



DOCUMENT DE RECHERCHE

EPEE

CENTRE D'ETUDE DES POLITIQUES ECONOMIQUES DE L'UNIVERSITÉ D'EVRY

L'impact des signaux de politique monétaire sur la volatilité intrajournalière du taux de change deutschemark – dollar

Aurélie BOUBEL, Sébastien LAURENT & Christelle LECOURT

00 – 09

L'impact des signaux de politique monétaire sur la volatilité intra-journalière du taux de change Deutschemark-dollar

Aurélie BOUBEL*

Sébastien LAURENT†

Christelle LECOURT‡‡

Dans cet article, nous étudions l'impact des signaux de politique monétaire issus des réunions du Conseil de la Bundesbank et du FOMC sur la volatilité intra-journalière du taux de change Deutschemark-dollar (fréquence à 5 minutes). Pour ce faire, nous estimons un modèle AR(1)-GARCH(1,1) qui incorpore une structure polynomiale elle-même fonction des variables de signal, sur la série désaisonnalisée de rendements du taux de change. Cette structure nous permet, en outre, de tester la persistance de ces signaux sur l'heure qui suit leur envoi et de mettre en évidence une dissymétrie entre l'effet des signaux de la Bundesbank et de la Fed sur la volatilité du taux de change.

The impact of monetary policy signals on the intradaily Deutsche Mark-Dollar volatility.

In this paper, we investigate the impact of monetary policy signals stemming from the Bundesbank Council and the FOMC on the intradaily Deutsche Mark-Dollar volatility (5 minutes frequency). For that, we estimate an AR(1)-GARCH(1,1) model, which integrates a polynomials structure depending on signal variables, on the deseasonalized exchange rate returns series. This structure allows us to test the signals persistence one hour after their occurrence and to reveal a dissymmetry between the effect of the Bundesbank and the Federal Reserve signals on the exchange rate volatility.

Classification JEL : C22, F31, G15.

* EPEE, Université d'Evry, 4 Bd F. Mitterrand, 91025 Evry et Université de Paris Nord, 99 av. J.B. Clément, 93430 Villetaneuse. Email : boubel@eco.univ-evry.fr.

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

‡‡ CADRE, Université de Lille II, 1 place Déliot, 59024, Lille. Email : clecourt@mailsc.univ-Lille2.fr.

INTRODUCTION

La question de l'efficacité de la politique monétaire en tant qu'instrument de politique économique a suscité de nombreux débats. La politique monétaire est en effet un facteur important dans la détermination des taux de change puisque le taux de change est le prix relatif de deux monnaies. Ainsi, lorsque les banques centrales interviennent sur le marché, elles peuvent envoyer des signaux d'information liés à la position courante et future de la politique monétaire, conduisant les agents à réviser leurs anticipations et le montant de monnaie qu'ils souhaitent détenir (Dominguez et Frankel 1993). Cet effet de signal des interventions devrait entraîner des modifications du niveau du taux de change et de la volatilité.

De nombreuses études empiriques ont cherché à étudier les effets de la politique monétaire sur les variations et la volatilité des taux de change. Une première génération d'études consacrée aux effets de la politique monétaire sur les taux de change portait sur la réaction du taux de change aux modifications de l'offre de monnaie (Frankel et Rose 1995). Or habituellement, les banques centrales définissent leur cible en terme de taux du marché monétaire au jour le jour en déterminant la position de la politique monétaire grâce au niveau de certains taux d'intérêt (taux d'escompte, taux des fonds fédéraux,...). Ainsi, les innovations sur les taux d'intérêt "clefs" peuvent se révéler une meilleure mesure des chocs de politique monétaire que les innovations sur l'offre de monnaie (ou sur un agrégat monétaire). Les travaux empiriques existants, qui utilisent généralement des données mensuelles, supposent que les taux d'intérêt ont une forte influence sur les taux de change. Eichenbaum et Evans (1995) trouvent ainsi que les augmentations du taux des fonds fédéraux mènent à une appréciation significative et prononcée du dollar. De même, Copeland (1989) conclut que les augmentations non anticipées du taux d'intérêt allemand mènent à une appréciation du Deutsche Mark.

Une seconde génération d'études, dévolue à l'impact des signaux de politique monétaire, a montré que les annonces de politique monétaire ont une influence significative sur le comportement à haute fréquence, des prix des actifs financiers (Smirlock et Yawitz 1985, Cook et Hahn 1989, May 1992, Thorbecke et Alami 1994, Thornton 1994 et Neumann et Weidmann 1996).

Cependant, jusqu'à présent, les études existantes se sont limitées à l'impact de signaux spécifiques de politique monétaire, en particulier, les annonces sur le taux d'escompte américain. Ainsi, par exemple, Batten et Thornton (1984) ont montré à travers des données journalières que les augmentations non-techniques du taux d'escompte provoquent une appréciation du dollar. De même, Hardouvelis (1988) conclut que les augmentations non anticipées du taux d'escompte ont un effet positif sur le dollar (appréciation). Harvey et Huang (1994) ont considéré quant à eux l'impact des opérations d'open market de la Réserve Fédérale américaine sur les marchés financiers, mais n'ont pas trouvé d'effets significatifs sur le niveau et la volatilité de plusieurs taux de change. Les travaux consacrés à l'étude de la réaction des taux de change (en particulier, la volatilité) aux signaux de politique monétaire sont de toute évidence rares.

L'objet de cette étude est d'analyser de ce fait l'impact des signaux des politiques monétaire allemande et américaine sur la volatilité intrajournalière (fréquence à cinq minutes) des taux de change Deutschemark-dollar (noté DM-USD par la suite) sur la période 1992-1993. A cette fin, un modèle AR(1)-GARCH(1,1), qui incorpore une structure polynomiale elle-même fonction des variables de signal de politique monétaire issu de la Bundesbank et de la Réserve Fédérale américaine, est estimé sur la série désaisonnalisée de rendements du taux de change et la persistance de ces signaux est testée.

La démarche retenue est la suivante. Dans la section 2, nous décrivons les signaux de politique monétaire de la Bundesbank et de la Fed et l'effet attendu de ces signaux sur la volatilité des taux de change. La section 3 décrit la série désaisonnalisée de taux de change ainsi que les techniques utilisées et les signaux retenus. Les résultats d'estimation du modèle sont livrés à la section suivante. La dernière section synthétise les résultats et conclut.

LES SIGNAUX DE POLITIQUE MONETAIRE INFLUENCENT-ILS LA VOLATILITE DES TAUX DE CHANGE ?

La position de la politique monétaire peut être définie par le niveau de la cible, habituellement le taux au jour le jour du marché monétaire. Cependant, de telles cibles ne sont pas toujours annoncées et la position de la politique monétaire doit être déduite d'une série d'actions de la banque centrale, comprenant les déclarations officielles et l'activité du marché. Bien évidemment, toutes les actions de la banque centrale n'ont pas d'implications politiques ; ainsi certaines actions peuvent ne pas être informatives en terme de politique monétaire. Une action de la banque centrale, qui transmet de l'information vers le marché en ce qui concerne les positions actuelle et future de la politique monétaire, sera qualifiée de "signal politique". Nous décrivons, dans un premier temps, les signaux issus de la Deutsche Bundesbank et de la Réserve Fédérale américaine et nous analysons ensuite l'effet attendu de ces signaux sur la volatilité des taux de change.

