



HAL
open science

Calendar effect and intraday volatility patterns of euro-dollar exchange rate: new evidence of Europe lunch period

Mokhtar Darmoul, Mokhtar Kouki

► **To cite this version:**

Mokhtar Darmoul, Mokhtar Kouki. Calendar effect and intraday volatility patterns of euro-dollar exchange rate: new evidence of Europe lunch period. 2009. halshs-00429759

HAL Id: halshs-00429759

<https://shs.hal.science/halshs-00429759>

Submitted on 4 Nov 2009

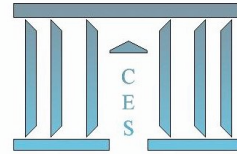
HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Documents de Travail du Centre d'Économie de la Sorbonne

C
E
S
W
o
r
k
i
n
g
P
a
p
e
r
s



Calendar effect and intraday volatility patterns of euro-dollar exchange rate : new evidence of Europe lunch period

Mokhtar DARMOUL, Mokhtar KOUKI

2009.70



Calendar effect and intraday volatility
patterns of euro-dollar exchange rate : new
evidence of Europe lunch period.

Mokhtar DARMOUL¹, Mokhtar KOUKI²
Correspondance :

Août 2009

¹Université Paris 1 La Sorbonne (TEAM) : Mokhtar.darmoul@malix-paris1.fr

²LEGI-Ecole Polytechnique de Tunisie, Ecole Supérieure de la Statistique et de
l'Analyse de l'Information - Tunis. mokhtar.kouki@essait.rnu.tn

Résumé

Dans cet article, nous étudions le comportement ainsi que les caractéristiques systématiques de l'effet calendrier perçus dans la volatilité du taux de change intrajournalière de l'euro face au dollar à cinq minutes d'intervalles. Nous obtenons par le biais de cette analyse une différenciation de ces effets à travers deux types de filtres essentiels dans le traitement des rendements, tout en éliminant la forme flexible de fourrier FFF qui condamne les structures de persistance des chocs à prendre une forme exponentielle. Ainsi, nous avons ressorti de nouvelles caractéristiques de la volatilité du taux de change euro-dollar, telle que l'heure de déjeuner en Europe.

Abstract

In this article, we study the pattern as well as the systematic features of the calendar effect perceived in the intraday volatility of the foreign exchange rate of the euro vis-à-vis the dollar at five minutes of intervals. We obtain by the means of this analysis a differentiation of these effects through two types of essential filters in the treatment of the returns, while eliminating the Flexible Form of Fourier FFF which condemns the structures of response of the shocks to take an exponential form. Thus, we came out from new features of the volatility of foreign exchange rate euro-dollar, such as the lunch period in Europe.

Mots clefs : Cycle commercial, Effet calendrier, Forex, Taux de change.

Classification JEL : C15, E32, F31, G14, G15

Introduction : 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)). Ce constat s'étend, bien évidemment, aux données intrajournalières (Dacorogna et *al.* (1993)). Le marché des changes global FOREX est 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. Toutefois, 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). Andersen et Bollerslev (1997, 1998) ont insisté sur la grave erreur d'estimer les modèles GARCH sur des données à très haute fréquence, sans tenir compte de leur structure intrajournalière. De tels modèles ont été utilisés tout en ayant des résultats ambigus (Drost and Nijman (1993)). Les débats, quant à la manière de prendre en compte ces variations saisonnières, restent ouverts. L'une des possibilités pour prendre en compte la saisonnalité est de changer la structure des modèles de type GARCH. Baillie et Bollerslev (1991) 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 de prise en compte de la saisonnalité consiste à 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. Andersen et Bollerslev (1998) ont proposé une méthode à deux phases plus performante que les précédentes, à savoir la *Forme flexible de Fourier (FFF)*, pour l'estimation de la structure de la volatilité intraquotidienne qui s'adapte à ces caractéristiques¹.

Nous allons utiliser une autre stratégie pour tenir compte de la saisonnalité, qui consiste à ajuster saisonnièrement les données de notre échantillon.

L'effet calendrier se traduit par plusieurs caractéristiques, essentiellement par l'effet intrajournalier "*intraday*", l'effet de la semaine et plusieurs autres types de changements irréguliers dus aux différences des fuseaux horaires et

¹Cette méthode n'est pas indiquée pour les longs échantillons.

des jours de vacances. L'effet intraday fait apparaître un comportement global de la volatilité sur un cycle de 24 heures, reflétant les *news* économiques et le fonctionnement intrajournalier du commerce mondial émanant des centres financiers à travers le monde, ainsi que les changements brusques liés à l'ouverture et à l'heure du déjeuner de la bourse de Tokyo (Beine et *al.* (2006)). Les caractéristiques de l'effet de la semaine sont programmées strictement par les week-ends. Pratiquement, les marchés financiers se ferment virtuellement les samedis et les dimanches et la volatilité s'atténue juste avant et après les week-ends. Enfin, les jours fériés régionaux et l'introduction de l'heure avancée d'été impliquent des changements cruciaux dans le comportement de la volatilité.

Nous confirmons les résultats précédents concernant les dispositifs qualitatifs du comportement de la volatilité intrajournalière cités, par exemple, par Bollerslev et Domowitz (1993), Dacorogna et *al* (1993) et Andersen et Bollerslev (1997). Nous enrichissons, également, la caractérisation sur plusieurs aspects :

- Tout d'abord, seulement les études récentes expliquent l'évolution de la volatilité au niveau intrajournalier.
- En deuxième lieu, aucune de ces études ne prend en compte les effets des annonces, des jours fériés régionaux et de l'heure avancée d'été.
- Troisièmement, l'identification d'un effet d'ouverture des marchés financiers des zones régionales avec une influence fortement significative sur plusieurs minutes est rarement analysée.
- Quatrièmement, nous analyserons explicitement l'impact des fermetures effectives de ces marchés non signalé par Andersen et Bollerslev (1998).
- Enfin, nous allons démontrer l'existence d'une nouvelle influence, non constatée auparavant, liée à la fermeture du marché interbancaire autour de la période de déjeuner en Europe, qui pourrait être spécifique au taux de change €/€.

Cet article traite, dans la première section, les caractéristiques de l'effet calendrier, notamment le comportement intrajournalier de la volatilité, la dépendance du jour de la semaine et l'effet de l'heure avancée d'été. Dans la seconde section, nous traitons la désaisonnalisation de notre série des rendements du taux de change euro-dollar à cinq-minutes d'intervalle.

1 Les caractéristiques de l'effet calendrier :

Les données du taux de change *spot* €/ \$ utilisées dans ce travail sont constituées de toutes les cotations à haute fréquence "*tick-by-tick*" qui sont apparues sur le réseau interbancaire Reuters durant la période allant du 1^{er} novembre 2001 au 31 octobre 2004. Ces cotations du taux de change euro/dollar sont celles des opérateurs en bourse du marché, et non celles des transactions qui ne sont pas forcément disponibles. Le marché FOREX est un marché mondial au détail "*over the counter*". les transactions sont des accords bilatéraux entre les parties de ce marché qui ne sont pas obligées d'enregistrer leurs transactions avec aucune agence centrale. Pour cette raison, il ne peut y avoir aucune information approfondie relative à ces transactions ou au volume sur le marché FOREX. Cependant, Danielsson et Payne (2002) prouvent que les propriétés statistiques de telles cotations du marché FOREX, en particulier les cotations du taux de change Dollar/DM prélevées toutes les cinq minutes, sont semblables aux propriétés statistiques des cotations des transactions. Les données ont été filtrées en employant le filtre de Dacorogna, Muller, Nagler, Olsen, et Pictet (1993)². Plus spécifiquement, la série de données contient la date, l'heure à la seconde près selon le fuseau horaire de *Greenwich* (GMT), les cotations *bid* et *ask* des fournisseurs, les codes d'identification pour le pays, la ville et la banque de l'opérateur en bourse du marché et le code des rendements indiquant le statut du filtre. Si la valeur du code est supérieure à 0.5, la cotation est maintenue, autrement elle est rejetée. L'ensemble de ces données a été collecté et fourni par la société Olsen et Associates (O & A) basée à Zurich³. Nous utilisons dans ce travail le prix moyen de fermeture (*Close Mid*) calculé à partir de la moyenne du prix de l'offre de fermeture (*Close Bid*) et du prix de la demande de fermeture (*Close Ask*) dans un intervalle de cinq minutes⁴. Nous définissons,

²Dacorogna, Muller, Nagler, Olsen et Pictet (1993) et Guillaume, Dacorogna, Davé, Muller, Olsen et Pictet (1994) montrent que durant les intervalles d'une activité de transactions intense, quelques cotations ne sont pas captées par le système électronique. Si les opérateurs sont trop occupés ou le système fonctionne à la pleine capacité, les cotations affichées par le système électronique peuvent engendrer des retards au niveau des prix de quelques secondes ou d'une à plusieurs minutes.

³La base de données contient 5 champs de prix du taux de change euro/dollar, à savoir les *Low Bid*, *High Ask*, *Close Bid*, *Close Ask* et *Close Mid*.

