1 \cdot e_{t-1}^2 + b_1 h_{t-1}$$

Devises	μ	a_0	a_1	b_1	v	$a_1 + b_1$	Log - Vraisem- blance	LR test N/Ged	Critère d' Akaike
DEM/FRF									
Garch(1,1) - N	-0.00473 (-1.01)	0.00017* (2.97)	0.13962* (5.70)	0.86285* (42.27)		1.00247	270.3796		-532.7592
Garch(1,1)-Ged	-0.00278 (-0.68)	0.00013 (1.51)	0.13000* (3.61)	0.87264* (29.12)	1.2577* (11.13)	1.00264	284.8420	28.9248 [0%]	-559.684
DEM/ITL									
Garch(1,1) - N	-0.02599 (-1.42)	0.00041 (0.71)	0.02685* (3.68)	0.96908* (125.40)		0.99593	-251.1308		510.2616
Garch(1,1)-Ged	-0.03771* (-2.28)	0.00106 (0.80)	0.03449* (2.18)	0.95809* (54.20)	1.31325* (11.01)	0.99258	-241.2761	19.7094 [0%]	492.5522
DEM/ESP									
Garch(1,1) - N	-0.00483 (-0.53)	0.00071* (4.34)	0.07205* (6.00)	0.91320* (75.00)		0.98525	111.4858		-214.9716
Garch(1,1)-Ged	-0.01597* (-2.83)	0.00103 (1.92)	0.11458* (2.99)	0.86472* (23.77)	1.03089* (13.91)	0.9793	155.1193	87.267 [0%]	-300.2386
USD/JPY									
Garch(1,1) - N	0.0644* (2.52)	0.01016* (2.34)	0.0915* (4.35)	0.8842* (32.70)		0.9757	-404.3502		816.7004
Garch(1,1)-Ged	0.0688* (2.88)	0.00857 (1.49)	0.06907* (2.38)	0.90755* (24.27)	1.40239* (11.89)	0.97662	-395.7905	17.1194 [0%]	801.581

*significativement différent de zéro au seuil de 5%. Le p-values du test du ratio de vraisemblance sont entre crochets.

Pour l'ensemble des devises, le test du ratio de vraisemblance conclut qu'une distribution GED sur les résidus standardisés est préférable pour décrire le comportement des rendements du taux de change. Le paramètre estimé ν est en effet inférieur à 2 pour les spécifications Garch et Garch exponentiel, traduisant l'existence de queues de distribution épaisses relativement à celles d'une loi normale (tableau 1 et 3). Ce résultat confirme les conclusions de nombreuses études empiriques (Bollerslev et Engle, 1986 ; Baillie et Bollerslev, 1989 ; Vlaar et Palm, 1993).

Si l'on compare le Garch et Igarch sous l'hypothèse de normalité des résidus, il apparaît que ce dernier conduit aux valeurs du critère AIC les plus faibles ; de plus le test du ratio de vraisemblance conclut également en faveur du Garch intégré en variance. Ce résultat corrobore les estimations du modèle Garch(1,1), qui faisaient apparaître un très fort degré de persistance des chocs sur la variance conditionnelle.

Tableau 2 : Estimations du modèle IGARCH(1,1)

$$r_t = \mu + e_t$$

$$h_t = a_0 + a_1 \cdot e_{t-1}^2 + (1 - a_1) \cdot h_{t-1}$$

Devises	μ	a_0	a_1	Log - Vraisemblance	Critère d'Akaike
DEM/FRF	-0.00474 (-1.02)	0.00017* (3.51)	0.13795* (15.43)	270.3785	-534.757
DEM/ITL	-0.02609 (-1.44)	0.00045 (0.91)	0.02790* (8.51)	-251.1376	508.2752
DEM/ESP	-0.00462 (-0.53)	0.00054* (7.33)	0.05887* (14.11)	111.2411	-216.4822
USD/JPY	0.06437* (2.51)	0.0097* (3.38)	0.0887* (8.91)	-404.3541	814.7082

*significativement différent de zéro au seuil de 5%

Le modèle Egarch a été estimé dans sa version symétrique ($g_0 = 0$) et dans sa version asymétrique ($g_0 \neq 0$), même si Taylor (1994) rappelle qu'il existe des théories plausibles pour des g_0 négatifs pour les actions¹² mais qu'il n'existe aucune justification à un g_0 non différent de 0 dans les modèles de taux de change. Aussi, généralement seuls des modèles Egarch symétriques ont-ils été estimés pour les devises (Xu et Taylor, 1995). Néanmoins, certains faits empiriques, observés notamment au sein du MCE, tendent à montrer que toute dépréciation importante d'une monnaie domestique est associée à une augmentation de sa volatilité implicite, phénomène qui peut persister sur plusieurs mois (Pagès, 1996). Des

¹² La relation négative entre les rendements d'une action et sa volatilité conditionnelle s'explique par l'endettement de l'entreprise. Lorsque le prix de l'action chute, le rapport dettes sur fonds propres augmente. Le risque associé à cette action croît également, puisque la volatilité est une fonction croissante et concave de l'endettement (Christie, 1982 ; Pagan et Schwert, 1990). Pour une entreprise non endettée, un effet similaire est dû au levier opérationnel. Des coûts fixes plus importants diminuent la valeur de l'entreprise et celle des actions, tout en faisant croître le risque lié à son activité d'exploitation. Ces coûts fixes accrus conduisent à un impact sur la volatilité des cours d'action analogue au levier financier (Black, 1976).

justifications micro-économiques aux réponses asymétriques de la volatilité face aux chocs ont été proposées par Sentana et Wadhvani (1992), dont le champ de validité ne se limite pas aux seuls marchés boursiers. Avec un modèle de «feedback traders», agents qui suivent le trend du marché et qui ont un accès plus limité à l'information que leurs contreparties, les réponses de la volatilité aux «mauvaises» nouvelles sont plus élevées que celles produites par les «bonnes» nouvelles. Aussi, prendre en compte cette asymétrie, dans le cadre de modèles de type Garch appliqués aux taux de change, peut éventuellement améliorer la qualité de la prévision.

Le paramètre g_0 est positif et significatif pour l'échantillon des rendements du mark/franc et du dollar/yen quel que soit le choix de la distribution des résidus : un choc positif sur le rendement supérieur au trend μ de la période se traduit par une augmentation de la variance conditionnelle la période suivante. Le paramètre g_0 est négatif dans le cas des actions alors qu'il est positif dans le cas des taux de change, puisque toute augmentation du rendement du cours de change correspond à une dépréciation de la monnaie domestique (franc et yen). L'effet amplitude des chocs renforce l'effet signe dans le cas du franc ($g_1 > 0$), tandis qu'il l'atténue dans le cas du yen ($g_1 < 0$). La non-significativité du paramètre g_0 dans les estimations du modèle Egarch(1,1) pour la lire et de la peseta révèle une relation asymétrique entre la volatilité conditionnelle et les chocs passés moins stable que les effets Garch.

Tableau 3 : Estimations du modèle EGARCH

$$r_t = \mu + e_t$$

$$\ln h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln h_{t-1} + g_0 \cdot \frac{e_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + g_1 \cdot \left[\frac{|e_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}} - E \left(\frac{|e_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}} \right) \right]$$

	μ	α_0	α_1	g_0	g_1	ν	Log- vraisem- blance	LR test N / GED	LR Test $g_0 = 0 / \neq 0$	Critère d' Akaike
DEM/FRF										
Egarch(1,1)-N	-0.00086 (-0.20)	-0.05411* (-2.55)	0.98305* (193.83)	0.06783* (2.94)	0.28617* (7.21)	2	271.8508		4.6194 [3.16%]	-533.7016
Egarch (1,0)-N	-0.00455 (-1.23)	-0.06617* (-2.70)	0.98002* (163.01)		0.30973* (7.10)	2	269.5408			-531.0816
Egarch (1,1)-GED	-0.00089* (-0.23)	-0.05316* (-1.53)	0.98740* (122.48)	0.08376* (2.18)	0.26856* (4.57)	1.25097* (11.09)	287.0663	30.4316 [0%]	4.8948 [2.69%]	-562.1326
Egarch (1,0)-GED	-0.00268 (-0.70)	-0.06633 (-1.64)	0.98449* (103.43)		0.29782* (4.58)	1.25216* (11.25)	284.6189	30.1418 [0%]		-559.2378
DEM/ITL										
Egarch (1,1)-N	-0.02985 (-1.62)	-0.0032 (-0.56)	0.99802* (286.29)	-0.01125 (-0.74)	0.05925* (3.78)	2	-250.5663		0.4462 [50.42%]	511.1326
Egarch (1,0)-N	-0.02899 (-1.58)	-0.00214 (0.40)	0.99846* (305.23)		0.06272* (4.09)	2	-250.7894			509.5788
Egarch (1,1)-GED	-0.03882* (-2.34)	-0.00933 (-0.82)	0.99583* (148.06)	-0.00821 (-0.33)	0.06949* (2.24)	1.3272* (10.64)	-241.4622	18.2082 [0%]	0.139 [70.93%]	494.9244
Egarch (1,0)-GED	-0.03818* (-2.31)	-0.00091 (-0.83)	0.9960* (155.36)		0.07281* (2.36)	1.32545* (10.80)	-241.5317	18.5154 [0%]		493.0634

	μ	\mathbf{a}_0	\mathbf{a}_1	\mathbf{g}_0	\mathbf{g}_1	ν	Log- vraisem- blance	LR test N / GED	LR Test $\mathbf{g}_0 = 0 / \neq 0$	Critère d' Akaike
Egarch (1,1)-N	-0.00271 (-0.36)	-0.11921* (-3.91)	0.95892* (98.70)	0.03687 (1.70)	0.18517* (6.77)	2	111.0683		1.085 [29.76%]	-212.1366
Egarch (1,0)-N	-0.00516 (-0.67)	-0.08912* (-3.66)	0.9674* (125.79)		0.17177* (6.72)	2	110.5258			-213.0516
Egarch (1,1)-GED	-0.01597* (-2.85)	-0.13135 (-1.94)	0.96200* (48.50)	0.0079 (0.16)	0.22986* (3.55)	1.02614* (13.39)	154.5706	87.0046 [0%]	0.0294 [86.39%]	-297.1412
Egarch (1,0)-GED	-0.0161* (-2.89)	-0.12697 (-1.92)	0.96314* (49.69)		0.22853* (3.63)	1.0245* (13.49)	154.5559	88.0602 [0%]		-299.1118
USD/JPY										
Egarch (1,1)-N	0.0739* (2.39)	-0.0195* (-3.53)	0.98657* (226.06)	0.11745* (7.80)	-0.0989* (7.05)	2	-384.1088		41.0064 [0%]	778.2176
Egarch (1,0)-N	0.0808* (3.13)	-0.0223 (-1.79)	0.97399* (89.96)		0.1787* (4.70)	2	-404.6120			817.224
Egarch (1,1)-GED	0.07149* (3.11)	-0.01925* (-32.05)	0.98674* (214.51)	0.12478* (11.70)	-0.11* (-7.68)	1.7131* (15.32)	-380.5265	7.1646 [0.74%]	31.134 [0%]	773.053
Egarch (1,0)-GED	0.0767* (3.20)	-0.0256 (-1.43)	0.9779* (64.93)		0.1476* (2.77)	1.4068* (12.19)	-396.0935	17.037 [0%]		802.187

*significativement différent de zéro au seuil de 5%.. Les p-values du test du ratio de vraisemblance sont entre crochets.

Le test du ratio de vraisemblance permet de déterminer si une spécification symétrique ou asymétrique est préférable. Lorsque le paramètre g_0 n'est pas significatif (peseta et lire), la version symétrique produit de meilleurs résultats indépendamment de la distribution. Dans le cas du franc et du yen, la logvraisemblance augmente significativement pour la version asymétrique du modèle.

Enfin, si l'on compare les log-vraisemblances des Egarch avec les Garch ou Igarch, selon le critère AIC, la spécification Egarch asymétrique avec une distribution GED s'avère être meilleure pour le franc et surtout pour le yen, tandis que le Garch-GED est plus adapté pour la lire et la peseta.