Les signaux de politique monétaire de la Bundesbank et de la Fed

La variable clef dans la gestion quotidienne de la politique monétaire allemande est le taux du marché monétaire au jour le jour que la Bundesbank influence directement en contrôlant une série de taux d'intérêt. Ce taux du marché monétaire au jour le jour est conservé à l'intérieur d'une bande, le plafond étant déterminé par le taux Lombard et le plancher par le taux d'escompte. Ce taux du marché monétaire atteint rarement chacune des limites de la bande puisqu'il tend à suivre le taux des prises en pension (ou taux "repo"), qui représente le taux de fonctionnement clef de la Bundesbank (Clarida et Gertler 1996). Habituellement, les prises en pension hebdomadaires suffisent pour conserver le taux du marché dans la direction souhaitée par la Bundesbank. En revanche, si les taux menacent de diverger

de manière importante de cette direction, la Bundesbank peut utiliser d'autres procédures pour un réglage fin de la liquidité bancaire en envisageant des injections ou des retraits de liquidités. Ainsi, la hiérarchie des taux de la Bundesbank peut être décrite comme suit : le taux repo est déterminé par la position de la politique monétaire allemande, celui-ci est soutenu par le taux Lombard et le taux d'escompte ainsi que par l'utilisation occasionnelle d'instruments pour le réglage fin. Les décisions de politique monétaire sont prises par le Conseil de la Bundesbank. Ce conseil se réunit tous les quinze jours, le jeudi, habituellement le matin¹. Les variations dans le taux Lombard et/ou le taux d'escompte sont annoncées lors d'une conférence de presse après la réunion du conseil². L'annonce des conditions des prises en pension hebdomadaires est habituellement faite chaque mardi, aux environs de 9 heures³ (ou, de manière moins fréquente, à la fin de la réunion du conseil précédente). Les résultats des prises en pension sont annoncés le mercredi, aux environs de 10 heures⁴. Les principaux signaux politiques réguliers de la Bundesbank sont l'annonce du résultat des réunions du Conseil, l'annonce du mardi des conditions du repo et l'annonce du mercredi des résultats du repo.

La variable clef de la politique monétaire américaine est le taux des fonds fédéraux que la Fed influence à travers des opérations d'open market, c'est-à-dire à travers des achats et des ventes directs de titres du gouvernement américain. La cible officielle de la politique monétaire américaine est le niveau des réserves empruntées, mais le taux des fonds fédéraux est perçu comme l'indicateur le plus utile de la position de la politique monétaire américaine. Le taux d'escompte est aussi un taux d'intérêt clef, même si son importance a diminué au cours du temps. La politique monétaire de la Réserve Fédérale est décidée lors des réunions du Federal Open Market Committee (FOMC). Il se réunit huit fois par an⁵. Quand aucun changement n'est décidé à la réunion, le FOMC annonce seulement quand la réunion s'est terminée et qu'il n'y a pas d'information supplémentaire. Un changement dans la position de la politique monétaire incluant des modifications entre les réunions, est annoncé le jour même de la décision du changement⁶. Les opérations d'open market de la Fed, qui ont lieu tous les jours autour de 11 heures 30, constituent également des signaux politiques pouvant être utilisés/par la Fed. La plupart des opérations comprennent des achats ou des ventes temporaires de titres du gouvernement. L'information concernant la politique

¹ Il y a certaines exceptions à cette règle. Le conseil ne se réunit pas pendant les vacances de Noël et de Pâques. Sur la période étudiée (1992-1993), il ne s'est pas réuni au début du mois d'août. Ainsi, il y a un intervalle de 3 à 4 semaines entre les réunions à ces moments-là. De plus, durant les semaines où le jeudi est un jour férié, la réunion a lieu généralement le mercredi.

² Durant la période 1992-1993, la seule exception à cette règle s'est produite pendant la crise du S.M.E. de septembre 1992. La Bundesbank a annoncé une diminution de 25 points de base du taux Lombard et une diminution de 50 points de base du taux d'escompte le dimanche 13 septembre 1992 (à la fin des réunions d'urgence tenues entre les participants du S.M.E. pour éviter l'effondrement du système).

³ Il s'agit d'heure locale.

⁴ Ces dates sont parfois modifiées du fait des vacances.

⁵ Au cours de l'année 1992-1993, les huit réunions du FOMC ont eu lieu les 6 octobre 1992, 17 novembre 1992, 22 décembre 1992, 3 février 1993, 18 mai 1993, 6-7 juillet 1993, 17 août 1993 et le 21 septembre 1993.

⁶ La déclaration informe sur la variation décidée du taux d'escompte et du degré de pression des réserves ainsi que les implications pour le taux des fonds fédéraux.

monétaire serait transmise au marché lorsque les opérations d'open market sont menées en contradiction avec le taux du marché monétaire.

L'impact des signaux de politique monétaire sur la volatilité des taux de change

Sous l'hypothèse d'efficience du marché, les prix des actifs devraient refléter toute l'information disponible. Par conséquent, les variations de taux de change sont fortement influencées par l'arrivée d'une nouvelle information sur le marché. Ceci suppose toutefois que celle-ci n'a pas été anticipée, sinon elle serait déjà intégrée dans le taux de change. On appelle "news" cette nouvelle information non anticipée. Si la politique monétaire est un déterminant important du taux de change, les "news" de politique monétaire doivent avoir un impact significatif sur le niveau du taux de change. Formellement, on a :

$$s_{i,t} = s_{i,t}^a + s_{i,t}^{news} \quad (1)$$

avec $s_{i,t}$ le signal politique de type i diffusé à l'instant t , $s_{i,t}^a$ la composante anticipée⁷ du signal de type i et $s_{i,t}^{news}$ la composante non anticipée ou news du signal. Dans l'étude empirique qui suit, nous mesurons partir des lignes de news apparaissant sur les écrans Reuters des opérateurs du marché des changes. Ne disposant pas de données d'enquêtes, nous ne pouvons pas distinguer la partie anticipée de la partie non anticipée du signal. Selon les principaux modèles structurels de détermination du taux de change, une augmentation des taux d'intérêt causera une appréciation de la monnaie domestique. Le signe attendu des coefficients associés à un signal de politique monétaire est par conséquent positif pour les signaux de la Fed et négatif pour les signaux de la Bundesbank⁸. Un signal politique, qui a été "parfaitement" anticipé par les agents, n'affecte pas le niveau du taux de change. En revanche, il peut avoir un impact sur la volatilité du taux de change. Si on se réfère à la théorie du signal⁹ qui repose sur l'hypothèse d'asymétrie de l'information (les autorités monétaires possèdent une information quant à la politique monétaire future supérieure à celle détenue par le marché), l'effet des signaux de politique monétaire envoyés par les banques centrales (au moyen de l'intervention ou de réunions telles que celles décrites précédemment) sur la volatilité des taux de change va dépendre de la manière dont les agents perçoivent ces signaux. Si ces signaux sont jugés parfaitement crédibles et non ambigus, ils devraient avoir un des deux effets : soit ils n'influencent pas la variance de taux de change, soit ils réduisent la volatilité. Par contre, si ces signaux sont perçus par le marché peu crédibles ou confus, ils devraient accroître l'incertitude et par là même la volatilité. Selon la précision de l'information révélée par le signal de politique monétaire, son impact sur la volatilité du taux de change sera plus ou moins important.

⁷ Cette composante peut éventuellement être mesurée à partir de données d'enquêtes.

⁸ Etant donné que le taux de change est coté à l'incertain, un rendement positif correspond à une appréciation du dollar (ou une dépréciation du mark).

⁹ Cette théorie, introduite pour la première fois par Mussa (1981), est largement utilisée dans la littérature sur les interventions des banques centrales (voir par exemple Dominguez et Frankel, 1993, Dominguez, 1998).

Dans l'étude empirique, nous distinguerons les signaux révélant des variations des taux d'intérêt des signaux reportant des taux d'intérêt inchangés. On peut s'attendre à ce que l'effet sur la volatilité des signaux annonçant une variation des taux d'intérêt soit plus élevé que celui des signaux n'annonçant pas de variation. En effet, l'annonce précise d'une variation du taux d'intérêt peut donner aux opérateurs un meilleur point focal pour qu'ils mettent à jour leurs opinions que lorsque l'annonce n'indique pas de variation. Cette annonce de variation du taux peut être une confirmation pour les opérateurs d'une action de la banque centrale qui n'était pas certaine. La variation des taux annoncée peut provoquer une révision des anticipations et donc une variation de leurs positions. Les opérateurs vont échanger pour atteindre leurs objectifs, ces échanges générant de la volatilité. Un signal qui ne mentionne aucune variation du taux d'intérêt peut rendre la convergence des opinions uniquement partielle. Ainsi, la révision des anticipations est aussi partielle, le montant des échanges est plus faible et donc la volatilité plus basse. Nous postulons dans cette analyse une relation positive entre le montant des transactions et la volatilité. Toutefois, dans la littérature sur les microstructures, cette relation peut être plus complexe. Ainsi, pour Jorion (1996), autant au plan théorique qu'à partir d'études économétriques, la corrélation est effectivement positive en présence d'anticipations fortement hétérogènes, mais devient négative si les anticipations sont convergentes, le marché gagnant en résilience quand le nombre d'opérateurs et les volumes d'échanges augmentent.

