



HAL
open science

Une évaluation empirique de l'efficacité du marché des changes.

Frédérique Bec, Mélika Ben Salem, Emma Ben Youssef

► **To cite this version:**

Frédérique Bec, Mélika Ben Salem, Emma Ben Youssef. Une évaluation empirique de l'efficacité du marché des changes.. *Revue Economique*, 1997, 48 (4), pp.921-936. 10.3917/reco.p1997.48n4.0921 . hal-01851744

HAL Id: hal-01851744

<https://hal.science/hal-01851744>

Submitted on 30 Jul 2018

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.

Une évaluation empirique de l'efficience du marché des changes.

In: Revue économique. Volume 48, n°4, 1997. pp. 921-936.

Abstract

An empirical testing of exchange market efficiency hypothesis

This paper develops an empirical analysis of the exchange market efficiency hypothesis, based on its implications for the VAR representation. It proposes an extension of the existing tests. Using daily data for the main nominal exchange rates vis-a-vis the US dollar - namely the Japanese Yen, the British Pound, the Deutschmark and the French Franc - over the period spanning January 1980 to March 1994, Johansen's tests of cointegration are performed: the market efficiency hypothesis cannot be rejected from these results. It is thus necessary to complete the analysis with Granger causality tests. This provides results rejecting the martingale implication of the efficiency hypothesis.

Résumé

Une évaluation empirique de l'efficience du marché des changes

Cet article développe une analyse empirique de l'hypothèse d'efficience du marché des changes, reposant sur le test de ses implications en termes de représentation VAR. Il propose une extension des tests existants réalisés dans ce cadre. À partir de données quotidiennes sur les principaux taux de change nominaux par rapport au dollar, pour la période allant de janvier 1980 à mars 1994, les tests de cointégration de Johansen sont mis en œuvre : l'hypothèse d'efficience ne peut être rejetée sur la base des résultats obtenus. Il est donc nécessaire de poursuivre l'analyse par des tests de causalité réalisés à partir des coefficients auto-régressifs du modèle VAR. Ils ne sont pas compatibles avec l'implication de martingale de l'hypothèse d'efficience.

Citer ce document / Cite this document :

Bec Frédérique, Ben Salem Mélika, Ben Youssef Emma. Une évaluation empirique de l'efficience du marché des changes. In: Revue économique. Volume 48, n°4, 1997. pp. 921-936.

http://www.persee.fr/web/revues/home/prescript/article/reco_0035-2764_1997_num_48_4_409922

Une évaluation empirique de l'efficacité du marché des changes

Frédérique Bec*
Mélina Ben Salem**
Emma Ben Youssef†***

Cet article développe une analyse empirique de l'hypothèse d'efficacité du marché des changes, reposant sur le test de ses implications en termes de représentation VAR. Il propose une extension des tests existants réalisés dans ce cadre. À partir de données quotidiennes sur les principaux taux de change nominaux par rapport au dollar, pour la période allant de janvier 1980 à mars 1994, les tests de cointégration de Johansen sont mis en œuvre : l'hypothèse d'efficacité ne peut être rejetée sur la base des résultats obtenus. Il est donc nécessaire de poursuivre l'analyse par des tests de causalité réalisés à partir des coefficients auto-régressifs du modèle VAR. Ils ne sont pas compatibles avec l'implication de martingale de l'hypothèse d'efficacité.

AN EMPIRICAL TESTING OF EXCHANGE MARKET EFFICIENCY HYPOTHESIS

This paper develops an empirical analysis of the exchange market efficiency hypothesis, based on its implications for the VAR representation. It proposes an extension of the existing tests. Using daily data for the main nominal exchange rates vis-à-vis the US dollar – namely the Japanese Yen, the British Pound, the Deutschmark and the French Franc – over the period spanning January 1980 to March 1994, Johansen's tests of cointegration are performed : the market efficiency hypothesis cannot be rejected from these results. It is thus necessary to complete the analysis with Granger causality tests. This provides results rejecting the martingale implication of the efficiency hypothesis.

Classification JEL : F31, G14

* Université de Lille II et MAD, unité associée CNRS-URA 0926, Université Paris I, 90 rue de Tolbiac, 75634 Paris Cedex 13, France.

** Université d'Evry-Val d'Essonne, et MAD Paris I.

*** Université Lille II.

Nous remercions P. Fève, J.-O. Hairault, F. Langot et J.-M. Tallon pour leurs suggestions, ainsi que tous les participants au séminaire MAD et au séminaire SIUTE de l'Université Lille II. Nous demeurons toutefois seules responsables des éventuelles erreurs ou imprécisions.

INTRODUCTION

Bien que de nombreux modèles de détermination du taux de change reposent sur l'existence de marchés efficients¹, cette hypothèse paraît assez contestée d'un point de vue empirique. Le marché des changes est efficient si, à chaque instant, les taux de change reflètent parfaitement toute l'information pertinente disponible, de telle sorte qu'il n'existe pas d'opportunité de profit inexploitée *ex ante*. Plus généralement, il est conventionnel d'identifier l'hypothèse d'efficience à un modèle de martingale avec anticipations rationnelles². Il faut toutefois souligner que, d'un point de vue théorique, cette assimilation est inexacte, ainsi qu'en témoigne par exemple le modèle de Lucas [1978] dans lequel la martingale n'apparaît que comme un cas particulier correspondant à la neutralité des agents au risque. Quoi qu'il en soit, le test d'efficience d'un marché correspond nécessairement à un test joint. L'hypothèse d'efficience a donc certaines conséquences pour la dynamique des taux de change nominaux sur lesquelles sont basés les différents tests empiriques existants.

Ce travail s'inscrit dans la catégorie de tests³ initiée par Granger [1986]. Cet auteur a souligné une implication de l'hypothèse d'efficience : si elle est vérifiée, les prix de deux (ou plus) actifs différents ne peuvent être cointégrés car s'ils l'étaient : *i*) une relation de causalité au sens de Granger existerait dans une direction au moins, et alors la connaissance de l'écart de la période précédente à l'équilibre de long terme améliorerait la prévision d'au moins une variable du système, et donc *ii*) l'un des prix pourrait être utilisé pour aider la prévision de l'autre. Comme les taux de change prévalant sur un marché efficient contiennent déjà toute l'information disponible, il n'est pas possible que l'information relative à un autre taux de change en améliore la prévision. Cependant, si deux monnaies sont explicitement liées par des accords de change ou si les pays qui les émettent disposent de technologies de production similaires et coordonnent implicitement leurs politiques économiques, elles ne sont alors pas fondamentalement différentes et peuvent être cointégrées malgré l'efficience du marché des changes⁴.