4.2. Prédiction de la volatilité future à partir des modèles de type Garch

Les paramètres estimés de ces différents modèles vont permettre de calculer les prévisions de la volatilité à un mois. Celles issues du modèle Egarch avec une distribution GED ont été écartées en raison de difficultés liées aux calculs de la moyenne géométrique de la variance conditionnelle. Les prévisions de la volatilité future à l'échéance d'un mois du modèle Garch(1,1), sous la contrainte que $\mathbf{a}_1 + \mathbf{b}_1 < 1$ sont calculées à partir de la moyenne des prévisions quotidiennes sur les 20 jours¹³, toutes réalisées au même instant :

$$V_{t,t+20}^G = \sqrt{\frac{1}{20} \sum_{i=1}^{t+20} \hat{h}_{t+i}} \quad \text{où} \quad (9)$$

$$h_{t+1} = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 \cdot \mathbf{e}_t^2 + \mathbf{b}_1 \cdot h_t \quad \text{et}$$

$$\hat{h}_{t+i} = \frac{\mathbf{a}_0}{1 - \mathbf{a}_1 - \mathbf{b}_1} + (\mathbf{a}_1 + \mathbf{b}_1)^{i-1} \left(h_{t+1} - \frac{\mathbf{a}_0}{1 - \mathbf{a}_1 - \mathbf{b}_1} \right), \quad i = 1, 2, 3, \dots$$

Les prévisions issues du modèle Igarch(1,1) ont été déterminées à partir de l'équation (10) :

$$h_{t+1} = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 \cdot \mathbf{e}_t^2 + (1 - \mathbf{a}_1) \cdot h_t$$

$$V_{t,t+20}^{IG} = \sqrt{\frac{(20-1)}{2} \cdot \mathbf{a}_0 + h_{t+1}} \quad (10)$$

Les prévisions de la volatilité issues d'un modèle Egarch(1,1) asymétrique ou Egarch(1,0) symétrique, avec une distribution normale sur les résidus, sont définies à partir d'une moyenne géométrique (11) :

¹³ $h_{t+1} = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 \cdot \mathbf{e}_t^2 + \mathbf{b}_1 \cdot h_t$ qui converge vers la volatilité de long terme : $E_t[h] = \frac{\mathbf{a}_0}{1 - \mathbf{a}_1 - \mathbf{b}_1}$. La
 $E_t[h_{t+2}] = \mathbf{a}_0 + (\mathbf{a}_1 + \mathbf{b}_1) \cdot h_{t+1}$
 $E_t[h_{t+3}] = \mathbf{a}_0 + (\mathbf{a}_1 + \mathbf{b}_1) \cdot E_t[h_{t+2}]$
 prévision moyenne à l'instant t pour les τ périodes suivantes est donné par :
 $h_{t,t+\tau} = (h_{t+1} + E_t[h_{t+2}] + E_t[h_{t+3}] + \dots + E_t[h_{t+\tau}]) / \tau$.

$$\ln \overline{h_{t,t+20}} = \frac{1}{20} \sum_{k=1}^{t+20} \ln E_t [h_{t+k}] \quad (11)$$

Heynen, Kemna et Vorst (1994) ont montré qu'une prévision de la volatilité basée sur une moyenne arithmétique ne dépend que des paramètres α_0 et α_1 du processus Egarch. Or, la spécificité du modèle Egarch repose sur les coefficients estimés γ_0 et γ_1 , aussi la moyenne arithmétique a-t-elle été écartée. Les paramètres ont été estimés sous la restriction $\mathbf{a}_1 < 1$, qui assure que la variance non conditionnelle est finie.

$$\ln(h_{t+1}) = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 \ln(h_t) + \mathbf{g}_0 \cdot \frac{\mathbf{e}_t}{\sqrt{h_t}} + \mathbf{g}_1 \cdot \left[\frac{|\mathbf{e}_t|}{\sqrt{h_t}} - \sqrt{2/\mathbf{p}} \right]$$

$$20 \cdot \overline{\ln(h_{t,t+20})} = \ln(h_{t+1}) + \ln(h_{t+1}) \cdot \sum_{k=2}^{20} \mathbf{a}_1^{k-1} + (\mathbf{a}_0 - \mathbf{g}_0 \cdot \sqrt{2/\mathbf{p}}) \cdot \sum_{k=2}^{20} \frac{1 - \mathbf{a}_1^{k-1}}{1 - \mathbf{a}_1} + \frac{1}{2} \cdot (\mathbf{g}_0^2 + \mathbf{g}_1^2) \cdot \sum_{k=2}^{20} \frac{1 - \mathbf{a}_1^{2(k-1)}}{1 - \mathbf{a}_1^2} + \sum_{k=2}^{20} \sum_{m=0}^{k-2} \ln[Fm(\mathbf{a}_1, \mathbf{g}_0, \mathbf{g}_1) + Fm(\mathbf{a}_1, -\mathbf{g}_0, \mathbf{g}_1)] \quad (12)$$

$$\text{où } Fm(\mathbf{a}_1, \mathbf{g}_0, \mathbf{g}_1) = N[\mathbf{a}_1^m \cdot (\mathbf{g}_1 + \mathbf{g}_0)] \cdot \exp[\mathbf{a}_1^{2m} \cdot \mathbf{g}_0 \cdot \mathbf{g}_1]$$

4.3. Statistiques descriptives et structure des autocorrélations

L'annexe 2 présente des statistiques sommaires, moyenne, écart-type, minimum et maximum des différentes séries de volatilité sur un horizon temporel d'un mois. A l'examen des différentes moyennes, une première constatation relative aux volatilités implicites peut être faite : la valeur moyenne de ces séries est nettement supérieure à celle des volatilités réalisées pour les trois monnaies européennes, traduisant une surévaluation systématique. Cette surévaluation, de juillet 1995 à avril 1997, est de 17,76% pour le mark/franc, de 39,38% pour le mark/peseta, 20,59% pour le mark/lire et seulement 7,68% pour le dollar/yen. Elle semble donc plus prononcée pour les monnaies européennes.¹⁴

La structure des autocorrélations des rendements des quatre taux de change et des différentes prévisions de la volatilité à un mois est présentée dans l'annexe 3. Les rendements apparaissent non corrélés. Au contraire, la volatilité à un jour présente une autocorrélation faible mais significative pour différents retards, suggérant que la volatilité est persistante. Les volatilités à un mois présentent toutes les caractéristiques des données qui se chevauchent, à savoir une très forte autocorrélation et de faibles écart-types. Les

¹⁴ Cependant, comme le note Reider (1995), ce phénomène touche la majorité des monnaies dans une proportion plus ou moins importante : sur la période mai 1992 - décembre 1994 par exemple, la volatilité implicite du dollar canadien surestime dans plus de 86% des cas la volatilité réalisée à l'échéance ; cette proportion passe à 75% pour la livre sterling et 70% pour le dollar/mark et dollar/yen. Par conséquent, il apparaît que cette surestimation n'affecte pas uniquement les monnaies faisant l'objet d'un accord de change.

séries de volatilités sont en effet caractérisées par de purs processus autorégressifs avec un retour à la moyenne très lent : l'ordre de grandeur du terme autorégressif est comparable pour les différentes monnaies, entre 0,944 et 0,9955. Pour la volatilité implicite du franc à un mois par exemple, le terme autorégressif est égal à 0,9624, un choc sur la volatilité implicite a par conséquent une demi-vie d'environ 18 jours ($\ln(0,5)/\ln(0,9624)$). Celle du mark/lire est de 27 jours, tandis que pour le mark/peseta elle est égale à 22,5 jours, enfin pour le dollar/yen, elle vaut 25 jours. Il reste encore une autocorrélation positive à l'horizon de 100 jours pour les quatre monnaies, la lire italienne présentant un degré de persistance le plus élevé. La statistique du test de Dickey Fuller Augmenté est également reportée en annexe 3 pour les séries de volatilité. Les tests de stationnarité concluent que les variables sont I(0) soit autour d'une constante, soit autour d'un trend déterministe, le seuil de significativité retenu pour rejeter la non stationnarité étant de 10%.

V. LES RESULTATS DES TESTS D'ECHANTILLON ET HORS ECHANTILLON

Cette section examine le contenu informationnel et le pouvoir prédictif des volatilités historiques, implicites ainsi que conditionnelles Garch, Garch-Ged, Igarch, Egarch(1,1) et Egarch(1,0). Les tests réalisés sur l'échantillon initial, soit de juillet 1995 à avril 1997, sont exposés dans les annexes 4 et 5. Parce que ces tests peuvent être biaisés en faveur des spécifications Garch, des tests hors échantillon sont également conduits sur la période mai 1997 – mars 1998 (annexe 6).

5.1. Résultats des tests de contenu informationnel et de pouvoir prédictif

Le contenu informationnel des volatilités implicites a été estimé par les moindres carrés ordinaires, en utilisant les procédures de White et de Newey West. Les estimations font ressortir des résultats contrastés. La volatilité implicite du mark/peseta et du mark/lire constitue la meilleure prévision de la volatilité réalisée le lendemain, en terme de R². Les prévisions sont certes biaisées, mais l'information délivrée englobe celle des mesures alternatives de volatilité. Au contraire, les volatilités implicites du mark/franc et du dollar/yen revêtent une capacité prédictive limitée, inférieure aux autres prévisions. Les tests d'emboîtement montrent que l'information contenue dans les différentes volatilités est complémentaire.

Tableau 4 : Contenu informationnel des différentes mesures de la volatilité future en terme de R²

	VH	VHP	VI	Garch	Igarch	Garch-Ged	Egarch(1,1)	Egarch(0,1)
à un jour								
DEM/FRF	24,15%	24,76%	24,74%	35,15%	35,19%	35,47%	31,96%	35,20%
DEM/ITL	8,33%	8,62%	11,72%	8,53%	8,57%	8,81%	8,36%	8,20%
DEM/ESP	5,8%	6,86%	10,21%	6,29%	6,22%	6,44%	6,66%	6,51%
USD/JPY	13,12%	18,96%	12,62%	24,38%	23,43%	21,40%	7,93%	24,62%

Bien que la volatilité implicite soit une prévision de marché, révisée chaque jour à l'arrivée de nouvelles informations, son contenu informationnel n'est pas nécessairement supérieur à celui d'une simple volatilité historique (cf. le dollar/yen). Cependant, l'horizon de prévision de la volatilité implicite étant d'un mois, les tests de pouvoir prédictif sont susceptibles de relativiser cette conclusion.

Ces tests sont conduits à partir de l'équation suivante : $VR_{t,t+20} = a + (1 - b')VI_t^{t+20} + cV_t^{ST} + e_{t,t+20}$, où l'on teste $b'=0$, plutôt que $b=1$ dans l'équation (7). De ces tests, il ressort que seule la volatilité implicite du dollar/yen est une prévision sans biais de la volatilité future. Le test de Fisher rejette l'hypothèse nulle ($a=0$ et $b'=0$) pour les monnaies européennes. Les biais observés pour les volatilités implicites du MCE sont moins importants que ceux enregistrés pour les volatilités historiques, mais ils sont plus élevés que les biais des volatilités de type Garch.¹⁵ Précisément, le paramètre b est de l'ordre de 0.91 pour le franc contre 0.7 pour la lire et 0.56 pour la peseta. La volatilité implicite de la lire s'avère être une prévision excessivement volatile, puisque la constante est positive et la pente significativement inférieure à 1. Lorsque la volatilité implicite est élevée par rapport à sa moyenne, les anticipations des opérateurs auraient tout intérêt à être revues à la baisse, tandis qu'elles devraient être corrigées à la hausse en période de volatilité implicite inférieure à sa moyenne.

Pour l'ensemble des devises, le test de Fisher rejette l'hypothèse $a=0$, $b'=0$ et $c=0$. Les volatilités implicites du mark/peseta et mark/lire, même si elles sont biaisées, elles englobent l'information contenue dans les autres volatilités. Dans le cas du franc, toutes les volatilités apportent une information supplémentaire relativement à la prévision issue du marché des options de change. Une meilleure prévision de la volatilité future sur cette devise pourrait donc être réalisée en tenant compte des volatilités historiques ou de type Garch. Quant à la volatilité implicite du dollar/yen, celle-ci n'est pas efficiente, le coefficient c sur la volatilité Egarch(1,1) étant significativement différent de zéro.