DESCRIPTION DES DONNEES ET DES TECHNIQUES UTILISEES

Les données de taux de change DM-USD sont constituées de toutes les cotations qui sont apparues sur le réseau interbancaire Reuters durant la période allant du 1^{er} octobre 1992 au 30 septembre 1993. Nous disposons également des rapports de news du Reuters sur la même période. L'ensemble de ces données a été collecté et fourni par Olsen et Associates¹⁰ (O&A). On définit les rendements à 5 minutes, $R_{t,n}$, comme la variation du logarithme du prix ($p_{t,n}$) en pourcentage : $R_{t,n} = 100[\ln(p_{t,n}) - \ln(p_{t,n-1})]$, avec $t=1,2,\dots,T$ et $n=1,2,\dots,N$. T correspond au nombre total de jours dans l'échantillon étudié ($T=261$) et N est le nombre d'intervalles de 5 minutes présents dans une journée, soit $N=288$.

Désaisonnalisation de la série de taux de change

De nombreuses études réalisées à partir de données de taux de change quotidiens ou hebdomadaires ont révélé la présence d'effets saisonniers (Müller *et al.* 1990). Cet argument s'étend bien évidemment aux données intrajournalières (Dacorogna *et al.* 1993). Le marché des changes global est

¹⁰ La série de données de O&A (HFDH93) a été fournie par l'OFCE à Richard Topol qui nous l'a gracieusement prêtée.

composé de trois principaux centres régionaux : l'Extrême-Orient, l'Europe et l'Amérique du nord. Chacun de ces centres possède sa propre structure d'activité. La saisonnalité intrajournalière est donc liée à l'heure de la journée, le jour de la semaine et la présence des opérateurs sur les trois principales zones d'échange géographiques.

Les structures saisonnières présentes dans les données intrajournalières semblent tout à fait explicables. Pourtant, ce qui paraît moins évident est la manière avec laquelle l'omission de cette composante, dans l'estimation de la volatilité, peut affecter l'étude des autres composantes de la volatilité (par exemple, les annonces macroéconomiques). Récemment, Andersen et Bollerslev (1997) ont insisté sur le danger d'estimer les modèles GARCH sur des données à très haute fréquence sans tenir compte de leur structure intraquotidienne. Les débats quant à la manière de prendre en compte ces variations saisonnières restent ouverts. Les premiers auteurs qui se sont intéressés aux données intrajournalières (Wasserfallen et Zimmermann 1985, Feinstone 1987, Ito et Roley 1987, Wasserfallen 1989 et Goodhart et Figliuoli 1991) n'ont retenu que certaines périodes de la journée, généralement, les plus actives pour un marché particulier, ce qui permet ainsi d'éviter le problème des saisonnalités quotidienne et hebdomadaire. Baillie et Bollerslev (1990) utilisent une spécification GARCH avec des variables binaires saisonnières pour modéliser la volatilité conditionnelle sur des données horaires de taux de change pour les six premiers mois de 1986. Une autre possibilité pour prendre en compte la saisonnalité est de changer la structure des modèles de type GARCH. Bollerslev et Ghysels (1996) ont proposé un modèle, à savoir le modèle GARCH périodique (P-GARCH), qui capte les variations saisonnières répétitives de la volatilité en permettant aux coefficients de l'équation de la variance conditionnelle de varier périodiquement. Alternativement, la volatilité du marché peut être liée à l'intensité des échanges via une représentation sous forme de processus stochastique subordonné (Clark 1973). Au lieu de modéliser le comportement du prix d'un actif en temps calendaire, les variations de prix peuvent être expliquées comme étant conduites par un processus d'arrivée d'information qui évolue lui-même aléatoirement (Dacorogna *et al.* 1993, Müller *et al.* 1990). Une autre stratégie pour tenir compte de la saisonnalité consiste à ajuster saisonnièrement les données. On définit la série des rendements filtrés $R_{t,n} / \hat{s}_{t,n}$, où $\hat{s}_{t,n}$ correspond à la composante de la volatilité intrajournalière périodique qui peut être modélisée de différentes manières (Taylor et Xu 1995, Chang et Taylor 1996 et Andersen et Bollerslev 1997, 1998). Andersen et Bollerslev (1997, 1998) ont proposé une simple procédure, à savoir la Forme Flexible de Fourier, pour l'estimation de la structure de la volatilité intraquotidienne qui s'adapte à ces caractéristiques.

Nous utilisons ici la méthode développée par Taylor et Xu (1995) et appliquée par Chang et Taylor (1996), qui consiste à modéliser la saisonnalité intraquotidienne en créant une série de multiplicateurs saisonniers à partir du calcul de rendement moyen au carré sur des périodes identiques (par exemple, le lundi entre 1:00 GMT et 2:00 GMT sur une fréquence horaire). La valeur du rendement désaisonnalisé ($\tilde{R}_{t,n}$) est obtenue en divisant le rendement brut ($R_{t,n}$) par son multiplicateur saisonnier ($\hat{s}_{t,n}$). Avant de présenter la formule du multiplicateur saisonnier, il est utile de revoir les notations. On note t un

entier qui représente les jours de la semaine. $R_{t,j}$ est le rendement sur un intervalle fixé j sur la journée t . Les sommes des rendements au carré fournissent de simples estimations de la variabilité du prix et leurs moyennes sur des périodes similaires peuvent être utilisées pour estimer la structure de la volatilité saisonnière. La structure saisonnière horaire (indicée par j) peut être décrite par des facteurs de variance saisonnière, s_j^2 avec $\sum_{j=0}^{23} s_j^2 = 24$. La structure saisonnière varie au cours des jours de la semaine. Afin de prendre en compte l'effet du jour de la semaine, il est préférable d'estimer 120 facteurs multiplicatifs horaires dont la moyenne est unitaire sur une semaine complète (de cinq jours). La formule générale pour les facteurs saisonniers intrajournaliers ($\hat{s}_{t,j}^2$) est donnée par :

$$\hat{s}_{t,j}^2 = \frac{24 \times T \times N}{N_t} \times \frac{\sum_{s \in S_t} R_{s,t}^2}{\sum_{s=1}^m \sum_{k=1}^n R_{s,k}^2}$$

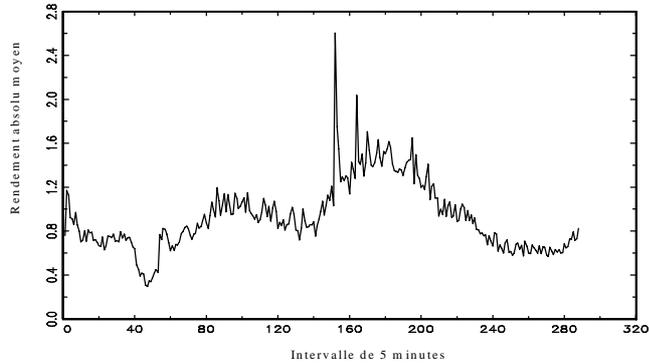
où T est le nombre d'intervalles compris dans 1 heure¹¹, N le nombre total d'intervalles compris dans l'échantillon, N_t le nombre d'intervalles compris dans S_t , avec S_t la série de tous les indices qui correspondent au même jour de la semaine que l'indice temporel t . Il y a cinq sortes de S_t : S_{lundi} , S_{mardi} , $S_{mercredi}$, S_{jeudi} , $S_{vendredi}$. $\sum_{s \in S_j} R_{s,t}^2$ est la somme des rendements au carré observés

dans l'intervalle j appartenant au même S_t . Précisément, on somme les rendements au carré de l'intervalle 0:00 GMT - 0:05 GMT (à la fréquence 5 minutes) pour l'ensemble des lundis présents dans l'échantillon. $\sum_{s=1}^m \sum_{k=1}^n R_{s,k}^2$

est la somme des rendements au carré pour tous les intervalles de la journée sur l'ensemble des jours de l'échantillon, avec m le nombre de jours dans l'échantillon et n le nombre de rendements par intervalle de la journée. Après avoir calculé les multiplicateurs saisonniers pour chaque intervalle, on divise chaque rendement brut par son propre multiplicateur saisonnier pour obtenir les rendements désaisonnalisés. Le graphique 1 ci-dessous présente le déflateur de saisonnalité moyen sur une journée du DM-USD, calculé selon la méthode de Chang et Taylor (1996).

