

La persistance des chocs de volatilité sur le marché des changes s'est-elle modifiée depuis le début des années quatre-vingts ?

Michel BEINE*

Sébastien LAURENT†

Cet article vise à déterminer si la persistance des chocs de volatilité affectant les taux de change les plus importants contre le dollar (DEM et YEN) s'est modifiée depuis le début des années quatre-vingts. Pour ce faire, nous avons recouru au modèle GARCH fractionnellement intégré (FIGARCH) qui, contrairement aux modèles usuels à hétéroscédasticité conditionnelle (GARCH et IGARCH), fournit une mesure directe de cette persistance. Appliquées aux taux de change journaliers, nos estimations suggèrent que, depuis les accords du Louvre en février 1987, la persistance de long terme des chocs de volatilité sur le marché DEM-USD a eu tendance à diminuer. Par contre, cette tendance n'est pas observée pour le YEN. Des résultats auxiliaires pour le FRF et le GBP suggèrent que la réduction de la persistance pourrait être liée au SME.

Assessing the evolution of volatility shocks persistence on the foreign exchange market from the beginning of the 80's.

This paper aims at determining whether the persistence of volatility shocks on the major foreign exchange markets (DEM and YEN) has changed since the beginning of the 80's. To this aim, we rely on the Fractionally Integrated GARCH model (FIGARCH) that, unlike the usual frameworks with conditional heteroskedasticity (GARCH and IGARCH), provides a direct measure of such a persistence. Our findings show that since the Louvre Agreement in February 1987, the long run persistence of volatility shocks on the DEM-USD market has decreased but that such a phenomenon does not hold for the YEN. Further results relative to the FRF and the GBP emphasize the EMS as a potential source of the decrease in the long run persistence.

Classification JEL : C22, F31

SES, Belgique et CADRE, Université de Lille II, 1, place Déliot 5024 Lille Cedex, France. Email : M.Beine@mrw.wallonie.be

† Université de Liège, bd. du Rectorat, 7, Bât. 31, boîte 33, 4000 Liège, Belgique. Email : S.Laurent@ulg.ac.be

Nous tenons à remercier pour leurs remarques et commentaires Christelle Lecourt et Jean-Pierre Urbain. Nous demeurons bien entendu les seuls responsables des éventuelles erreurs subsistantes.

INTRODUCTION

Depuis le début des années quatre-vingts, les mouvements des taux de change nominaux ont fait l'objet d'une attention toute particulière de la part des autorités monétaires internationales. Ainsi, l'appréciation continue du dollar a tout d'abord mené en 1985 aux accords du Plaza prônant une coopération étroite entre banques centrales, en particulier à travers des interventions directes et concertées sur le marché des changes. Par la suite, les considérations en terme de niveau ont fait place à des préoccupations portant sur la volatilité. Ceci s'est traduit notamment en 1987 par les accords du Louvre dont l'objectif explicite était de réduire la volatilité des taux de change.

Cette prise de conscience a entraîné un développement important des analyses économétriques portant sur la volatilité des séries financières à haute fréquence en général, et des taux de change en particulier. Ces analyses se sont non seulement centrées sur les mesures de cette volatilité mais ont également tenté de l'expliquer. Une excellente illustration est ainsi fournie par la littérature sur l'efficacité des interventions journalières des banques centrales. Les analyses préliminaires en termes de moyenne conditionnelle (Dominguez et Frankel 1993) ont fait place à des études visant à mesurer les effets sur la volatilité des changes (voir notamment Baillie et Osterberg 1997). D'autres analyses se sont par contre évertuées à mesurer les implications réelles de la volatilité des taux de change, comme le montre l'abondante littérature visant à évaluer les effets de cette volatilité sur les flux de commerce.¹

Si le niveau absolu de la variabilité des taux de change est important, la persistance des chocs sur la volatilité n'en demeure pas moins un élément déterminant. Ainsi, la littérature sur les interventions des banques centrales suggère qu'en général, les interventions directes sur le marché des changes ont pour effet d'accroître leur volatilité. Une mesure de la persistance permet dès lors d'évaluer la propagation de ces effets non désirés et partant, de leur importance. De même, si la volatilité des changes a un effet négatif sur le commerce², la mesure de la persistance des chocs permettra d'évaluer l'effet d'un événement majeur, tel que le Krach financier de 1987 (souvent utilisé comme l'archétype d'un choc de volatilité), sur les flux de commerce international.