En tout état de cause, l'hypothèse selon laquelle la volatilité implicite à-la-monnaie est une prévision sans biais et efficiente de la volatilité future n'est pas validée par les régressions effectuées sur l'échantillon initial pour l'ensemble des quatre monnaies. Les prévisions sont biaisées dans le cas des monnaies européennes et la volatilité implicite du dollar/yen est certes sans biais mais non efficiente.

Cependant, ces résultats peuvent être soumis à un biais d'échantillon (Day et Lewis, 1992). De plus, les paramètres des modèles de type Garch ont été estimés *ex post*, ce qui biaise aussi l'interprétation : les prévisions générées à l'instant t l'ont été, non pas sur la base de l'information connue en t , mais sur la base de toutes les observations, passées et futures. Aussi est-il plus naturel de procéder à des tests hors échantillon, lorsqu'il s'agit de

¹⁵ Plusieurs volatilités historiques et conditionnelles apparaissent sans biais. Dans le cas du franc, seules les volatilités Egarch sont des prévisions biaisées. Pour la lire, le test de Fisher ne rejette pas l'hypothèse d'absence de biais pour toutes les volatilités de type Garch, tout comme pour celles du dollar/yen (exception faite de la volatilité Igarch). De plus, le pouvoir prédictif de la volatilité issue du modèle Egarch(1,1) pour le dollar/yen, prévision sans biais de la volatilité future, est environ deux fois plus important que celui de la volatilité implicite. Ce résultat est vraisemblablement lié au fait que les paramètres du modèle Egarch ont été estimés *ex post* sur l'ensemble de l'échantillon. Enfin, concernant la peseta, les prévisions issues du modèle Garch avec distribution normale et GED sont également sans biais.

comparer le pouvoir prédictif de modèles concurrents, dont les prévisions dépendent d'un ensemble d'information à chaque instant.

5.2. Résultats des tests hors échantillon

Cette section compare la capacité prédictive *ex ante* des différentes mesures de volatilité à l'échéance d'un mois à partir de tests hors échantillon. L'échantillon couvre la période du 2 mai 1997 au 11 mars 1998. Les performances sont évaluées, dans un premier temps, par l'erreur de prévision moyenne (EM), l'erreur absolue moyenne (EAM) et la racine de l'erreur au carré moyenne (RMSE) (Lamoureux et Lastrapes, 1993 ; Xu et Taylor, 1995).

$$\begin{aligned}
 EM &= \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{t+n} (V_t^P - VR_{t,t+20}) \\
 EAM &= \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{t+n} |V_t^P - VR_{t,t+20}| \\
 RMSE &= \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^{t+n} (V_t^P - VR_{t,t+20})^2}
 \end{aligned} \tag{13}$$

n est le nombre de prévisions quotidiennes hors échantillon, n est ici égal à 216. $V_{p,t}$ est le niveau de la volatilité prédite à l'instant t jusqu'en $t+20$; $VR_{t,t+20}$ est la volatilité réalisée entre t et $t+20$.

Pour s'assurer que les comparaisons ne sont pas biaisées en faveur des modèles de séries temporelles, les prévisions de type Garch sont construites sur la base de l'information disponible aux traders à l'instant de leur propre prévision. Les paramètres des différents modèles Garch sont donc réestimés quotidiennement à l'arrivée de nouvelles données sur les taux de change, en maintenant la taille de l'échantillon constante, soit 460 observations ; les premières observations de l'échantillon initial disparaissent donc progressivement. Ce processus est répété jusqu'à l'obtention de 216 prévisions quotidiennes de la volatilité à un mois.

Les erreurs de prévision hors échantillon, présentées dans le tableau 5, sont les plus faibles pour la volatilité implicite du dollar/yen, relativement à toute autre prévision (cf. EAM et RMSE). Elles sont, au contraire, parmi les plus élevées pour les volatilités implicites des monnaies européennes. Les meilleures performances sont réalisées par de simples volatilités historiques et historiques pondérées, tandis que les volatilités Egarch et Igarch conduisent à des erreurs de l'ordre de grandeur de celles observées pour les volatilités implicites, voire supérieures. Ce résultat corrobore une caractéristique de l'échantillon initial : la surévaluation de la volatilité réalisée par la volatilité implicite est un phénomène plus marqué pour les monnaies européennes. Pour les observations hors échantillon, le niveau moyen de surévaluation est de 71,65% dans le cas du franc, de 64,19% pour la peseta et de 26,70% pour la lire italienne contre -2,16% pour le dollar/yen.

Néanmoins, Fair et Shiller (1990) ainsi que Lopez (1995) ont montré les limites du RMSE lorsqu'il s'agit de comparer les performances prédictives de modèles concurrents. Il supprime un montant d'information important. Si deux prévisions ont des RMSE proches, on ne peut pas trancher sur les mérites respectifs de chacune des prévisions ; même si une

prévision a un RMSE plus faible, il se peut que la prévision avec le RMSE plus élevé contienne une information non disponible dans l'autre.

Tableau 5 : Erreurs hors échantillon

	VH	VHP	VI	Garch	Igarch	Garch-Ged	Egarch (1,1)	Egarch (1,0)
DEM/FRF								
EM	0,0009738	0,00084827	0,00446035	0,00319515	0,00394842	0,00398225	0,00463047	0,00260428
EAM	0,00183165	0,00186134	0,00447235	0,00332105	0,00401964	0,00416942	0,00464638	0,00459901
RMSE	0,00234846	0,00237604	0,00587404	0,00383681	0,00459197	0,00453915	0,00511253	0,00520133
DEM/ITL								
EM	0,00254254	0,00216633	0,00593413	0,00546291	0,00770579	0,00641435	0,00545469	0,00677801
EAM	0,00821465	0,00798792	0,00990851	0,00936548	0,01034778	0,00966342	0,00890618	0,0099649
RMSE	0,01142428	0,01095962	0,01147234	0,01143314	0,01220558	0,0119774	0,01177205	0,01260488
DEM/ESP								
EM	0,00118966	0,00103828	0,00590729	0,00515898	0,00623779	0,00552223	0,00585337	0,00764016
EAM	0,00245465	0,00235314	0,00639384	0,00528689	0,00639237	0,00566713	0,00622951	0,00766528
RMSE	0,00324442	0,00314444	0,00760381	0,00608074	0,00727342	0,00646946	0,00825122	0,00862925
USD/JPY								
EM	0,00265264	0,00268559	-0,00272942	-0,00661614	0,01241913	-0,01097561	-0,01441246	-0,01080685
EAM	0,0282601	0,02758968	0,02021845	0,02499927	0,02606276	0,02370958	0,02382802	0,02481481
RMSE	0,0357623	0,03550374	0,02773772	0,03251716	0,0339746	0,03156421	0,03088952	0,03210032

Une vision plus approfondie de la nature des différentes prévisions peut être obtenue en régressant la volatilité réalisée sur les prévisions alternatives hors échantillon, tout comme pour les tests réalisés sur l'échantillon initial. Des tests de pouvoir prédictif de la volatilité implicite sur le mark/franc, mark/peseta et mark/lire sont donc conduits pour déterminer si les erreurs de prévision élevées des volatilités implicites témoignent réellement d'une plus faible capacité prédictive. Il est en fait important de distinguer erreurs de prévision et pouvoir prédictif : dès lors que la volatilité implicite surestime la volatilité future dans une proportion constante dans le temps, en dépit d'erreurs de prévision élevées, elle peut néanmoins posséder une capacité prédictive supérieure aux autres prévisions.

Les tests hors échantillon corroborent les conclusions des tests réalisés sur l'échantillon initial. Le test de Fisher rejette l'hypothèse d'absence de biais et d'orthogonalité des erreurs de prévision. Les volatilités implicites européennes ont tendance à surestimer significativement la volatilité future. A la différence de la volatilité à-la-monnaie du franc et de la peseta, celle de la lire possède un contenu informationnel spécifique qui englobe celui des mesures de volatilité alternatives.

Le pouvoir prédictif, mesuré en terme de R^2 , est le plus élevé pour la volatilité à-la-monnaie du franc et de la lire italienne. Il apparaît particulièrement faible et inférieur à celui des autres mesures de volatilité dans le cas de la peseta. Ce résultat est vraisemblablement lié à la plus faible liquidité et à l'étroitesse du marché des options de change sur cette devise. En effet, le rapport de la B.R.I. (1999) sur l'activité du marché des changes et des marchés dérivés indique que les encours d'options sur la peseta s'élevaient à seulement 21,1 milliards de dollars à la fin juin 1998 contre environ 329 sur le franc et 200 sur la lire. En revanche, le modèle Egarch(1,1) conduit aux meilleures performances prédictives pour cette devise. Généralement, l'effet signe des chocs sur la variance conditionnelle a été

ignoré dans les estimations de type Garch asymétrique, l'argument étant qu'il n'existe aucune théorie du taux de change permettant de justifier un tel choix. Or, les estimations réalisées montrent que la prise en compte de cet effet, significatif sur certaines périodes, peut améliorer sensiblement la qualité et la précision des prévisions. La spécification de type Egarch(1,1) sur le marché des changes s'avère donc être une piste pour de nouvelles recherches empiriques, notamment en intégrant d'autres distributions que la loi normale pour générer des prévisions.

VI. INTERPRETATION DES BIAIS POUR LES MONNAIES EUROPEENNES

Le rejet de l'hypothèse d'efficience informationnelle du marché des options de change peut être imputé au fait que ce marché n'est pas suffisamment actif et liquide, notamment pour la peseta. La rationalité des opérateurs de marché peut également être en cause. Ils surréagiraient à l'arrivée de nouvelles information (Stein, 1989), en accordant systématiquement davantage d'importance aux données les plus récentes au détriment de l'information passée (Kahneman et Tversky, 1974). En outre, leur schéma d'interprétation de l'information serait biaisé. En situation d'incertitude, l'information privilégiée est celle qui renforce leur croyance *a priori*. L'événement attendu est le plus souvent jugé plus probable qu'il ne l'est (Camerer, 1987). Dans ce cas, il conviendrait d'établir si les biais constatés sont significatifs économiquement, en simulant des règles de trading dynamique, qui tenteraient de tirer profit des options mal évaluées après la prise en compte des coûts de transaction (Harvey et Whaley, 1992).

Assez souvent, les biais de prévision de la volatilité implicite sont attribués à la présence d'une prime de risque de volatilité variable (Scott, 1992 ; Lamoureux et Lastrapes, 1993 ; Guo, 1996). La volatilité n'étant pas un actif négociable, une prime de risque systématique ou non diversifiable serait susceptible d'affaiblir le lien entre la volatilité implicite et les anticipations de volatilité. Cette explication apparaît cependant *ad hoc* dans la mesure où ces auteurs ne la testent pas explicitement.¹⁶

Une autre interprétation des biais observés sur les monnaies du MCE peut également être avancée, qui apparaît plus pertinente dans le contexte du passage à la monnaie unique. Celle-ci a trait à un « problème du peso ». Puisque les pays candidats à l'union monétaire n'étaient pas assurés d'entrer dès le premier tour, un changement de politique en cas d'échec devenait un scénario tout à fait probable. Notamment, les marges de manœuvre offertes par le MCE à bandes élargies pouvaient être utilisées afin d'améliorer la compétitivité-prix des pays. Un scepticisme plus ou moins prononcé des marchés financiers à l'égard de l'Italie¹⁷ et de l'Espagne, le sort de ce dernier pays paraissant indéfectiblement

¹⁶ Mais, il est particulièrement difficile de tester cette hypothèse, car elle nécessite d'inférer la volatilité anticipée par le marché à partir d'un modèle d'évaluation d'options à volatilité stochastique. Or, lorsque ceux-ci ont été utilisés à cette fin, la prime de risque de volatilité a toujours été postulée nulle, afin de simplifier la formule d'évaluation de Hull et White (1987). Des modèles de type Heston (1983) ou Bates (1996-b) s'avèrent plus appropriés, en ce qu'ils ne nécessitent pas d'imposer la nullité de cette prime de risque de volatilité, pour obtenir une estimation de la volatilité anticipée.