¹¹ T varie en fonction de la fréquence d'échantillonnage : à 5 minutes, $T=12$.

Graphique 1 : Saisonnalité moyenne sur une journée évaluée par la méthode de Chang et Taylor (1996)



Les signaux

Les publications officielles des deux banques centrales (Deutsche Bundesbank Monthly Report et Federal Reserve Bulletin) fournissent l'information de base concernant le type des signaux et leur date habituelle (parfois aussi, l'heure) que nous avons complétée à l'aide de la série de données O&A incluant les lignes de news qui apparaissent sur les écrans Reuters¹². Les lignes de news, comme les cotations de change, sont associées à des dates et à des heures GMT à la seconde près. Il est raisonnable de supposer que l'heure de l'annonce du signal sur les écrans Reuters correspond à l'heure où l'information a atteint le marché des changes. Différentes catégories d'information peuvent ainsi être extraites des lignes de news en utilisant des mots clefs ou des combinaisons de mots clefs. A partir de ces lignes de news, nous avons créé des variables binaires qui valent 1 lorsqu'un signal est reporté sur les écrans Reuters et 0 sinon. Le tableau 1 fournit la liste des variables de signal créées ainsi que le nombre de signaux composant chaque variable.

| Tableau 1 Les signaux de politique monétaire | |
|---|-------------------|
| signaux | nombre de signaux |
| Bundesbank | |
| bb-reu | 3 4 |
| bb-rv | 1 6 |
| bb-rnv | 1 8 |
| bb-ma | 5 6 |
| bb-me | 5 4 |
| Fed | |
| fed-reu | 8 |
| fed-om | 2 1 5 |

La variable de signal *bb-reu* révèle le résultat de la réunion du conseil de la Bundesbank, à savoir l'information lancée aux opérateurs du marché des

¹² Du 1^{er} octobre 1992 jusqu'au 30 septembre 1993, il y a 105065 lignes. Ces informations, provenant du Reuters, sont disponibles pour l'ensemble des participants du marché. Les opérateurs du marché des changes se basent bien évidemment sur d'autres sources d'information, dont certaines ne sont pas connues, mais clairement les news du Reuters fournissent une information complémentaire voire supérieure aux informations des périodiques (imprimés).

changes sur les décisions de la Bundesbank concernant les variations des taux directeurs (taux d'escompte et taux Lombard) et occasionnellement, l'annonce des adjudications à taux fixé. Nous avons envisagé une décomposition plus fine de cette variable en distinguant les lignes annonçant une variation des taux d'intérêt (variable *bb-rv*) des lignes ne révélant pas de variation des taux d'intérêt (variable *bb-rnv*). La variable de signal *bb-ma* donne des informations sur les conditions des prises en pension annoncées chaque mardi à la réunion du Conseil de la Bundesbank. A l'aide de ce signal, la banque centrale révèle au marché la quantité et le taux auquel elle est prête à fournir de la monnaie aux banques de second rang. La variable de signal *bb-me* donne de l'information sur les résultats des prises en pension annoncés chaque mercredi. La variable de signal *fed-reu* informe le marché des décisions qui ont été prises par le FOMC concernant l'orientation de la politique monétaire américaine. Enfin, la variable de signal *fed-om* renseigne le marché sur la gestion quotidienne de la politique monétaire par la Fed (les opérations d'open market).

Persistence de court terme des signaux

Pour examiner l'effet de persistance des signaux sur la volatilité du taux de change, nous aurions pu utiliser une spécification simple consistant à introduire dans l'équation de la volatilité des variables binaires prenant la valeur 1 au moment du signal et 0 sinon. Etant donné le nombre relativement limité de chaque type de signaux (voir le tableau 1), il est très difficile d'étudier la persistance de l'effet de ces derniers sur la volatilité en introduisant des variables muettes retardées (pour des données à 5 minutes, un horizon de persistance d'une heure nécessiterait l'estimation de 13 coefficients, c'est-à-dire $h=12$). Pour cette raison, tout comme Andersen et Bollerslev (1998), nous proposons d'approcher la structure de persistance du $k^{ième}$ signal au moyen du polynôme d'ordre s :¹³

$$\gamma_k(i) = \sum_{j=0}^{s-1} \gamma_{j,k} \left[1 - \left(\frac{i}{h} \right)^{s-j} \right] i^j, i = 0, 1, \dots, h. \quad (2)$$

Par conséquent, $\gamma_k(i)$ correspond à l'impact du $k^{ième}$ signal à l'horizon i et $\gamma_{0,k}(0)$ est l'effet instantané¹⁴. La structure de réponse suivant chacun des signaux, qui a été choisie, est approximée par un polynôme d'ordre trois restreint à atteindre zéro à la fin de l'horizon de réponse d'une heure.

RESULTATS D'ESTIMATION

Le modèle AR(1)-GARCH(1,1) incorporant la structure polynomiale (2) dans l'équation de la variance conditionnelle a la forme suivante:

¹³ Andersen et Bollerslev (1998) imposent toutefois la même structure décroissantes à chaque signal, ce qui nous semble trop restrictif.

¹⁴ Par construction, l'impact est nul pour un retard $h+1$.

$$\tilde{R}_{t,n} = \mu + \delta_1 \tilde{R}_{t,n-1} + \varepsilon_{t,n} \quad (3)$$

$$\varepsilon_{t,n} / \sqrt{h_{t,n}} \sim i.i.dN(0,1) \quad (4)$$

$$h_{t,n} = \omega + \sum_{k=1}^K \sum_{i=0}^h \gamma_k(i) I_k(t, n-i) + \alpha_1 \varepsilon_{t,n-1}^2 + \beta_1 h_{t,n-1} \quad (5)$$

où $\tilde{R}_{t,n}$ est la série de rendement de taux de change filtrée, $h_{t,n}$ la variance conditionnelle, $I_k(t, n-i)$ un indicateur d'occurrence du $k^{ième}$ signal durant le $n^{ième}$ intervalle du jour t et $N(0,1)$ la distribution normale centrée réduite. Notons que, pour simplifier la notation, $\varepsilon_{t-1,288}$. Les résultats d'estimation sur la série filtrée sont reportés dans le tableau 2. Les modèles retenus sont le modèle AR(1)-GARCH(1,1) sans effets de signaux de politique monétaire, celui comprenant l'ensemble des signaux et enfin le modèle distinguant les signaux associés à une variation de taux d'intérêt¹⁵. Ces modèles ont été estimés par la méthode du quasi-maximum de vraisemblance¹⁶.

¹⁵ L'ordre de retards du processus autorégressif dans la moyenne et des polynômes autorégressif et moyenne mobile du modèle GARCH ont été sélectionnés à l'aide des critères d'Akaike et de Schwarz.