1. La notion d'efficience d'un marché a été introduite par Fama [1965].

2. Comme le souligne LeRoy [1989], le concept de marché efficient n'est pas sans ambiguïté, un consensus émergeant plutôt dans la littérature empirique que théorique.

3. Notons qu'il existe d'autres types de tests. Ils se fondent par exemple sur la relation entre l'efficience et les conditions de parité des taux d'intérêt. En effet, si les agents sont rationnels et neutres au risque, le taux de change forward est le meilleur prédicteur du taux comptant futur (Bruno, Loufir et Jacquinot [1992]), et la présence d'autocorrélation dans l'écart entre le taux comptant futur en $t + \tau$ et le taux à terme en t pour la période τ signifierait que les intervenants n'utilisent pas toute l'information disponible. Des tests d'orthogonalité (Geweke et Feige [1979] ; Frankel et Froot [1987] par exemple) et des tests de l'hypothèse de la prime forward comme meilleur prédicteur du taux de dépréciation (Fama [1984], Hakkio et Rush [1989] entre autres) découlent directement de cette implication.

4. Quoi qu'il en soit, le SME autorise des réalignements de parité, et les monnaies des pays membres adoptant des politiques économiques différentes peuvent ne pas être cointégrées.

Les résultats existant pour ce type de test sont encore assez mitigés. L'analyse de la coïntégration réalisée par Hakkio et Rush [1989] pour la livre et le Deutsche Mark exprimés en dollars, semble favorable à l'hypothèse d'efficience, alors que les études de Baillie et Bollerslev [1989] et Sephton et Larsen [1991] ne le sont pas : elles révèlent l'existence d'une relation de coïntégration au moins¹. De plus, les résultats obtenus sur un même échantillon par Diebold, Gardeazabal et Yilmaz [1994] remettent en cause les conclusions de Baillie et Bollerslev [1989].

C'est dans cette approche que nous avons choisi de nous inscrire. Par conséquent, comme l'ensemble d'information considéré ne contient que l'historique des taux de change étudiés, il s'agit ici de tester la forme faible de l'hypothèse d'efficience.

L'apport de notre étude est double. Tout d'abord, nous utilisons des données journalières allant du 1^{er} janvier 1980 au 23 mars 1994, alors que la plupart des études existant utilisent soit des données assez longues (1973-1990 environ) mais de périodicité au mieux hebdomadaire, soit des données journalières mais sur de courtes périodes (1980-1985 pour Baillie et Bollerslev [1989] par exemple). Ce point est important car des échantillons courts sont peu appropriés pour l'analyse de la coïntégration, alors que l'implication de non-coïntégration de l'hypothèse d'efficience est plus pertinente pour des données de haute fréquence².

Notre deuxième apport est relatif à la nature des tests réalisés. Tout d'abord, nous avons mis en œuvre l'analyse de la coïntégration selon la procédure de Johansen [1988] étendue aux tests récursifs, afin de vérifier la stabilité des résultats sur l'ensemble de la période. En effet, les différents réalignements de parités ainsi que les accords monétaires internationaux survenus au cours de cette période ont pu affecter la dynamique jointe des taux de change étudiés. Sephton et Larsen [1991] ont déjà souligné l'intérêt de l'analyse récursive, mais ils ne l'ont que partiellement réalisée. Ensuite, comme les résultats de cette analyse semblent favorables à l'absence de coïntégration, nous prolongeons le test d'efficience en vérifiant la nullité des coefficients associés aux variables explicatives du VAR en différence, ce que ne font pas les études existantes. La présence de perturbations ARCH nécessite le recours à une autre méthode d'estimation que les moindres carrés ordinaires. Parmi celles qui permettent de tenir compte de l'hétéroscédasticité des résidus dans l'inférence statistique, nous avons retenu la méthode des moments généralisés.

La première section présente les données et les résultats des tests de stationnarité. La deuxième section est consacrée aux tests d'efficience que nous proposons.

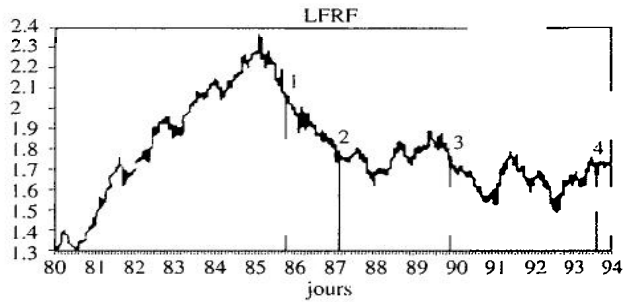
1. Entre le dollar canadien, le franc, le deutsche Mark, la livre, le yen, le franc suisse et la livre pour les premiers, et entre la livre, le deutsche Mark, le yen et le dollar canadien pour les seconds.

2. Comme le suggère Sims [1984], les « news » peuvent raisonnablement être considérées comme plus explicatives de la dynamique des données de haute fréquence que les fondamentaux.