¹⁷ Ce pays a réintégré le MCE le 26 novembre 1996.

lié à celui de l'Italie malgré une situation différente des finances publiques, a pu alimenter des anticipations de forte dépréciation de ces monnaies. Dans une telle situation, le taux de change à terme intègre la possibilité d'un relâchement de la politique de taux de change stable et peut donc surestimer l'ampleur de la dépréciation à l'échéance.

Or, les volatilités implicites sont à-la-monnaie ; elles ont donc un prix d'exercice égal au taux de change à terme. Ainsi, la volatilité implicite est susceptible de surévaluer de manière systématique la volatilité future. Si la volatilité implicite est soumise à un « problème du peso », alors l'écart entre la volatilité réalisée et prédite est susceptible de dépendre de l'asymétrie de la densité de probabilité du taux de change anticipé par le marché.¹⁸ Afin de tester cette hypothèse, les erreurs de prévision commises par la volatilité implicite des devises européennes sont régressées sur le *risk reversal*, qui indique le degré d'asymétrie de la distribution de probabilité des cours futurs. Les tests sont conduits sur la période juillet 1995 - mars 1998 pour le franc et le yen. En raison de l'indisponibilité des séries de *risk reversal* sur la lire et la peseta avant janvier 1996, les tests sont aussi réalisés sur un sous-échantillon pour l'ensemble des monnaies. Un examen rapide des séries montre que le prix du *risk reversal* sur le dollar/yen a oscillé autour de zéro sur la période, alors qu'il est resté positif pour les monnaies européennes, traduisant la présence d'anticipations de forte dépréciation de ces devises plus probable qu'une appréciation d'égale amplitude.

Tableau 6 : Erreurs de prévision et asymétrie des anticipations

$$(VR_{t+1mois} - VI_t) = a + b.rrv_t + \varepsilon_t$$

	a	b	R ² corrigé
DEM/FRF (676 obs.)	-0.0527 (-0.37)	-0.5505* (-2.66)	8.42%
DEM/FRF (530 obs.)	-0.0636 (-0.68)	-0.7613* (-5.00)	20.83%
DEM/ESP (530 obs.)	-0.1810 (-0.88)	-1.7115* (3.75)	15.66%
DEM/ITL (530 obs.)	0.5861* (2.00)	-1.7192* (5.74)	22.93%
USD/JPY (676 obs.)	-0.2010 (-0.44)	0.7195 (1.75)	2.60%
USD/JPY (530 obs.)	-0.1592 (-0.32)	0.1962 (0.34)	0.03%

*significativement différent de zéro au seuil de 5%. Les t entre parenthèses sont corrigés par la procédure de White.

¹⁸ Une autre piste pour tester la présence d'un problème du peso est de recourir à un modèle d'évaluation d'option autorisant des sauts du taux de change. Un processus de diffusion à saut (Malz, 1996), version simplifiée du modèle de Bates (1996-a), a été estimé sur la période janvier 1996 – mars 1998 afin d'inférer la volatilité anticipée, conditionnelle à l'absence de saut du taux de change. Cette volatilité est corrigée de l'anticipation de changement de régime. Les tests de pouvoir prédictif réalisés avec cette nouvelle volatilité concluent que la volatilité implicite du franc est une prévision sans biais de la volatilité future, mais non efficiente, une simple volatilité historique apportant une information supplémentaire significative. Le manque de profondeur du marché de gré à gré des options de change sur la lire et surtout la peseta semble être à la source de la persistance des biais observés (cf. chiffres de la B.R.I. (1999)). Ces estimations sont disponibles à la demande.

Les résultats présentés dans le tableau 6 montrent que, plus le niveau du *risk reversal* des devises européennes est élevé, plus la volatilité implicite surestime la volatilité réalisée. Des biais durables apparaissent donc dans la formation des anticipations, susceptibles de générer des profits systématiques. Ces biais sont nettement plus marqués pour la peseta. L'hypothèse d'un « problème du peso » est donc particulièrement pertinente pour cette devise, résultat qui confirme la conclusion de Ayuso, Pérez-Jurado et Restoy (1995), qui avaient exploré cette possibilité dans le cadre d'une modélisation Garch de 1988 à juillet 1995. Cette hypothèse n'est pas validée dans le cas du dollar/yen, ce qui conforte la thèse selon laquelle la probabilité de changement de régime en Europe a modifié au moins temporairement la perception du risque de change sur les devises du MCE.

VII. CONCLUSION

Cet article étudie le contenu informationnel et le pouvoir prédictif de la volatilité à-la-monnaie, cotée sur le marché de gré à gré, du mark/franc, mark/peseta, mark/lire et dollar/yen de juillet 1995 à mars 1998. Alors que la volatilité implicite du dollar/yen est une prévision sans biais et conduit aux erreurs de prévision hors échantillon les plus faibles, l'efficience informationnelle est rejetée pour les trois monnaies européennes. L'explication proposée dans cet article met l'accent sur un « problème du peso », issu des incertitudes sur l'entrée des pays, dès le premier tour, dans l'union monétaire. Dans ce contexte de changement de régime probable mais incertain, le taux de change à terme est susceptible de surestimer la dépréciation des monnaies à l'échéance. Or, la volatilité implicite étant à-la-monnaie, le prix d'exercice de l'option est égal au taux de change à terme. Tout « problème du peso » sur le change peut entraîner un « problème du peso » sur la volatilité anticipée par le marché. La volatilité implicite surestimerait alors la volatilité future de manière systématique. Pour tester cette hypothèse, les erreurs de prévision ont été régressées sur un indicateur de l'asymétrie de la densité de probabilité du taux de change futur, révélatrice d'une éventuelle anticipation de changement de régime. Les tests valident cette hypothèse pour les trois devises européennes.

Deux autres causes, non exclusives de cette interprétation, peuvent également être à l'origine des biais observés. Les banques centrales européennes ont pu conduire une politique active d'intervention sur le marché des changes visant à réduire la volatilité des cours. Le maintien du taux de change dans une marge de fluctuation implicite et non officielle, inférieure au $\pm 15\%$ autorisée (*shadow SME*) pouvait être recherché, afin de respecter le critère du Traité de Maastricht sur la stabilité des changes pendant la période de transition vers l'union monétaire. Enfin, l'efficience suppose une liquidité importante et une activité suffisante du marché des options de change, que vraisemblablement le marché de gré à gré sur les devises européennes n'offrait pas, notamment pour la peseta.

Il serait intéressant d'étendre l'analyse de l'efficience informationnelle à un échantillon plus large de monnaies, afin de conforter la conclusion de cet article, selon laquelle l'efficience a plus de chance d'être rejetée dans des régimes de change plus contraignants que dans des régimes de change flottants. Si les systèmes de zones cibles ou de taux de change fixe sont susceptibles de modifier la perception du risque de change et d'induire des biais durables dans la formation des anticipations en raison de problèmes de crédibilité, il convient alors de relativiser les avantages de ces régimes.

ANNEXE 1

Test du ratio de vraisemblance et critère de Schwarz

	DEM/FRF		DEM/ESP		DEM/ITL		USD/JPY	
	LR test	Critère de Schwarz	LR test	Critère de Schwarz	LR test	Critère de Schwarz	LR test	Critère de Schwarz
Garch(1,1)		-258.913		-99.806		263.854		417.084
Garch(1,2)	0.67 [41.29%]	-256.182	3.46 [6.29%]	-98.470	-3.20 [100%]	268.520	1.22 [26.93%]	419.540
Garch(1,3)	-93.79 [100%]	-205.884	8.80 [1.23%]	-98.077	0.31 [85.69%]	269.830	3.10 [21.25%]	421.667
Garch(1,4)	-20.38 [100%]	-239.525	4.21 [23.92%]	-92.717	1.19 [75.54%]	272.456	-43.80 [100%]	448.183
Garch(1,5)	-19.68 [100%]	-236.809	4.57 [33.38%]	-89.831	-2.17 [100%]	277.201	3.57 [46.71%]	427.562
Garch(2,1)	0.00 [100%]	-255.847	0.00 [100%]	-96.740	0.00 [100%]	266.919	-0.00 [100%]	420.150
Garch(2,2)	-88.19 [100%]	-208.687	3.67 [15.95%]	-95.510	-0.622 [100%]	270.296	1.22 [54.32%]	422.605
Garch(2,3)	-49.61 [100%]	-224.911	12.66 [0.54%]	-96.940	-0.07 [100%]	273.096	3.10 [37.68%]	424.732
Garch(2,4)	-27.50 [100%]	-232.899	4.55 [33.65%]	-89.819	-5.08 [100%]	278.656	8.66 [7.02%]	425.018
Garch(2,5)	-16.00 [100%]	-235.584	-6.54 [100%]	-81.210	-1.90 [100%]	280.134	-6.19 [100%]	435.505
Garch(3,1)	0.00 [100%]	-252.781	0.00 [100%]	-93.675	-0.00 [100%]	269.985	-0.00 [100%]	423.216
Garch(3,2)	0.67 [88.01%]	-250.051	3.67 [29.92%]	-92.445	1.99 [57.41%]	272.055	1.22 [74.81%]	425.671
Garch(3,3)	-13.18 [100%]	-240.062	12.66 [1.31%]	-93.874	-28.01 [100%]	290.120	3.05 [54.89%]	427.820
Garch(3,4)	-46.03 [100%]	-220.569	4.55 [47.31%]	-86.754	1.29 [93.62%]	278.538	8.66 [12.35%]	428.083
Garch(3,5)	-60.21 [100%]	-210.414	-4.62 [100%]	-79.104	0.14 [99.99%]	282.176	-18.89 [100%]	444.922
Garch(4,1)	0.00 [100%]	-249.716	0.00 [100%]	-90.609	-0.00 [100%]	273.050	-0.00 [100%]	426.281
Garch(4,2)	-29.48 [100%]	-231.910	3.67 [45.23%]	-89.379	-0.19 [100%]	276.213	1.22 [87.47%]	428.737
Garch(4,3)	-10.70 [100%]	-238.233	12.66 [2.68%]	-90.809	-5.21 [100%]	218.789	-0.87 [100%]	432.848
Garch(4,4)	-11.16 [100%]	-234.939	12.53 [5.12%]	-87.676	-2.39 [100%]	283.441	0.85 [99.06%]	435.052
Garch(4,5)	-35.34 [100%]	-219.781	12.35 [8.97%]	-84.521	-0.82 [100%]	285.722	14.72 [3.97%]	431.182
Garch(5,1)	0.00 [100%]	-246.650	0.00 [100%]	-87.544	-0.00 [100%]	276.116	1.51 [82.42%]	428.590
Garch(5,2)	0.67 [98.46%]	-243.920	3.67 [59.76%]	-86.314	-21.81 [100%]	290.088	1.514 [91.14%]	431.655
Garch(5,3)	-17.72 [100%]	-231.660	12.66 [4.87%]	-87.743	2.34 [88.65%]	281.080	0.10 [100%]	435.429
Garch(5,4)	-9.18 [100%]	-232.864	2.40 [93.47%]	-79.545	-3.95 [100%]	287.287	8.66 [27.81%]	434.214
Garch(5,5)	-14.88 [100%]	-226.949	2.86 [94.29%]	-76.711	2.25 [97.24%]	287.253	-0.01 [100%]	441.613