⁴Le marché FOREX, cependant, est fortement caractérisé par la publication des cotations par les opérateurs en bourse de ce marché qui donnent cette information aux organismes, lesquels diffusent cette information financière. Il est considéré que le prix moyen de fermeture "*Close Mid*" entre les cotations *Close bid/Close ask* est comme une alternative

ainsi, les rendements à cinq minutes d'intervalle $R_{t,n}$ comme la variation du logarithme du prix ($p_{t,n}$) en pourcentage :

$$R_{t,n} = 100. [\log (p_{t,n}) - \log (p_{t,n-1})] \quad (1)$$

avec $t = 1, 2, \dots, T$ et $n = 1, 2, \dots, N$. T correspond au nombre total de jours dans l'échantillon étudié ($T = 782$) et N au nombre d'intervalles de cinq minutes dans une journée ($N = 288$), soit au total 225216 observations. Pour réduire l'influence de la tendance lente d'échanges au cours du weekend, nous utilisons une méthode d'ajustement différente de celle d'Andersen et Bollerslev (1997)⁵ en éliminant les rendements du vendredi 22 :00 GMT jusqu'à dimanche 22 :00 GMT tout au long de la série de l'échantillon⁶. Pour maintenir un nombre de rendements fixe au cours d'une semaine, nous n'enlevons aucune observation due à des vacances spécifiques d'un pays dans le monde entier, tout en contrôlant explicitement leur impact dans notre analyse.

Afin de tenir compte du cycle journalier standard des différentes zones du marché interbancaire et boursier, nous ajustons notre échantillon en éliminant exactement 288 observations, de sorte que notre journée de 24 heures débute à 22 :00 GMT, l'heure d'ouverture de la zone du Pacifique. La figure 1 illustre les heures d'ouverture et de fermeture des marchés dans ces différentes zones. Par la suite, nous présentons nos résultats selon le comportement des rendements du taux €/€ à travers un nouveau cycle du marché boursier.

1.1 Le comportement intrajournalier de la volatilité :

Bien qu'il y ait une évidence minime de prévision dans la moyenne conditionnelle des rendements de cinq-minutes du taux de change euro-dollar⁷, la

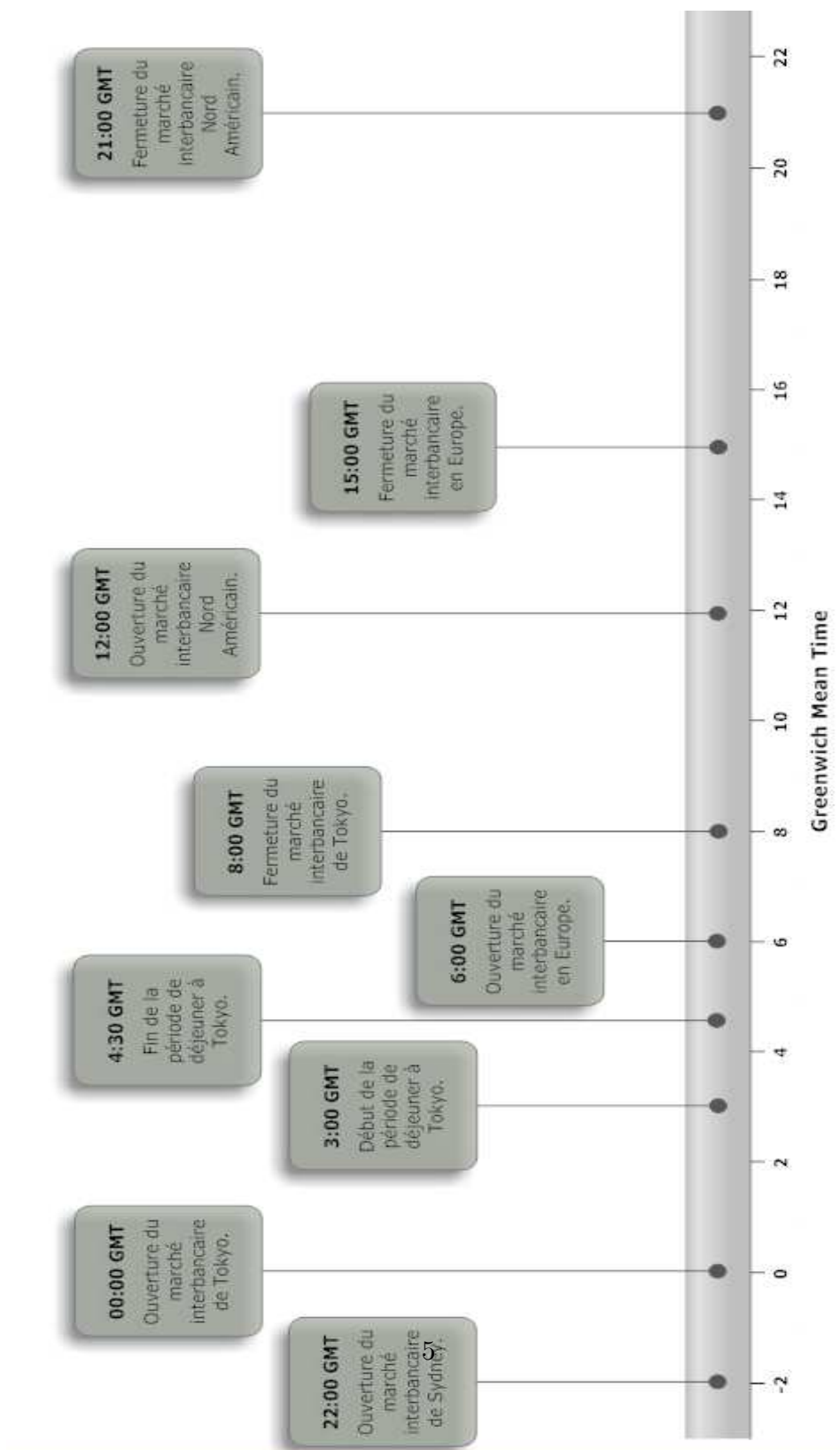
raisonnable pour le prix des transactions.

⁵En tenant compte du comportement du cycle intrajournalier des transactions au niveau du marché FOREX, nous avons retenu qu'il est nécessaire de suivre une méthode d'ajustement différente de celle d'Andersen et Bollerslev (1997) à travers laquelle ils éliminent les rendements à partir du vendredi 21 :00 GMT jusqu'à dimanche 21 :00 GMT.

⁶Pour plus de détails analytiques sur cette définition des " *weekends* "», voir Bollerslev et Domowitz [1993].

⁷L'autocorrélation du premier ordre significativement négative (corrélogramme des rendements), très probablement induite par le positionnement du *spread* des courtiers qui essaient de corriger les déséquilibres de leurs inventaires à travers la signalisation de leurs cotations, afin d'attirer des clients du côté du marché, voir, par exemple, Müller et *al.*

FIG. 1 – Cycle du marché interbancaire et boursier au cours d’une journée.



série des rendements non filtrée RNF montre des comportements intrajournaliers prononcés de la volatilité et de l'activité du marché interbancaire. La figure 2 représente le rendement absolu moyen pour chaque intervalle de cinq-minutes sur 781 jours de la semaine parmi les 782 jours de notre échantillon. L'observation initiale des jours ouvrables de la semaine correspond à l'intervalle finissant à 22 :05 GMT, et la dernière observation représente l'intervalle 21 :55-22 :00 GMT.

Ainsi, notre semaine débute le lundi matin au segment Pacifique où les transactions sont dominées par des banques situées à Wellington et à Sydney. Le volume d'échange et la volatilité des rendements présentent un saut important à 22 :00 GMT, qui résulte de l'importance du marché du taux $\text{€}/\text{\$}$ dans ce segment. Ce comportement de la volatilité intrajournalière de départ nous confirme l'évolution de la position de l'euro, en tant que monnaie internationale, résultant d'un effort important de la part de la BCE à rendre l'euro un deuxième *Benchmark* du marché FOREX à côté du dollar.

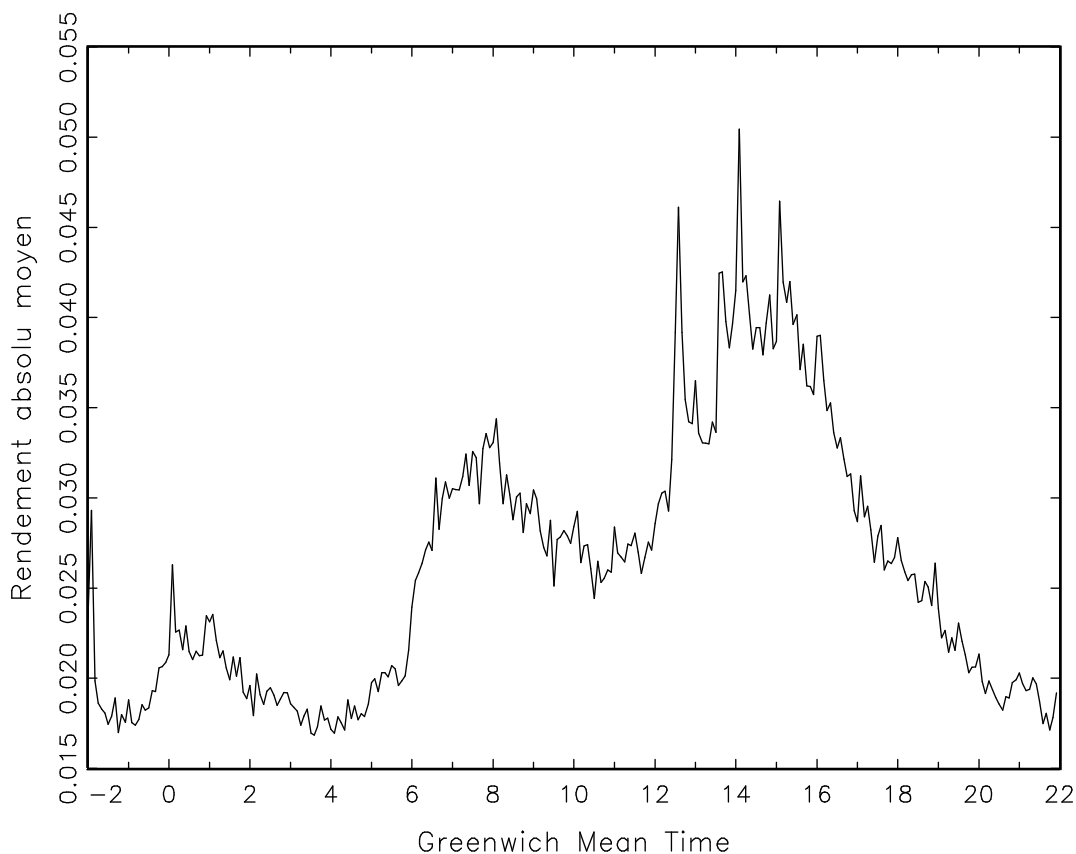
Ensuite, nous remarquons un nouveau pic significatif dans la moyenne de la volatilité à 0 :00 GMT, ou 9 heure du matin à l'heure de Tokyo, correspondant à l'ouverture simultanée d'un certain nombre de marchés financiers, y compris le marché interbancaire des devises étrangères de Tokyo, et les marchés traitant les obligations des États-Unis.

