



Munich Personal RePEc Archive

The behavior of European real exchange rates from the Bretton Woods system end to the adoption of the euro

Rey, Serge and Varachaud, Pascal

CATT, University of Pau et Pays de l'Adour, Department of Mathematics, University of Pau et Pays de l'Adour

January 2000

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/49502/>
MPRA Paper No. 49502, posted 05 Sep 2013 15:46 UTC

Le comportement des taux de change réels européens de la fin Bretton Woods à l'adoption de l'euro

Juin 2000

Serge REY

Pascal VARACHAUD

CATT Working Papers
Université de Pau et des Pays de l'Adour

Résumé

Cet article examine l'hypothèse de Parité des Pouvoirs d'Achat (PPA), c'est-à-dire la proposition selon laquelle le taux de change réel d'équilibre est constant en longue période. L'étude porte sur 14 taux de change réels bilatéraux vis-à-vis du deutschemark, pour la période 1973-1998. Ces taux sont construits en retenant respectivement les prix à la consommation (PC), les prix de gros (PG) et les coûts unitaires du travail (CU). On teste, suivant plusieurs procédures, l'hypothèse de stationnarité des taux de change réels, et on montre que globalement l'hypothèse de PPA n'est pas vérifiée, excepté entre la France et l'Allemagne pour un taux réel calculé avec les prix à la consommation. On observe cependant certains processus de retour à la moyenne (mean-reverting) dans deux cas pour les PC, sept cas pour les PG et trois cas pour les CU. La participation des pays aux régimes de change européens (serpent/SME) ne semble pas décisive pour expliquer ces résultats.

Abstract

This article examines the PPP hypothesis, i.e. the proposition that the real exchange rates are stationary, in the case of Europe. For that purpose, we study the statistical properties of 14 European bilateral real exchange rates against the Deutschmark, over the periods snake and EMS. These rates are constructed using different indexes: consumer prices, wholesale prices and unit labor costs. The results of unit-root tests show that globally there is little evidence to support PPP, i.e. the stationarity of the real exchange rates. At the most, some mean-reverting processes are verified. Furthermore, general PPP with consumer prices is only verified between France and Germany. Whether the country is a member of the snake and/or of the EMS have not influence on results.

Classification JEL : C22, F15, F31

Mots-clés : Taux de change réel, PPA, SME, racines unitaires, mémoire longue, *mean-reverting*, breaks structurels

Auteur correspondant: Serge REY, C.A.T.T, Université de Pau et Pays de l'Adour. Avenue Poplawski. 64016 PAU Cedex, FRANCE. E-mail : serge.rey@univ-pau.fr.

1. Introduction

Depuis l'abandon du système de Bretton Woods, de nombreux travaux ont été consacrés à l'étude des taux de change. D'un point de vue théorique la littérature s'est appuyée sur les modèles de Parité des Pouvoirs d'Achat (PPA), les modèles monétaires, les modèles de portefeuille...¹ Au niveau empirique l'attention s'est focalisée sur la relation entre le taux de change et ses fondamentaux ; les prix/coûts relatifs, les différentiels d'intérêt, les quantités de monnaie, les outputs.... Le faible pouvoir explicatif de ces modèles (voir Meese et Rogoff, 1983, 1988) a conduit de nombreux auteurs à reconsidérer les propriétés statistiques des taux de change. Ces recherches empiriques ont suivi le développement des méthodes économétriques et en particulier les tests de racine unitaire. Le point central est de savoir si les taux de change se comportent ou non comme une marche aléatoire. Parmi ces études, de nombreuses s'intéressent au comportement des taux de change réels définis comme le ratio des prix domestiques et étrangers exprimés en monnaie commune. Selon la théorie standard de la PPA développée par Cassel (1916, 1923), à long terme le taux de change nominal doit converger vers le taux de PPA.

Si la proposition de Cassel est vraie², le taux de change réel doit être stationnaire ou de manière équivalente le taux de change nominal et les prix doivent être cointégrés. Dans ce cas, tout choc exogène n'aura que des effets transitoires sur le taux de change réel et les déviations de la PPA seront sériellement corrélées. Inversement, s'il n'y a pas de corrélation sérielle, nous serons dans le cas décrit par Adler et Lehmann (1983) de la PPA ex-ante, les chocs exogènes ayant un effet permanent.

Les études économétriques sur le sujet sont loin de donner des résultats concordants, et si de nombreux travaux conduisent au rejet de la PPA, on peut en trouver tout autant qui arrivent à la conclusion inverse (Whitt, 1992). Plusieurs explications ont été avancées pour expliquer ces divergences. Si certains ont mis en avant le rôle des systèmes de change (Diebold, Husted et Rush 1991), Grili et Kaminsky (1991) ont insisté sur l'importance des institutions économiques, des structures de marché et des politiques macroéconomiques. D'autres encore ont mis l'accent sur l'importance de la situation inflationniste (Bleaney, Leybourne et Mizen, 1999). Finalement, on peut se poser la question de la pertinence des tests économétriques. Abuaf et Jorion (1990

1 Voir par exemple DORNBUSCH (1989).

2 Voir BALASSA (1964), SAMUELSON (1964), OFFICER (1976) pour des critiques de cette proposition.

p.172) concluait d'ailleurs: « *To date, most empirical tests of Purchasing Power Parity have been unable to reject the hypothesis that the real exchange rate follows a random walk. In our opinion, these results reflect the poor power of the tests employed rather than evidence against PPP* ».

Ces résultats apparemment contradictoires révèlent un autre conflit, celui entre les théoriciens et les décideurs économiques. Les théoriciens ont besoin de la PPA pour boucler leurs modèles (modèle monétaire en particulier), alors que les responsables économiques ont besoin d'un référent pour leur politique de change (Hakkio 1992). Dans le cadre d'un régime de changes fixes, la PPA peut constituer ce point d'ancrage pour décider des ajustements de parités. De nombreux économistes (par exemple Eichengreen, 1993, Chueng et al, 1995) avancent que dans le SME, les réajustements ont été effectués de manière à éliminer les différentiels de prix (ou de coûts ?), afin de préserver la compétitivité.

Pour ces raisons, l'objet de cet article sera de tester la PPA à partir d'une étude du comportement des taux de change réels européens (les 15 états membres), sur la période 1973-1998. Ces taux seront exprimés par rapport au deutschemark. On se fixera un double objectif.

Premièrement, au niveau économique la compréhension du comportement des taux de change permettra d'apporter des réponses à des questions importantes que se posent les économistes :

- la PPA est-elle mieux vérifiée en changes fixes ou en changes flottants ? Durant la période étudiée, deux systèmes de change se sont succédés : le « serpent » de 1972 à 1978 et le Système Monétaire Européen (SME) de 1979 à 1998. Dans où la mesure les monnaies européennes n'ont pas toutes participé à ces régimes durant l'ensemble de la période, on dispose d'un panel suffisamment étendu pour juger des comportements des taux de change réels selon le degré de fixité des taux de change nominaux. Ce point est important car on peut interpréter la stationnarité du taux de change réel comme le signe d'une intégration réelle entre les économies européennes, alors que la non stationnarité de ce taux serait plutôt révélatrice d'une intégration financière (Roll 1979, Adler et Lehmann 1983, Mac Donald 1985a,b, 1995).