ANNEXE 2

Statistiques descriptives

	moyenne	écart-type	min	max
DEM/FRF				
Vol. réalisée	2.3432	1.4970	0.5029	6.8721
Vol. historique	2.4013	1.4828	0.5029	6.8721
Vol. hist. pondérée	2.3905	1.4936	0.4885	6.9843
Vol. Garch	2.5431	1.4137	0.9280	7.1852
Vol. Igarch	2.5816	1.4285	0.9509	7.2670
Vol. Garch - Ged	2.5184	1.4228	0.8594	7.1110
Vol. Egarch(1,1)	2.6914	1.2690	0.8114	6.7170
Vol. Egarch(1,0)	2.6675	1.2008	0.8776	6.3161
Vol. implicite	2.7593	1.3029	0.65	8.43
DEM/ESP				
Vol. réalisée	2.8565	1.3241	0.8658	6.3687
Vol. historique	2.9554	1.3453	0.8658	6.3687
Vol. hist. pondérée	2.9386	1.3671	0.8565	6.5383
Vol. Garch	3.1089	0.8485	1.9293	5.7111
Vol. Igarch	3.3489	0.9084	2.0070	5.9076
Vol. Garch - Ged	3.1116	0.9138	1.9960	6.4282
Vol. Egarch(1,1)	3.4182	0.6496	2.3329	5.2654
Vol. Egarch(1,0)	3.4162	0.6973	2.2158	5.1878
Vol. implicite	3.9814	1.3596	1.60	9.00
DEM/ITL				
Vol. réalisée	6.5939	2.5234	2.5905	13.2655
Vol. historique	6.7636	2.4861	2.5905	13.2655
Vol. hist. pondérée	6.7273	2.5236	2.4359	14.2653
Vol. Garch	6.5458	1.7371	4.1748	10.6005
Vol. Igarch	6.8696	1.8239	4.3870	11.1708
Vol. Garch-Ged	6.5694	1.6683	4.3426	10.7919
Vol. Egarch(1,1)	6.9255	1.7276	4.3724	10.3969
Vol. Egarch(1,0)	6.9258	1.7575	4.2702	10.6967
Vol. Implicite	7.9519	2.9061	3.9500	17.5000
USD/JPY				
Vol. réalisée	9.5181	3.7720	4.1854	20.0885
Vol. historique	9.2787	3.5269	4.1854	20.0885
Vol. hist. pondérée	9.2586	3.5798	3.9886	22.3585
Vol. Garch-N	9.4888	2.2378	6.6056	19.8285
Vol. Igarch	10.8414	2.5876	7.4788	22.4276
Vol. Garch- Ged	9.2801	2.0926	6.5189	17.9146
Vol. Egarch(1,1)	9.3562	2.3998	4.5690	17.6244
Vol. Egarch(1,0)	9.5486	1.8238	6.1730	15.8079
Vol. implicite	10.2495	2.8211	6.200	19.45

ANNEXE 3

Structure des autocorrélations

	1	2	3	4	5	10	20	100	250	ADF
DEM/FRF										
Rendements	-0.0021	-0.0089	-0.0764	-0.0342	-0.0279	-0.0104	0.0708	-0.0227	-0.0474	
Vol à 1J	0.3288	0.3445	0.3319	0.2867	0.2051	0.2996	0.2357	0.0606	0.0023	-3.45#
VR	0.9923	0.9836	0.9736	0.9625	0.9513	0.8993	0.7774	0.0240	-0.0601	-3.69
VH	0.9920	0.9833	0.9732	0.9618	0.9499	0.8931	0.7629	0.0354	-0.0798	-3.43
VHP	0.9893	0.9777	0.9642	0.9497	0.9353	0.8759	0.7503	0.0368	-0.0746	-3.13
VI	0.9624	0.9216	0.8967	0.8798	0.8635	0.8107	0.6378	-0.0110	-0.0781	-2.77
GARCH	0.9777	0.9551	0.9310	0.9075	0.8863	0.8287	0.7479	0.0368	-0.0752	-2.66
IGARCH	0.9780	0.9558	0.9320	0.9088	0.8879	0.8305	0.7495	0.0366	-0.0756	-2.65
GARCH-ged	0.9804	0.9604	0.9388	0.9177	0.8985	0.8428	0.7606	0.0391	-0.0775	-2.59
EGARCH(1,1)	0.9766	0.9506	0.9248	0.9013	0.8813	0.8387	0.7371	0.0410	-0.0728	-2.58
EGARCH(1,0)	0.9765	0.9532	0.9288	0.9050	0.8836	0.8304	0.7378	0.0695	-0.0721	-2.66
DEM/ITL										
Rendements	0.0506	-0.0599	-0.0148	0.0163	0.0058	-0.0413	0.0266	0.0060	-0.0199	
Vol à 1J	0.1293	0.1125	0.1513	0.1038	0.1295	0.1436	0.1006	0.0688	-0.0705	-5.17
VR	0.9832	0.9643	0.9474	0.9293	0.9133	0.8374	0.6641	0.2539	-0.2766	-3.52#
VH	0.9809	0.9608	0.9431	0.9243	0.9066	0.8279	0.6561	0.2474	-0.2863	-3.92
VHP	0.9746	0.9474	0.9241	0.9002	0.8783	0.7864	0.6367	0.2372	-0.2714	-3.68
VI	0.9744	0.9508	0.9319	0.9155	0.8962	0.8536	0.7639	0.2999	-0.3486	-2.80#
GARCH	0.9942	0.9876	0.9812	0.9744	0.9676	0.9351	0.8781	0.3310	-0.3966	-2.84
IGARCH	0.9940	0.9871	0.9804	0.9733	0.9663	0.9327	0.8746	0.3283	-0.3931	-2.86
GARCH-ged	0.9915	0.9816	0.9721	0.9622	0.9526	0.9089	0.8416	0.3065	-0.3638	-3.03
EGARCH(1,1)	0.9955	0.9912	0.9870	0.9825	0.9780	0.9532	0.9045	0.3535	-0.4070	-2.95
EGARCH(1,0)	0.9954	0.9907	0.9860	0.9809	0.9756	0.9476	0.8927	0.3339	-0.3941	-2.69
DEM/ESP										
Rendements	0.0223	-0.1212	0.0405	0.0009	-0.0295	0.0001	0.0243	-0.0471	-0.0169	
Vol à 1J	0.1306	0.1668	0.2020	0.1388	0.0603	0.1017	0.0708	-0.022	-0.0361	-6.87
VR	0.9784	0.9545	0.9257	0.8939	0.8618	0.7112	0.3864	0.1064	-0.2215	-2.82
VH	0.9776	0.9549	0.9296	0.9011	0.8726	0.7289	0.3724	0.0805	-0.2137	-2.86
VHP	0.9726	0.9435	0.9119	0.8783	0.8455	0.6945	0.3575	0.0719	-0.2038	-3.00
VI	0.9697	0.9460	0.9244	0.9043	0.8835	0.8015	0.6034	0.2145	-0.2036	-2.53
GARCH	0.9685	0.9362	0.9022	0.8672	0.8329	0.6978	0.4767	0.0452	-0.1971	-3.00
IGARCH	0.9761	0.9507	0.9235	0.8952	0.8673	0.7505	0.5432	0.0585	-0.2136	-2.74
GARCH-ged	0.9440	0.8897	0.8354	0.7808	0.7289	0.5560	0.3324	0.0147	-0.1511	-3.72
EGARCH(1,1)	0.9608	0.9219	0.8853	0.8422	0.8004	0.6393	0.3878	0.0163	-0.1366	-2.77
EGARCH(1,0)	0.9716	0.9430	0.9135	0.8804	0.8474	0.7111	0.4832	0.0621	-0.1871	-3.03
USD/JPY										
Rendements	0.0163	-0.0236	-0.0597	-0.0063	0.0926	0.0005	0.0542	-0.0102	0.0272	
Vol à 1J	0.1827	0.1819	0.0310	0.0256	0.0025	0.1561	0.1084	0.0041	-0.0402	-3.54
VR	0.9775	0.9491	0.9181	0.8866	0.8557	0.7004	0.4578	0.0204	-0.2262	-2.44
VH	0.9835	0.9627	0.9395	0.9163	0.8960	0.7850	0.5339	0.0310	-0.2657	-3.38
VHP	0.9766	0.9487	0.9192	0.8911	0.8680	0.7523	0.5214	0.0381	-0.2543	-3.64
VI	0.9730	0.9520	0.9347	0.9218	0.9069	0.8528	0.7918	0.1511	-0.3701	-2.91
GARCH	0.9592	0.9142	0.8707	0.8346	0.8077	0.7027	0.5499	0.0408	-0.2226	-4.58
IGARCH	0.9626	0.9196	0.8779	0.8431	0.8170	0.7132	0.5600	0.0403	-0.2273	-4.45
GARCH-ged	0.9702	0.9368	0.9039	0.8758	0.8538	0.7616	0.6118	0.0370	-0.2458	-4.25
EGARCH(1,1)	0.9740	0.9481	0.9232	0.9001	0.8773	0.7610	0.6284	0.1986	-0.3064	-4.19
EGARCH(1,0)	0.9681	0.9340	0.8976	0.8666	0.8428	0.7510	0.5955	0.0769	-0.2934	-4.67

correspond à un test avec constante et trend.

ANNEXE 4
Résultats des tests de contenu informationnel

Tableau 1 : le DEM/FRF

Cste	Pente					DW	R ²			
	VH	VHP	VI	GA(1,1)	IGA(1,1)			GAG(1,1)	EGAN(1,1)	EGAN(1,0)
0.1827 (1.27)	0.6970* (9.26)								1.86	24.15%
0.1817 (1.30)		0.7006* (9.44)							1.92	24.76%
-0.3586 (-1.51)			0.8027* (7.92)						1.86	24.74%
0.8486* (9.28)				1.9155* (8.24)					2.07	35.15%
0.8463* (9.26)					1.9267* (8.26)				2.07	35.19%
0.8369* (9.23)						1.9432* (8.40)			2.07	35.47%
0.8782* (9.06)							1.9119* (7.72)		1.98	31.96%
0.7974* (8.58)								2.0818* (8.70)	2.07	35.20%
-0.2917 (-1.24)	0.3608* (2.70)		0.4645* (2.66)						1.92	26.68%
-0.2560 (-1.06)		0.3816* (2.73)	0.4350* (2.36)						1.95	26.75%
0.6255* (2.42)			0.1162 (0.80)	1.7304* (4.52)					2.08	35.20%
0.6301* (2.43)			0.1127 (0.78)		1.7458* (4.53)				2.08	35.23%
0.6667* (2.54)			0.0893 (0.61)			1.7981* (4.61)			2.08	35.44%
0.4742 (1.76)			0.2119 (1.39)				1.5585* (3.83)		2.01	32.46%
0.5678* (2.25)			0.1220 (0.84)					1.8716* (4.70)	2.08	35.27%

*significativement différent de 0 à un seuil de 5%. DW est la statistique de Durbin et Watson. Les statistiques de t entre parenthèses sont corrigés de l'hétéroscédasticité par la procédure de White.

Tableau 2 : le DEM/ITL

Cste	Pente					DW	R ²			
	VH	VHP	VI	GA(1,1)	IGA(1,1)			GAG(1,1)	EGAN(1,1)	EGAN(1,0)
1.303* (2.11)	0.5746* (5.80)								1.97	8.33%
1.3174* (2.18)		0.5755* (5.99)							2.02	8.62%
0.5695 (0.89)			0.5810* (6.42)						2.02	11.72%
2.5393* (6.33)				0.8527* (5.97)					1.96	8.53%
2.5507* (6.36)					0.8439* (5.96)				1.96	8.57%
2.5392* (6.12)						0.8514* (5.86)			1.98	8.81%
2.4504* (6.22)							0.8834* (6.13)		1.95	8.36%
2.564* (6.47)								0.8456* (5.90)	1.95	8.20%
0.5985 (0.94)	-0.0314 (-0.16)		0.604* (3.27)						2.01	11.54%
0.5886 (0.93)		-0.0266 (-0.12)	0.601* (2.97)						2.01	11.54%
0.4672 (0.65)			0.635* (3.59)	-0.1055 (-0.39)					2.01	11.56%
0.4681 (0.65)			0.6333* (3.57)		-0.1007 (-0.38)				2.01	11.56%
0.4967 (0.69)			0.617* (3.37)			-0.0687 (-0.24)			2.01	11.54%
0.4445 (0.61)			0.6573* (3.60)				-0.1555 (-0.56)		2.01	11.59%
0.3718 (0.51)			0.6869* (3.81)					-0.2078 (-0.76)	2.01	11.64%

*significativement différent de 0 à un seuil de 5%. DW est la statistique de Durbin et Watson. Les statistiques de t entre parenthèses sont corrigés de l'hétéroscédasticité par la procédure de White.