A ce moment, le marché doit interpréter les innovations sur les rendements des obligations des États-Unis qui se sont produits depuis la clôture du marché des États-Unis et doit absorber tous les ordres des clients qui se sont accumulés durant la journée chez les banques de courtage en devises au Japon⁸. Bien que les transactions du taux de change $\text{¥}/\text{\$}$ comportent la plus grande partie des marchés des changes asiatiques, les marchés des taux $\text{¥}/\text{\$}$ et $\text{€}/\text{\$}$ sont intimement liés à travers une relation triangulaire d'arbitrage. Ainsi, les effets de l'ouverture du marché de Tokyo ressemblent à ceux étudiés par Beine et *al.* (2006) et pour la bourse des valeurs mobilières par Wood, McInish, et Ord (1985), Harris(1986).

Nous remarquons aussi, qu'à 1 :00 GMT, un autre saut significatif apparaît, mais de moindre ampleur que celui du segment Pacifique, traduisant les

(1990), Bollerslev et Domowitz (1993), et Zhou (1996). Cette explication est confirmée par l'analyse des prix courants de transaction sur plus de sept heures de Goodhart, Ito, et Payne (1996).

⁸Avant décembre 1994, le *committee of Tokyo foreign exchange market customs* a interdit toute transaction autorisée sur le marché de change au Japon avant 9 heures du matin heure locale (00 :00 GMT), entre 12 :00-13 :30 heure locale (3 :00-4 :30 GMT), et après 15 :30 heure locale (6 :30 GMT). (voir Ito, Lyon, et le Melvin (1996)).



La figure illustre les rendements absolus moyens du taux de change euro-dollar (€-\$) pour chaque intervalle de cinq-minutes, débutant par l'intervalle 22 :00-22 :05 GMT et finissant à l'intervalle 21 :55-22 :00 GMT. Les rendements sont calculés à partir de la moyenne logarithmique interpolée des cotations bid-ask du taux de change spot €/ \$ au cours de la période d'échantillonnage commençant le 1^{er} novembre 2001 au 31 octobre 2004. Les cotations du vendredi 22 :05 GMT à dimanche 22 :00 GMT sont exclues, ayant pour résultat un total de 224928 observations de rendement. Chacun des 781 jours ouvrables de la semaine est utilisé en calculant la moyenne.

FIG. 2 – **Le comportement intrajournalier de la volatilité.**

heures d'ouverture des autres marchés asiatiques, à savoir ceux de Hongkong et de Singapour. Ainsi, l'euro conquiert de nouveaux marchés lors de son début en tant que monnaie de paiement⁹ en Europe, et commence petit à petit à concurrencer le yen Japonais par rapport au dollar au niveau du volume des transactions sur ce segment.

Pendant la période de déjeuner, 3 :00-4 :30 GMT, la zone du marché de Tokyo s'arrête et le marché global approche l'immobilisation. Sans ignorer cet effet de la période de déjeuner, nous pouvons identifier une différence du comportement de la volatilité au-dessus du segment asiatique par rapport aux travaux de Andersen et Bollerslev (1998). Ces derniers ont trouvé que l'effet de cette période implique un comportement, selon une courbe en forme de U, de la volatilité intrajournalière du taux de change Deutschemark/Dollar. Ceci est faiblement perceptible au niveau de la volatilité du taux de change euro-dollar. De ce fait, cet arrêt n'influence pas tellement la volatilité intrajournalière, ce qui peut être expliqué par la rationalisation de l'arbitrage employé sur le taux €/ \$ au niveau du marché asiatique. D'autre part, la BCE a essayé, sur la période d'échantillonnage, de diminuer les fluctuations gênantes au niveau des taux de change de l'euro par rapport aux autres devises sur les marchés internationaux, et ce afin de favoriser son internationalisation au cours des premières années de son lancement en tant que monnaie de paiement.

En outre, nous remarquons l'inexistence au cours de cette période de l'heure de déjeuner à Tokyo, environ vers 3 :45 GMT, de l'influence des communications de la banque centrale japonaise des décisions de sa politique monétaire relatives à son taux d'intérêt directeur.

Cette faible courbe en forme de U s'intercale à sa fin avec l'ouverture des marchés de la zone Européenne à 6 :00 GMT, particulièrement ceux de Londres et de Francfort. La volatilité est nettement plus haute pendant la période des transactions européennes, qui demeurent actives jusqu'à environ 15 :00 GMT. Ceci est prévu, car l'activité sur cette période du cycle de la journée est très haute et au cours de laquelle les *news* économiques européens les plus importants, surtout ceux de la politique monétaire européenne, influencent le marché.

⁹Le passage à l'euro fiduciaire le 1^{er} janvier 2002 a marqué la fin du processus d'introduction de l'euro : les billets et pièces en euros ont été mis en circulation et la fonction résiduelle des monnaies nationales en tant que subdivisions non décimales de l'euro est devenue obsolète. Les espèces libellées dans les anciennes monnaies nationales ont cessé d'avoir cours légal fin février 2002 et, à compter de cette date, les billets et pièces en euros ont été les seuls à avoir cours légal dans les pays de la zone euro.

Malgré le pic de faible niveau à la fermeture régulière de la bourse de Tokyo vers 6 :30 GMT, un deuxième pic apparaît à 8 :00 GMT, signalant la fermeture officielle du marché de Tokyo¹⁰. Ceci nous amène à prendre en compte l'influence des fermetures des marchés interbancaires régionaux sur la volatilité du taux de change €/\$, où la volatilité augmente suite aux spéculations de dernière minute des courtiers.

Cependant, Hsieh et kleidon (1996) ont démontré qu'au milieu des sessions de transactions des autres zones régionales, il n'existe aucune trace particulière d'une U-forme correspondant à un phénomène donné. Par conséquent, les U-formes régionales ne reflètent aucune information instructive particulière de comportement des transactions pendant les heures d'ouverture ou de fermeture, mais peuvent, au lieu de cela, constituer une réponse raisonnable aux changements brusques des orientations des courtiers comme ceux où ces courtiers se retirent périodiquement des marchés financiers (voir, par exemple, Brock et Kleidon (1992) et Hong et Wang (2000)). En outre, la nécessité d'obtenir une "idée" sur le marché avant de s'y engager est citée par Hsieh et Kleidon (1996) comme une explication pour les parties qui précèdent les U-formes régionales. D'où l'importance de l'étude directe du processus journalier de l'activité du marché.

Contrairement à Hsieh et kleidon (1996), nous remarquons, qu'entre 11 :00 et 12 :00 GMT, il apparaît une nouvelle forme en U vers le bas dans le comportement de la volatilité. Ce changement correspond à l'heure de déjeuner en Europe. De même et contrairement à Andersen et Bollerslev (1998), il nous apparaît clairement l'existence d'une nouvelle caractéristique de l'effet calendrier. Ceci est compréhensible, puisque le marché interbancaire européen est fermé, stimulant ainsi le contrôle des bourses européennes de l'arbitrage affolé des dernières minutes au niveau du taux €/\$. Cette nouvelle forme en U "*U-Shape*" du comportement intrajournalier de la volatilité est spécifique au taux de change €/€ qui s'incruste dans l'effet d'ouverture de la bourse de New York à 12 :00 GMT. Le niveau moyen de la volatilité reprend sa montée, ce qui est dû à l'ouverture de la zone nord américaine du marché interbancaire, en particulier la bourse de New York qui demeure active jusqu'à environ 21 :00 GMT où nous remarquons aussi un nouveau pic de significativité moyenne expliquant les spéculations de fin de journée dans ce segment.

¹⁰Etant donné les sessions supplémentaires à la bourse de Tokyo après sa fermeture régulière à 6 :30 GMT, nous prenons 8 :00 GMT comme fermeture officielle du segment asiatique.

A 12 :30, il apparaît un saut extrêmement fort dans la volatilité des rendements absolus moyens. Cette augmentation brusque est due, en premier lieu, à l'ouverture du marché nord américain et, en second lieu, selon Andersen et Bollerslev (1998), à la communication des annonces des États-Unis vers 8 :30 EST (durant le régime de l'heure d'été des États-Unis) relatives aux données macro-économiques incluant le rapport d'emploi, le déficit de la balance commerciale, l'indice des prix à la production, le produit intérieur brut trimestriel ainsi que le taux de chômage. Malgré l'intense augmentation de la volatilité au cours des heures qui suivent ce phénomène, l'impact lui-même de ces communications semble durer moins d'une heure (à peu près 30 à 40 minutes) dans le comportement de la volatilité. Ce résultat est conforme avec les observations de haute volatilité durant les jours où il y a des annonces macro-économiques, rapportées par Harvey et Huang (1991) et Ederington et Lee (1993).