- Quelle est la meilleure définition de la PPA? Ici, nous en retenons trois : l'une est basée sur les niveaux généraux de prix, mesurés par les indices de prix à la consommation (notés CPI); l'autre sur les prix de gros (notés WPI) et la dernière sur les coûts unitaires du travail du secteur manufacturier (notés ULC). L'utilisation des prix à la consommation permettra de tester une version « large » de la PPA qui prend en compte les prix

de tous les biens, échangés et non échangés. Une version plus restrictive s'appuiera sur les prix de gros qui sont généralement considérés comme des indicateurs de prix du secteur exposé à la concurrence.

Deuxièmement, au niveau empirique, l'objet de ce travail est de préciser les propriétés statistiques des taux de change réels. Si la PPA est vérifiée, le taux de change réel sera stationnaire. Aussi, tout choc (dévaluation, changement de politique économique,...) n'aura qu'un effet transitoire, et à long terme le taux de change nominal convergera vers le taux de parité d'équilibre. Le taux de change réel d'équilibre sera constant. Dans ce cas, le taux de change réel ne pourra être cointégré avec d'autres variables macroéconomiques, tel que les PIB, les taux d'intérêt ...

Afin d'analyser ces propriétés, nous nous appuierons sur des tests de racine unitaire. Certains tests standards permettent de tester l'hypothèse nulle de marche aléatoire (Dickey et Fuller, Phillips et Perron ...), tandis que d'autres testent l'hypothèse nulle de stationnarité (Kwiatkowski et al.). Mais nous savons que ces tests peuvent être biaisés (non rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire), notamment dans deux cas ; quand il y a des changements dans l'ordonnée à l'origine (*intercept*) et/ou dans la pente de la tendance d'un processus stationnaire (Perron) ; quand l'ordre d'intégration du taux de change réel est fractionnaire plutôt qu'entier. De nouveaux tests ont été élaborés pour tenir compte de ces difficultés. Aussi, nous avons fait le choix ici d'avoir recours à tout un ensemble de tests afin de limiter les risques d'erreurs d'interprétation.

L'article est organisé de la manière suivante. La section 2 présente une brève discussion des régimes de change européens, complétée par la représentation graphique des différents taux de change réels. Les estimations empiriques reposant sur des tests conventionnels sont analysées dans la section 3. Dans la section 4, on expose les résultats des tests de racine unitaire avec breaks structurels. Les tests d'intégration fractionnaire sont discutés dans la section 5, tandis que la section 6 résume ce travail.

2. Genèse des régimes de change européens

2.1. Les différents systèmes de changes

Après la fin du système de Bretton Woods, deux régimes de change ont vu le jour en Europe : le « serpent » et le SME.

La période « serpent », avril 1972 - décembre 1998

Lorsque les monnaies européennes commencèrent à flotter face au dollar en mars 1973, l'arrangement monétaire du « serpent » était déjà en vigueur depuis avril 1972. Il avait pour objet de maintenir les fluctuations entre deux monnaies européennes dans une bande de 2.25%³. Participaient à ce système les pays membres de la Communauté Economique Européenne (CEE), c'est-à-dire l'Allemagne, les Pays-Bas, la Belgique et le Luxembourg, le Royaume-Uni, le Danemark, la France et l'Italie, ainsi que deux pays non membres, la Norvège et la Suède. On peut considérer que ce mécanisme de change n'a jamais correctement fonctionné si ce n'est pour quelques pays proches de l'Allemagne. En effet, rapidement après le premier choc pétrolier, le Royaume Uni⁴, la France et l'Italie sortent du système. Les différences de performances économiques et des politiques macroéconomiques divergentes rendaient impossible le maintien de parités fixes⁵. Les tentatives du franc français entre 1976 et 1977 pour réintégrer le système se soldèrent par un échec. En fin de compte, seules les monnaies du Benelux et du Danemark pour la CEE, de la Suède et de la Norvège pour les pays hors CEE, restèrent liées au mark allemand. Les autres flottèrent plus ou moins librement, conduisant à une situation incompatible avec l'objectif d'une union monétaire. L'instauration d'un nouveau système, le SME s'imposait.

La période SME, mars 1979 – décembre 1998

Mis en place en mars 1979, le SME était à l'origine un système plus équilibré que le « serpent ». Les participants à ce mécanisme de change devaient respecter des parités officielles déterminées pour tous les taux de change bilatéraux, avec une marge de fluctuation de +/- 2.25%⁶. Tous les membres de la CEE, à l'exception du Royaume-Uni, décidèrent d'y participer. D'autres monnaies rejoignirent le mécanisme plus tard. La peseta le fit en juin 1989, la livre sterling en octobre 1990, l'escudo portugais en avril 1992, le shilling autrichien en janvier 1995, le mark finlandais en octobre 1996 et pour finir la drachme grecque en mars 1998. En revanche, la couronne suédoise resta à l'écart depuis les origines.

Sur les vingt dernières années, on peut distinguer trois phases :

³ A l'origine, l'arrangement était qualifié de "serpent dans le tunnel" dans la mesure où les monnaies participantes fluctuaient à l'intérieur d'une bande établie vis-à-vis du dollar et élargie dans le cadre du Smithsonian Agreement de décembre 1971.

⁴ Le Royaume-Uni participa au système de mai à juin 1972.

⁵ Voir THYGESSEN (1979) pour une analyse critique du mécanisme du « serpent ».

⁶ L'Italie fut autorisée à adopter des bandes plus larges de +/-6 %.

-de 1979 à 1987, ne nombreux les réalignements ont été effectués. Par exemple, le franc français est dévalué à quatre reprises face au deutschemark : trois fois entre 1981 et 1983, et à nouveau en 1986.

-de 1987 à 1992, il n'y a pas de changements des cours pivots

-de 1992 à 1998, le SME connaît à nouveau une période de turbulences qui s'est traduite par deux crises majeures, en septembre 1992 et en août 1993. C'est durant cette phase que la livre sterling et la lire italienne sortirent du système. Afin de « casser » la spéculation, les Etats membres décidèrent d'élargir la bande de fluctuation à +/-15%. Ceci impliquait que des variations de 30%, étaient permises entre monnaies européennes, « *transforming the system into a quasi-floating exchange rate regime* » (De Grauwe 1994).

Dans ces conditions, il paraît difficile de parler de changes fixes pour l'ensemble de la période SME, à l'exception d'un noyau constitué du mark allemand, du florin (Dutch Guilder) et du franc belge.

Une question importante subsiste. Ces réalignements fréquents des taux de change nominaux ont-ils favorisé la stabilité des taux de change réels ? Une première réponse peut venir de l'examen des évolutions des taux réels.

2.2. Les taux de change réels

De facto, le deutschemark a joué un rôle central dans le SME. Nous avons donc choisi cette monnaie comme pivot pour calculer les différents taux de change réels bilatéraux. Si $E_{all/i}$ représente le taux de change nominal, c'est-à-dire le montant de marks par unité de monnaies i , la PPA absolue entre un pays i et l'Allemagne est:

$$PPA_{t,all/i} = \frac{P_t^{all}}{P_t^i} \quad (1)$$

où P_t^i et P_t^{all} sont les niveaux de prix du pays i et de l'Allemagne (*all*). Le taux de change réel vis-à-vis de l'Allemagne, pour une date t , est :

$$ER_{t,all/i} = \frac{E_{t,all/i}}{PPA_{t,all/i}} = \frac{E_{t,all/i} \cdot P_t^i}{P_t^{all}} \quad (2)$$

Une hausse (resp. une baisse) de ER est synonyme d'une appréciation réelle (resp. dépréciation) de la monnaie i contre le deutschemark. Dans la pratique, nous retenons des données trimestrielles pour deux indices de prix, les prix à la consommation et les prix de gros, et un indice de coûts unitaires du travail⁷. L'étude porte sur la période 1973-I-1978-IV⁸.