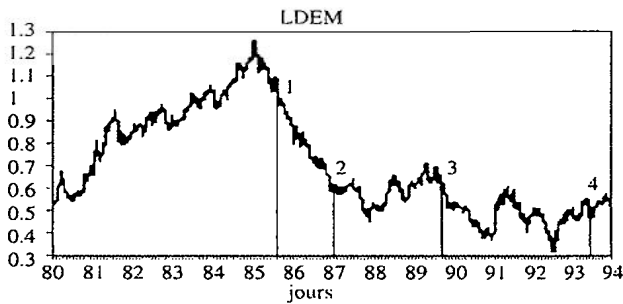
L'ANALYSE UNIVARIÉE

Les données

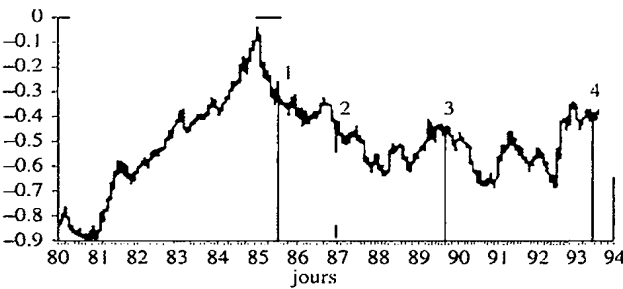
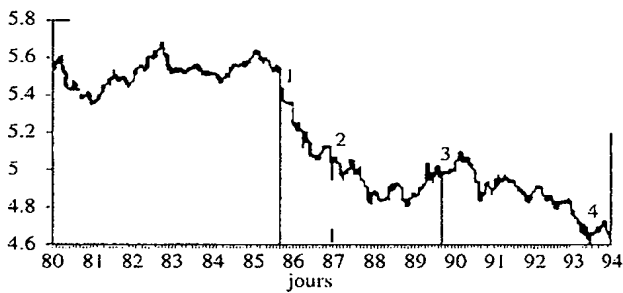
Nous avons retenu le logarithme de quatre taux de change nominaux¹ : il s'agit des taux de change du franc français (lfrf), du deutsche Mark (ldem), de la livre sterling (lgbp) et du yen (lyen) vis-à-vis du dollar, côtés à l'incertain. Ces séries sont représentées dans les graphiques 1 et 2.



Graphique 1.
Taux de change FF/dollar
et DM/dollar (Log)



Graphique 2.
Taux de change yen/dollar
et livre st./dollar (Log)



1. La transformation logarithmique permet d'éviter le paradoxe de Siegel [1972].

Deux raisons ont motivé le choix de cet échantillon. Tout d'abord, s'agissant de données quotidiennes, ce sont les seules dont nous disposons pour une période aussi longue que celle que nous étudions, à savoir du 1^{er} janvier 1980 au 23 mars 1994¹, soit 3 711 points. Ensuite, il nous a semblé que ces quatre taux de change devraient permettre d'appréhender l'essentiel des événements ayant marqué cette période. En effet, ils sont relatifs aux monnaies parmi les plus surveillées sur les marchés des changes (c'est au moins le cas du dollar, du yen et du deutsche Mark), qui intègrent donc très rapidement l'information disponible. De plus, deux de ces taux de change concernent des pays appartenant au SME (France et Allemagne), les deux autres étant relatifs à des devises flottant officiellement plus librement. Cette caractéristique de notre échantillon permettra donc d'étudier l'influence éventuelle du SME.

La longueur de l'échantillon est importante car elle appréhende une période jalonnée de nombreux événements susceptibles d'affecter la dynamique sur le marché des changes : réalignements au sein du SME au début des années quatre-vingt, accords du Plaza du 22 septembre 1985², accords du Louvre du 22 février 1987³, de Bruxelles le 2 août 1993⁴, réunification allemande en novembre 1989⁵, politique monétaire américaine alternativement restrictive et expansionniste, etc. Il n'existe pas, à notre connaissance, d'études empiriques réalisées sur un échantillon aussi long de données journalières.

Tests de racine unitaire

Des nombreuses études empiriques appliquées aux séries de taux de change nominaux⁶, il ressort que l'on ne peut écarter *a priori* l'éventualité d'une variance conditionnelle persistante pour ces séries. Phillips et Perron [1988] ont mis en évidence la nécessité de corriger les statistiques des tests de racine unitaire proposées par Dickey et Fuller [1979] et Dickey et Fuller [1981] pour tenir compte de l'hétéroscédasticité. Par conséquent, nous avons testé la présence de perturbations ARCH. Les résultats du test ARCH(1) appliqué aux taux de croissance des quatre taux de change⁷ sont reportés dans le tableau 1.

Tableau 1. Tests ARCH(1)

dlfrf	dldem	dlgbp	dlyen
778.11	548.76	690.20	661.26

La statistique est distribuée selon un $\chi^2(1)$.

Quelle que soit la série considérée, l'hypothèse nulle d'absence d'effet ARCH(1) est fortement rejetée. Par conséquent, il faut recourir aux statistiques

1. Il s'agit de cotations relevées à 15 heures sur la place de New York, collectées par la Bankers Trust Company.

2. Ces accords sont représentés sur les graphiques par le chiffre 1.

3. Ces accords sont représentés sur les graphiques par le chiffre 2.

4. Ces accords correspondent au chiffre 4.

5. Cet événement est représenté sur les graphiques par le chiffre 3.

6. Voir Diebold [1988] ou Bollerslev [1990] par exemple.

7. Le choix des taux de croissance se justifie par le fait que ce test n'est applicable que sous l'hypothèse d'absence de racine unitaire.

de tests de racine unitaire proposées par Phillips et Perron¹. Pour calculer ces statistiques, il faut choisir la valeur du retard maximal (l) que l'on considère pour les autocovariances des résidus des régressions des trois modèles de base de Dickey et Fuller, sous l'hypothèse nulle de racine unitaire correspondante². Nous avons réalisé les tests de Phillips-Perron pour deux valeurs de l pour chaque série. La première correspond à la taille de la fenêtre de Bartlett choisie selon le critère proposé par Andrews [1991]. La seconde ($l = 10$) est choisie de façon arbitraire³ afin de vérifier la robustesse des résultats. Les résultats sont reproduits dans le tableau 2.

Tableau 2. Tests de Phillips-Perron (01/80 – 23/03/94)

Série	l	$Z(t_{\hat{\alpha}})$	$Z(t_{\hat{\alpha}^*})$	$Z(\Phi_1)$	$Z(t_{\hat{\alpha}})$	$Z(\Phi_3)$	$Z(\Phi_2)$	
lfrf	1	0.60	-2.11	2.24	-2.40	5.02	3.36	I(1)
	10	0.55	-2.12	2.24	-2.28	4.77	3.19	I(1)
ldem	1	-0.34	-0.98	0.48	-2.38	3.69	2.52	I(1)
	10	-0.35	-1.03	0.53	2.27	3.65	2.48	I(1)
lgbp	4	-1.41	-1.90	1.81	-1.62	1.81	1.22	I(1)
	10	-1.40	-1.92	1.85	-1.58	1.83	1.24	I(1)
lyen	0	-2.04*	0.23	0.03	-1.67	0.85	1.03	I(1)
	10	-1.95*	-0.29	0.04	-1.58	1.02	1.10	I(1)

* Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 5 %.