Entre 13 :30 et 14 :30 GMT, un deuxième saut extrêmement brusque apparaît, émanant des communications de la Banque Centrale Européenne (BCE) de sa politique monétaire spécifique à ses taux d'intérêt *Target*¹¹. Ceci explique l'importance et l'efficacité du mécanisme de transmission de la politique monétaire européenne exposé dans la première partie de ce travail. Ensuite, à la clôture de la session du jour du marché interbancaire européen, nous distinguons à 15 :00 GMT un nouveau saut de la volatilité intrajournalière.

Bien que les contours approximatifs de ces multiples formes en U sont évidents, la dernière partie de ce comportement peut, comme dans sa première partie, refléter un chevauchement dans l'activité du marché. Tout d'abord, le marché asiatique coexiste avec celui européen et, plus tard entre 12 :00 GMT et 15 :00 GMT, les deux centres les plus actifs mènent leurs transactions simultanément car c'est l'après-midi à Londres et le matin à New York. Cette période représente la plus haute volatilité enregistrée sur une journée. Ensuite, après la clôture de la bourse de Londres à 15 :00 GMT, la volatilité montre un déclin monotone jusqu'à l'apparition d'un nouveau pic de faible niveau à 19 :00 GMT qui traduit l'influence des *news* de politique monétaire de la *Federal Reserve Bank* (FED), lequel pic est suivi d'un dernier saut de significativité moyenne à 21 :00 GMT traduisant les spéculations de fin de journée dans le segment nord américain¹². Enfin, La volatilité poursuit son déclin jusqu'à atteindre à nouveau le plateau lié à la zone du Pacifique.

¹¹Nous démontrons plus tard que les sauts, exactement entre 13 :30 et 14 :30, sont provoqués par les mouvements au niveau des taux d'intérêt directeurs européens liés aux communications des *news* de politique monétaire de la BCE.

¹²Les heures d'une session de commerce régulière de la bourse des valeurs de New York

Malgré le faible signe d'une volatilité élevée à la fermeture de la bourse de New York, et bien que la volatilité augmente brusquement lors de l'ouverture de chacune des quatre zones régionales principales (bourses de Londres, New York, Tokyo et Sydney)¹³, nous pouvons, contrairement à Andersen et Bollerslev (1998), confirmer l'évidence directe d'une augmentation de la volatilité liée à l'arrêt des transactions régionales de ces quatre zones. Le comportement global de la volatilité intrajournalière que nous avons fait apparaître dans ce travail présente, ainsi, des différences et des éléments nouveaux par comparaison avec les résultats rapportés par Baillie et Bollerslev (1991), Harvey et Huang (1991) et Dacorogna et al. (1993) ; étant notamment relevé que ces derniers ont eu comme résultat une augmentation de la volatilité à l'ouverture de la bourse de Tokyo au niveau du taux de change DM/\$, et n'ont rien constaté pour la période de déjeuner en Europe.

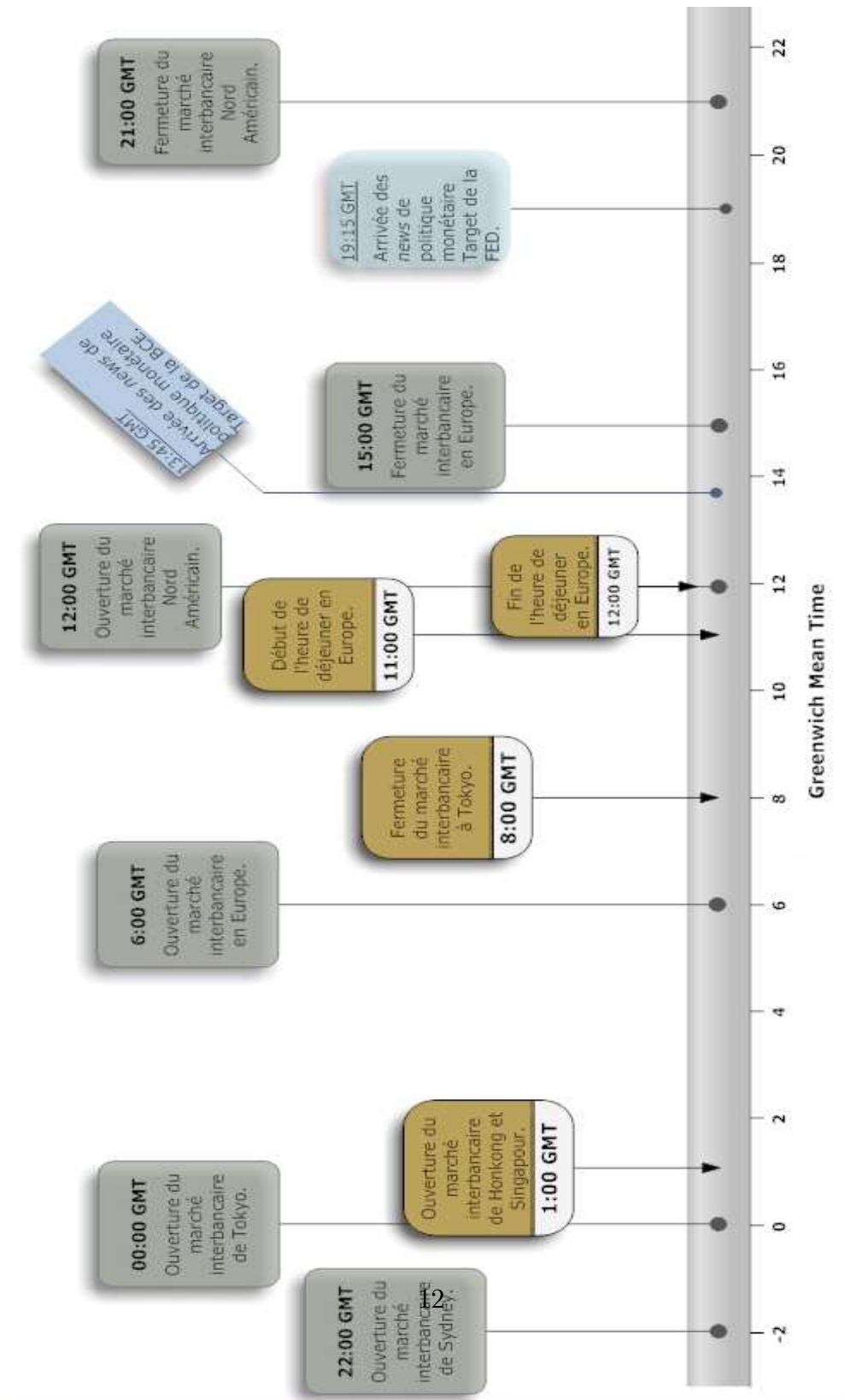
A travers ce comportement, nous avons ressorti de nouveaux éléments dans le cycle journalier de l'activité du marché interbancaire international illustrés dans la figure 3.

Nous allons, maintenant, analyser d'autres dispositifs systématiques des caractéristiques de l'effet calendrier perçus dans les rendements à haute fréquence.

sont divisées en deux séances séparées, une le matin et l'autre l'après-midi, de 9 :30 a.m à 4 p.m EST heure locale, c'est à dire de 14 :30 GMT à 21 :00 GMT (sur le régime de l'heure d'hiver). Depuis le 13 juin 1991, deux autres sessions parallèles sont ajoutées, l'une de 4 :15 p.m à 5 :00 p.m et l'autre de 4 :00 p.m à 5 :15 p.m. Le 15 juin 2004, deux sessions supplémentaires hors heures régulières sont ajoutées de 4 :00 p.m à 6 :30 p.m.

¹³Hsieh et Kleidon (1996) prouvent que la volatilité calculée à partir des cotations spécifiques à une branche régionale donnée du marché interbancaire, peut montrer une courbe en forme de U pour des raisons indépendantes des transactions effectuées. Puisque l'exactitude des cotations régionales est basse, la volatilité du marché est principalement déterminée par des cotations émanant des branches les plus actives, ce qui rend la forme en U peu pertinente. Ceci fournit une explication alternative de l'effet d'ouverture du marché de Tokyo ou des marchés européen et américain (voir, par exemple, Admati et le Pfleiderer (1988)).

FIG. 3 – Nouveaux éléments du cycle du marché interbancaire et boursier au cours d’une journée.