La mesure de la persistance des chocs de volatilité n'est pas immédiate. Les modèles traditionnels GARCH et IGARCH, communément utilisés dans la modélisation des séries financières à haute fréquence, impliquent une persistance des chocs de volatilité respectivement faible et infinie. Par contre, le modèle FIGARCH (Fractionnally Integrated GARCH) récemment introduit par Baillie, Bollerslev et Mikkelsen (1996) (Baillie *et al.* 1996 par la suite) fournit une

¹ Voir McKenzie (1999) pour une large revue de la littérature.

² Ce qui, au regard de la littérature est loin d'être évident.

mesure directe de cette persistance à travers le paramètre d'intégration fractionnelle. Les premières applications aux taux de change nominaux (Baillie, Bollerslev et Mikkelsen, 1996, Tse 1998, Beine, Lecourt et Laurent 1999) ont montré l'intérêt de cette modélisation.

L'objectif de cet article est d'évaluer la persistance de la volatilité des taux de change à l'aide du modèle FIGARCH sur la période 1980-1996. En particulier, nous proposons une approche simple permettant de tester la présence d'une rupture dans la persistance des chocs de volatilité. La section 2 présente les modèles FIGARCH et Périodique FIGARCH (PFIGARCH). La section 3 présente les données et les résultats. Une rapide conclusion tirera enfin les enseignements des analyses économétriques.

VOLATILITE ET MODELISATION FIGARCH

Le point de départ de notre analyse économétrique se base sur le modèle AR(1)-FIGARCH(1, d ,1) suivant :

$$r_t = \mu + \varepsilon_t + \rho r_{t-1} \quad \varepsilon_t | \Omega_t \sim D(0, \sigma_t^2) \quad (1)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \left[1 - (1 - \beta_1 L)^{-1} (1 - \phi_1 L) (1 - L)^d \right] \varepsilon_t^2 \quad (2)$$

Dans ce modèle, r_t représente les variations (en pour-cent) des logarithmes des taux de change journaliers. Ω_t est l'ensemble d'information et D la distribution conditionnelle des erreurs. On choisit ici la distribution en t de Student, ce qui permet de prendre en compte le caractère leptokurtique constaté dans la distribution empirique de la plupart des séries financières à haute fréquence.³ L dénote l'opérateur de retard tel que $Ly_t = y_{t-1}$. $\mu, \rho, \omega, \beta_1, \phi_1$ et d sont les paramètres à estimer.⁴ En particulier, le paramètre de différenciation fractionnelle d permet de mesurer directement la persistance à long terme des chocs de volatilité. Remarquons que la spécification FIGARCH(1, d ,1) englobe le modèle IGARCH(1,1) lorsque $d=1$ et le modèle GARCH(1,1) lorsque $d=0$. Le modèle GARCH traditionnel implique nécessairement une décroissance exponentielle des effets d'un choc sur la variance conditionnelle, c'est-à-dire une persistance faible des chocs de volatilité. A l'opposé, le modèle IGARCH impose une persistance infinie de tels chocs. Ces implications apparaissent d'une part très restrictives, et d'autre part contraires aux faits stylisés observés (voir Bollerslev et Engle 1993). Pour pallier cette lacune, le modèle FIGARCH,

³ Voir sur ce point, par exemple, Palm (1996).

⁴ Le modèle est estimé par maximum de vraisemblance. Plusieurs ensembles de valeurs initiales ont été utilisées pour tester la présence de maxima locaux.

proposé par *Baillie et al.* (1996), permet, au travers du paramètre d (compris entre 0 et 1), de modéliser la dépendance de long terme dans la volatilité.⁵