Les évolutions des taux réel bilatéraux sont présentées dans les graphiques 1 et 2. On peut noter les points suivants :

- La dynamique des taux de change réels pour plusieurs pays diffère selon que l'on retienne les prix à la consommation (*proxy* du niveau général des prix) ou les prix de gros (*proxy* des prix de biens échangés). C'est particulièrement vrai pour le franc français (noté French Franc), le franc belge (noté Belgian Franc), la peseta espagnole (notée Spanish Peseta), le shilling autrichien (noté Austrian Shilling), la livre irlandaise (notée Irish Punt) et la couronne danoise (notée Danish Krone).

- Les taux de change réels calculés avec les coûts unitaires ont souvent des comportements très différents. Pour le franc français, le franc belge, le florin (noté Dutch Guilder), le shilling autrichien, le mark finlandais (noté Finnish Markka), la livre irlandaise, la couronne suédoise (notée Swedish Krone), on observe une forte dépréciation réelle sur l'ensemble de la période. Cette situation peut être interprétée comme une tendance à la sous-évaluation vis-à-vis du mark allemand, si la parité des coûts constitue la référence.

Ces graphiques révèlent des comportements parfois divergents entre les différents taux réels, ce qui peut suggérer des propriétés statistiques différentes.

[Insérer Graphiques 1]

[Insérer Graphiques 2]

3. Racine unité dans les taux de change réels : les tests traditionnels

On teste la présence de racine unitaire dans les taux de change réels exprimés en niveau (logarithme). Pour une date t , ces taux sont notés r_t , tels que $r_t = \log(ER_t)$.

⁷ Nous calculons aussi un indice de taux de change nominal pour la même période de base. Pour étudier les propriétés statistiques des taux, le choix de la période est neutre. Mais si nous considérons que 1973.I-1978.IV est une période d'équilibre du taux de change, nous pouvons interpréter des valeurs du taux de change réel comme sous-évaluation (resp. surévaluation) selon qu'elles sont inférieures (resp. supérieures) à un.

⁸ Les données sont extraites du CD-Rom du FMI et de Eurostat. Les coûts unitaires du travail sont obtenus en divisant les salaires par la productivité du travail (ratio de la production manufacturière au nombre d'employés de cette industrie).

3.1. Le modèle de référence

Box et Jenkins (1976) ont introduit une méthode de prévision des séries univariées, basée sur des processus ARIMA (*Autoregressive Integrated Moving Average*). Appliqué aux taux de change réels r_t , un modèle ARIMA(p, d, q) est défini comme :

$$\Phi(B)(I - B)^d r_t = \Theta(B)\varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim (0, \sigma^2) \quad (3)$$

avec $\Phi(B) = I - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p$, $\Theta(B) = I + \theta_1 B + \dots + \theta_q B^q$; les racines de Φ et Θ sont en dehors du cercle unité, et d est un entier (typiquement 0 ou 1) qui représente l'ordre d'intégration. La modélisation des séries temporelles est généralement réalisée suivant un processus itératif en trois étapes : l'identification des valeurs plausibles de (p, d, q), l'estimation des paramètres, la validation du modèle sélectionné à l'aide de tests statistiques. Un choix *a posteriori* peut s'avérer nécessaire si plusieurs modélisations sont possibles; on retiendra le modèle qui offre la plus grande quantité d'informations (critères AIC et BIC). Avant les années 1970, la méthode la plus populaire pour traiter des séries non stationnaires consistait à utiliser des modèles stochastiques qui incorporent des trends déterministes. Les séries temporelles étaient décomposées en deux termes : une tendance déterministe et un terme purement stochastique. Nous avons par exemple,

$$r_t = at + b + \gamma(B)\varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim (0, \sigma^2) \quad (4)$$

avec a et b des nombres réels et $\gamma(B)\varepsilon_t$ un processus stationnaire. La sélection entre ces modèles a conduit naturellement aux tests de racine unitaire.

3.2. La méthode

Nous procédons à un bref rappel sur les difficultés auxquelles se heurtent les tests de racine unitaire avant de présenter les résultats empiriques.

Les tests de racine unitaire

Tester la présence de racines unités dans les séries temporelles est devenue un point de passage obligé pour de multiples travaux d'économie appliquée. La littérature dans ce domaine

est devenue si abondante que le choix entre les différentes méthodes de tests n'est pas toujours des plus aisés, d'autant qu'il reste souvent difficile d'établir une hiérarchie entre les tests. Aussi, on fait le choix de rappeler dans un premier temps les spécificités et les limites des tests les plus usuels.

Parmi la classe des tests les plus usités, les tests de Dickey-Fuller (DF), Dickey-Fuller Augmenté (ADF) et Philipps-Perron (PP), occupent une place privilégiée. On ne reviendra pas en détail sur la manière dont sont construits ces tests mais on se référera à Dickey et Fuller (1979, 1981), Said et Dickey (1984) pour les tests ADF paramétriques, et à Phillips (1987), Phillips et Perron (1988) pour les tests⁹ PP semi paramétriques.

De nombreuses études par simulation (Schwert, 1989, Diebold et Rudebush, 1989 ...) ont montré la limite de ces tests. Le pouvoir de discrimination pour des processus avec une racine proche de un est généralement faible. Par exemple, pour une série de longueur 100 avec une racine entre 0.9 et 1, la puissance de ces tests est inférieure à 30 %. Il a été aussi établi par Ng et Perron (1996) que le test PP souffre de sévères distorsions (hypothèse nulle de racine unité trop souvent rejetée) en présence d'erreurs MA (Moving Average) avec paramètres négatifs. Ng et Perron (1995) ont étudié l'influence de l'accroissement des retards dans le test ADF et démontrent que les critères d'information (AIC et Schwartz) tendent à sélectionner des retards trop faibles en présence d'erreurs MA (moyenne mobile). Aussi, les tests ADF et PP étant particulièrement sensibles aux erreurs MA, il conviendra d'en déceler la présence. La méthode de Box et Jenkins le permettra. Dans la même optique, Leybourne et Newbold (1999), dans un travail théorique complété par des simulations, mettent l'accent sur des différences importantes entre les résultats des tests ADF et PP lorsque les séries sont générées par un processus AR(2). Ils recommandent d'utiliser les deux catégories de tests.

La plupart des études empiriques, dont celle de Nelson et Plosser (1982), concluent à la non stationnarité des séries économiques. Certains auteurs considèrent ces tests basés sur l'hypothèse nulle de non stationnarité ne conduisent à son rejet que pour des comportements de stationnarité très marqués. Les tests de stationnarité constituent une alternative.