¹⁶ Gouriéroux, Monfort et Trognon (1984) ont montré que les paramètres estimés par la méthode du quasi-maximum de vraisemblance avec une distribution normale sont convergents sous certaines conditions de régularité, même si la véritable loi sous-jacente n'est pas conditionnellement normale.

| Tableau 2 Résultats d'estimation du modèle | | | |
|--|---------------------|------------------------------|--------------------------------|
| | AR (1)-GARCH | AR (1)-GARCH avec signaux | affinement de signal bb-ret |
| μ | -0,0066 (0,0134) | -0,0023 (0,0138) | -0,0023 (-0,0139) |
| δ_1 | -0,1000 (0,0043) | -0,1002 (0,0430) | -0,1003 (0,0043) |
| ω | 0,6263 (0,0981) | 0,5944 (0,0907) | 0,5957 (0,0899) |
| α_1 | 0,1090 (0,0083) | 0,1064 (0,0083) | 0,1064 (0,0081) |
| β_1 | 0,8689 (0,0114) | 0,8727 (0,0111) | 0,5957 (0,0109) |
| γ_{0,bb_ma} | - | -0,4490 (1,3639) | - |
| γ_{1,bb_ma} | - | 0,0889 (1,0816) | - |
| γ_{2,bb_ma} | - | -0,0044 (0,1841) | - |
| γ_{0,bb_me} | - | 0,5932 (2,0385) | - |
| γ_{1,bb_me} | - | -0,6508 (1,2127) | - |
| γ_{2,bb_me} | - | 0,1184 (0,1892) | - |
| γ_{0,bb_reu} | - | 20,1038 (6,0045) | - |
| γ_{1,bb_reu} | - | -11,8835 (3,3390) | - |
| γ_{2,bb_reu} | - | 1,6855 (0,5352) | - |
| γ_{0,bb_rv} | - | - | 29,7686 (11,0118) |
| γ_{1,bb_rv} | - | - | -16,1218 (4,4267) |
| γ_{2,bb_rv} | - | - | 2,1554 (0,4854) |
| γ_{0,bb_rnv} | - | - | 15,7567 (8,3347) |
| γ_{1,bb_rnv} | - | - | -9,9326 (4,9510) |
| γ_{2,bb_rnv} | - | - | 1,4664 (0,7400) |
| γ_{0, fed_reu} | - | -3,8550 (0,1575) | -3,8557 (0,1553) |
| γ_{1, fed_reu} | - | 1,7642 (0,0767) | 1,7636 (0,0758) |
| γ_{2, fed_reu} | - | -0,2605 (0,0124) | -0,2604 (0,0123) |
| γ_{0, fed_om} | - | 0,5128 (1,0722) | - |
| γ_{1, fed_om} | - | -0,3837 (0,7756) | - |
| γ_{2, fed_om} | - | 0,0582 (0,1267) | - |
| Akaike | 5,8176 | 5,8167 | 5,8164 |
| Schwarz | 5,8182 | 5,8192 | 5,8182 |
| Log-vraisem. | -218641,1 | -218593,4 | -218589,5 |

Note: les chiffres entre parenthèses représentent les écarts typiques robustes des paramètres estimés.

Afin de tester l'effet de persistance des signaux de politique monétaire sur la volatilité du taux de change DM-USD, une structure polynomiale d'ordre trois ($s=3$) est retenue¹⁷ et les coefficients $\gamma_{j,k}$ sont estimés pour les K variables de signal ($k=1,\dots,K$). Ceci revient à estimer une structure non linéaire contrainte à être égale à zéro à un horizon d'une heure¹⁸. Nous analyserons tout d'abord l'effet instantané des signaux et ensuite la persistance des signaux sur le processus de volatilité.

Effet instantané des signaux de politique monétaire

Les résultats du modèle AR(1)-GARCH(1,1) (colonne 1 du tableau 2), utilisé comme référence pour comparaison avec les modèles comprenant les variables de signal, révèlent une forte persistance de la volatilité, puisque la somme des paramètres de variance, $\alpha_1 + \beta_1$, est proche de l'unité, rejetant toutefois le modèle GARCH intégré (IGARCH)¹⁹. Une corrélation négative significative est apparente sur le niveau, qui peut être due à l'effet bien connu "bid-ask-spread" ou encore à l'hétérogénéité des agents qui ont des besoins en portefeuille différents (DeGennaro et Shrieves 1997).

Sur le modèle comprenant l'ensemble des signaux de politique monétaire (colonne 2 du tableau 2), les deux variables représentant les signaux de réunion du FOMC et du Conseil de la Bundesbank (les variables *fed-reu* et *bb-reu*) se révèlent fortement significatives, avec un effet instantané inverse sur la volatilité du taux DM-USD : tandis que les signaux de réunion du Conseil de la Bundesbank induisent une hausse de la volatilité au temps t , ceux du FOMC ont un impact négatif significatif sur la volatilité. Par contre, les informations sur les conditions des prises en pension, qui sont révélées au marché lors des réunions du Conseil de la Bundesbank les mardis (variable *bb-ma*) et les résultats de celles-ci annoncés publiquement les mercredis (*bb-mer*) n'influencent pas la volatilité du taux de change. De même, conformément aux résultats obtenus par Harvey et Huang (1994), les signaux d'opérations d'open market de la Fed (variable notée *fed-om*) n'ont pas d'impact significatif sur la volatilité. Cela signifie que les informations de politique monétaire qui ressortent des réunions programmées chaque semaine (les mardis et mercredis pour la Bundesbank) et quotidiennement (pour la Fed) ont été anticipées par le marché et n'ont par conséquent aucune influence sur la volatilité. Par contre, les informations de politique monétaire, qui sont révélées aux agents à l'issue de réunions plus occasionnelles, ont pour effet d'accroître l'incertitude sur le marché et par conséquent influencent la volatilité.

¹⁷ L'ordre du polynôme a été testé à l'aide des critères d'Akaike et de Schwarz. Un ordre de retards de trois conduit au modèle le plus parcimonieux.

¹⁸ Nous avons également testé l'effet de persistance des signaux de politique monétaire à un horizon de deux heures, mais ces derniers ont un impact significatif sur la volatilité qui se réduit à une heure.

¹⁹ Une extension naturelle de ce travail serait d'étendre le processus GARCH au modèle GARCH fractionnairement intégré (FIGARCH) développé par Baillie, Bollerslev et Mikkelsen (1996) qui s'avère mieux approprié pour modéliser cette dépendance temporelle de long terme dans le processus de volatilité conditionnelle (Tse, 1998, Beine, Laurent et Lecourt, 2000).

Comment interpréter l'effet instantané inverse des signaux des réunions du FOMC et du Conseil de la Bundesbank sur la volatilité du taux DM-USD? Les signaux relevant des réunions du FOMC ont un effet stabilisateur sur la volatilité, ce qui signifie que les informations de politique monétaire perçues à l'annonce des résultats des réunions du FOMC ont eu tendance à calmer le marché. Plusieurs explications possibles peuvent être avancées pour interpréter ce résultat : cet effet stabilisateur peut être dû à une réduction temporaire de l'asymétrie d'information ou simplement à un temps mort du marché qui essaye de juger le signal. Notons toutefois que l'effet stabilisant du signal est de faible ampleur ($\hat{\gamma}_{0, fed-reu} = -3,8550$). Il en est autrement des signaux de politique monétaire qui ressortent des réunions du Conseil de la Bundesbank, puisque ceux-ci exercent un effet déstabilisant sur la volatilité qui est de forte ampleur ($\hat{\gamma}_{0, bb-reu} = 20,1038$). Ce résultat a trait principalement à la période d'échantillonnage. En effet, cette période correspond à la période où certaines monnaies européennes ont été sujettes à une instabilité anormalement élevée, aboutissant d'ailleurs à l'effondrement du S.M.E. Les problèmes du S.M.E. ont pu affecter la dynamique du taux de change DM-USD, en particulier au milieu de l'année 1993, où les attaques spéculatives dont faisaient l'objet les monnaies européennes depuis 1992, ont commencé à être analysées comme un problème lié au fonctionnement du S.M.E. lui-même et donc de sa monnaie-ancre le Deutschemark. La principale cause de l'instabilité du S.M.E. venait du fait que la situation économique dans de nombreux pays membres du S.M.E. nécessitait des taux d'intérêt plus bas que ceux que la Bundesbank avait établis. Ainsi, une augmentation des taux d'intérêt allemands aurait accentué l'instabilité du S.M.E. Il apparaît dès lors évident que les signaux envoyés à l'issue des réunions du Conseil de la Bundesbank ont eu un impact plus important sur la volatilité que ceux de la Fed sur cette période de risque d'effondrement.