1.2 Les autres caractéristiques de l'effet calendrier :

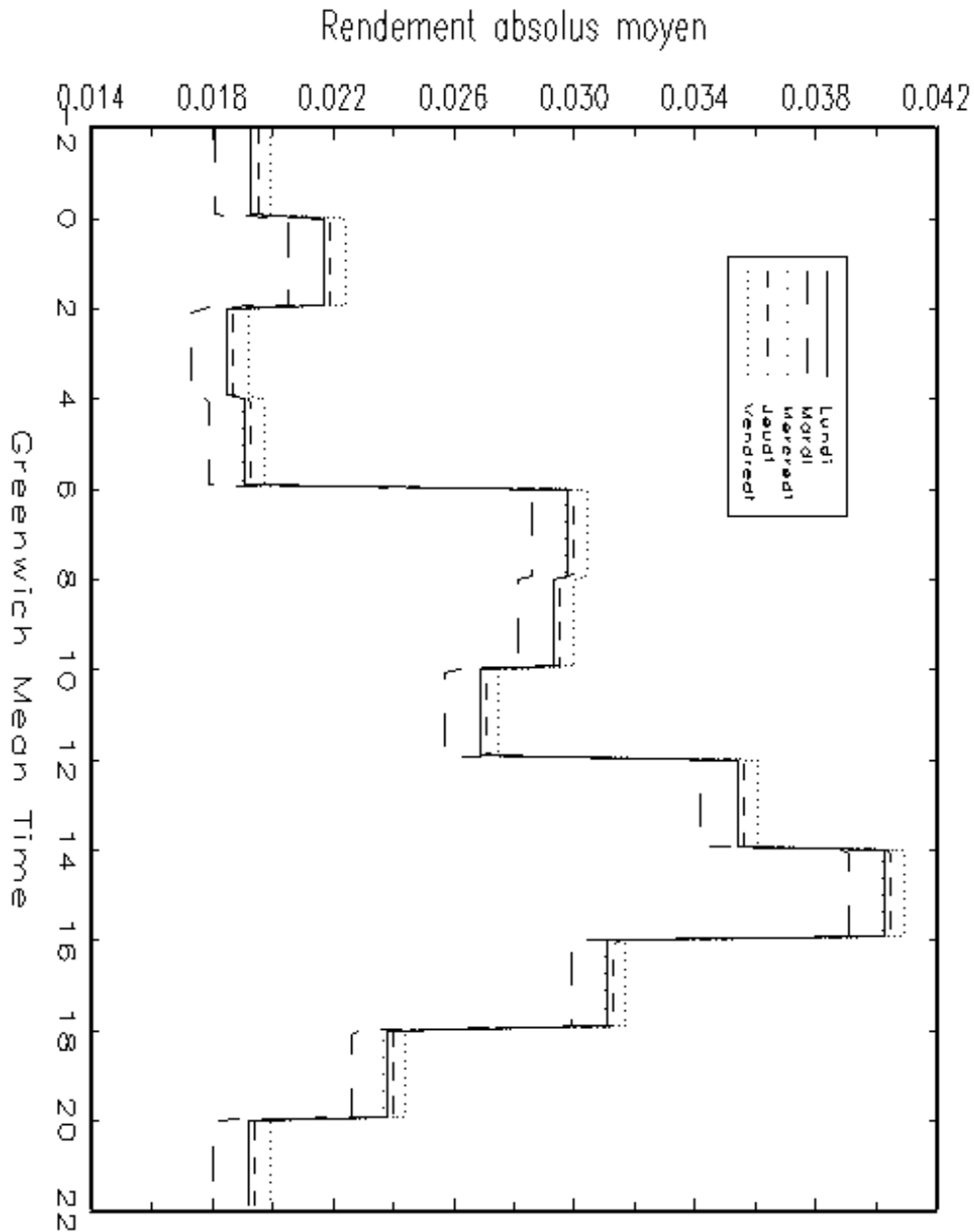
1.2.1 L'effet du jour de la semaine :

Une deuxième caractéristique de l'effet calendrier, souvent reconnue dans les rendements à haute fréquence, est celle des dépendances du jour de la semaine. La nécessité apparente de tenir compte de tels effets est illustrée sur la figure 4, où nous avons introduit et estimé une simulation des jours ouvrables de la semaine de l'échantillon en divisant la journée en sous périodes de deux heures chacune. Nous remarquons que le mardi est le jour le moins volatil, alors que le vendredi et le jeudi sont les jours les plus volatils. Il est possible que ce type d'effet soit dû au groupement des communiqués des informations publiques "*news*" sur certains jours de la semaine.

1.2.2 L'effet de l'heure d'été :

La troisième caractéristique de l'effet calendrier est l'échelle temporelle GMT utilisée sur la figure 1. L'utilisation de cette échelle suscite quelque doute à la suite de l'introduction de l'heure avancée d'été "*Daylight Saving time*" en Amérique du Nord et en Europe¹⁴. Si les cycles quotidiens de l'activité économique et des transactions boursières dans les différentes régions sont des déterminants fondamentaux du comportement intrajournalier, alors ces cycles devraient différer à travers les régimes d'heure d'été et d'heure

¹⁴les régimes *Daylight Saving time* dans les pays européens sont légèrement différents de ceux des USA. Par exemple, le UK entame le régime de l'heure avancée d'été le troisième dimanche de mars et le finit le quatrième dimanche en octobre. Pour les USA, ils observent l'heure d'été à partir du premier dimanche du mois d'avril, à 2 heures du matin, jusqu'au dernier dimanche du mois d'octobre. À compter de l'année 2002 le changement d'heure en été et en hiver pour la zone Europe doit se faire à des dates prédéfinies (directive 2000/84/CE du parlement européen et du conseil) : la période de l'heure d'été commence, à 1 heure du matin, temps universel (GMT), le dernier dimanche de mars, et la période de l'heure d'été se termine, à 1 heure du matin, temps universel, le dernier dimanche d'octobre. Ce sont des différences mineures que nous ignorons dans ce travail par l'ajustement en utilisant le régime européen sur la période de l'échantillon avant 2005. L'absence de changement d'heure au Japon n'a, probablement, pas d'importance, parce que nous étudions seulement le taux de change €/€.



La figure illustre les rendements absolus moyens du taux de change euro-dollar (€-\$) pour chaque intervalle de cinq-minutes, obtenus à travers une régression d'une simulation sur des séances de deux heures et sur les jours de la semaine. Les séances de deux heures débutent 22 :00-00 :00 GMT et finissent à 20 :00-22 :00 GMT. Les rendements sont calculés à partir de la moyenne logarithmique interpolée des cotations bid-ask du taux de change spot €-\$ au cours de la période d'échantillonnage commençant le 1^{er} novembre 2001 au 31 octobre 2004. 14

FIG. 4 – Le comportement de la volatilité selon de le jour de la semaine et la séance.

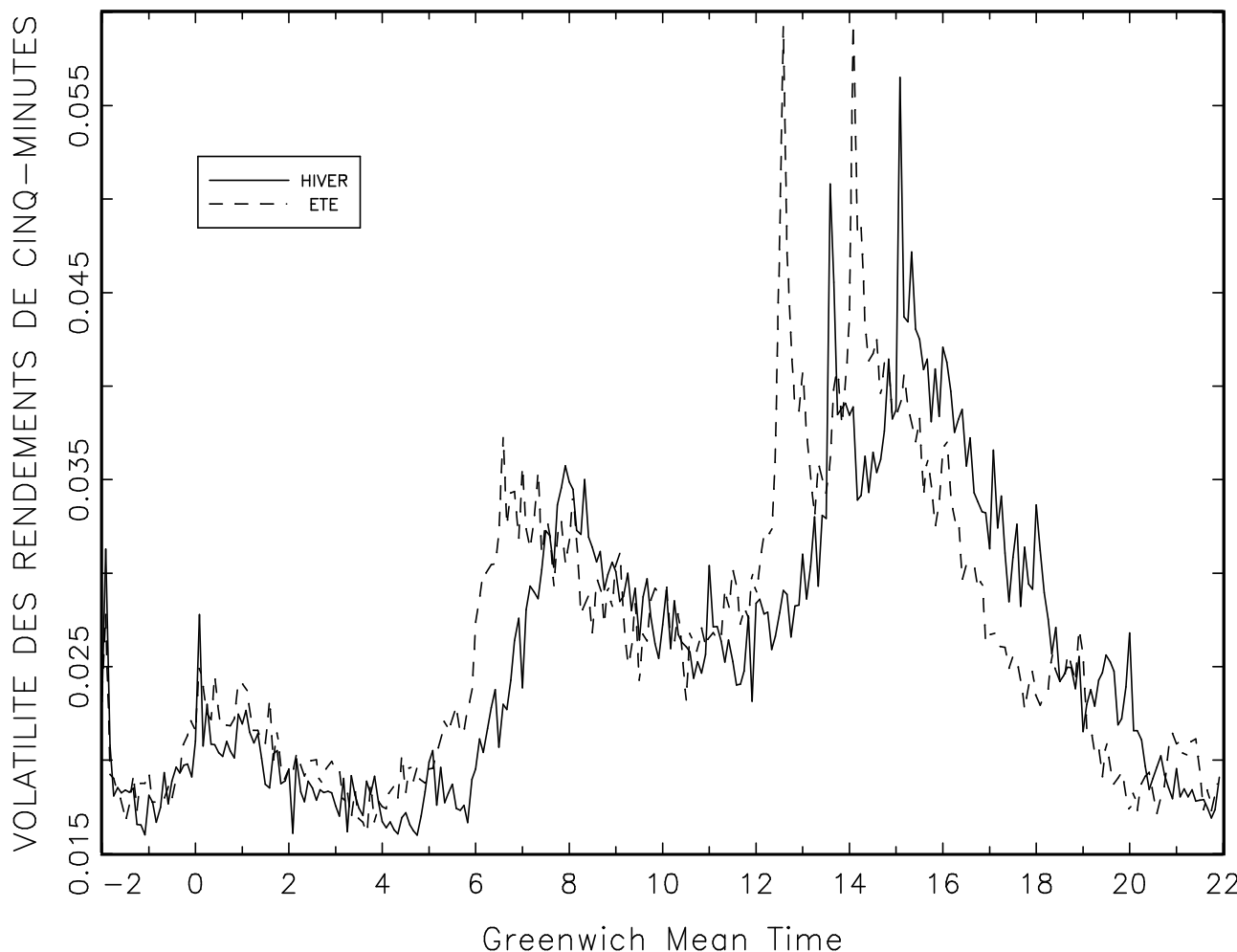
d'hiver. La figure 5 soutient cette conjecture. Le comportement de la volatilité semble être translaté à gauche, exactement d'une heure durant le régime d'heure d'été avancée en Europe, sur tout le cycle commercial de la journée dans les différentes zones régionales.