Il apparaît clairement que, sur l'ensemble de la période, l'hypothèse de racine unitaire ne peut être rejetée pour aucune de ces variables. La taille de la fenêtre ne modifie que très peu la statistique de test et ne change jamais le résultat du test. Les tests de Phillips et Perron [1988] favorisant l'hypothèse nulle de racine unitaire, il peut être intéressant de les compléter par les tests de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin [1992] dont l'hypothèse nulle est la stationnarité. Ces tests peuvent aussi être corrigés pour tenir compte de l'effet ARCH, mais le choix de la taille de la fenêtre optimale est plus délicat⁴. Suivant la procédure de Andrews et Monahan [1992], nous appliquons le critère QS – PW (fenêtre Quadratique Spectrale après pré-blanchiment des résidus sous H_0 par un AR(1)) en posant $\hat{\rho} = 0.97$ chaque fois que le coefficient autorégressif des résidus excède cette valeur. Cela conduit à retenir une fenêtre de 84 périodes. Les résultats reportés dans le tableau 3 permettent de rejeter l'hypothèse nulle de stationnarité au seuil de 5 %.

1. Voir, par exemple, Perron [1988] pour une présentation des différentes statistiques et de la stratégie de test.

2. Nous avons retenu la fenêtre proposée par Newey et West [1987b].

3. C'est également la taille maximale considérée par Perron [1988] dans son application du test.

4. En effet, le calcul de la fenêtre optimale repose sur l'estimation du coefficient AR(1) de la série des résidus estimés sous H_0 . Or, lorsque le vrai processus contient une racine unitaire, cette estimation en niveau est fallacieuse et conduit à des fenêtres très grandes, ce qui biaise le test vers la stationnarité, la puissance du test KPSS diminuant très fortement avec la taille de la fenêtre.

Tableau 3. Tests de KPSS (01/80 – 23/03/94)

Série	$\hat{\rho}$	l	$\hat{\eta}_\mu$	$\hat{\eta}_\tau$	
lfrf	0.998	84	0.829	0.675	I(1)
ldem	0.998	84	2.515	0.521	I(1)
lgbp	0.998	84	0.678	0.625	I(1)
lyen	0.998	84	3.857	0.338	I(1)

Les valeurs critiques au seuil de 5 % sont respectivement 0.463 et 0.146.

Ce premier type de test renforce donc le consensus actuel autour de la non-stationnarité stochastique du processus des taux de change nominaux.

Au vu des événements qui se sont produits au cours de la période considérée¹, il semble toutefois nécessaire d'approfondir l'analyse de la composante déterministe, et ce pour deux raisons. La première consiste à vérifier que les résultats précédents ne sont pas le simple reflet d'une erreur de caractérisation de l'hypothèse alternative des tests de racine unitaire. La deuxième raison est qu'il n'est pas sûr que le processus sous-jacent soit une martingale pure ; comme le soulignent Baillie et McMahan [1989] par exemple, l'hypothèse d'efficience n'implique rien de tel. En effet, un processus de martingale pure implique, si l'on considère vérifiée la relation de parité des taux d'intérêt non couverte en changes, l'égalité des taux d'intérêt domestique et étranger. La présence d'une constante permet de lever cette hypothèse puisqu'elle peut s'interpréter comme un différentiel constant de taux d'intérêt². Il est encore possible de l'assouplir en prenant en compte la possibilité d'une rupture de dérive.

Andrews et Zivot [1992] explorent la possibilité signalée par Perron [1989] que les séries macroéconomiques soient stationnaires autour d'une tendance segmentée. Cependant, à la différence de cet auteur, ils traitent le point de rupture comme inconnu *a priori*. Les trois modèles étudiés sont un modèle stationnaire qui inclut une rupture dans la constante (modèle A), un autre avec un changement de pente (modèle B), et le troisième permettant ces deux types de rupture (modèle C). Sous l'hypothèse nulle, la série suit une marche aléatoire. Ces modèles n'autorisent qu'un seul point de rupture. Il s'agit, dans ces modèles, d'un test de Dickey-Fuller modifié avec endogénéisation du choix du point de rupture. L'application des critères BIC et de Hannan conduit à retenir un seul retard pour les quatre séries étudiées. Les résultats obtenus sont résumés dans le tableau 4.

D'après ces statistiques, la racine unitaire semble robuste à une alternative de tendance segmentée, quel que soit le modèle testé, sauf dans le cas du taux de change mark/dollar (modèle B)³.

1. Voir, sur ce point, les graphiques 1 et 2.

2. Le modèle de Lucas [1978] avec neutralité au risque débouche également sur un processus de martingale avec constante.

3. La statistique du test de racine unitaire vaut, au seuil de 1 %, – 5.34 pour le modèle (A), – 4.93 pour le modèle (B) et – 5.57 pour le modèle (C). Le choix de ce seuil est justifié par le fait que les statistiques de test de Andrews et Zivot [1992] ne sont pas corrigées de l'effet ARCH présent dans les perturbations. Il est donc probable que ces statistiques soient biaisées en faveur de l'hypothèse alternative.

Tableau 4. Tests de Zivot-Andrews

Série	(A)	(B)	(C)
lfrf	- 3.43 (13/10/80)	- 4.88 (14/03/85)	- 4.03 (14/03/85)
ldem	- 3.95 (11/09/85)	- 5.42 (11/09/85)	- 4.36 (11/09/85)
lyen	- 4.06 (19/09/85)	- 4.61 (19/09/85)	- 4.65 (19/09/85)
lgbp	- 3.20 (21/01/81)	- 4.28 (05/03/85)	3.97 (05/03/85)

Les dates de ruptures estimées sont données entre parenthèses.

Puisqu'il n'est généralement pas possible de rejeter la racine unitaire dans les séries étudiées précédemment, on peut prolonger l'analyse en testant la rupture de dérive. Les tests précédents sélectionnaient la date de rupture qui maximisaient la probabilité de rejeter l'hypothèse nulle de racine unitaire. L'application de la procédure de test aux taux de croissance des taux de change permet justement de mettre en évidence de façon endogène un changement permanent dans la pente de la série en niveau conditionnellement à la présence d'une racine unitaire.