Pour appréhender les implications de la modélisation FIGARCH en matière de persistance des chocs de volatilité, il est intéressant de calculer les poids des fonctions de réponse aux impulsions cumulées qui illustrent l'effet et la propagation des chocs de volatilité. Pour un retard donné k , le coefficient de la fonction d'impulsion noté γ_k est donné par :

$$\gamma_k = \partial E_t(\varepsilon_{t+k}^2) / \partial v_t - \partial E_t(\varepsilon_{t+k-1}^2) / \partial v_t \quad (3)$$

où E_t est l'opérateur d'espérance et $v_t = \varepsilon_t^2 - \sigma_t^2$, c'est-à-dire l'innovation au temps t . Le calcul de ces coefficients se fait à partir de l'expression suivante :

$$(1-L)\varepsilon_t^2 = (1-L)^{1-d} \varphi^{-1} \omega + (1-L)^{1-d} \varphi^{-1} [1-\beta L] v_t = \zeta + \gamma(L) v_t \quad (4)$$

où $\gamma(L) = \sum_{k=0}^{\infty} \gamma_k L^k$. L'expression (4) laisse clairement apparaître que le profil de $\gamma(L)$, c'est-à-dire la fonction d'impulsion traduisant la propagation des chocs de volatilité, dépend de d . Plus ce paramètre est élevé, plus l'effet d'un choc de volatilité sera persistant.

Une manière simple d'évaluer l'évolution de la persistance des chocs de volatilité au cours du temps serait d'estimer le modèle (1)-(2) sur différentes sous-périodes. Néanmoins, cette approche présente deux limites évidentes. La première tient à ce qu'il est difficile de tester formellement les différences de persistance des chocs de volatilité. La seconde raison est inhérente à la procédure d'estimation du modèle FIGARCH. En effet, dans l'équation (2), pour évaluer l'opérateur de différenciation fractionnelle, on utilise son expansion binomiale infinie (voir *Baillie et al.*, 1996), soit :

$$(1-L)^d = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\Gamma(i-d)}{\Gamma(i+1)\Gamma(-d)}, \quad (5)$$

où $\Gamma(\cdot)$ représente la fonction Gamma. *Baillie et al.* (1996) tronquent cette sommation infinie à 1000 retards (pour un échantillon de 3000 observations) de manière à minimiser le biais d'estimation du paramètre d ⁶. Toutefois, pour

⁵ Les autocorrélations de la variance conditionnelle du modèle FIGARCH décroissent rapidement dès les premiers retards mais témoignent d'une décroissance hyperbolique pour de plus longs retards (mémoire longue), ce qui semble conforme au comportement de la volatilité de la plupart des séries financières.

⁶ Nous utilisons le même nombre de retards dans notre procédure d'estimation.

initialiser le processus (c'est-à-dire les 1000 premières valeurs de ε_t^2), deux possibilités sont offertes : conditionner le processus sur l'espérance non conditionnelle des résidus au carré (Baillie *et al.* 1996) ou utiliser un pré-échantillon (Teyssière, 1997).⁷ Dans les deux cas, effectuer une étude de robustesse des paramètres sur des sous-périodes accroît fortement les problèmes d'estimation et réduit de la même manière leur précision (voir Teyssière 1997 sur ce point).

Une autre approche faisant usage de l'ensemble de l'échantillon s'avère dès lors préférable. A cet égard, Laurent et Urbain (1999) ont envisagé une modélisation Périodique FIGARCH (PFIGARCH) permettant d'étudier la périodicité (journalière) de la persistance des chocs de volatilité.⁸ Les résultats suggèrent que pour certains indices américains (S&P500 et Dow Jones), le lundi est ainsi caractérisé par une persistance de *court terme* plus marquée que les autres jours de la semaine. Dans notre analyse, nous adaptons cette approche et proposons d'étendre ce modèle PAR-PFIGARCH à l'étude de chocs structurels sur la persistance de *long terme*. Le modèle se réécrit dès lors de la manière suivante :

$$r_t = \sum_{s=1}^S TD_{s,t} (\mu_s + \rho_s r_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\sigma_t^2 = \sum_{s=1}^S TD_{s,t} \left\{ \omega_s + \left[1 - (1 - \beta_{1,s} L)^{-1} (1 - \phi_{1,s} L) (1 - L)^{d_s} \right] \right\} \varepsilon_t^2 \quad (7)$$

où S est le nombre de périodes, $TD_{s,t}$ est une variable muette temporelle (Time Dummy) valant 1 si $t \in s$ et 0 si $t \notin s$. L'indice s , dans les expressions (6) et (7), permet aux paramètres d'intérêt $\mu_s, \rho_s, \omega_s, \beta_{1,s}, \phi_{1,s}$ et d_s de prendre différentes valeurs aux cours des S périodes (dans le cas qui nous intéresse, $S=2$). La significativité de la différence entre des paramètres de périodes différentes peut alors être testée à l'aide d'un test classique de rapport de

⁷ Les résultats reportés sont basés sur la première méthodologie car le pré-échantillonnage induit une perte importante de données et ne semble pleinement justifié que pour des modèles à double longue mémoire (ARFIMA-FIGARCH). Pour plus de détails, voir Teyssière (1997). De plus, une étude de sensibilité a été effectuée (non reportée pour cause de place) et n'a révélé aucune distorsion importante entre les deux méthodes.