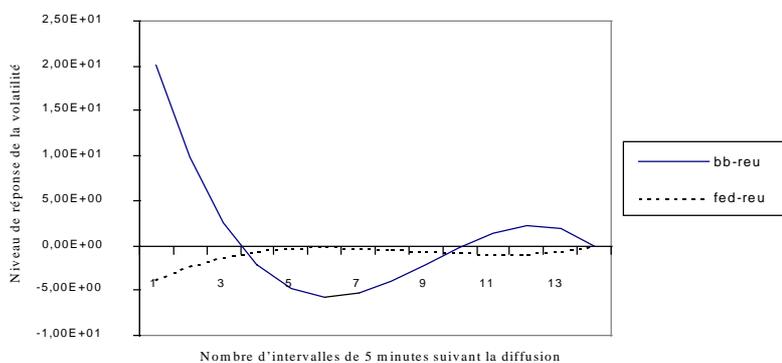
Une analyse plus fine de ce résultat nous a conduit à distinguer les signaux envoyés lors des réunions du Conseil de la Bundesbank qui annoncent une variation de taux d'intérêt (variable $bb-rv$) et ceux qui n'annoncent pas de variation de taux d'intérêt (variable $bb-mv$). Nous avons dès lors réestimé le modèle avec cette distinction faite pour la variable $bb-reu$ et avons reporté uniquement les variables significatives. Les résultats d'estimation de ce modèle affiné (colonne 3 du tableau 2) révèlent que la variable $bb-rv$ est positive au temps t , élevée en valeur ($\hat{\gamma}_{0, bb-rv} = 29,7686$) et significative à 1%, tandis que la variable $bb-mv$ ne l'est qu'à 5% et est nettement moins élevée en valeur ($\hat{\gamma}_{0, bb-mv} = 15,7567$)²⁰. Ainsi, l'effet déstabilisant sur la volatilité est principalement dû aux signaux de politique monétaire annonçant une variation de taux d'intérêt. En fait, la variation de taux d'intérêt donne plus de "poids" au signal de politique monétaire et par conséquent provoque une révision des anticipations des agents et donc une révision de leur portefeuille, ce qui génère de la volatilité.

²⁰ Etant donné le nombre très élevé d'observations, il apparaît plus judicieux de ne retenir qu'une significativité à un seuil de 1%.

Persistence des signaux

La persistance des signaux de politique monétaire durant l'heure qui suit leur révélation au marché a été testée à l'aide des coefficients du polynôme d'ordre trois $\gamma_{j,k}$. La structure non linéaire estimée pour tester cette persistance a permis de dégager des résultats relativement éclairants : (i) sur le modèle complet, il apparaît que les coefficients du polynôme sont tous hautement significatifs pour chacune des variables de signal de réunion du FOMC et du Conseil de la Bundesbank ; (ii) les signaux qui ressortent des réunions du Conseil de la Bundesbank induisent une hausse significative immédiate de la volatilité qui s'estompe complètement dans le quart d'heure qui suit leur envoi. Cet impact positif décroissant sur la volatilité est suivi ensuite d'un effet négatif, témoignant du fait que les agents ont bien incorporé l'information de politique monétaire dans leurs anticipations. Ils vont alors échanger pour atteindre leurs objectifs, ce qui entraîne une petite résurgence de la volatilité qui s'estompe complètement au bout d'une heure ; (iii) la persistance des signaux envoyés à l'issue des réunions du FOMC est beaucoup moins accentuée que pour la Bundesbank. L'effet négatif immédiat de ces signaux sur la volatilité décroît non linéairement et semble résorbé après une heure²¹. Le graphique 2 permet de visualiser cette persistance des signaux envoyés à la suite des réunions du FOMC et du Conseil de la Bundesbank.

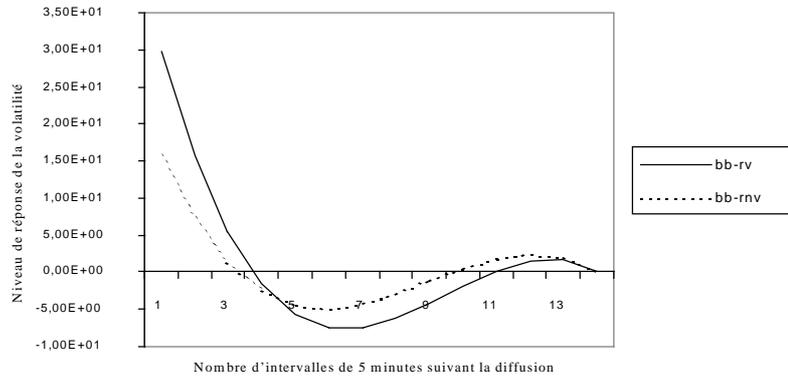
Graphique 2 : Persistence des signaux de réunion du Conseil de la Bundesbank et du FOMC



Le graphique 3 représente la persistance des signaux avec et sans variation de taux d'intérêt qui ressortent des réunions du Conseil de la Bundesbank (variables $bb-rv$ et $bb-rnv$). La dynamique impliquée par ces signaux reste la même, bien que l'ampleur de la persistance des signaux annonçant une variation de taux d'intérêt soit plus importante.

²¹ Rappelons que plusieurs horizons (en particulier, un horizon de deux heures) de persistance des signaux ont été envisagés et que tous les résultats témoignent de la même structure de persistance.

Graphique 3 : Persistance des signaux de réunion du Conseil de la Bundesbank annonçant une (non) variation de taux d'intérêt



CONCLUSION

En utilisant des données à très haute fréquence, nous avons estimé l'effet des signaux de politique monétaire de la Bundesbank et de la Fed sur la volatilité du taux DM-USD. Les résultats d'estimation ont permis de montrer que les signaux de politique monétaire envoyés après les importantes réunions, relativement occasionnelles, du Conseil de la Bundesbank et du FOMC ont un impact significatif sur la volatilité du taux de change. Par contre, les signaux ressortant des réunions programmées chaque semaine, notamment les informations sur les conditions et les résultats des prises en pension, qui sont révélées au marché à l'issue des réunions du Conseil de la Bundesbank respectivement chaque mardi et mercredi, n'influencent pas la volatilité. Les signaux annonçant les résultats des réunions du Conseil de la Bundesbank ont une plus forte influence sur la volatilité que ceux du FOMC, ce qui peut s'expliquer par l'importance majeure pour les participants du marché des décisions de la Bundesbank en matière de politique monétaire lors des nombreux événements qui ont affectés le S.M.E. sur la période considérée. En particulier, ce sont les signaux annonçant une variation de taux d'intérêt qui ont l'impact le plus important sur la volatilité.

L'impact de ces signaux de politique monétaire est persistant, puisqu'il faut une heure environ pour que leurs effets soient totalement résorbés. La dynamique de ces signaux est toutefois entièrement différente : les signaux de réunion du Conseil de la Bundesbank impliquent une hausse instantanée de la volatilité qui s'estompe au bout d'un quart d'heure puis une baisse de la volatilité sur la demi-heure suivante, tandis que les signaux de réunion du FOMC entraînent une baisse immédiate de la volatilité de faible ampleur.