Les tests de stationnarité

Ces tests proposés initialement par Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (noté KPSS, 1992), Leybourne et McCabe (noté LMC, 1994), retiennent la stationnarité en niveau et la

⁹ Voir annexe 2

stationnarité autour d'un trend (contre l'alternative de racine unité) comme hypothèses nulles. Tandis que le test KPSS adopte une correction non paramétrique similaire à celle des tests PP, le test LMC prend en compte des décalages AR supplémentaires semblables aux tests ADF. Notons de plus que si ces tests ont la même loi asymptotique, la statistique LMC converge plus rapidement que la statistique KPSS et semble moins sensible au choix des décalages. Appliqués aux séries utilisées par Nelson et Plosser, ces tests ne rejettent pas l'hypothèse de stationnarité autour d'un trend.

Utilisation jointe des tests ADF, PP et KPSS

Amano et Van Norden (1992) montrent l'efficacité d'une utilisation jointe des tests KPSS et PP. Dans le cas d'erreurs MA(1) avec $\theta = 0.8$, le taux d'erreur chute de 99 % à 28 % pour les tests PP et KPSS et des séries de longueur 100. Quand la longueur des séries excède 200, la fréquence de conclusions erronées chute en dessous de 3%. Lorsque les tests ADF et PP conduisent tous deux au rejet de l'hypothèse nulle au profit de l'hypothèse alternative de stationnarité autour d'un trend et que dans le même temps le test KPSS conduit à accepter l'hypothèse nulle, on peut conclure que la série est stationnaire autour d'un trend. Si les décisions sont contradictoires, on doit se tourner vers des modèles plus complets et rechercher la présence d'une composante moyenne mobile (MA).

3.3. Les résultats des tests de racine unitaire et de stationnarité

Les résultats des tests de racine unitaire sont présentés dans les tableaux 1 à 3. Le tableau 4 fournit une estimation du modèle de taux de change réel par la méthode de Box et Jenkins. Pour les tests ADF et PP, les estimations sont réalisées en retenant des décalages de 0 à 10. Le décalage optimal est déterminé grâce au critère AIC. Nous retenons ensuite les deux procédures du test KPSS¹⁰.

Taux de change réel et prix à la consommation

Pour six pays, L'Italie, l'Espagne, l'Autriche, l'Irlande, le Danemark et le Royaume-Uni, les tests sont concordants et concluent à la présence d'une racine unitaire, c'est-à-dire à la non stationnarité (marche aléatoire) du taux de change réel. Pour la Belgique, le test KPSS2 ne rejette pas la stationnarité autour d'une tendance l'estimation par la méthode de Box et Jenkins

¹⁰ Les estimations sont réalisées à l'aide des logiciels RATS et SAS version6.

révèle une légère corrélation des erreurs, certainement de type MA (1). La même méthode appliquée au taux de change du Florin hollandais révèle aussi la présence d'erreurs corrélées, mais de type MA (8). D'un autre côté, pour le Portugal, la Finlande et le Danemark, une corrélation significative dans les résidus n'est pas établie. Pour trois pays, l'hypothèse de racine unité n'est pas acceptée : les taux de change réels de la France et de la Grèce sont stationnaires en niveau, tandis qu'un processus ARIMA (1,0,1) est mis en évidence pour le taux de change de la Suède.

Taux de change réel et prix de gros

Avec les prix de gros, les résultats sont plus contrastés. La présence d'une racine unité est acceptée sans ambiguïté pour seulement trois pays, la Belgique, l'Irlande et le Royaume-Uni. Pour l'Autriche et la Finlande, une étude plus fine conclut à la marche aléatoire simple tandis que pour les Pays-Bas nous avons un processus MA(1). Le taux de change réel franc français/deutschemark peut être modélisé sous la forme d'un processus intégré d'ordre 1 avec erreurs corrélées, soit un ARIMA(0,1,9). Pour les autres pays, la non stationnarité n'est pas validée et les séries de taux de change réels peuvent être modélisées comme des processus ARMA d'ordre plus élevé.

Taux de change réel et coûts unitaires

Pour cinq pays, Les Pays-Bas, la Belgique, la Finlande, l'Irlande et le Royaume-Uni, les résultats sont convergents et les taux réels contiennent une racine unité. La présence d'erreurs corrélées pour l'Italie (MA (8)), l'Espagne (MA (7)) et la Grèce (MA (1)) est avérée. En ce qui concerne la Suède et l'Autriche, les tests ADF3, PP2 et KPSS2 permettent d'identifier un processus stationnaire autour d'un trend. La décision est plus difficile pour la France et un processus ARMA stationnaire d'ordre élevé paraît donner le meilleur ajustement.

Ces résultats montrent que globalement, la présence d'une racine unité dans les taux de change réels est mieux vérifiée lorsqu'on retient les prix à la consommation et les coûts de la main-d'oeuvre plutôt que les prix de gros. Cela milite en faveur du rejet d'une définition large du taux PPP (biens échangeables et biens non échangeables). Il y a cependant deux exceptions puisque l'hypothèse de racine unité est rejetée avec les prix à la consommation pour la France et

la Grèce. L'hypothèse d'une PPA générale peut donc être acceptée entre l'Allemagne et ces deux pays¹¹.

En outre, nous notons que dans de nombreux cas les tests ne rendent pas de conclusions claires. Ceci peut provenir soit de la présence de processus de moyenne mobile, soit de changements dans les régimes monétaires européens. Aussi, il est nécessaire de compléter ce travail en utilisant des tests qui prennent en compte la possibilité de breaks dans les séries de taux de change réels.

[Insérer Tableau 1]

[Insérer Tableau 2]

[Insérer Tableau 3]

[Insérer Tableau 4]

4. Tests de racine unitaire en présence de breaks/ruptures

Durant la période 1973-1998, de nombreux événements se sont produits. En premier lieu, il y a eu les changements de régime de taux de change : du Serpent au SME en 1979. Certains pays ont rejoint tardivement le système. Deuxièmement, une stabilité marquée des taux de change peut être observée de 1987 à 1992, reflétant la convergence de politiques monétaires (« nouveau SME » de Gavazzi et Giovannini, 1989). En troisième lieu, nous avons eu deux crises de change en septembre 1992 et août 1993, qui ont conduit le Royaume-Uni, puis l'Italie à se retirer du mécanisme de taux de change. Pour ces raisons, nous pensons que ces événements (chocs) peuvent être à l'origine de ruptures, soit au niveau de la constante (*intercept*), soit au niveau de la pente de la tendance. Dans ce cas, il est possible que les taux de change réels ne soient pas caractérisés par un processus avec une racine unitaire, mais soient stationnaires autour d'un trend¹² (Perron, 1989, 1990; Rappoport et Reichlin, 1989; Evans, 1989). Mais si ceci est vrai, le choix du break, du point de rupture, est essentiel. Suivant Banerjee et al (1992), Zivot et Andrews (1992), Christiano (1992), nous admettons qu'il n'est pas possible de choisir les dates *ex-post* (après observation des données), parce que ces dates sont corrélées avec les données.

¹¹ CROUHY-VEYRAC et SAINT MARC (1995 p. 134) obtiennent des résultats similaires (période 1971-1990).

¹² Dans ce cas, les séries sont modélisées comme des processus stationnaires autour d'un trend déterministe avec break (PERRON, 1989, 1997).