Tableau 3 : le DEM/ESP

Cste	Pente					DW	R ²			
	VH	VHP	VI	GA(1,1)	IGA(1,1)			GAG(1,1)	EGAN(1,1)	EGAN(1,0)
0.913* (4.28)	0.4323* (5.41)								1.90	5.80%
0.8353* (3.87)		0.4612* (5.72)							1.97	6.86%
-0.050 (-0.13)			0.5627* (5.45)						1.95	10.21%
1.2675* (7.05)				1.353* (4.97)					1.98	6.29%
1.2199* (6.59)					1.4265* (5.02)				1.96	6.22%
1.4104* (8.58)						1.1425* (4.78)			2.04	6.44%
1.1281* (5.61)							1.6184* (4.97)		2.03	6.66%
1.0943* (5.60)								1.6633* (5.27)	2.00	6.51%
-0.079 (-0.20)	-0.1049 (-0.62)		0.6479* (3.15)						1.94	10.13%
-0.0513 (-0.13)		-0.0037 (-0.02)	0.5658* (2.72)						1.94	10.01%
-0.1414 (-0.29)			0.6243* (3.10)	-0.2256 (-0.42)					1.93	10.07%
-0.1981 (-0.41)			0.6691* (3.10)		-0.4045 (-0.67)				1.92	10.15%
0.0065 (0.01)			0.5299* (3.25)			0.1086 (0.30)			1.96	10.03%
-0.0459 (-0.11)			0.5591* (3.10)				0.0161 (0.03)		1.95	10.01%
-0.1156 (-0.25)			0.6226* (2.91)					-0.2622 (-0.39)	1.93	10.06%

*significativement différent de 0 à un seuil de 5%. DW est la statistique de Durbin et Watson. Les statistiques de t entre parenthèses sont corrigés de l'hétéroscédasticité par la procédure de White.

Tableau 4 : le USD/JPY

Cste	Pente					DW	R ²			
	VH	VHP	VI	GA(1,1)	IGA(1,1)			GAG(1,1)	EGAN(1,1)	EGAN(1,0)
0.7557 (0.69)	0.7005* (5.27)								1.81	13.12%
-0.4065 (-0.34)		0.8276* (5.68)							1.85	18.96%
-1.5502 (-0.97)			0.8592* (5.09)						1.85	12.62%
2.3739* (2.89)				0.7803* (5.20)					1.88	24.38%
2.4319* (2.98)					0.7544* (5.15)				1.88	23.43%
2.2533* (2.65)						0.8233* (5.14)			1.86	21.40%
3.99* (5.50)							0.6313* (3.98)		1.82	7.93%
1.3541 (1.57)								0.9726* (6.00)	1.88	24.62%
-1.1809 (-0.756)	0.4191* (2.81)		0.4437* (2.26)						1.85	14.21%
-0.5897 (-0.41)		0.8011* (4.41)	0.0418 (0.24)						1.85	18.80%
3.6376* (3.10)			-0.1794 (-0.89)	0.8723* (3.88)					1.86	24.43%
3.4841* (2.95)			-0.1504 (-0.75)		0.8308* (3.79)				1.86	23.41%
3.0818* (2.58)			-0.1252 (-0.62)			0.8981* (3.71)			1.85	21.32%
-1.169 (-0.77)			0.7501* (4.33)				0.1423 (0.95)		1.87	12.64%
4.0627* (3.49)			-0.4413* (-2.31)					1.2716* (5.24)	1.84	25.49%

*significativement différent de 0 à un seuil de 5%. DW est la statistique de Durbin et Watson. Les statistiques de t entre parenthèses sont corrigées de l'hétéroscédasticité par la procédure de White.

ANNEXE 5
Résultats des tests de pouvoir prédictif

Tableau 1 : le DEM/FRF

Cste	Pente					Ftest	R ²		
	VH	VHP	VI	GA(1,1)	IGA(1,1)			GAG(1,1)	EGAN(1,1)
0.4007 (1.93)	0.1910 (1.90)							4.14 [12.6%]	64.12%
0.4150* (2.13)		0.1934* (2.11)						5.11 [7.78%]	64.70%
-0.1650 (-0.67)			0.0910 (1.08)					7.53 [2.03%]	62.51%
-0.0332 (0.22)				0.0656 (1.02)				4.23 [12.1%]	77.82%
-0.044 (-0.29)					0.0751 (1.18)			5.96 [5.07%]	77.84%
0.0013 (0.01)						0.0700 (1.05)		3.19 [20.3%]	78.06%
-0.4306* (-2.29)							-0.0306 (-0.40)	15.14 [0.05%]	76.28%
-0.5608* (-2.89)								19.85 [0.01%]	76.21%
-0.0780 (-0.29)	0.4698* (3.92)		0.5313* (3.49)					21.94 [0%]	69.42%
-0.0367 (-0.14)		0.4775* (3.91)	0.5512* (3.40)					20.56 [0.1%]	69.11%
-0.2231 (-1.05)			0.7706* (5.73)	0.7602* (9.07)				89.53 [0%]	79.05%
-0.2303 (-1.08)			0.7727* (5.73)		0.7539* (9.08)			89.58 [0%]	79.05%
-0.1796 (-0.82)			0.7863* (5.71)			0.76754* (9.17)		92.59 [0%]	79.10%
-0.5492* (-2.53)			0.7503* (6.11)				0.8186* (10.99)	130.59 [0%]	77.73%
-0.6669* (-2.91)			0.7313* (5.25)					100.31 [0%]	77.98%

*significativement différent de 0 à un seuil de 5%. Les p-values du test de Fisher sont entre crochets. Les statistiques de t entre parenthèses sont corrigés de l'hétéroscédasticité par la procédure de White.

Tableau 2 : le DEM/ITL

Cste	Pente								Ftest	R ²
	VH	VHP	VI	GA(1,1)	IGA(1,1)	GAG(1,1)	EGAN(1,1)	EGAN(1,0)		
1.7286* (2.47)	0.2807* (2.33)								6.12 [4.68%]	50.12%
1.8491* (2.92)		0.2948* (2.77)							8.64 [1.13%]	49.64%
1.0244* (2.27)			0.2996* (4.46)						37.68 [0%]	64.99%
-0.1180 (-0.11)				-0.0254 (-0.13)					0.02 [98.8%]	49.71%
-0.1231 (-0.12)					0.0222 (0.12)				1.25 [53.6%]	49.83%
-0.4491 (-0.41)						-0.0721 (-0.37)			0.19 [90.9%]	50.13%
-0.8446 (-0.71)							-0.0741 (-0.37)		4.21 [12.2%]	53.97%
-0.5559 (-0.47)								-0.0324 (-0.16)	2.88 [23.7%]	51.59%
0.9659 (1.87)	0.0633 (0.39)		0.3461* (3.05)						47.14 [0%]	65.01%
1.0136* (2.06)		0.0150 (0.10)	0.3110* (2.82)						41.10 [0%]	64.91%
1.1494 (1.46)			0.2713* (2.17)	-0.0534 (-0.23)					39.79 [0%]	64.94%
1.1621 (1.48)			0.2682* (2.15)		-0.0563 (-0.25)				39.86 [0%]	64.94%
1.3078 (1.60)			0.2406* (1.98)			-0.1145 (-0.49)			39.75 [0%]	65.02%
0.5368 (0.51)			0.3911* (3.39)				0.1755 (0.64)		69.20 [0%]	65.24%
0.9792 (1.01)			0.3087* (2.43)					0.0170 (0.06)	48.51 [0%]	64.91%

*significativement différent de 0 à un seuil de 5%. Les p-values du test de Fisher sont entre crochets. Les statistiques de t entre parenthèses sont corrigés de l'hétéroscédasticité par la procédure de White.

Tableau 3 : le DEM/ESP

Cste	Pente					Ftest	R ²			
	VH	VHP	VI	GA(1,1)	IGA(1,1)			GAG(1,1)	EGAN(1,1)	EGAN(1,0)
1.5607* (3.92)	0.5615* (4.75)								22.75 [0%]	19.67%
1.5002* (3.99)		0.5385* (4.82)							23.46 [0%]	22.54%
0.6114 (1.39)			0.4361* (4.53)						65.91 [0%]	33.38%
0.4636 (0.80)				0.2303 (1.33)					3.70 [15.7%]	24.16%
0.4237 (0.72)					0.2736 (1.66)				9.76 [0.08%]	24.67%
0.6845 (1.25)						0.3020 (1.89)			5.80 [5.5%]	23.04%
-0.5690 (-0.67)							-0.0021 (-0.01)		8.74 [1.27%]	24.00%
-0.4665 (-0.62)								0.0273 (0.13)	8.87 [1.19%]	26.08%
0.5869 (1.32)	-0.0888 (-0.47)		0.3640 (1.86)						82.58 [0%]	33.50%
0.6094 (1.35)		-0.0055 (-0.03)	0.4315* (2.07)						73.20 [0%]	33.24%
0.5926 (1.15)			0.4459* (2.11)	0.0186 (0.06)					76.44 [0%]	33.24%
0.5995 (1.12)			0.4425* (2.07)		0.0111 (0.04)				76.21 [0%]	33.24%
0.5378 (1.16)			0.4768* (2.59)			0.0757 (0.31)			73.11 [0%]	33.34%
0.4692 (0.59)			0.4666* (2.60)				0.0772 (0.21)		65.83 [0%]	33.28%
0.3472 (0.46)			0.5036* (2.64)					0.1560 (0.43)	65.26 [0%]	33.43%

*significativement différent de 0 à un seuil de 5%. Les p-values du test de Fisher sont entre crochets. Les statistiques de t entre parenthèses sont corrigés de l'hétéroscédasticité par la procédure de White.

Tableau 4 : le USD/JPY

Cste	nente								F test	R ²	
	VH	VHP	VI	GA(L1)	IGA(L1)	GAG(L1)	EGAN(L1)	EGAN(L0)			
4.4869* (3.64)	0.4578* (3.32)								13.33 [0.13%]	25.54%	
4.4701* (3.81)		0.4548* (3.50)							14.61 [0.07%]	26.62%	
2.2088 (1.19)			0.2869 (1.45)						2.75 [25.3%]	28.29%	
1.4271 (0.76)				0.1473 (0.73)					0.58 [74.7%]	25.43%	
1.5117 (0.81)					0.2615 (1.49)				7.40 [2.47%]	25.50%	
0.9958 (0.49)						0.0817 (0.36)			0.43 [80.8%]	25.80%	
-1.5650 (-1.38)							-0.1846 (-1.38)		1.96 [37.5%]	56.70%	
-0.5947 (-0.22)								-0.0591 (-0.20)	0.06 [97.1%]	26.06%	
2.4223 (1.39)	0.2422 (1.50)		0.5270* (2.46)						6.61 [8.55%]	30.05%	
2.5255 (1.49)		0.2641 (1.91)	0.5563* (2.89)						9.26 [2.60%]	30.37%	
1.1601 (0.57)			0.5194* (2.58)	0.3617 (1.77)					7.23 [6.5%]	29.72%	
1.2133 (0.60)			0.5204* (2.55)		0.3126 (1.72)				6.99 [7.23%]	29.69%	
1.0751 (0.51)			0.5242* (2.36)			0.3843 (1.48)			5.74 [12.5%]	29.54%	
-1.5021 (-1.24)			1.0270* (7.5)					1.2075* (6.73)	118.03 [0%]	56.63%	
0.4997 (0.19)			0.5271* (3.14)						0.4369 (1.46)	10.65 [1.38%]	29.37%

*significativement différent de 0 à un seuil de 5%. Les p-values du test de Fisher sont entre crochets. Les statistiques de t entre parenthèses sont corrigés de l'hétéroscédasticité par la procédure de White.