La comparaison des statistiques obtenues à partir du modèle (B) à la valeur critique du t de Student au seuil de 1 % (2.567) révèle que soit une longue chronique de dates successives correspond à des ruptures significatives, soit aucune rupture n'est significative.

Tableau 5. Rupture permanente dans le taux de croissance

Série	Période de rejet de H_0	Valeur absolue maximale
dlfrf	du 20/01/83 au 17/10/85	26/02/85
lddem	du 01/08/84 au 11/07/85	26/02/85
dlyen	—	(26/02/85)
dlgbp	du 11/01/85 au 21/03/85	27/02/85

Les dates de ruptures estimées sont données entre parenthèses.

Ces résultats confirment l'importance de l'année 1985 : à partir de cette année, la composante tendancielle déterministe de trois taux de change sur les quatre étudiés s'est modifiée de façon permanente. La deuxième colonne reproduit la date qui correspond à la statistique la plus élevée en valeur absolue. Dans le cas du Japon, aucune date de rupture ne peut être retenue au seuil de 1 %, même celle qui correspond à la statistique la plus élevée¹.

De l'analyse univariée, on peut tirer essentiellement deux enseignements. Premièrement, l'hypothèse d'efficienne ne peut être rejetée au vu de l'ensemble de ces tests de racine unitaire, même si la racine unitaire n'est pas une condition suffisante, mais seulement nécessaire. Cette conclusion paraît robuste au choix

1. Pour les quatre séries de taux de change, la date de rupture correspondant à la statistique la plus grande en valeur absolue est identique à un jour près : le 26 ou, dans le cas de la livre sterling, le 27 février 1985. Pour le franc, le deutsche Mark et la livre sterling, il s'agit exactement du premier jour ouvrable après celui où le dollar a atteint sa valeur maximale.

de différentes hypothèses alternatives. Deuxièmement, si l'on interprète la constante à partir de la condition d'arbitrage non couverte, il apparaît que le différentiel de taux s'est modifié en 1985.

LES TESTS D'EFFICIENCE

Cette section est consacrée à l'analyse de la dynamique jointe des quatre taux de change afin de vérifier sa compatibilité avec l'hypothèse d'efficience du marché des changes.

En effet, d'après le théorème de la représentation de Granger (Engel et Granger [1987]), si deux variables, x_t et y_t , sont $I(1)$ et coïntégrées, alors la représentation vectorielle à correction d'erreurs (VECM) suivante existe :

$$\Delta x_t = c_1 - \rho_1 z_{t-1} + \sum_{k=1}^p a_k^1 \Delta x_{t-k} + \sum_{k=1}^p b_k^1 \Delta y_{t-k} + \varepsilon_{1t}$$

$$\Delta y_t = c_2 - \rho_2 z_{t-1} + \sum_{k=1}^p a_k^2 \Delta x_{t-k} + \sum_{k=1}^p b_k^2 \Delta y_{t-k} + \varepsilon_{2t}$$

où $z_t = x_t - \lambda y_t$, les ε_{it} sont des bruits blancs, éventuellement corrélés, et $|\rho_1| + |\rho_2| \neq 0$. Cette dernière condition implique l'existence d'une relation causale dans une direction au moins, car z_{t-1} apparaît alors nécessairement dans une équation. La connaissance de z_t améliorant la prévision d'au moins une variable, ce cas n'est pas compatible avec l'hypothèse d'efficience si x_t et y_t sont des prix d'actifs. La non-coïntégration est donc une condition nécessaire, mais pas suffisante. En effet, conditionnellement à la non-coïntégration, il faut encore vérifier la nullité des coefficients associés aux variables retardées.

Tests de coïntégration

Pour déterminer le nombre de relations de coïntégration dans notre système à quatre variables, les deux tests proposés par Johansen et Juselius [1990], les tests de la trace et du $\hat{\lambda}_{\max}$, sont effectués. Les valeurs critiques ont été tabulées par Johansen et Juselius [1990] (table A2). Bien que cette procédure ne tienne pas compte des effets ARCH, Gonzalo [1989] en a montré la robustesse dans ce cas.

Ce test est réalisé à la fois sur l'ensemble de l'échantillon et de manière récursive. Dans ce dernier cas, les propriétés asymptotiques des statistiques ne sont pas modifiées parce que la période initiale d'estimation couvre un quart de l'échantillon, ce qui représente 930 observations. Les analyses récursives avant et arrière fournissent chacune une chronique de 2 785 statistiques.

L'ensemble de la période

Nous avons sélectionné le nombre de retards du VAR en niveau selon les critères BIC et Hannan. Les statistiques associées aux tests de la trace et du $\hat{\lambda}_{\max}$, sont reportées dans le tableau 6. Conformément aux critères de choix du nombre de retards, elles ont été calculées pour deux retards sur l'ensemble de la période.

Tableau 6. Tests de la trace et du $\hat{\lambda}_{\max}$

H_2	Stat.	trace		$\hat{\lambda}_{\max}$	
		95 % quantile	stat.	95 % quantile	
avec rupture dans la dérive					
$r \leq 3$	0.44	8.08	0.44	8.08	
$r \leq 2$	4.31	17.84	3.87	14.60	
$r \leq 1$	16.89	31.25	12.58	21.28	
$r = 0$	40.20	48.41	23.31	27.34	
sans rupture dans la dérive					
$r \leq 3$	0.65	8.08	0.65	8.08	
$r \leq 2$	7.28	17.84	6.62	14.60	
$r \leq 1$	19.32	31.25	12.04	21.28	
$r = 0$	34.61	48.41	15.28	27.34	

Quel que soit le modèle retenu – *i.e.* avec ou sans rupture de dérive en 1985 –, on constate qu'il n'est pas possible de rejeter l'hypothèse nulle d'absence de relation de cointégration sur l'ensemble de la période. Ces résultats sont conformes à ceux de Hakkio et Rush [1989] et Diebold, Gardeazabal et Yilmaz [1994]. En effet, on ne peut rejeter l'hypothèse selon laquelle ce système de variables est engendré par quatre tendances stochastiques indépendantes. Comme le remarquent Diebold, Gardeazabal et Yilmaz [1994], l'existence d'une ou de plusieurs relations de cointégration entre les taux de change en niveau impliquerait que les écarts à cette relation tendent à s'éliminer dans le temps, ce qui serait utile pour prévoir l'évolution future des taux de change. Le résultat $r = 0$ est compatible avec l'hypothèse d'efficacité des marchés.