Nous devons considérer qu'un changement dans la tendance survient à une date inconnue *a priori*. Perron (1997), Vogelsang et Perron (1998)¹³, proposent trois modélisations : la première (Modèle 1) tient compte d'un changement de la constante; la deuxième (Modèle 2) accepte un changement de constante et de pente de la tendance; la troisième (Modèle 3) admet un changement de la pente mais les deux segments de la tendance sont joints au moment de la rupture. Une synthèse de ces estimations¹⁴ est présentée dans le tableau 5.

Ces résultats montrent que :

1- Dans 6 cas, les trois modèles de Perron donnent des conclusions opposées : ceux-ci sont la peseta espagnole (WPI), le Florin hollandais (WPI), la couronne danoise (WPI) et le Mark finlandais (CPI, WPI et ULC). Pour ce dernier taux les graphiques révèlent une rupture

[Insérer Tableau 5]

importante en 1991. Pour les autres monnaies, on peut noter que ces résultats sont favorables à une PPA des seuls biens échangés.

2- Dans 16 cas, les trois modèles donnent les mêmes résultats que précédemment.

3- Dans 14 cas, certaines estimations confirment les résultats précédents alors que les autres diffèrent.

Ici, une conclusion décisive est plus difficile, dans la mesure le choix du modèle conditionne les résultats. De plus, les observations des graphiques ne permettent pas toujours un choix clair entre les modèles. Au total, à quelques exceptions près, le fait de prendre en compte des ruptures ne conduit pas à remettre en cause les observations précédentes sur le comportement des taux de change réels. Notons aussi que les dates de rupture/break pour la plupart des séries diffèrent des dates d'entrée dans le SME. Nous pouvons dire que ces résultats ne sont pas directement sensibles aux changements de régime de taux de change (la date de 1979, ou une date proche¹⁵ n'est pas sélectionnée), mais dépendent davantage des changements dans les politiques monétaires et/ou des crises de change.

Finalement, ces tests ne nous permettent pas toujours de conclure en faveur de la présence ou de l'absence de racine unité dans les taux de change réels. Des doutes subsistent

¹³ Voir aussi MONTANES et REYES (1998).

¹⁴ Pour plus de détails, se reporter à l'annexe 4.

¹⁵ PERRON (1997 p.376) rappelle que « the breaks dates should be viewed as approximate ».

pour le choix du modèle approprié. On complètera cette analyse par la recherche de processus d'intégration fractionnaire.

5. Intégration fractionnaire et dynamique des taux de change réels européens

Diebold et al (1991), Cheung (1993), Barkoulas et Baum (1998) ou Baum et Al. (1998), ont montré que les taux de change pouvaient se comporter comme des processus fractionnaires, c'est-à-dire des processus pour lesquels le degré d'intégration (d) n'est pas un entier.

Deux cas apparaissent assez fréquemment dans les études sur des variables monétaires et financières. Le premier est celui d'une mémoire longue, ou de dépendance positive à long terme, bien que ces variables satisfassent la condition de stationnarité ($0 < d < 0.5$). Le second se réfère à des processus *mean-reverting* ou de retour à la moyenne, processus qui ne sont pas stationnaires ($0.5 \leq d < 1$), mais révèlent une tendance à revenir vers leur valeur moyenne.

Après une brève présentation des processus fractionnaires (A), on procédera à l'estimation des degrés d'intégration des taux de change réels (B).

5.1. Modèle d'intégration fractionnaire et méthodes d'estimation

Un processus ARFIMA¹⁶ peut être représenté comme un processus ARIMA pour lequel le degré d'intégration n'est pas entier. On peut revenir à l'équation (3) qui est de la forme $\Phi(B)(I-B)^d r_t = \Theta(B)\varepsilon_t$, avec $\varepsilon_t \sim (0, \sigma^2)$, où maintenant on aura $(I-B)^d$ qui est défini par sa forme polynomiale

$$(I-B)^d = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\Gamma(k-d)B^k}{\Gamma(-d)\Gamma(k+1)} = 1 - dB + \frac{d(d-1)}{2!}B^2 - \frac{d(d-1)(d-2)}{3!}B^3 + \dots$$

avec $\Gamma(\cdot)$ une fonction gamma.

La première étape pour estimer d consiste à différencier les séries et à estimer \tilde{d} dans le modèle $(I-B)^{\tilde{d}} X_t = \Phi^{-1}(B)\Theta(B)\varepsilon_t \equiv u_t$, où $X_t = (r_t - r_{t-1})$. \tilde{d} est le degré d'intégration de la variable X, c'est-à-dire des variations relatives du taux de change réel. De l'estimation de \tilde{d} , on déduira le degré d'intégration (d) du taux de change réel en niveau (logarithme), sachant

¹⁶ Voir GRANGER et JOYEUX (1980), et HOSKING (1981).

que $d = 1 + \tilde{d}$. Notons que tester $\tilde{d} = 0$ pour X est équivalent à tester l'hypothèse de racine unitaire dans r .

Pour estimer \tilde{d} , deux méthodes standards retiendront notre attention; la méthode semi-paramétrique suggérée par Geweke et Porter-Hudak (1983) et la méthode semi-paramétrique gaussienne développée par Robinson (1995).

La procédure de Geweke et Porter Hudak (GPH) est basée sur la pente de la fonction de densité spectrale. Plus exactement, si le périodogramme de X de fréquence ξ est défini par

$$I(\xi) = \frac{1}{2\pi n} \left| \sum_{t=1}^n e^{it\xi} (X_t - \bar{X}) \right|^2 \text{ avec } \bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n X_t ,$$

la régression spectrale sera

$$\ln\{I(\xi_\lambda)\} = \beta_0 + \beta_1 \ln\left\{4 \sin^2\left(\frac{\xi_\lambda}{2}\right)\right\} + \eta_\lambda , \lambda = 1, \dots, \nu$$

avec $\xi_\lambda = \frac{2\pi\lambda}{n}$, n le nombre d'observations, et $\nu = g(n) \ll n$ le nombre de fréquences de Fourier incluses dans la régression. En pratique, on retient $g(n) = \text{int}[n^\alpha]$, $\text{int}[\]$ étant la partie entière du nombre réel et α prenant successivement les valeurs 0.5, 0.525, 0.55. En outre, la variance de η_λ est supposée connue et fixée à $\pi^2/6$ (cf. Geweke et Porter-Hudak (1983)). La valeur négative de l'estimateur des moindres carrés ordinaires de la régression, qui est $-\hat{\beta}_1$, donnera une estimation \tilde{d} consistante et asymptotiquement normale.

La méthode de Robinson (1995) est basée sur une estimation du paramètre H , noté \hat{H}
Obtenue en minimisant la fonction

$$R(H) = \ln \hat{G}(H) - (2H - 1) \frac{1}{\nu} \cdot \sum_{\lambda=1}^{\nu} \ln \xi_{\lambda} \quad ^{17}$$

où les paramètres ont la même signification que plus haut et $\hat{G}(H) = \frac{1}{\nu} \cdot \sum_{\lambda=1}^{\nu} \xi_{\lambda}^{2H-1} I(\xi_{\lambda})$.

Une estimation de \tilde{d} est obtenue, sachant que $H = \tilde{d} + \frac{1}{2}$.