2 La désaisonnalisation de la série de rendements du taux de change :

Les comportements saisonniers intrajournaliers dans la volatilité des taux de change et des marchés des actions ont des implications importantes au niveau de la modélisation de la volatilité des rendements à haute fréquence. L'évidence de ces comportements fournit plus d'une raison quant à la nécessité d'en tenir compte, avant de tenter une quelconque modélisation de la dynamique de la volatilité.

Les modèles standards de la volatilité des séries temporelles ont révélé leurs insuffisances, lorsqu'ils sont appliqués aux données de rendements à haute fréquence. Andersen et Bollerslev (1997, 1998) ont démontré que la raison de ces insuffisances est, essentiellement, en relation avec les caractéristiques systématiques du comportement de la volatilité moyenne à travers une journée de transactions sur les marchés financiers. Cependant, les études relatives à l'effet du comportement saisonnier dans les prévisions de la volatilité intrajournalière sont rares.

C'est ainsi que nous nous sommes fixés, parmi les objectifs de ce travail, celui d'éliminer le comportement saisonnier. Nous visons, également, de déterminer la meilleure méthode permettant d'enlever le caractère saisonnier dans notre échantillon de rendements. En effet, cette désaisonnalisation améliore l'estimation et l'exécution des prévisions de la volatilité, et permet la distinction entre la dynamique de la volatilité saisonnière et les autres composantes de la volatilité intrajournalière étudiées dans les chapitres qui vont suivre.



La figure illustre les rendements absolus moyens du taux de change euro-dollar (€-\$) pour chaque intervalle de cinq-minutes, débutant par l'intervalle 22 :00-22 :05 GMT et finissant à l'intervalle 21 :55-22 :00 GMT. Les rendements sont calculés à partir de la moyenne logarithmique interpolée des cotations bid-ask du taux de change spot €-\$ au cours de la période d'échantillonnage commençant le 1^{er} novembre 2001 au 31 octobre 2004. Les cotations du vendredi 22 :05 GMT à dimanche 22 :00 GMT sont exclues, ayant pour résultat un total de 224928 observations de rendement. Chacun des 781 jours ouvrables de la semaine est utilisé en calculant la moyenne. La période de déjeuner en Europe (à Londres), apparaît avec une chute entre 10 :00-11 :00 GMT sur le régime d'heure d'été et entre 11 :00-12 :00 GMT sur le régime d'heure d'hiver.

FIG. 5 – Le comportement intrajournalier de la volatilité sur l'heure d'été et l'heure d'hiver.

2.1 L'ajustement saisonnier des caractéristiques intrajournalières de l'effet calendrier :

Nous utilisons, en premier lieu, la méthode développée par Taylor et Xu (1995, 1997) et appliquée par Chang et Taylor (1998), afin d'éliminer les comportements intrajournaliers de l'effet calendrier. Cette méthode consiste à modéliser la saisonnalité intrajournalière en créant une série de multiplicateurs saisonniers à partir du calcul, pour chaque intervalle de cinq minutes, de la moyenne appropriée des rendements carrés de tous les jours de l'échantillon. La valeur du rendement désaisonnalisé ($RTX_{t,n}$) est obtenue en divisant le rendement brut ($R_{t,n}$) par son multiplicateur saisonnier (\hat{S}_n^2). 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. $R_{t,n}$ est le rendement sur un intervalle fixé n 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. Alors, la structure saisonnière horaire (indiquée par n) peut être décrite par des facteurs de variance saisonnière :

$$\hat{S}_n^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T R_{t,n}^2 \quad (2)$$

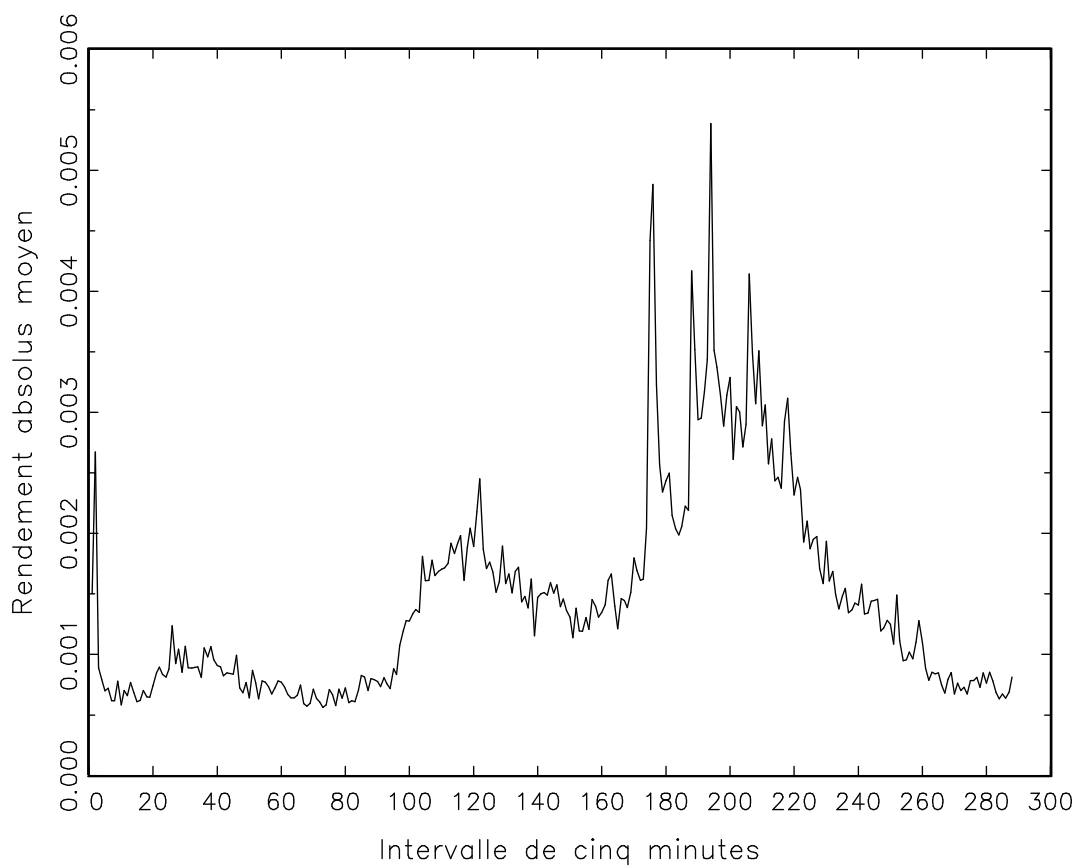
avec ($n = 1, \dots, N$) et ($t = 1, \dots, T$).

La figure 6 présente le déflateur de saisonnalité moyen sur une journée du taux de change €/\$, calculé selon la méthode de Taylor et Xu (1997).

En utilisant ce multiplicateur, nous obtenons la série filtrée $RTX_{t,n}$, avec :

$$RTX_{t,n} = \frac{R_{t,n}}{\hat{S}_n} \quad (3)$$

FIG. 6 – Saisonnalité moyenne sur une journée évaluée par la méthode de Taylor et Xu (1997).



2.2 L'ajustement saisonnier du jour de la semaine :

En second lieu, nous éliminons les caractéristiques systématiques du comportement saisonnier de la volatilité, en tenant compte du jour de la semaine. La structure saisonnière varie au cours des jours de la semaine. Afin de prendre en compte l'effet du jour de la semaine (semaine complète de cinq jours), nous créons une variable indicatrice (S_t) qui représente l'évolution de la volatilité sur chaque jour de la semaine. S_t est 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} , $S_{vendredi}$. Aussi, nous créons une deuxième variable indicatrice représentant les mêmes intervalles de cinq minutes présents dans le même jour S_t , soit (N_t) le nombre d'intervalles compris dans S_t . Par exemple, ces deux variables indicatrices nous permettent de faire la sommation des rendements au carré de l'intervalle 0 :00-0 :05 GMT (à la fréquence cinq minutes) pour l'ensemble des lundis présents dans l'échantillon. La formule générale pour les facteurs saisonniers intrajournaliers ($\hat{S}_{t,n}^2$) est donnée par :

$$\hat{S}_{t,n}^2 = \frac{1}{N_t} \sum_{S \in S_t} R_{s,n}^2 \quad (4)$$

avec ($n = 1, \dots, N$), ($t = 1, \dots, T$) et $\left(\sum_{S \in S_t} R_{s,n}^2 \right)$ la somme des rendements au carré observés dans l'intervalle n appartenant au même S_t .

Après avoir calculé les multiplicateurs saisonniers pour chaque intervalle, nous divisons chaque rendement brut par son propre multiplicateur saisonnier pour obtenir les rendements désaisonnalisés $RJS_{t,n}$:

$$RJS_{t,n} = \frac{R_{t,n}}{\hat{S}_{t,n}} \quad (5)$$

La figure 7 illustre la volatilité intrajournalière selon les différents jours de la semaine (séances S_t). Nous remarquons que le lundi et le vendredi présentent la plus haute volatilité au cours de la semaine, ce qui confirme la caractéristique du jour de la semaine de l'effet calendrier traduisant une volatilité élevée autour des wee-kends. **Ce résultat est en opposition avec celui trouvé par Andersen et Bollerslev (1998), selon lesquels le**

comportement de la volatilité intrajournalière du taux de change Deutsche-mark/Dollar est de faible niveau autour des week-ends.