Ces résultats vont cependant à l'encontre des conclusions obtenues par certains auteurs : ainsi, Crowder [1994] ne peut rejeter l'existence d'une relation de cointégration entre la livre anglaise, le deutsche Mark, et le dollar canadien exprimés en dollars, sur des séries mensuelles de janvier 1974 à décembre 1991.

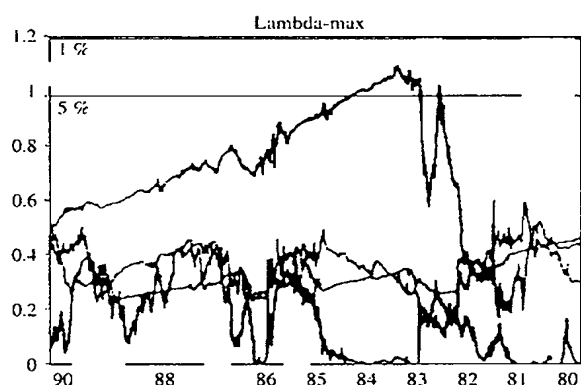
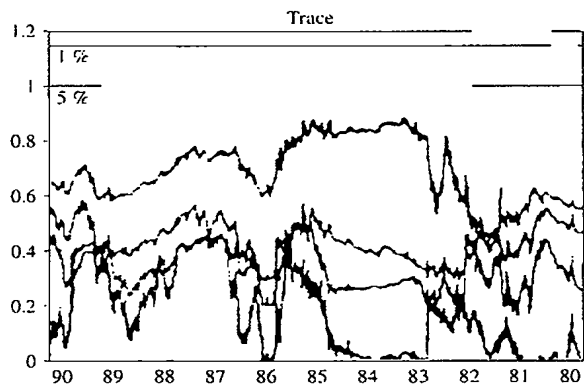
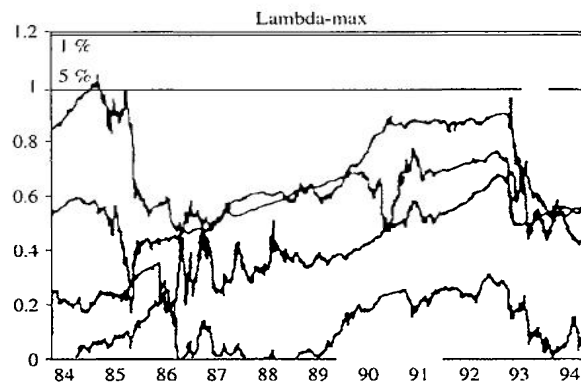
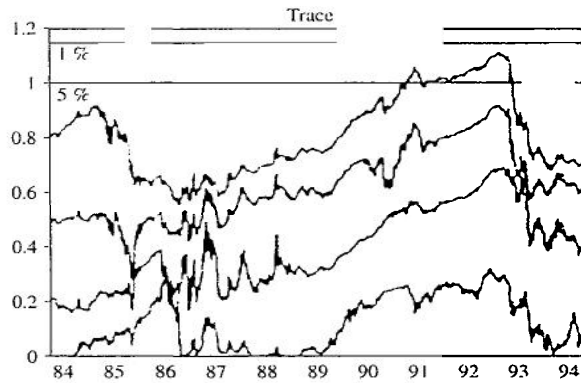
L'analyse récursive

Au-delà de la nature quotidienne de nos données, l'analyse récursive proposée ici complète celle de Sephton et Larsen [1991] car elle est réalisée à la fois vers l'avant et vers l'arrière. En effet, le choix de la direction des tests récursifs met nécessairement l'accent sur la période de base, qui est soit le début, soit la fin de l'échantillon. Compte tenu des événements de la seconde moitié de notre échantillon, tels que les accords monétaires internationaux renforçant la coordination des politiques économiques des principaux pays industrialisés, on peut s'attendre à un rapprochement de l'évolution de ces monnaies. Cela peut être sous-estimé par la procédure récursive avant qui accorde plus de poids au début des années quatre-vingt.

Les chroniques de statistiques associées aux tests récursifs avant et arrière dans le modèle avec rupture de dérive sont présentées dans les graphiques suivants¹.

1. Les résultats obtenus sans rupture de dérive étant très proches, ils ne sont pas reportés ici.

Elles ont été préalablement divisées par la valeur critique correspondante, de sorte que seuls les points supérieurs à 1 permettent de rejeter l'hypothèse nulle au seuil de 5 %. La valeur critique correspondant à l'hypothèse nulle $r = 0$ au seuil de 1 % est aussi reportée sur ces graphiques.



À première vue, il apparaît clairement que l'hypothèse nulle de non-coïntégration ne peut être rejetée au seuil de 1 %, quel que soit le test considéré. De plus, même au seuil de 5 %, cette conclusion est relativement robuste. En effet, les statistiques de test avant ne rejettent jamais simultanément l'hypothèse nulle : bien que le test de la trace avant suggère la présence d'une relation de coïntégration sur les périodes 1980-1991 à 1980-1993, le λ_{\max} , avant confirme le résultat de Baillie et Bollerslev [1989] pour la période 1980-1985 uniquement. De plus, l'hypothèse nulle ne peut être rejetée au seuil de 1 % pour ces périodes. En ce qui concerne les tests vers l'arrière, les conclusions sont plus tranchées car le test de la trace ne permet jamais de rejeter l'hypothèse nulle tandis que le test du λ_{\max} , la rejette pour les périodes allant du milieu de 1983 à 1994, à 1985-1994 au seuil de 5 % seulement.

Plus généralement, cette analyse récursive révèle une assez grande stabilité des résultats des tests de coïntégration, puisque les deux types de statistiques ne suggèrent jamais simultanément l'existence d'une relation de coïntégration. Ainsi, il n'apparaît pas de période qui permette raisonnablement de rejeter l'hypothèse d'efficience.