5.2. Résultats des estimations du degré d'intégration

Les estimations sont présentées dans les tableaux 6 à 8. Rappelons que le degré d'intégration du taux de change réel en niveau, d , se déduira¹⁸ de $d = 1 + \tilde{d}$.

[Insérer Tableau 6]

[Insérer Tableau 7]

[Insérer Tableau 8]

Les prix à la consommation

Pour la plupart des pays (tableau 6), les paramètres ne sont pas significativement différents de zéro, signifiant que le taux de change réel en niveau se comporte comme une marche aléatoire. Il y a cependant quelques exceptions notoires.

*Pour deux devises, nous obtenons des processus de mémoire longue (le degré d'intégration est compris entre 0 et 0.5). Le premier cas intéressant est celui du franc français. Toutes les évaluations confirment l'existence d'un long processus de mémoire. Ce résultat est cohérent avec les conclusions précédentes selon lesquelles le taux de change réel entre le franc français et le DM est stationnaire sur la période

Le second cas de mémoire longue est celui de la drachme, qui est aussi en ligne avec les conclusions précédentes.

** Pour deux autres devises, la couronne suédoise et l'escudo portugais, certaines estimations donnent un paramètre de différenciation fractionnaire compris entre 0.5 et 1, qui est

¹⁷ Nous considérons que la densité spectrale, notée $f(\xi)$, se comporte comme $f(\xi) \sim G \xi^{1-2H}$, quand $\xi \rightarrow 0^+$, pour $G \in (0, \infty)$ et $H \in (0, 1)$.

¹⁸ On notera que les estimations de la fonction de densité spectrale réalisées sur les taux de change réels en niveau donnent des degrés d'intégration identiques.

synonyme d'un processus retour à la moyenne (*mean reverting*). Notons que pour ces deux taux, les tests de racine d'unité n'ont pas apporté de conclusions claires.

*** Finalement, les résultats obtenus pour le florin hollandais confirment la non stationnarité du taux de change réel en niveau.

Les prix de gros

Toutes les estimations (tableau 7) permettent de conclure à la non stationnarité des taux de change réels basés sur les prix de gros. Cependant, les estimations par la méthode semi paramétrique Gaussienne montrent que la non stationnarité est cohérente avec un processus *mean reverting* dans sept cas : pour le florin, la lire, la peseta, la livre irlandaise, les couronnes suédoises et danoises et la livre sterling. Notons que pour trois de ces devises, le florin, la lire et la couronne suédoise, les estimations du modèle de Perron avaient conclu à la stationnarité des taux de change réels.

Même si ces différents tests peuvent donner des conclusions opposées sur la présence d'une racine d'unité, ils suggèrent fortement l'existence d'un processus de retour à la moyenne pour les taux de change réels basés sur les prix de gros.

Les coûts unitaires du travail

Globalement, les résultats du tableau 8 traduisent la non stationnarité des taux de change réels, avec toutefois certaines particularités.

* Pour le franc français, nous avons une valeur de d proche de 0.5 et il est difficile de distinguer entre un processus stationnaire ou un processus *mean reverting*. Rappelons que l'hypothèse de racine unité était rejetée par les tests précédents (voir les tableaux 3 à 5).

** Pour trois taux de change réels, la lire, la peseta et la couronne suédoise, nous pouvons accepter un processus *mean reverting*. Ces résultats sont à rapprocher des estimations obtenues par la méthode de Box et Jenkins (voir le tableau 4), ce qui montre que pour ces différentes devises les processus sont plus complexes que la simple marche aléatoire.

6. Conclusion et remarques finales

L'analyse du comportement des taux de change réels bilatéraux des devises européennes par rapport au Mark allemand montre que généralement la PPA n'est pas vérifiée, puisque

l'hypothèse de non stationnarité n'est pas rejetée pour les trois définitions des taux de change réels (prix à la consommation, prix de gros et coûts unitaires du travail). Mais cette étude nous a permis à préciser les points suivants :

1- Certaines conclusions sur la PPA peuvent différer selon le choix de l'indice de prix ou de coûts. Pour comprendre ces résultats, nous pouvons décomposer le taux de change réel (voir l'équation 2 plus haut) comme :

$$ER_{t,all/i}^{cpi} = \frac{E_{t,all/i} \cdot P_{e,t}^i \cdot P_{ne,t}^{1-\theta}}{P_{e,t}^{all} \cdot P_{ne,t}^{all}} = \frac{E_{t,all/i} \cdot P_{e,t}^i}{P_{e,t}^{all}} \cdot \frac{(P_{e,t}^{all} / P_{ne,t}^{all})^{(1-\theta)}}{(P_{e,t}^i / P_{ne,t}^i)^{(1-\theta)}} \quad (5)$$

où le niveau général des prix, mesuré par l'indice des prix à la consommation (CPI) comprend les prix des biens échangés (P_e) et les prix des bien non échangés (P_{ne}). θ et $(1-\theta)$ sont les parts des biens échangés et non échangés dans l'économie (nous supposons la même valeur de θ ¹⁹ pour chaque pays). En concurrence parfaite, les firmes fixent les prix au niveau des coûts unitaires (salaires nominaux ajustés de la productivité du travail) dans chaque secteur, soit :

$$\begin{aligned} P_e^i &= w_e^i / a_e^i & (6) \\ P_{ne}^i &= w_{ne}^i / a_{ne}^i \\ P_e^{all} &= w_e^{all} / a_e^{all} \\ P_{ne}^{all} &= w_{ne}^{all} / a_{ne}^{all} \end{aligned}$$

où w_e et w_{ne} sont les taux de salaire dans les secteurs de biens échangés et non échangés, a_e et a_{ne} les productivités de ces deux secteurs. En combinant les équations (5) et (6) il vient :

$$ER_{t,all/i}^{cpi} = \frac{E_{t,all/i} \cdot P_{e,t}^i}{P_{e,t}^{all}} \cdot \left[\frac{(w_{e,t}^{all} / a_{e,t}^{all})}{E_{t,all/i} \cdot (w_{e,t}^i / a_{e,t}^i)} \right]^{1-\theta} \cdot \left[\frac{E_{t,all/i} \cdot (w_{ne,t}^i / a_{ne,t}^i)}{(w_{ne,t}^{all} / a_{ne,t}^{all})} \right]^{1-\theta} \quad (7)$$

¹⁹ Cette hypothèse simplifie la présentation mais ne modifie pas les principaux résultats.