2.3 Les séries désaisonnalisées :

Après avoir obtenu les séries désaisonnalisées $RTX_{t,n}$ et $RJS_{t,n}$, nous constatons que la volatilité intrajournalière issue de la série $RJS_{t,n}$ est plus modérée, ce qui veut dire qu'elle est mieux désaisonnalisée que la série $RTX_{t,n}$. Les figures 8 et 9 représentent, respectivement, les deux séries et la figure 10 illustre leur comparaison.

Conclusion : Dans cet article nous avons étudié le comportement saisonnier de la volatilité intrajournalière des rendements du taux de change euro-dollar.

Nous avons utilisé deux étapes de modélisation de l'effet calendrier. A travers la première, nous avons évalué si cet effet devrait être pris en compte seulement au niveau intrajournalier. A travers la seconde étape, nous avons en plus essayer de prendre en compte la caractéristique de la saisonnalité au niveau du jour de la semaine. A priori, nos résultats montrent que la prise en compte de cet effet améliore l'échantillon des rendements. En outre, la prise en compte, en deux étapes, de ce comportement de la volatilité saisonnière permet l'amélioration des prévisions.

FIG. 7 – Saisonnalité moyenne sur une journée selon le jour S_t .

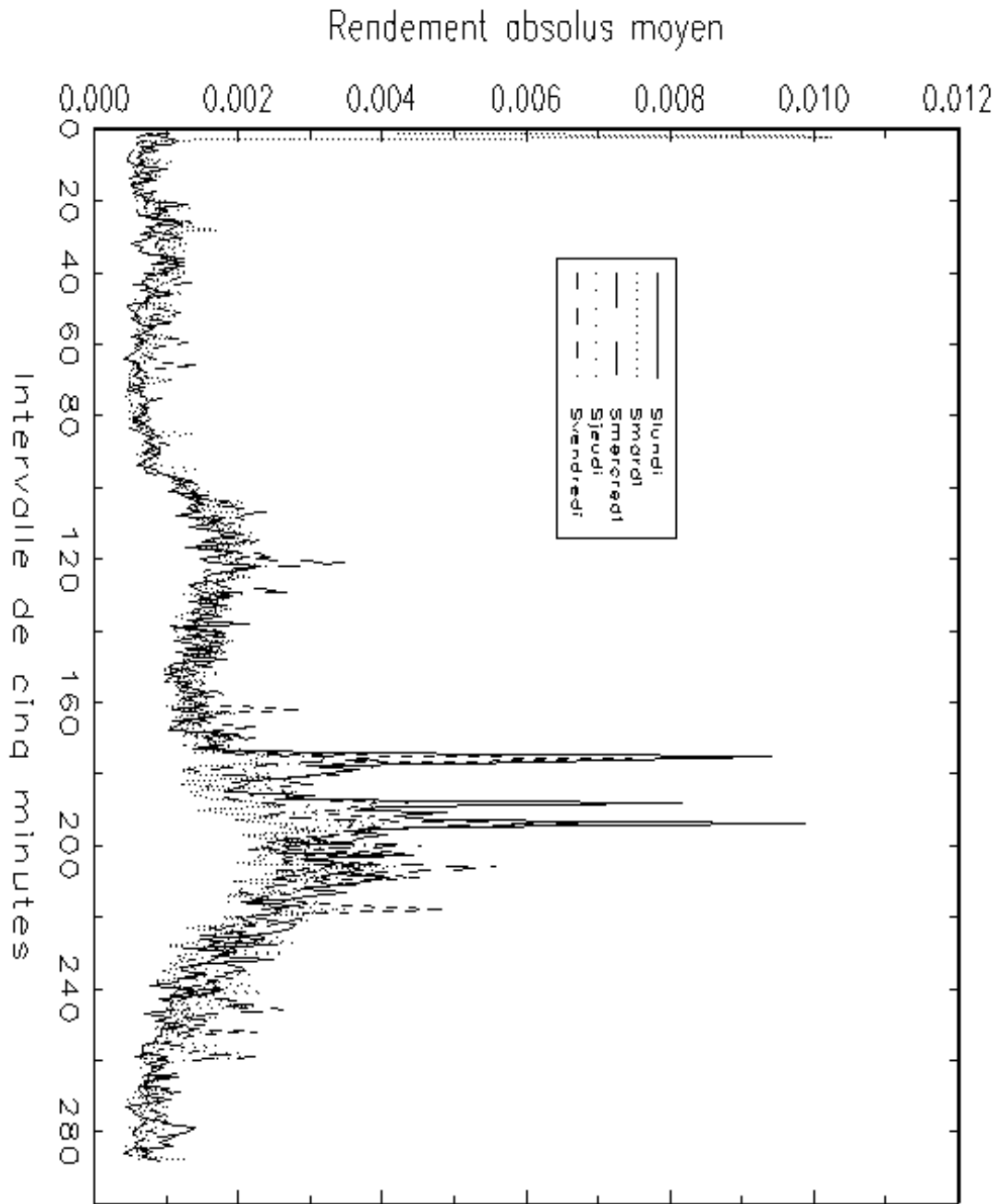


FIG. 8 – Volatilité moyenne intrajournalière de la série $RTX_{t,n}$.

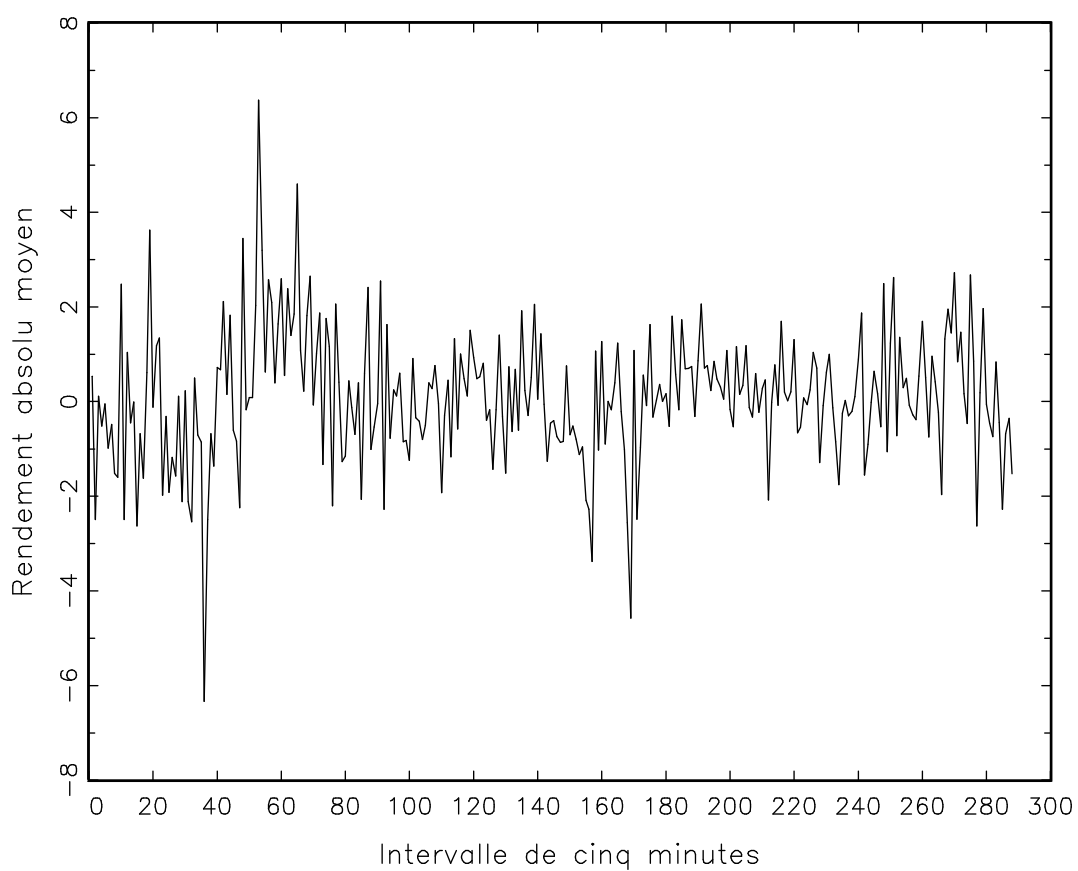


FIG. 9 – Volatilité moyenne intrajournalière de la série $RJS_{t,n}$.