Tests sur la dynamique de court terme

Pour tester l'efficience, il ne suffit pas de vérifier l'absence de coïntégration, c'est-à-dire la nullité du coefficient associé au terme de correction d'erreur, il faut aussi tester la significativité des autres termes autorégressifs du VAR en différence, ce que ne font pas Hakkio et Rush [1989] ou Diebold, Gardeazabal et Yilmaz [1994] par exemple. Pour réaliser les tests de nullité des paramètres a_i et b_i , l'inférence standard n'est pas valide puisque la valeur des statistiques de test est biaisée par la présence de perturbations ARCH. Nous avons donc utilisé la méthode des moments généralisés pour estimer les vingt paramètres du modèle VAR en différences. Nous avons corrigé la matrice de variance-covariance des erreurs selon la méthode proposée par Newey et West [1987] afin qu'elle soit robuste à l'autocorrélation et à l'hétéroscédasticité. Pour déterminer l'ordre de la moyenne mobile des termes d'erreur, nous avons estimé la taille de la fenêtre suivant la procédure de Andrews [1991].

Ensuite, afin de tester les contraintes de nullité des coefficients, nous avons utilisé le test du rapport de vraisemblance décrit par Newey et West [1987]. La statistique du test s'écrit :

$$QLR = T * (J_T^C - J_T^{NC})$$

où J_T^C et J_T^{NC} sont respectivement les fonctions objectifs des modèles contraint et non contraint. Nous utilisons la même matrice de variance-covariance des erreurs pour les deux alternatives, afin de ne mesurer que l'influence de la contrainte sur la fonction objectif. Cette statistique est distribuée comme un χ^2 dont le nombre de degrés de liberté est égal au nombre de contraintes.

Nous avons testé trois types de contraintes : nullité de l'ensemble des coefficients autorégressifs du modèle, soit 16 contraintes (1) ; nullité de l'ensemble des coefficients auto-régressifs d'une équation, soit 4 contraintes (2a) – (2d) ; nullité de l'ensemble des coefficients d'une équation, soit 5 ou 6 contraintes selon le modèle considéré (3a) – (3d). Les statistiques de test, calculées dans les modèles avec et sans rupture de dérive, sont reportées dans le tableau 7.

Tableau 7. Tests de significativité par la MMG

Contraintes	Sans rupture			Avec rupture		
	DDL	Stat.	Seuil	DDL	Stat.	Seuil
(1)	16	50.29	<u>0.000</u>	16	49.83	<u>0.000</u>
(2a) : dlfrf	4	12.34	<u>0.015</u>	4	12.24	<u>0.015</u>
(2b) : dldem	4	3.13	0.536	4	2.91	0.573
(2c) : dlgbp	4	13.74	<u>0.008</u>	4	12.81	<u>0.012</u>
(2d) : dlyen	4	2.13	0.710	4	2.62	0.623
(3a) : dlfrf	5	12.77	<u>0.025</u>	6	35.11	<u>0.000</u>
(3b) : dldem	5	3.41	0.637	6	19.21	<u>0.004</u>
(3c) : dlgbp	5	13.77	<u>0.017</u>	6	27.73	<u>0.001</u>
(3d) : dlyen	5	5.09	0.404	6	9.68	0.139

DDL : degrés de liberté.

La première ligne de ce tableau indique que la nullité de l'ensemble des coefficients auto-régressifs du modèle peut être rejetée. Ce résultat est imputable aux équations des taux de change FF/dollar et livre st./dollar, comme le montrent les lignes (2a), (3a) et (2c), (3c) du tableau. En effet, les contraintes de nullité des coefficients de ces équations sont fortement rejetées. L'estimation du modèle non contraint révèle, dans l'équation du taux de change français, une influence significative de $dlfrf_{-1}$ et $dldem_{-1}$, et dans l'équation du taux de change anglais, de $dlgbp_{-1}$ ¹. Il apparaît donc que la connaissance du taux de croissance des taux de change DM/dollar et FF/dollar de la période précédente permet d'améliorer la prévision du taux de change FF/dollar, et que la connaissance du taux de croissance passé du taux de change livre st./dollar aide à anticiper le cours de la livre sterling contre le dollar. Lorsqu'on autorise une rupture de dérive, la seule différence provient de l'équation du DM. La ligne (3c) du tableau précédent révèle en fait la significativité de la dérive segmentée. Le tableau en annexe reportant les tests de Student fait apparaître la significativité de la composante déterministe dans les quatre équations, lorsque la rupture est introduite. Celle-ci est positive avant 1985 et négative après, ce qui peut s'interpréter comme un différentiel de taux d'intérêt successivement positif puis négatif.

Ces résultats montrent que l'hypothèse de martingale semble compatible avec la dynamique du deutsche Mark et du yen uniquement.

CONCLUSION

Nous avons montré que l'absence de cointégration semble être un résultat relativement robuste. Les accords internationaux qui visaient à renforcer la coordination des politiques économiques dans les principaux pays de l'OCDE ne semblent pas avoir rapproché l'évolution de leurs monnaies. Cependant, cette

1. Voir le tableau en annexe.

expérience n'a peut-être pas commencé depuis suffisamment longtemps pour que l'on en trouve la trace dans les données. Pour ce qui est de la parité entre le franc et le mark au sein du SME, on peut penser que le nombre de réalignements survenus pendant les années quatre-vingt n'a pas permis d'établir une relation stable de long terme.

Toutefois, l'absence de coïntégration ne suffit pas pour conclure en faveur de l'efficacité du marché des changes. En ce qui concerne le cours du franc et de la livre contre le dollar, les résultats des tests joints de causalité au sens de Granger viennent nuancer les conclusions de l'analyse de la coïntégration et soulignent qu'il est réducteur de ne pas la compléter par une analyse de la dynamique de court terme.