⁸ Cet article s'inscrit dans la lignée des travaux de Bollerslev et Ghysels (1996) et Franses et Paap (1999).

vraisemblance ou d'un test de Wald.⁹ Les différents tests et hypothèses considérés sont :

$$H_1 : \mu_s = \mu; \quad \text{Wald}(H_1) \sim \chi^2(S-1)$$

$$H_2 : \omega_s = \omega; \quad \text{Wald}(H_2) \sim \chi^2(S-1)$$

$$H_3 : \beta_{1,s} = \beta_1 \text{ et } \phi_{1,s} = \phi_1 \text{ et } d_s = d; \quad \text{Wald}(H_3) \sim \chi^2(3(S-1))$$

$$H_4 : \rho_s = \rho; \quad \text{Wald}(H_4) \sim \chi^2(S-1)$$

H_1 et H_2 considèrent l'égalité respectivement des moyennes et variances non conditionnelles alors que H_3 permet d'envisager spécifiquement la différence de persistance des chocs sur la volatilité. Enfin H_4 suppose l'existence d'un paramètre autorégressif constant sur les S périodes (l'hypothèse alternative implique donc l'existence d'un choc sur la structure AR).

ANALYSE EMPIRIQUE DE LA PERSISTANCE DES CHOCS

Données et choix des sous-périodes

Notre période globale d'analyse s'étend de janvier 1980 à décembre 1996. Les données de taux de change s'établissent sur une fréquence journalière. Nous considérons les deux devises principales contre le dollar (USD par la suite), à savoir le Deutsche Mark (DEM) et le YEN japonais (YEN). Ce choix est lié au fait que les accords de coordination monétaire ont impliqué ces trois pays au premier chef, même si des devises comme le Franc français (FRF), le Franc suisse ou la Livre Sterling (UKP) ont vu leur dynamique également affectée par ces accords. Les taux sont exprimés à l'incertain (nombre de DEM ou de YEN par USD) et ont été fournis par la Banque des Règlements Internationaux.

Le choix d'une date-pivot demeure délicat. Néanmoins, les accords du Louvre intervenus en février 1987 apparaissent être un point de rupture naturel dans la mesure où ils coïncident avec une prise de conscience déclarée d'une volatilité excessive des taux de change de la part des banques centrales. Après cette date et certainement jusque fin 1991, les interventions concertées entre banques centrales peuvent être vues comme autant d'actions visant à réduire la volatilité des changes.

⁹ Lumsdaine (1995) montre au travers de simulations que les tests de Wald se comportent mieux à distance finie que les tests de rapport de vraisemblance pour tester des restrictions sur des paramètres relatifs aux modèles GARCH(1,1) et IGARCH(1,1). Toutefois, ces deux tests sont équivalents asymptotiquement.

Résultats empiriques

Le Tableau 1 reprend pour le DEM et le YEN les estimations du modèle le plus général, c'est-à-dire dans lequel tous les paramètres varient entre les 2 sous-périodes.

Tableau 1 : Résultats des estimations

	DEM	YEN
μ_1	0,0268 [1,800]	0,0220 [1,847]
μ_2	-0,0030 [-0,268]	0,0069 [0,608]
ρ_1	-0,0469 [-1,995]	-0,0733 [-3,012]
ρ_2	-0,0606 [-3,170]	-0,0254 [-1,237]
ω_1	0,0764 [3,674]	0,0440 [2,259]
ω_2	0,0282 [1,916]	0,0499 [3,035]
d_1	0,6960 [6,578]	0,5015 [6,226]
d_2	0,4523 [4,913]	0,4534 [5,124]
$\beta_{1,1}$	0,6425 [7,614]	0,5463 [6,428]
$\beta_{1,2}$	0,5999 [5,568]	0,5847 [5,028]
$\phi_{1,1}$	-0,0061 [-0,108]	0,1862 [2,273]
$\phi_{1,2}$	0,2157 [4,880]	0,2236 [3,220]
v	7,1440 [9,718]	5,2994 [12,223]
<i>Log Lik</i>	-4544,1769	-4125,4556