Le premier terme du côté droit représente le taux de change réel pour les biens échangés (ici les prix de gros; noté ER^{wpi}), les deuxième et troisième termes donnent les taux de change réels calculés avec les coûts unitaires du travail du secteur exposé (ici approximés par les coûts de l'industrie manufacturière; noté ER^{ulce}) et les coûts unitaires du travail du secteur abrité (biens non échangés ; noté ER^{ulcne}), avec :

$$ER_{t,all/i}^{ulce} = \frac{E_{t,all/i} \cdot (w_{e,t}^i / a_{e,t}^i)}{(w_{e,t}^{all} / a_{e,t}^{all})} \quad \text{et} \quad ER_{t,all/i}^{ulcne} = \frac{E_{t,all/i} \cdot (w_{ne,t}^i / a_{ne,t}^i)}{(w_{ne,t}^{all} / a_{ne,t}^{all})}$$

L'équation (7) peut être réécrite comme :

$$ER_{t,all/i}^{cpi} = ER_{t,all/i}^{wpi} \cdot \left[\frac{1}{ER_{t,all/i}^{ulce}} \right]^{1-\theta} \cdot [ER_{t,all/i}^{ulcne}]^{1-\theta} \quad (8)$$

ou sous forme logarithmique,

$$\text{Log}(ER_{t,all/i}^{cpi}) = \text{Log}(ER_{t,all/i}^{wpi}) - (1-\theta) \cdot \text{Log}(ER_{t,all/i}^{ulce}) + (1-\theta) \cdot \text{Log}(ER_{t,all/i}^{ulcne}) \quad (9)$$

Si $\text{Log}(ER_{t,all/i}^{cpi})$ est stationnaire, deux cas sont possibles : soit tous les termes du côté droit sont stationnaires, soit il existe une relation de cointégration entre des termes non stationnaires. Pour le mark finlandais, avec le modèle de Perron, nous sommes dans le premier cas. Pour le franc français et la drachme grecque, nous sommes plutôt dans le deuxième cas.

Si $\text{Log}(ER_{t,all/i}^{cpi})$ est non stationnaire, ce qui est le cas le plus fréquent, certains termes du coté droit sont non stationnaires et il n'y a pas de relation de cointégration. Si par exemple $\text{Log}(ER_{t,all/i}^{wpi})$ est stationnaire, on peut expliquer la non stationnarité de $\text{Log}(ER_{t,all/i}^{cpi})$ par la non stationnarité des taux de change réels définis sur la base des coûts unitaires relatifs.

2- Au niveau statistique, nous montrons que l'alternative traditionnelle entre une série stationnaire et une marche aléatoire est trop limitée. Les utilisations conjointes de tests de racine d'unité, de la méthode de Box et Jenkins, et du modèle d'intégration fractionnaire ont permis de mieux appréhender le modèle de comportement des taux de change réels. En particulier, l'estimation des degrés de différenciation montre que pour la PPA basée sur les prix de gros,

nous avons des processus de retour à la moyenne, qui confirment l'existence de forces de rappel vers une valeur d'équilibre fondamental, bien que les taux de change réels soient non stationnaires. A l'inverse, certains taux de change réels basés sur les prix à la consommation, quoique stationnaires, ont des propriétés de processus à mémoire longue. Ces résultats peuvent être interprétés comme le reflet d'une intégration accrue des marchés de biens, bien qu'il soit prématuré de parler d'intégration parfaite. En ce qui concerne la parité des coûts unitaires de la main-d'oeuvre, un processus de convergence semble s'amorcer, mais reste encore très partiel.

Il y a une exception importante à ces conclusions, c'est celle du taux de change réel du franc français calculé avec les prix à la consommation. En effet, le taux de change réel franc/mark est toujours stationnaire et révèle, quand on estime le degré d'intégration, un processus de mémoire longue. D'une certaine manière, ce résultat va dans le sens d'une PPA Casselienne. Ceci confirme une tendance à la convergence des prix relatifs de biens non échangés et échangés entre la France et l'Allemagne. Il n'y a pas de biais de productivité de type Balassa. On peut avancer qu'il s'est opéré un processus de convergence réelle entre ces deux économies, ce qui n'est pas surprenant compte tenu des relations commerciales qu'elles entretiennent. Mais on peut aussi penser que cela reflète la convergence des politiques économiques amorcée au début des années 1980. La politique « d'un franc fort » qui a amené les autorités françaises à durcir leur politique monétaire a certainement contribué à stabiliser le taux de change réel. Ces résultats montrent aussi que l'adhésion des monnaies aux mécanismes de change européens (« serpent » et SME) n'a pas eu d'influence décisive sur les taux de change réels. Ainsi la stabilité des taux de change nominaux du florin et du franc belge contre deutschemark n'a pas garanti celle des taux réels.

Finalement, il est difficile de comparer ces résultats avec d'autres, car peu de travaux ont été consacrés aux taux de change réels bilatéraux européens avec trois indices de prix et de coûts (voir la revue de littérature de MacDonald, 1995). Néanmoins on peut rappeler les conclusions de Whitt (1992) pour le taux de change réel du français contre dollar, qui utilisant des données annuelles sur la période post Bretton Woods (1950-1989), écrit : *“the Dickey-Fuller test statistic is able to reject the Unit Root hypothesis at the 95 percent significance level in only one case, the French CPI results”*. Quant à Cheung et al. (1995), utilisant des données mensuelles de prix de gros sur la période mars 1979 - décembre 1986, et étudiant les relations bilatérales, ils obtiennent des relations de cointégration entre d'un côté les prix allemands et de l'autre les prix (corrige par le taux de change) de la France, de la Belgique, de l'Italie et des

Pays-Bas. Nos résultats vont dans la même direction, puisqu'on met en évidence sept processus *mean reverting* pour les prix de gros.

BIBLIOGRAPHIE

- ABUAF, N. and JORION, P. (1990), "Purchasing Power Parity in the Long Run", *The Journal of Finance*, March.
- ADLER, M. and LEHMANN, B. (1983), "Deviations from Purchasing Power Parity in the Long Run", *The Journal of Finance* 38; pp. 1471-1487.
- AMANO, R. A. and VAN NORDEN, S. (1992), "Unit-root Tests and the Burden of Proof", *Bank of Canada Working Paper* n°92-7, Nov. 92.
- BALASSA, B. (1964), "The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal", *Journal of Political Economy* 72, Dec.; pp. 584-96.
- BANERJEE, A., LUMSDAINE, R.L. and STOCK, J. H. (1992), "Recursive and Sequential Tests of the Unit-Root and Trend-Break Hypotheses: Theory and International Evidence", *Journal of Business & Economic Statistics* 10, July, n°3.
- BARKOULAS, J. T., and BAUM C. F. (1998), "Fractional Dynamics in Japanese Financial Time Series", *Pacific-Basin Finance Journal* 6.
- BARKOULAS, J. T., BAUM C. F. and CAGLAYAN, M. (1999), "A Reexamination of the Long-Memory Evidence in the Foreign Currency Market", *Boston College Working Paper*.
- BAUM, C. F., BARKOULAS, J. T. and CAGLAYAN, M. (1998), "Long Memory or Structural Breaks: Can Either Explain Nonstationarity Real Exchange Rates Under the Current Float?", *Boston College Working Paper*
- BLEANEY, M., LEYBOURNE, S. and MIZEN, P. (1999), "Mean Reversion of Real Exchange Rates in High-Inflation Countries", *Southern Economic Journal* 65; pp.839-854.
- BOX, G. E. and JENKINS, G. M. (1976), *Times Series Analysis: Forecasting and Control*, Holden-Day.
- BREUER, J.B. (1994), "An Assessment of The Evidence on Purchasing Power Parity", in *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, J.WILLIAMSON ed., Institute for International Economics, Washington .
- CASSEL, G. (1916), "The Present Situation of The Foreign Exchanges", *Economic journal*, Sept.