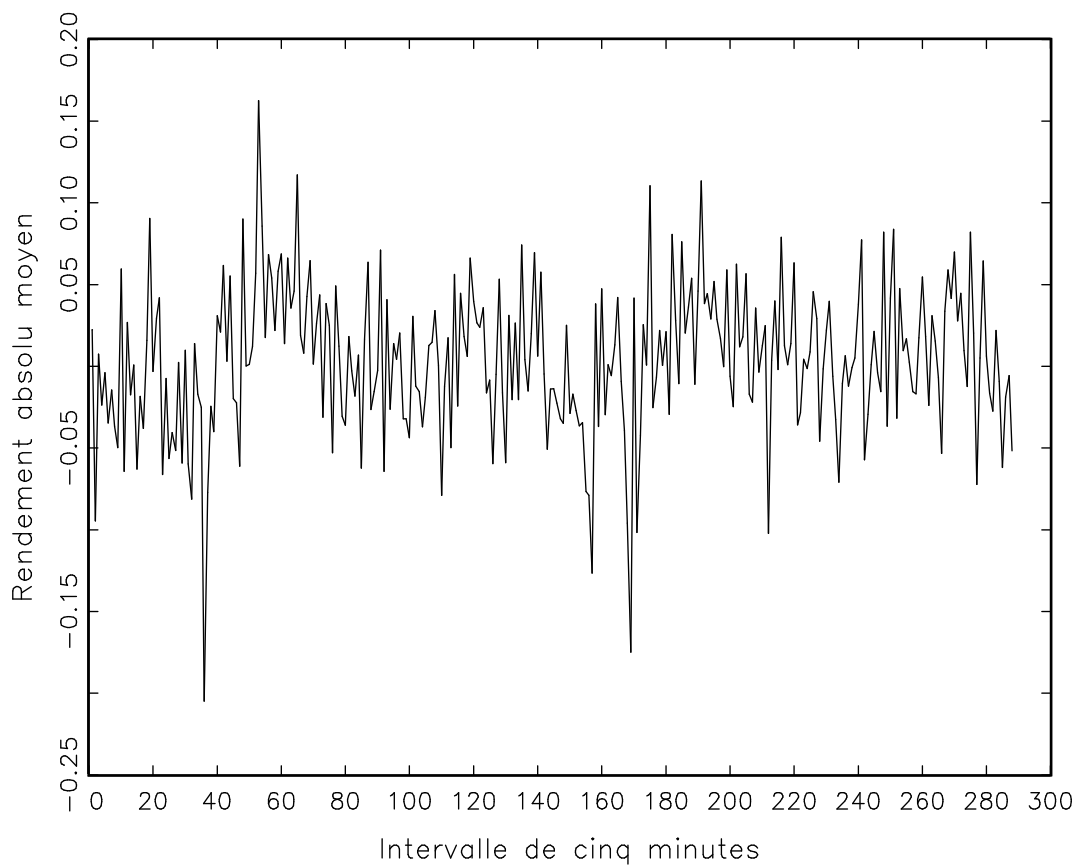
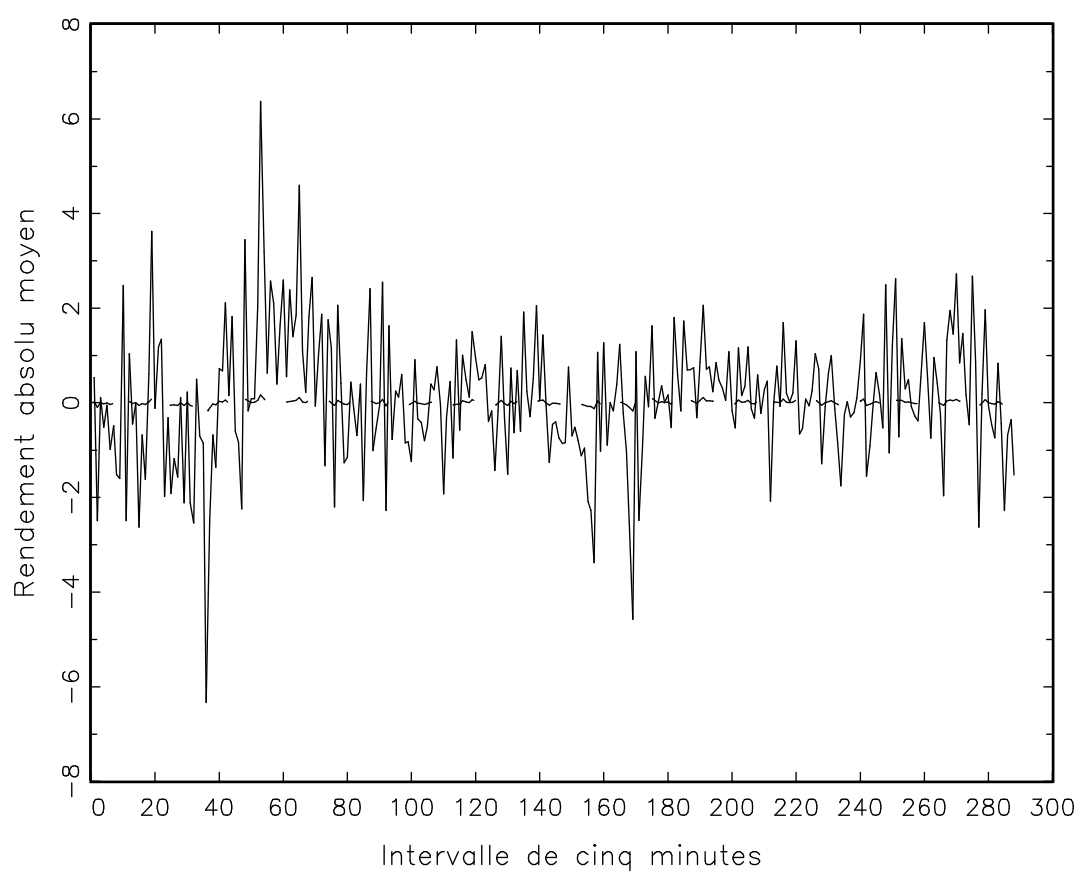


FIG. 10 – Comparaison de la moyenne de la volatilité intrajournalière des séries $RTX_{t,n}$ et $RJS_{t,n}$.



Références

- [1] Admati A. Pfleiderer P. “ A theory of intraday patterns : volume and price variability ”, *The review of financial studies*, 43, 1 pp. 3-40.
- [2] Andersen T. Bollerslev T. (1997), “ Intraday periodicity and Volatility Persistence in Financial Market ”, *Journal of Empirical Finance*, 4, pp. 115-158.
- [3] Andersen T. Bollerslev T. (1998), “ DM-Dollar Volatility : Intraday Activity Patterns, Macroeconomic Announcements, and Longer Run Dependencies ”, *The Journal Of Finance*, 53, N° 1, pp. 219-265.
- [4] Baillie R. Bollerslev T. (1991), “ Intra-Day and Inter-Market Volatility in Foreign Exchange Rates ”, *Review of Economic Studies*, 58, pp. 565-585.
- [5] Beine M. Lahaye J. Laurent S. Neely C.J. Palm F.C (2006), “ Central Bank Intervention and Exchange Rate Volatility, Its Continuous and Jump Components”, *Federal Reserve Bank of St. Louis working paper 031B*, August.
- [6] Bollerslev T. Domowitz I. (1993), “ Trading Patterns and Prices in the Interbank Foreign Exchange Market ”, *The Journal of Finance*, 48, pp. 1421- 1443.
- [7] Bollerslev T. Ghysels E. (1996), “ Periodic Autoregressive Conditional Heteroskedasticity ”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 14, pp. 139- 152.
- [8] Brock W. Kleidon A. (1992), “ Periodic market closure and trading volume ”, *Journal of economic dynamics and control*, 16, pp. 451-489.
- [9] Chang Y. Taylor S.J. (1998), “ Intraday Effects of Foreign Exchange Intervention by the Bank of Japan ”, *Journal of International Money and Finance*, 17, 191-210.
- [10] 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, pp. 413-438.
- [11] Drost F. Nijman T. (1993), “ Temporal Aggregation of GARCH processes ”, *Econometrica*, 61, pp. 909-927.
- [12] Ederington L. Lee J. (1993), “ How markets process information : news releases and volatility ”, *Journal of Finance* 4, pp. 1161-1191.
- [13] Goodhart C. Ito T. Payne R. (1996), “ One day in june 1993 : a study of the working of Reuters’dealing 2000-2 electronic foreign exchange

- trading system ”, Frankel J. Galli G. Giovannini A. (edition), *The Microstructure of Foreign Exchange Markets*, pp. 107-179. University of Chicago Press for NBER.
- [14] Guillaume D. Dacorogna M. Davé R. Müller U. Olsen R. Pictet O. (1994), “ From the bird’s eye to the microscope : a survey of new stylized facts of the intra-day foreign exchange markets ”, Olsen and Associates manuscript.
- [15] Harris L. (1986), “ A transaction data study of weekly and intraday patterns in stock returns ”, *Journal of financial economics*, 16, pp. 99-117.
- [16] Harvey C. Huang R. (1991), “ Volatility in the foreign currency futures market ”, *Review of financial studies*, 4, pp. 543-569.
- [17] Hong H. Wang J. (2000), “ Trading and returns under periodic market closures ”, *Journal of finance*, LV, 1, pp. 297-354.
- [18] Hsieh D. Kleidon A. (1996), “ Bid-Ask spreads in foreign exchange markets : implications for models of asymmetric information ”, Frankel J. Galli G. Giovannini A. (edition), *The Microstructure of Foreign Exchange Markets*, cambridge, NBER, pp. 41-65.
- [19] Müller U. Dacorogna M. Olsen R. Pictet O. Schwarz M. Morgenegg 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, pp. 1189-1208.
- [20] Taylor J. Xu X. (1995), “ Conditional volatility and the informational efficiency of the PHLX currency options market ”, *Journal of banking and finance*, 19, pp. 803-821.
- [21] Taylor J. Xu X. (1997), “ The Incremental Volatility Information in One Million Foreign Exchange Quotations”, *Journal of Empirical Finance*, 4, pp. 317-340.
- [22] Wood R. McInish T. Ord J. (1985), “ An investigation of transaction data for NYSE stocks ”, *Journal of finance*, 25, pp. 45-52.
- [23] Zhou B. (1996), “ High Frequency Data and Volatility in Foreign Exchange Rates ”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 14 (1), p. 45-52.