Juillet 1996

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ANDREWS D.W.K., MONAHAN J.C. [1992], « An Improved Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation », *Econometrica*, 60 (4), juillet, p. 953-966.
- ANDREWS D.W.K., ZIVOT E. Further [1992], « Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis », *Journal of Business and Economic Statistics*, 10 (3), juillet.
- ANDREWS D.W.K. [1991], « Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation », *Econometrica*, 59 (3), mai, p. 817-858.
- BAILLIE R.T., BOLLERSLEV T. [1989], « Common Stochastic Trends in a System of Exchange Rates », *The Journal of Finance*, 44 (1), mars, p. 167-181.
- BAILLIE R., MCMAHON P. [1989], *The Foreign Exchange Market : Theory and Economic Evidence*, Cambridge, Cambridge University Press.
- BOLLERSLEV T. [1990], « Modelling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates : A Multivariate Generalized ARCH Model », *Review of Economics and Statistics*, 72 (3), août, p. 498-505.
- BRUNO C., LOUFIR R. et JACQUINOT P. [1992], « L'efficacité et la formation des anticipations sur le marché des changes », *Observations et diagnostics économiques*, 42, octobre, p. 249-282.
- CROWDER W.J. [1994], « Foreign Exchange Market Efficiency and Common Stochastic Trends », *Journal of International Money and Finance*, 13(5), p. 551-564.
- DICKEY D., FULLER W. [1979], « Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with an Unit Root », *Journal of the American Statistical Society*, 366, juin, p. 427-431.
- DICKEY D., FULLER W. [1981], « Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with an Unit Root », *Econometrica*, 49 (4), juillet, p. 1057-1072.
- DIEBOLD F.X., GARDEAZABAL J. et YILMAZ K. [1994], « On Cointegration and Exchange Rate Dynamics », *The Journal of Finance*, 49 (2), juin, p. 727-735.

- DIEBOLD F. [1988], *Empirical Modeling of Exchange Rate Dynamics*, New York, Springer-Verlag.
- ENGEL R., GRANGER C. [1987], « Cointegration and Error Correction Representation, Estimation and Testing », *Econometrica*, 55 (2), mars, p. 250-276.
- FAMA E. [1965], « The Behavior of Stock Market Prices », *Journal of Business*, 38, p. 34-105.
- FAMA E. [1984], « Forward and Spot Exchange Rates », *Journal of Monetary Economics*, 14, novembre, p. 319-338.
- FRANKEL J., FROOT K. [1987], « Using Survey Data to Test Standard Propositions Regarding Exchange Rate Expectations », *American Economic Review*, 77, mars, p. 133-153.
- GEWEKE J., FEIGE E. [1979], « Some Joint Tests of the Efficiency of Markets for Forward Exchange », *The Review of Economics and Statistics*, 61, p. 334-341.
- GONZALO J. [1989], « Comparison of Five Alternative Methods of Estimating Long Run Equilibrium Relationships », *Working Paper*, University of California, San Diego.
- GRANGER C. [1986], « Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48 (3), août, p. 213-228.
- HAKKIO C., RUSH M. [1989], « Market Efficiency and Cointegration : An Application to the Sterling and Deutschmark Exchange Markets », *Journal of International Money and Finance*, 8, mars, p. 75-88.
- JOHANSEN S., JUSELIUS K. [1990], « Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – with Applications to the Demand for Money », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52 (2), mai, p. 169-210.
- JOHANSEN S. [1988], « Statistical Analysis of Cointegration Vectors », *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, avril, p. 231-254.
- KWIATKOWSKI D., PHILLIPS P.C.B., SCHMIDT P. et SHIN Y. [1992], « Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root », *Journal of Econometrics*, 54, p. 159-178.
- LEROY S. [1989], « Efficient Capital Markets and Martingales », *Journal of Economic Literature*, 27, décembre, p. 1583-1621.
- LUCAS R.E. [1978], « Asset Prices in an Exchange Economy », *Econometrica*, 46 (6), novembre, p. 1429-1445.
- NEWBY W., WEST K. [1987], « Hypothesis Testing with Efficient Method of Moment Estimation », *International Economic Review*, 28 (3), octobre, p. 703-708.
- NEWBY W., WEST K. [1987], « A Simple, Positive Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix », *Econometrica*, 55 (3), mai, p. 703-708.
- PERRON P. [1988], « Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series », *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (2/3), juin/septembre, p. 297-332.
- PERRON P. [1989], « The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis », *Econometrica*, 57 (6), novembre.
- PHILLIPS P., PERRON P. [1988], « Testing for Unit Root in Time Series Regression », *Biometrika*, 75 (2), p. 335-346.
- SEPHTON P., LARSEN H. [1991], « Tests of Exchange Market Efficiency : Fragile Evidence From Cointegration Tests », *Journal of International Money and Finance*, 10, décembre, p. 561-570.
- SIEGEL J. [1972], « Risk, Interest Rate and the Forward Exchange », *Quarterly Journal of Economics*, 86, mai, p. 303-312.
- SIMS C. [1984], « Martingale-like Behavior of Asset Prices and Interest Rates », *University of Minnesota* (non publié).

ANNEXE

Equation	C	C1	$dlfrf_{-1}$	$dldem_{-1}$	$dlgbp_{-1}$	$dlyen_{-1}$
Sans rupture						
dlfrf	0.65×10^{-4} (0.53)		<u>-0.17</u> (-2.34)	<u>0.20</u> (2.67)	0.03 (1.04)	-0.04 (-1.68)
dldem	0.60×10^{-4} (0.49)		-0.04 (-0.82)	0.08 (1.48)	0.47×10^{-3} (0.02)	-0.03 (-1.25)
dlgbp	0.32×10^{-4} (0.27)		-0.06 (-1.30)	0.06 (1.09)	<u>0.09</u> (2.78)	-0.03 (-1.31)
dlyen	-0.19×10^{-3} (-1.66)		-0.03 (-0.61)	0.01 (0.24)	-0.01 (-0.60)	0.02 (0.82)
Avec rupture						
dlfrf	<u>0.73×10^{-3}</u> (3.92)	<u>-0.11×10^{-2}</u> (-4.52)	<u>-0.18</u> (-2.49)	<u>0.20</u> (2.72)	0.03 (0.99)	-0.04 (-1.58)
dldem	<u>0.51×10^{-3}</u> (2.82)	<u>-0.96×10^{-3}</u> (-3.89)	-0.04 (-0.99)	0.08 (1.54)	-0.88×10^{-3} (-0.03)	-0.03 (-1.17)
dlgbp	<u>0.53×10^{-3}</u> (3.17)	<u>0.84×10^{-3}</u> (-3.57)	-0.07 (-1.45)	0.06 (1.15)	<u>0.09</u> (2.75)	-0.03 (-1.23)
dlyen	0.93×10^{-4} (0.54)	<u>-0.47×10^{-3}</u> (-2.08)	-0.03 (-0.70)	0.01 (0.27)	-0.01 (-0.62)	0.02 (0.85)