BIBLIOGRAPHIE

- Baillie, R.T., Bollerslev, T. et Mikkelsen, H.O., 1996, Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, *Journal of Econometrics*, 74, 3-30.
- Andersen, T., Bollerslev, T., 1997, Intraday periodicity and volatility persistence in financial markets, *Journal of Empirical Finance*, 4, 115-158.
- Andersen, T., Bollerslev, T., 1998, DM-Dollar volatility: intraday activity patterns, macroeconomic announcements, and longer run dependencies, *The Journal of Finance*, 53 (1).
- Baillie, R., Bollerslev, T., 1990, Intra-day and inter-market volatility in foreign exchange rates, *Review of Economic Studies*, 58, 565-585.
- Baillie, R.T., Bollerslev, T., Mikkelsen, H.O., 1996, Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, *Journal of Econometrics*, 74, 3-30.
- Batten, D., Thornton D., 1984, Discount rate changes and the foreign exchange market, *Journal of International Money and Finance*, 3 (3), 279-292.
- Beine, M., Laurent, S., Lecourt, C., 2000, Accounting for Conditional Leptokurtosis and Closing Days Effects in FIGARCH Models of Daily Exchange Rates, *Journal of Applied Economics*, à paraître.
- Bollerslev, T., Domowitz, I., 1993, Trading patterns and prices in the interbank foreign exchange market, *The Journal of Finance*, 48 (4).
- Bollerslev, T., Ghysels, 1996, Periodic Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, *Journal of Business and Economic Statistics*, 14(2), 139-152.
- Clark, P.K., 1973, A Subordinated Stochastic Process Model with Finite Variance for Speculative Prices, *Econometrica*, 41, 135-155.
- Chang, Y., Taylor, S., 1996, Information arrivals and intraday exchange rate volatility, *Department of Accounting and Finance*, The Management School, Lancaster, October.
- Clarida, R., Gertler, M., 1996, How the Bundesbank conducts monetary policy, NBER working paper 5581, May.
- Cook, T., Hahn, T., 1989, The effect of changes in the Federal Funds rate target on market interest rates in the 1970's, *Journal of Monetary Economics*, 24 (3), 331-351.
- Copeland, L., 1989, Exchange rates and news : a vector autoregression approach, in *Exchange Rates and Open Economy Macroeconomics*, édité par Ronald MacDonald et Mark Taylor. Basil Blackwell, Oxford, 218-238.
- Dacorogna, M., Müller, U., Nagler, R., Pictet, O., 1993, A geographical model for the daily and weekly seasonal volatility in the foreign exchange market, *Journal of International Money and Finance*, 12, 413-438.
- DeGennaro, R.P., Shrieves, R.E., 1997, Public Information Releases, Private Information Arrival and Volatility in the Foreign Exchange Market, *Journal of Empirical Finance*, 4, 295-315.
- Dominguez, K.M., 1998, Central bank intervention and Exchange Rate Volatility, *Journal of International Money and Finance*, 17, 161-190.
- Dominguez, K.M., Frankel J., 1993, *Does Foreign Exchange Intervention Work?*, Institute for International Economics, Washington, DC.
- Eichenbaum, M., Evans, C., 1995, Some empirical evidence on the effects of shocks to monetary policy on exchange rates, *Quarterly Journal of Economics*, 110 (4), 975-1009.
- Feinstone, L., 1987, Minute by minute: efficiency, normality and randomness in intra-daily asset prices, *Journal of Applied Econometrics*, 2, 193-214.
- Frankel, J., Rose, A., 1995, Empirical research on nominal exchange rates, in *Handbook of International Economics*, vol III, 1689-1729.
- Goodhart, C., Figliuoli, L., 1991, Every minute counts in financial markets, *Journal of International Money and Finance*, 10, 23-52.
- Goodhart, C.A.E., Hall, S., Henry, S., Pesaran, B., 1993, News Effects in a

- High Frequency Model of the Sterling-Dollar Exchange Rate, *Journal of Applied Econometrics*, 8, 1-13.
- Gouriéroux, C., Monfort, A., Trognon, A., 1984, Pseudo Maximum Likelihood Methods: Theory, *Econometrica*, 53, 681-700.
- Hardouvelis, G., 1988, Economics news, exchange rates and interest rates, *Journal of International Money and Finance*, 7 (1), 23-35.
- Harvey, C., Huang, R., 1994, The impact of the Federal Reserve Bank's open market operations, NBER working paper 4663, February.
- Ito, T., Roley, V., 1987, News from the U.S. and Japan: which moves the Yen/Dollar exchange rate?, *Journal of Monetary Economics*, 19, 255-277.
- Jorion, P., 1996, Risk and turnover in the foreign exchange market in J. Frankel, G. Galli and A. Giovannini (Ed.), *The Microstructure of Foreign Exchange Markets*, Chicago, University of Chicago Press.
- May, D., 1992, A reexamination of market returns, discount rate changes, and market efficiency, *Journal of Macroeconomics*, 14 (3), 545-553.
- Müller, U., Dacorogna, M., Olsen, R., Pictet, O., Schwarz, M., Morgengegg, C., 1990, Statistical study of foreign exchange rates, empirical evidence of a price change scaling law, and intraday analysis, *Journal of Banking and Finance*, 14, 1189-1208.
- Mussa, M., 1981, *The Role of Official Intervention*, Group of Thirty Occasional Papers, 6, New York, Group of Thirty.
- Neumann, M., Weidmann, J., 1996, The information content of German discount rate changes, University of Bonn, Institute for International Economics discussion paper B-367.
- Smirlock, M., Yawitz, J., 1985, Asset returns, Discount rate changes and market efficiency, *Journal of Finance*, 50 (4), 1141-1158.
- Taylor, S., Xu, X., 1995, The incremental volatility information in one million foreign exchange quotations, *Journal of Empirical Finance*, 4, 317-340.
- Thornton, D., 1994, Why do T-bill rates react to Discount rate changes, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 26 (4), 839-850.
- Thorbecke, W., Alami, T., 1994, The effect of changes in the Federal Funds rate target on stock prices in the 1970s, *Journal of Economics and Business*, 46 (1), 13-19.
- Tse, Y.K., 1998, The Conditional Heteroscedasticity of the Yen-Dollar Exchange Rates, *Journal of Applied Econometrics*, 13, 1, 49-56.
- Wasserfallen, W., Zimmermann, H., 1985, The behavior of intradaily exchange rates, *Journal of Banking and Finance*, 9, 55-72.
- Wasserfallen, W., 1989, Flexible exchange rates: a closer look, *Journal of Monetary Economics*, 23, 511-521.
- Zhou, B., 1996, High frequency data and volatility in foreign exchange rates, *Journal of Business & Economic Statistics*, 14 (1), 45-52.

Documents de recherche EPEE

2002

- 02 - 01 **Inflation, salaires et SMIC: quelles relations?**
Yannick L'HORTY & Christophe RAULT
- 02 - 02 **Le paradoxe de la productivité**
Nathalie GREENAN & Yannick L'HORTY
- 02 - 03 **35 heures et inégalités**
Fabrice GILLES & Yannick L'HORTY
- 02 - 04 **Droits connexes, transferts sociaux locaux et retour à l'emploi**
Denis ANNE & Yannick L'HORTY
- 02 - 05 **Animal Spirits with Arbitrarily Small Market Imperfection**
Stefano BOSI, Frédéric DUFOURT & Francesco MAGRIS
- 02 - 06 **Actualité du protectionnisme :
l'exemple des importations américaines d'acier**
Anne HANAUT

2001

- 01 - 01 **Optimal Privatisation Design and Financial Markets**
Stefano BOSI, Guillaume GIRMENS & Michel GUILLARD
- 01 - 02 **Valeurs extrêmes et series temporelles :
application à la finance**
Sanvi AVOUYI-DOVI & Dominique GUEGAN
- 01 - 03 **La convergence structurelle européenne :
rattrapage technologique et commerce intra-branche**
Anne HANAUT & El Mouhoub MOUHOUD
- 01 - 04 **Incitations et transitions sur le marché du travail :
une analyse des stratégies d'acceptation et des refus d'emploi**
Thierry LAURENT, Yannick L'HORTY, Patrick MAILLE & Jean-François OUVRRARD
- 01 - 05 **La nouvelle économie et le paradoxe de la productivité :
une comparaison France - Etats-Unis**
Fabrice GILLES & Yannick L'HORTY
- 01 - 06 **Time Consistency and Dynamic Democracy**
Toke AIDT & Francesco MAGRIS
- 01 - 07 **Macroeconomic Dynamics**
Stefano BOSI
- 01 - 08 **Règles de politique monétaire en présence d'incertitude :
une synthèse**
Hervé LE BIHAN & Jean-Guillaume SAHUC
- 01 - 09 **Indeterminacy and Endogenous Fluctuations
with Arbitrarily Small Liquidity Constraint**
Stefano BOSI & Francesco MAGRIS
- 01 - 10 **Financial Effects of Privatizing the Production of Investment Goods**
Stefano BOSI & Carine NOURRY