Les t-statistiques entre crochets sont robustes à l'hétéroscédasticité

Tout d'abord, il semble que pour le DEM, le niveau moyen de volatilité observé entre les 2 sous-périodes ne diffère pas fortement. Le même constat s'applique au YEN. Ces résultats sont cohérents avec les conclusions de Bénassy et Pisany-Ferri (1993) concernant la volatilité de court terme des taux de change (réels) à un et trois mois. Ensuite, les estimations attestent d'une décroissance de la persistance des chocs de volatilité pour le DEM. De manière contrastée, un tel schéma ne s'impose pas pour le YEN dont la persistance des chocs de volatilité

semble osciller sur toute la période autour de 0.5, ce qui s'avère comparable aux résultats de Tse (1998). Globalement, ces résultats mettent en évidence une asymétrie de comportement entre les deux devises les plus importantes contre le dollar. Une tentative d'interprétation sera approfondie ci-dessous sur base de résultats auxiliaires concernant le FRF et la UKP.

Le Tableau 2 livre la conclusion des quatre tests de Wald. Compte tenu du nombre d'observations (4420 environ), un niveau de significativité de 1% semble plus approprié. Le tableau reprend également les conclusions relatives aux estimations sur le FRF et la UKP, qui peuvent éclairer l'origine de l'asymétrie constatée entre le DEM et le YEN. Les tests de Wald attestent formellement d'une différence de persistance pour le DEM et le FRF (hypothèse H_3), contrairement au YEN et à la UKP. Les niveaux non conditionnels des rendements (hypothèse H_1) et de volatilité (hypothèse H_2) ne semblent pas s'être modifiés significativement, même si ce constat doit être tempéré pour la UKP. Par ailleurs, le paramètre ρ semble invariant entre les deux périodes.

Tableau 2 : Tests de restrictions de Wald

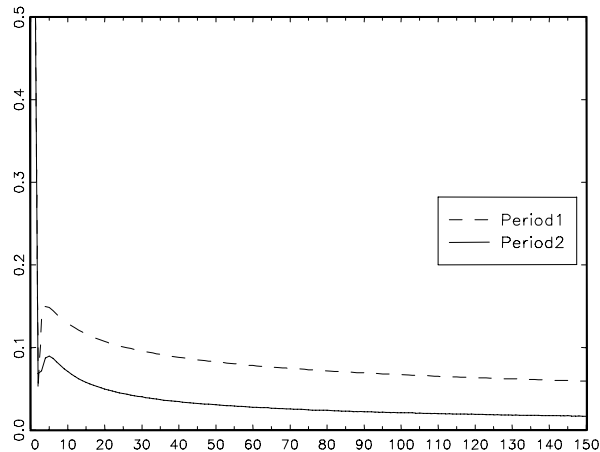
	DEM	YEN	FRF	UKP
H_1	2,5572 [0,1098]	0,8368 [0,3603]	5,2523 [0,0219]	9,4223 [0,0021]
H_2	4,0096 [0,0452]	0,0707 [0,7903]	4,5930 [0,0321]	5,0985 [0,0239]
H_3	26,1819 [0,0000]	2,2920 [0,5141]	19,2604 [0,0002]	1,7246 [0,6315]
H_4	0,2066 [0,6495]	2,1818 [0,1309]	0,1275 [0,7210]	0,0006 [0,9797]

Les p-valeurs associées aux statistiques sont reportées entre crochets

Un constat intéressant émerge dès lors de l'ensemble de ces résultats¹⁰. Pour les devises arrimées à un système de taux de change fixes comme le DEM et le FRF, la persistance des chocs de volatilité s'est réduite alors qu'elle demeure constante pour le YEN mais aussi pour la UKP. Le graphique des fonctions de réponse aux impulsions cumulées¹¹ relatif au DEM illustre cette différence de persistance de long terme entre les deux périodes considérées.

¹⁰ Accessoirement, il est intéressant de remarquer qu'il n'y a pas de lien direct entre différences de niveau de volatilité et différences de persistance des chocs de volatilité. Malgré des niveaux comparables de volatilité, le DEM et le YEN affichent des résultats contrastés concernant l'évolution de la persistance des chocs. A l'inverse, bien qu'ayant connu une certaine diminution du niveau absolu de volatilité, la UKP présente un même degré de persistance avant et après 1987. Ceci confirme que ces deux aspects doivent être clairement dissociés et étudiés séparément.