ANNEXE 6

Résultats des tests de pouvoir prédictif hors échantillon

Tableau 1 : le DEM/FRF

Cste	Pente					Ftest	R ²		
	VH	VHP	VI	GA(1,1)	IGA(1,1)			GAG(1,1)	EGAN(1,1)
0.0361 (0.63)	0.1854* (2.05)							5.96 [5.07%]	72.88%
0.0531 (0.99)		0.1949* (2.35)						6.39 [4.9%]	70.83%
0.0856 (1.49)			0.4975* (11.42)					359.47 [0%]	79.24%
-0.1402* (-2.33)				0.1904* (2.36)				54.86 [0%]	73.54%
-0.1452* (-2.53)					0.2454* (3.08)			77.26 [0%]	70.27%
-0.1861* (-3.64)						0.1230 (1.63)		73.21 [0%]	74.17%
-0.2291* (-4.20)							0.2156* (3.40)	170.39 [0%]	73.81%
-0.1916* (-3.51)								149.60 [0%]	70.92%
0.0284 (0.57)	0.3242* (2.492)		0.6624* (10.43)					745.07 [0%]	82.18%
0.0445 (0.95)		0.2616* (2.28)	0.6322* (9.10)					460.09 [0%]	80.95%
-0.0509 (-1.88)			0.6721* (10.90)	0.3429* (3.97)				459.17 [0%]	82.81%
-0.0409 (-1.49)			0.6440* (9.048)		0.2782* (3.05)			425.14 [0%]	81.99%
-0.0639 (-1.94)			0.6739* (10.81)			0.3666* (4.11)		417.08 [0%]	82.37%
-0.0781* (-1.99)			0.6695* (10.15)				0.3201* (3.76)	425.42 [0%]	82.19%
-0.0557 (-1.90)			0.6465* (9.87)					415.82 [0%]	81.87%

*significativement différent de 0 à un seuil de 5%. Les p-values du test de Fisher sont entre crochets. Les statistiques de t entre parenthèses sont corrigés de l'hétéroscédasticité par la procédure de White.

Tableau 2 : le DEM/ITL

Cste	Pente					Ftest	R ²		
	VH	VHP	VI	GA(1,1)	IGA(1,1)			GAG(1,1)	EGAN(1,1)
0.8551* (2.25)	0.4479* (2.66)							7.17 [2.78%]	32.55%
0.8053* (2.31)		0.4189* (2.70)						7.43 [2.44%]	35.98%
0.3412 (0.74)			0.3319* (2.30)					12.28 [0.21%]	40.91%
0.3456 (0.72)				0.3221 (1.83)				6.67 [3.56%]	35.64%
-0.0264 (-0.05)					0.2486 (1.36)			11.18 [0.04%]	40.03%
0.3564 (0.74)						0.3484* (2.06)		9.41 [0.9%]	37.23%
0.5256 (1.09)							0.3869* (2.30)	8.84 [1.2%]	36.49%
0.4954 (0.93)								11.89 [0.26%]	35.32%
0.2907 (0.68)	0.2124 (1.12)		0.5007* (2.67)					20.8 [0.01%]	42.89%
0.3026 (0.72)		0.2643 (1.41)	0.5471* (2.80)					22.76 [0%]	43.90%
0.1840 (0.38)			0.5206* (2.53)	0.2487 (1.01)				18.31 [0%]	42.20%
-0.0068 (-0.01)			0.6165* (3.03)		0.3841 (1.41)			24.14 [0%]	43.72%
0.1899 (0.40)			0.5519* (2.74)			0.2691 (1.12)		21.53 [0%]	42.59%
0.2130 (0.46)			0.5497* (2.96)				0.2679 (1.18)	25.77 [0%]	43.30%
0.2461 (0.50)			0.5101* (2.49)					17.85 [0.82]	41.97%

*significativement différent de 0 à un seuil de 5%. Les p-values du test de Fisher sont entre crochets. Les statistiques de t entre parenthèses sont corrigés de l'hétéroscédasticité par la procédure de White.

Tableau 3 : le DEM/ESP

Cste	Pente								Ftest	R ²
	VH	VHP	VI	GA(1,1)	IGA(1,1)	GAG(1,1)	EGAN(1,1)	EGAN(1,0)		
0.1616 (1.35)	0.2700* (1.97)								5.25 [7.24%]	65.06%
0.1663 (1.45)		0.2627* (1.97)							4.69 [9.59%]	65.81%
0.2059 (1.28)			0.5272* (5.28)						71.85 [0%]	40.57%
-0.0123 (-0.10)				0.3507* (3.40)					97.30 [0%]	70.89%
0.0257 (0.21)					0.4206* (4.45)				121.1 [0%]	69.41%
-0.0089 (-0.07)						0.3690* (3.67)			104.19 [0%]	69.02%
0.2779* (3.63)							0.5733* (9.32)		174.24 [0%]	77.08%
0.0028 (0.03)								0.4552** (5.83)	297.27 [0%]	75.55%
0.1967 (1.62)	0.8081* (3.30)		1.0770* (6.19)						155.12 [0%]	65.24%
0.2335 (1.94)		0.8985* (3.61)	1.1536* (6.13)						159 [0%]	66.82%
0.0169 (0.14)			1.0986* (8.98)	0.7327* (4.33)					340.2 [0%]	71.36%
0.0549 (0.45)			1.0883* (9.61)		0.6469* (4.30)				464.51 [0%]	69.75%
0.0124 (0.10)			1.0740* (8.58)			0.6925* (4.11)			382.06 [0%]	69.22%
0.4173* (4.11)			1.201* (8.85)				0.5353* (4.88)		300.43 [0%]	79.34%
0.0756 (0.81)			1.2333* (9.99)					0.7109* (5.41)	352.87 [0%]	78.37%

*significativement différent de 0 à un seuil de 5%. Les p-values du test de Fisher sont entre crochets. Les statistiques de t entre parenthèses sont corrigées de l'hétéroscédasticité par la procédure de White.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- AYUSO, J., PEREZ-JURADO, M., et RESTOY, F.** (1995), «Exchange rate risk under a peso problem; the case of the peseta in the ERM», in C. Bordes, E. Girardin et J. Melitz eds. *European Currency Crises and after*. Manchester University Press.
- BAILLIE, R.T., et BOLLERSLEV, T.** (1989), «The message in daily exchange rates : a conditional-variance tale», *Journal of Business & Economic Statistics*, July, Vol. 7, N°3.
- BANK OF JAPAN** (1995), «Empirical analyses of the information content of implied volatility», *Quarterly Bulletin February*.
- BATES, D.** (1996-a), «Dollar jump fears, 1984-1992: distributional abnormalities implicit in currency futures options», *Journal of International Money and Finance*, Vol. 15, N°1, pp65-93.
- BATES, D.** (1996-b), «Jumps and stochastic volatility: exchange rate processes implicit in deutsche mark options», *Journal of Financial Studies*, Vol. 9, pp69-107.
- BECKERS, S.** (1981), « Standard deviations implied in option price as predictors of future stock price variability », *Journal of Banking and Finance*, pp 363-381.
- BLACK, F. et SCHOLES, M.** (1973), «The pricing of options and corporate liabilities», *Journal of Political Economy*, 81, pp 621-651.
- BLACK, F.** (1976), «Studies of stock price volatility changes», in *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section. American Statistical Association*, pp177-181.
- BOLLERSLEV, T.** (1986), «Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity», *Journal of Econometrics* 31, pp307-327.
- BOLLERSLEV, T., CHOU, R. et KRONER, F.** (1992), «ARCH modeling in finance: a review of the theory and empirical evidence», *Journal of Econometrics*, 52, pp5-59.
- B.R.I** (1994), «Macroeconomic and monetary policy issues raised by the growth of derivatives markets», Report prepared by a working group by the Euro-currency Standing Committee of the central banks of the Group of Ten countries, Basles.
- B.R.I** (1999), Central Bank survey of foreign exchange and derivatives market activity 1998, Basles, May 1999.
- CAMERER, C.F.** (1987), «Do biases in probability judgment matter in markets? Experimental evidence», *American Economic Review*, Vol. 77, N°5, pp981-997.
- CAMPA, J.M. et CHANG, P.H.** (1996), «Arbitrage-based tests of target-zone credibility: evidence from ERM cross rate options» *American Economic Review*, Vol. 86, n° 4.

- CANINA, L. et FIGLEWSKI, S.** (1993), «The information content of implied volatility», *Review of Financial Studies* 6, pp 659-681.
- CHIRAS, D. et MANASTER, S.** (1978), «The information content of option prices and a test of market efficiency», *Journal of Financial Economics* 10, pp 29-58.
- CHRISTIE, A.** (1982), «The stochastic behavior of common stock variance», *Journal of Financial Economics*, 10, pp 407-432.
- DAY, T.E. et LEWIS, C.M.** (1992), «Stock market volatility and the information content of stock index options», *Journal of Econometrics* 52, pp 267-287.
- DING, Z., GRANGER, C.W.J. et ENGLE, R.** (1993), «A long memory property of stock market return and a new model», *Journal of Empirical Finance*, pp 83-106.
- ENGLE, R.F.** (1982), «Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of UK inflation», *Econometrica* 50, pp 987-1008.
- ENGLE, R.F. et BOLLERSLEV, T.** (1986), «Modeling the persistence of conditional variances», *Econometric Review*, 5, pp1-50.
- ENGLE, R.F. et NG V.K.** (1993), «Measuring and testing the impact of news on volatility», *Journal of Finance*, Vol. 48, pp1149-78.
- FAIR, R.C. et SHILLER, R.J.** (1990), «Comparing information in forecasts from econometric models», *American Economic Review* 80, pp375-389.
- FRENCH, K.R., SCHWERT, G.W. et STAMBAUGH, R.E.** (1987), «Expected stock returns and volatility», *Journal of Financial Economics*, 19, pp3-30.
- GALATI, G. et TSATSARONIS, C.** (1995), «The information content of implied volatility from currency options». WP BRI.
- GARMAN, M. et KOHLHAGEN, S.** (1983), «Foreign currency option values», *Journal of International Money and Finance*, December, 2, pp231-237.
- GLOSTEN, L R., JAGANNATHAN, R. et RUNKLE, D.E.** (1993), «On the relation between the expected value and the volatility of nominal excess return on stocks», *Journal of Finance*, Vol. 48, N°5, pp1779-1801.
- GUO, D.** (1996), «The predictive power of implied stochastic variance from currency options», *Journal of Futures Markets*, Vol. 16, N°8, pp915-942.
- HANSEN, L.P. et HODRICK, R.J.** (1980), «Forward exchange rates as optimal predictors of future spot rates : an econometric analysis », *Journal of Political Economy* 88.
- HANSEN, L.P.** (1982), «Large sample properties of generalized method of moments estimators», *Econometrica*, 50, pp1029-1054.

- HARVEY, A. et WHALEY, R.** (1992), «Market volatility prediction and the efficiency of the S&P 100 index option market», *Journal of Financial Economics* 31, pp 43-73.
- HESTON, S.L.** (1993), «A closed form solution for options with stochastic volatility with applications to bond and currency options», *Review of Financial Studies*, 6, pp 327-343.
- HEYNEEN, R., KEMNA, A. et VORST, T.** (1994), «Analysis of the term structure of implied volatilities», *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 29, N°1.
- HSIEH, D.A.** (1989), «Modelling heteroscedasticity in daily foreign-exchange rates», *Journal of Business & Economic Statistics*, July, Vol. 7, N°3.
- HULL, J. et WHITE, A.** (1987), «The pricing of options on assets with stochastic volatilities», *Journal of Finance*, 42, pp281-300.
- JORION, P.** (1995), «Predicting volatility in the foreign exchange market», *Journal of Finance*, 50, N° 2, 507-528.
- KAHNEMAN, D. et TVERSKY, A.** (1974), «Judgement under uncertainty: Heuristics and biases», *Science* 185, pp1124-1131.
- KRASKER, W.F.** (1980), «The peso problem in testing the efficiency of foreign exchange markets», *Journal of Monetary Economics*, 6, pp269-276.
- LAMOUREUX, C.G. et LASTRAPE, W.D.** (1993), «Forecasting stock return variance ; toward an understanding of stochastic implied volatilities», *Review of Financial Studies*, 6, pp293-326.
- LATANE, H. et RENDLEMAN, R.** (1976), «Standard deviation of stock price ratios implied by option premia», *Journal of Finance* 31, pp 369-382.
- LOPEZ, J.A.** (1995), «Evaluating the predictive accuracy of volatility models », *Research Paper #9524*, Federal Reserve Bank of New York.
- MALZ, A.** (1996), «Using option prices to estimate realignment probabilities in the European Monetary System : the case of sterling-mark», *Journal of International Money and Finance*, Vol. 15, No. 5, pp717-748.
- MOUOT, P.** (1994), «Les caractéristiques et la gestion des tensions de change, le cas du franc en 1992-1993», *Cahiers Economiques et Monétaires*, Banque de France, N°43, pp215-240.
- NELSON, D.B.** (1991), «Conditional Heteroskedasticity in asset returns : a new approach», *Econometrica*, N°2, pp 374-370.
- NEUHAUS, H.** (1995), «The information content of derivatives for monetary policy», Discussion Paper 3/95, Economic Research Group of Deutsche Bundesbank.