- 01 - 11 **On the Woodford Reinterpretation of the Reichlin OLG Model :
a Reconsideration**
Guido CAZZAVILLAN & Francesco MAGRIS
- 01 - 12 **Mathematics for Economics**
Stefano BOSI
- 01 - 13 **Real Business Cycles and the Animal Spirits Hypothesis
in a Cash-in-Advance Economy**
Jean-Paul BARINCI & Arnaud CHERON
- 01 - 14 **Privatization, International Asset Trade and Financial Markets**
Guillaume GIRMENS
- 01 - 15 **Externalités liées dans leur réduction et recyclage**
Carole CHEVALLIER & Jean DE BEIR
- 01 - 16 **Attitude towards Information and Non-Expected Utility Preferences :
a Characterization by Choice Functions**
Marc-Arthur DIAYE & Jean-Max KOSKIEVIC
- 01 - 17 **Fiscalité de l'épargne en Europe :
une comparaison multi-produits**
Thierry LAURENT & Yannick L'HORTY
- 01 - 18 **Why is French Equilibrium Unemployment so High :
an Estimation of the WS-PS Model**
Yannick L'HORTY & Christophe RAULT
- 01 - 19 **La critique du « système agricole » par Smith**
Daniel DIATKINE
- 01 - 20 **Modèle à Anticipations Rationnelles
de la CONjoncture Simulée : MARCOS**
Pascal JACQUINOT & Ferhat MIHOUBI
- 01 - 21 **Qu'a-t-on appris sur le lien salaire-emploi ?
De l'équilibre de sous emploi au chômage d'équilibre :
la recherche des fondements microéconomiques
de la rigidité des salaires**
Thierry LAURENT & Hélène ZAJDELA
- 01 - 22 **Formation des salaires, ajustements de l'emploi
et politique économique**
Thierry LAURENT

2000

- 00 - 01 **Wealth Distribution and the Big Push**
Zoubir BENHAMOUCHE
- 00 - 02 **Conspicuous Consumption**
Stefano BOSI
- 00 - 03 **Cible d'inflation ou de niveau de prix :
quelle option retenir pour la banque centrale
dans un environnement « nouveau keynésien » ?**
Ludovic AUBERT
- 00 - 04 **Soutien aux bas revenus, réforme du RMI et incitations à l'emploi :
une mise en perspective**
Thierry LAURENT & Yannick L'HORTY
- 00 - 05 **Growth and Inflation in a Monetary « Selling-Cost » Model**

Stefano BOSI & Michel GUILLARD

- 00 - 06 **Monetary Union : a Welfare Based Approach**
Martine CARRE & Fabrice COLLARD
- 00 - 07 **Nouvelle synthèse et politique monétaire**
Michel GUILLARD
- 00 - 08 **Neoclassical Convergence versus Technological Catch-Up :
a Contribution for Reaching a Consensus**
Alain DESDOIGTS
- 00 - 09 **L'impact des signaux de politique monétaire sur la volatilité
intra-journalière du taux de change deutschemark - dollar**
Aurélié BOUBEL, Sébastien LAURENT & Christelle LECOURT
- 00 - 10 **A Note on Growth Cycles**
Stefano BOSI, Matthieu CAILLAT & Matthieu LEPELLEY
- 00 - 11 **Growth Cycles**
Stefano BOSI
- 00 - 12 **Règles monétaires et prévisions d'inflation en économie ouverte**
Michel BOUTILLIER, Michel GUILLARD & Auguste MPACKO PRISO
- 00 - 13 **Long-Run Volatility Dependencies in Intraday Data
and Mixture of Normal Distributions**
Aurélié BOUBEL & Sébastien LAURENT

1999

- 99 - 01 **Liquidity Constraint, Increasing Returns and Endogenous Fluctuations**
Stefano BOSI & Francesco MAGRIS
- 99 - 02 **Le temps partiel dans la perspective des 35 heures**
Yannick L'HORTY & Bénédicte GALTIER
- 99 - 03 **Les causes du chômage en France :
Une ré-estimation du modèle WS - PS**
Yannick L'HORTY & Christophe RAULT
- 99 - 04 **Transaction Costs and Fluctuations in Endogenous Growth**
Stefano BOSI
- 99 - 05 **La monnaie dans les modèles de choix intertemporels :
quelques résultats d'équivalences fonctionnelles**
Michel GUILLARD
- 99 - 06 **Cash-in-Advance, Capital, and Indeterminacy**
Gaetano BLOISE, Stefano BOSI & Francesco MAGRIS
- 99 - 07 **Sunspots, Money and Capital**
Gaetano BLOISE, Stefano BOSI & Francesco MAGRIS
- 99 - 08 **Inter-Jurisdictional Tax Competition in a Federal System
of Overlapping Revenue Maximizing Governments**
Laurent FLOCHEL & Thierry MADIES
- 99 - 09 **Economic Integration and Long-Run Persistence
of the GNP Distribution**
Jérôme GLACHANT & Charles VELLUTINI
- 99 - 10 **Macroéconomie approfondie : croissance endogène**
Jérôme GLACHANT

- 99 - 11 **Growth, Inflation and Indeterminacy in
a Monetary « Selling-Cost » Model**
Stefano BOSI & Michel GUILLARD
- 99 - 12 **Règles monétaires, « ciblage » des prévisions
et (in)stabilité de l'équilibre macroéconomique**
Michel GUILLARD
- 99 - 13 **Educating Children :**
a Look at Household Behaviour in Côte d'Ivoire
Philippe DE VREYER, Sylvie LAMBERT & Thierry MAGNAC
- 99 - 14 **The Permanent Effects of Labour Market Entry
in Times of High Aggregate Unemployment**
Philippe DE VREYER, Richard LAYTE, Azhar HUSSAIN & Maarten WOLBERS
- 99 - 15 **Allocating and Funding Universal Service Obligations
in a Competitive Network Market**
Philippe CHONE, Laurent FLOCHEL & Anne PERROT
- 99 - 16 **Intégration économique et convergence
des revenus dans le modèle néo-classique**
Jérôme GLACHANT & Charles VELLUTINI
- 99 - 17 **Convergence des productivités européennes :
réconcilier deux approches de la convergence**
Stéphane ADJEMIAN
- 99 - 18 **Endogenous Business Cycles :**
Capital-Labor Substitution and Liquidity Constraint
Stefano BOSI & Francesco MAGRIS
- 99 - 19 **Structure productive et procyclicité de la productivité**
Zoubir BENHAMOUCHE
- 99 - 20 **Intraday Exchange Rate Dynamics and Monetary Policy**
Aurélie BOUBEL & Richard TOPOL

1998

- 98 - 01 **Croissance, inflation et bulles**
Michel GUILLARD
- 98 - 02 **Patterns of Economic Development and the Formation of Clubs**
Alain DESDOIGTS
- 98 - 03 **Is There Enough RD Spending ?
A Reexamination of Romer's (1990) Model**
Jérôme GLACHANT
- 98 - 04 **Spécialisation internationale et intégration régionale.
L'Argentine et le Mercosur**
Carlos WINOGRAD
- 98 - 05 **Emploi, salaire et coordination des activités**
Thierry LAURENT & Hélène ZAJDELA
- 98 - 06 **Interconnexion de réseaux et charge d'accès :
une analyse stratégique**
Laurent FLOCHEL
- 98 - 07 **Coût unitaires et estimation d'un système de demande de travail :
théorie et application au cas de Taiwan**
Philippe DE VREYER

- 98 - 08 **Private Information :**
an Argument for a Fixed Exchange Rate System
Ludovic AUBERT & Daniel LASKAR
- 98 - 09 **Le chômage d'équilibre. De quoi parlons nous ?**
Yannick L'HORTY & Florence THIBAUT
- 98 - 10 **Deux études sur le RMI**
Yannick L'HORTY & Antoine PARENT
- 98 - 11 **Substituabilité des hommes aux heures et ralentissement de la productivité ?**
Yannick L'HORTY & Christophe RAULT
- 98 - 12 **De l'équilibre de sous emploi au chômage d'équilibre :**
la recherche des fondements microéconomiques de la rigidité des salaires
Thierry LAURENT & Hélène ZAJDELA