¹¹ Voir équation (3).



Graphique 1 : Fonctions de réponse aux impulsions cumulées, DEM.
 Remarque : La ligne discontinue correspond à la période antérieure aux accords du Louvre alors que la ligne continue correspond à la période postérieure.

Même si l'hypothèse d'un effet-SME doit nécessairement être étudiée plus en profondeur, ces premiers résultats suggèrent que l'appartenance à un système de gestion des changes crédible (on date le début du nouveau SME à 1987) a induit une décroissance des effets de chocs de volatilité, y compris les chocs externes aux devises impliquées¹². Si cette interprétation est correcte, on peut penser que l'anticipation d'une réaction des banques centrales aux perturbations, fussent-elles externes, force un retour au calme plus rapide des marchés.

CONCLUSION

Sur base d'une extension du modèle FIGARCH, cet article a mis en évidence un comportement différent des deux devises majeures contre le dollar en termes de volatilité. Pour le DEM, si le niveau absolu de volatilité ne semble pas s'être modifié entre 1980 et 1996, la persistance de long terme des chocs de volatilité semble s'être singulièrement réduite. Par contre, cette caractéristique ne tient pas pour le YEN. Les résultats correspondants sur le FRF et la UKP suggèrent que l'hypothèse d'un effet lié à l'appartenance du SME ne peut être *a priori* écartée.

¹² Il serait possible par exemple que la coordination accrue des banques européennes ait influencé les poids dans la fonction de réaction (implicite) des traders européens, ce qui pourrait avoir induit une résorption plus rapide des effets des perturbations extérieures. Evidemment, seule une investigation en terme de microstructure des marchés pourrait valider cette interprétation.

BIBLIOGRAPHIE

- Baillie, R.T., Bollerslev, T. et Mikkelsen, H.O., 1996, Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, *Journal of Econometrics*, 74, 3-30.
- Baillie, R.T. et Osterberg, W.P., 1997, Why do Central banks Intervene ?, *Journal of International Money and Finance*, 16 (6), 909-919.
- Beine, M. Laurent, S. et Lecourt, C. (1999), Accounting for conditional leptokurtosis and closing days effects in FIGARCH models of daily exchange rates, Communication présentée au 6^{ième} Workshop of Financial Modelling, Lille, Janvier.
- Bénassy, A. et Pisany-Ferry, J., 1993, Taux de Change : les 7 ans du G7, *La lettre du CEPII*, n°112.
- Bollerslev, T. et Engle, R.F., 1993, Common Persistence in Conditional Variances, *Econometrica*, 61, 167-186.
- Bollerslev, T. et Ghysels, E. (1996), Periodic Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, *Journal of Business and Economics Statistics*, 14, 2, 139-152.
- Dominguez, K.M. et Frankel J., 1993, Does Foreign Exchange Intervention Work?, Institute for International Economics, Washington, DC.
- Franses, P.H. et Paap, R. (1999), Modelling Day-of-the-Week Seasonality in the S&P 500 Index, *Applied Financial Economics*, A paraître.
- Laurent, S. et Urbain, J-P., 1999, L'apport des modèles périodiques à longue mémoire pour la modélisation de l'effet jour sur la volatilité des séries financières, in Pestieau, P. (Ed), Contributions en l'honneur d'A. Minguet, Université de Liège.
- Lumsdaine, R.L., 1995, Finite-Sample Properties of the Maximum Likelihood Estimator in GARCH(1,1) and IGARCH(1,1) Models, *Journal of Business & Economic Statistics*, 13, 1-10.
- Mc Kenzie, M.D., 1999, The Impact of Exchange Rate Volatility on International Trade Flows, *Journal of Economic Surveys*, 13, 1, 121-185.
- Palm, F.C., 1996, GARCH Models of Volatility, in Maddala, G.S., Rao, C.R., Handbook of Statistics, 7, 14, 209-240.
- Teyssière, G., 1997, Double Long-Memory Financial Time Series, Contribution présentée à l' ESEM, Toulouse.
- Tse, Y.K., 1998, The Conditional Heteroskedasticity of the YEN-Dollar Exchange Rates, *Journal of Applied Econometrics*, 13, 1, 49-56.