NEWKEY, W.K. et WEST, K.D. (1987), «A simple positive definite heteroscedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix», *Econometrica*, 55, pp703-708.

PAGAN, A.R. et SCHWERT, G.W. (1990), «Alternative models for conditional stock volatility», *Journal of Econometrics*, 45, pp267-290.

PAGES, H. (1996), «Is there a premium for currencies correlated with volatility? Some evidence from risk reversal», Note d'Etudes et de Recherche, Banque de France. NER #34.

REIDER, R. (1994), «Analysis of risk reversal», J.P. Morgan, Derivatives Research, November.

REIDER, R. (1995), «Implied versus Realized volatility», J.P. Morgan, Derivatives Research, January.

SCOTT, L.O. et TUCKER, A. (1989), «Predicting currency return volatility», *Journal of Banking and Finance*, 13, pp 839-851.

SCOTT, L.O. (1992), «The information content of prices in derivative security markets», *IMF Staff Papers*.

SENTANA, E. et WADHWANI, S. (1992), «Feedback traders and stock return autocorrelations: evidence from century of daily data», *Economic Journal*, 102, pp415-425.

STEIN, J. (1989), «Overreactions in the options market», *Journal of Finance*, Vol 44, pp1011-1023.

TAYLOR, S.J. (1994), «Modeling stochastic volatility : a review and comparative study», *Mathematical Finance*, N°2, pp 183-204.

TAYLOR, S.J. et XU, X. (1995), «Conditional volatility and the information efficiency of the PHLX currency options market», *Journal of Banking and Finance* 19 pp 803-821.

VLAAR, P.J.G. et PALM, F.C. (1993), «The message in weekly exchange rates in the European Monetary System : mean reversion, conditional heteroscedasticity, and jumps», *Journal of Business & Economic Statistics*, July, Vol. 11, N°3.

WEI, S.J. et FRANKEL, J. (1991), «Are option-implied forecasts of exchange rate volatility excessively variable?» *NBER WP* 3910.

WHITE, H. (1980), «A heteroskedastic-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity», *Econometrica* 48, pp441-468.

LISTE DES DOCUMENTS DE TRAVAIL REALISES PAR LE CEPII

2000

Forum Economique Franco-Allemand/Deutsch-Französisches Wirtschaftspolitisches Forum, "Trade Rules and Global Governance : A Long Term Agenda/The Future of Banking in Europe 7th meeting, July 3-4 2000", *working paper n°00-22*, december.

"The Wage Curve: The Lessons of an Estimation over a Panel of Countries", Stéphanie Guichard, Jean-Pierre Laffargue, *working paper n°00-21*, december.

"A Computational General Equilibrium Model with Vintage Capital", Loïc Cadiou, Stéphane Déés, Jean-Pierre Laffargue, *working paper n°00-20*, december.

"Consumption Habit and Equity Premium in the G7 Countries", Olivier Allais, Loïc Cadiou and Stéphane Déés, *working paper n°00-19*, december.

"Capital Stock and Productivity in French Transport: An International Comparison", Bernard Chane Kune et Nanno Mulder, *working paper n°00-18*, december.

"Programme de travail 2001", *document de travail n°00-17*, décembre.

"La gestion des crises de liquidité internationale : logique de faillite, prêteur en dernier ressort et conditionnalité", Jérôme Sgard, *document de travail n°00-16*, novembre.

"La mesure des protections commerciales nationales ", Antoine Bouët, *document de travail n°00-15*, novembre.

"The Convergence of Automobile Prices in the European Union : an Empirical Analysis for the Period 1993-1999", Sébastien Jean, Séverine Haller, *working paper n°00-14*, November.

"International Trade and Firm's Heterogeneity Under Monopolistic Competition", Sébastien Jean, *working paper n°00-13*, September.

"Syndrome, miracle, modèle polder et autres spécificités néerlandaises : quels enseignements pour l'emploi en France", Sébastien Jean, *document de travail n° 00-12*, Juillet.

"FDI and the Opening Up of China's Economy", Françoise Lemoine, *working paper n°00-11*, June.

"Big and Small Currencies : The regional Connection ", Agnès Bénassy-Quéré and Benoît Coeuré, *working paper n°00-10*, June.

"Structural Changes in Asia and Growth Prospects after the Crisis", Jean-Claude Berthélemy and Sophie Chauvin, *working paper n°00-09*, May.

"The International Monetary Fund and the International Financial Architecture", Michel Aglietta, *working paper n°00-08*, May.

"The Effect of International Trade on Labour-Demand Elasticities : Intersectoral Matters ", Sébastien Jean, *working paper n°00-07*, May.

"Foreign Direct Investment and the Prospects for Tax Co-Ordination in Europe", Agnès Bénassy-Quéré, Lionel Fontagné et Amina Lahrèche-Révil, *working paper n°00-06*, April.

"Forum Economique Franco-Allemand " – Economic Growth in Europe Entering a New Area ?/ The First Year of EMU, 6^{ème} meeting, Bonn, January 17-18 January 2000, *working paper n°00-05*, April.

"The Expectations of Hong Kong Dollar Devaluation and their Determinants", Bronka Rzepkowski, *working paper n° 00-04*, February.

"What Drove Relative Wages in France ? Structural Decomposition Analysis in a General Equilibrium Framework, 1970-1992", Sébastien Jean and Olivier Bontout, *working paper n° 00-03*, January.

"Le passage des retraites de la répartition à la capitalisation obligatoire : des simulations à l'aide d'une maquette", Olivia Rouguet and Pierre Villa, *document de travail n° 00-02*, Janvier.

"Rapport d'activité 1999", *document de travail n° 00-01*, Janvier.

1999

"Exchange Rate Strategies in the Competition for Attracting FDI", Agnès Bénassy-Quéré, Lionel Fontagné and Amina Lahrèche-Révil, *working paper n° 99-16*, December.

"Groupe d'échanges et de réflexion sur la Caspienne. Recueil des comptes-rendus de réunion (déc. 97-oct. 98)", Dominique Pianelli and Georges Sokoloff, *document de travail n° 99-15*, Novembre.

"The Impact of Foreign Exchange Interventions : New Evidence from FIGARCH Estimations", Michel Beine, Agnès Bénassy-Quéré and Christelle Lecourt, *working paper n° 99-14*, September.

"Forum Economique Franco-Allemand Deutsch-Französisches Wirtschaftspolitisches Forum", Reduction of Working Time/Eastward Enlargement of the European Union, 5th meeting, Paris, July 6-7 1999", *working paper n° 99-13*, September.

"A Lender of Last Resort for Europe", Michel Aglietta, *working paper n° 99-12*, September. **OUT-OF-PRINT**

"La diversité des marchés du travail en Europe : Quelles conséquences pour l'Union Monétaire ; Deuxième partie : Les implications macro-économiques de la diversité des marchés du travail", Loïc Cadiou, Stéphanie Guichard and Mathilde Maurel, *document de travail n° 99-11*, Juin.

"La diversité des marchés du travail en Europe : Quelles conséquences pour l'Union Monétaire ; Première partie : La diversité des marchés du travail dans les pays de l'Union Européenne", Loïc Cadiou and Stéphanie Guichard, *document de travail 99-10*, Juin.

"The Role of External Variables in the Chinese Economy ; Simulations from a macroeconomic model of China", Stéphane Déés, *working paper n° 99-09*, June.

"Haute technologie et échelles de qualité : de fortes asymétries en Europe", Lionel Fontagné, Mickaël Freudenberg and Deniz Ünal-Kesenci, *document de travail n° 99-08*, Juin.

"The Role of Capital Accumulation, Adjustment and Structural Change for Economic Take-Off: Empirical Evidence from African Growth Episodes", Jean-Claude Berthélemy and L. Söderling, *working paper n° 99-07*, April.

"Enterprise Adjustment and the Role of Bank Credit in Russia: Evidence from a 420 Firm's Qualitative Survey", Sophie Brana, Mathilde Maurel and Jérôme Sgard, *working paper n° 99-06*, April.

"Central and Eastern European Countries in the International Division of Labour in Europe", M. Freudenberg and F. Lemoine, *working paper n° 99-05*, April.

"Forum Economique Franco-Allemand – Economic Policy Coordination – 4th meeting, Bonn, January 11-12 1999", *working paper n° 99-04*, April.

"Models of Exchange Rate Expectations : Heterogeneous Evidence From Panel Data", Agnès Bénassy-Quéré, Sophie Larribeau and Ronald MacDonald, *working paper n° 99-03*, April.

"Forum Economique Franco-Allemand –Labour Market & Tax Policy in the EMU", *working paper n° 99-02*, March.

"Programme de travail 1999", *document de travail n° 99-01*, Janvier.

1998

"Rapport d'activité 1998", *document de travail n° 98-15*, Décembre.

"Monetary Policy under a Fixed Exchange Rate Regime, The Case of France 1987-1996", Benoît Mojon, *working paper n° 98-14*, December.

"Wages and Unemployment : Trade-off Under Different Labour Market Paradigms", Olivier Bontout and Sébastien Jean, *working paper n° 98-13*, November.

"Structures financières et transmission de la politique monétaire, analyses comparatives de l'Allemagne, la France, l'Italie et le Royaume-Uni", Benoît Mojon, *document de travail n° 98-12*, Octobre.

"Le marché du travail britannique vu de France", Michel Fouquin, Sébastien Jean and A. Sztulman, *document de travail n° 98-11*, Octobre.

"Compétitivité et régime de change en Europe Centrale", Michel Aglietta, Camille Baulant and Virginie Coudert, *document de travail n° 98-10*, Octobre.

"Sensibilité des salaires relatifs aux chocs exogènes de commerce international et de progrès technique : une évaluation d'équilibre général", Sébastien Jean and Olivier Bontout, *document de travail n° 98-09*, Septembre.

"Evolution sur longue période de l'intensité énergétique", Pierre Villa, *document de travail n° 98-08*, Août.

"Sacrifice Ratios in Europe: Comparison", Laurence Boone, Benoît Mojon, *working paper n° 98-07*, August.

"La politique monétaire et la crise japonaise", Stéphanie Guichard, *document de travail n° 98-06*, Juillet.

"La régionalisation du commerce international : une évaluation par les intensités relatives bilatérales", Michaël Freudenberg, Guillaume Gaulier, Deniz Ünal-Kesenci, *document de travail n° 98-05*, Juillet.

"Pegging the CEEC's Currencies to the Euro", Agnès Bénassy-Quéré, Amina Lahrèche-Révil, *working paper n° 98-04*, July.

"The International Role of Euro", Agnès Bénassy-Quéré, Benoît Mojon, Armand-Denis Schor, *working paper n° 98-03*, July.

"EMU and Transatlantic Exchange Rate Stability", Agnès Bénassy-Quéré and Benoît Mojon, *working paper n° 98-02*, April.

"Programme de travail 1998", Jean-Claude Berthélemy, *document de travail n° 98-01*, Avril.