- CASSEL, G. (1923), *La monnaie et le change après 1914*, Paris, Giard.
- CHEUNG, Y. W. (1993), "Long Memory in Foreign-Exchange Rates", *Journal of Business and Economic Statistics* 11; pp. 93-101.
- CHEUNG, Y. W., FUNG, H-G., LAI, K. S. and LO, W-C. (1995), "Purchasing Power Parity under the European Monetary System", *Journal of International Money and Finance* 14, n°2; pp. 179-189.
- CHRISTIANO, L.J. (1992), "Searching for a Break in GNP", *Journal of Business & Economic Statistics* 10, July, n°3.
- CROUHY-VEYRAC, L. and SAINT MARC, M. (1995), "The Natural Real Exchange Rate between the French Franc and the Deutchmark: Implications for Monetary Union", in *Fundamental Determinants of Exchange Rates*, J. STEIN and al. eds., Oxford
- DICKEY, D. A. and FULLER, W. A. (1979), "Distribution of the estimators of autoregressive time series with a Racine Unité", *Journal of the American Statistical Association* 74; pp. 427-431.
- DICKEY, D. A. and FULLER, W. A. (1981), "Likelihood ratio tests for autoregressive time series with a Racine Unité", *Econometrica* 49; pp. 1057-1072
- DIEBOLD, F.X. and RUDEBUSCH, G.D. (1989), "Long Memory and Persistence in Aggregate Output", *Journal of Monetary Economics* 24; pp. 189-209.
- DIEBOLD, F. , HUSTED, S. and RUSH, M. (1991), "Real Exchange Rates under the Gold Standard", *Journal of Political Economy* 99, n°6.
- DORNBUSCH, R. (1989), "Real Exchange Rates and Macroeconomics: A Selective Survey", *Scandinavian Journal of Economics* 2; pp. 401-432.
- EICHENGREEN, B. (1993), "The Crisis in the EMS and Transition to EMU: An Interim Assessment", *CEPR Working Paper* n°C93-022.
- EVANS, G.W. (1989), "Output and Unemployment Dynamics in the United States: 1950-1985", *Journal of Applied Econometrics* 4; pp. 217-237.
- GEWEKE, J. and PORTER-HUDAK, S. (1983), "The Estimation and Application of Long Memory Time Series Models", *Journal of Time Series Analysis* 4; pp. 221-238.
- GIAVAZZI, F. and GIOVANNINI, A. (1989), *Limiting Exchange Rate Flexibility: The European Monetary System*, MIT Press.
- GRANGER,C.W.J. (1980), "Long Memory Relationships and the Aggregation of Dynamic Models", *Journal of Econometrics* 25; pp. 227-238.

- GRANGER, C.W.J. and JOYEUX, R. (1980), "An Introduction to Long-memory Time Series Models and Fractional Differencing", *Journal of Time Series Analysis* 1; pp. 15-39.
- de GRAUWE, P. (1983), "Symptoms of an Overvalued Currency: the Case of the Belgium Franc", in *International Economic Adjustment: Small Countries System*, DE CECCO (ed.) Basic Blackwell, England.
- de GRAUWE, P. (1994), *The Economics of Monetary Integration*, Oxford University Press, 2nd edition.
- de GRAUWE, P. and HEENS, H. (1993), "Real Exchange Rate Variability in Monetary Unions", *Recherches Economiques de Louvain* 59, n° 1-2; pp. 105-117.;
- GRILLI, V. and KAMINSKY, G. (1991), "Nominal Exchange Rate Regimes and the Real Exchange Rate", *Journal of Monetary Economics*, 27; pp. 191-212.
- HAKKIO, C. S. (1992), "Is Purchasing Power Parity a Useful Guide to the Dollar ?", *Federal Reserve Bank Of Kansas City Economic Review*.
- HOSKING, J.R.M. (1981), "Fractional Differencing", *Biometrika* 68; pp. 165-76.
- KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS P. C. B., SCHMIDT, P. and SHIN Y. (1992), "Testing the Null of stationarity against the alternative of a Racine Unité: how sure are we that economic time series have a Racine Unité ?", *Journal of Econometrics* 54; pp. 159-178.
- LEYBOURNE, S.J. and McCABE, B.P.M. (1994), "A consistent test for a Racine Unité", *Journal of Business and Economic Review* 12; pp. 157-166.
- LEYBOURNE, S.J. and NEWBOLD, P. (1999), "The Behaviour of Dickey-Fuller and Phillips-Perron tests under the alternative hypothesis", *Econometrics Journal* 2; pp.92-106.
- MACDONALD, R. (1985a), "Do Deviations of the Real Effective Exchange Rate Follow a Random Walk?" *Economic Notes* 14; pp. 63-70.
- MACDONALD, R. (1985b), "Are Deviations from Purchasing Power Parity Efficient: Some Further Answers", *Weltwirtschaftliches Archiv* 121; n° 4, pp. 638-645.
- MACDONALD, R. (1995), "Long-Run Exchange Rate Modeling", *IMF Staff Papers* 42; n°3, pp. 437-489.
- MEESE, R.A. and ROGOFF, K. (1983), "Empirical Exchange Rate Models of The Seventies, Do they fit out sample ?", *Journal of International Economics* 14; pp. 3-24.
- MEESE, R.A. and ROGOFF, K. (1988), "Was it real ? The Exchange Rate-Interest Differential Relation Over the Modern Floating-Rate Period", *Journal of Finance* 43; pp. 933-948.

- MONTANES, A. and REYES, M. (1998), "Effect of a Shift in the Trend Function on Dickey-Fuller Racine Unité Tests", *Econometric Theory* 14; pp. 347-389.
- NELSON, C.R. and PLOSSER, C. (1982), "Trends and random walks in macro economic time series: some evidence and implications", *Journal of Monetary Economics* 10; pp. 139-162.
- NG, S and PERRON, P. (1995), "Racine Unité tests in ARMA models with data-dependent methods for the selection of the truncation lag", *Journal of the American Statistical Association* 90, pp. 268-281.
- OFFICER, L.H (1976), "The Purchasing Power Parity Theory and Exchange Rates: a Review Article", *International Monetary Fund Staff Papers*, March.
- OFFICER, L.H. (1982 a), *Purchasing Power Parity and Exchange Rates: Theory, Evidence and Relevance*, JAI Press, London.
- OFFICER, L.H., (1982 b), "The Relationship between the Absolute and the Relative PPP Theory of Cassel", *History of Political Economy*.
- PERRON, P. (1989), "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Racine Unité Hypothesis", *Econometrica* 57; n°6, pp. 1361-1401.
- PERRON, P. (1990), "Testing for a Racine Unité in a Time Series With a Changing Mean", *Journal of Business & Economic Statistics* 8, April, n°2.
- PERRON, P. (1997), "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables", *Journal of Econometrics* 80; pp. 355-385.
- PERRON, P. and NG, S. (1996), "Useful Modifications to Some Racine Unité Tests with Dependent Errors and Their Local Asymptotic Properties", *Review of Economic Studies* 63; pp. 435-463.
- PHILLIPS, P.C. (1987), "Towards a unified asymptotic theory for autoregression", *Biometrika* 74; pp. 535-547.
- PHILLIPS, P.C. and PERRON, P (1988), "Testing for a Racine Unité in time series regression", *Biometrika* 75; pp. 335-346.
- RAPPOPORT, P. and REICHLIN, L. (1989), "Segmented Trends and Nonstationarity Time Series", *Economic Journal* 99; pp. 168-177.
- ROBINSON, P.M. (1995), "Gaussian Semiparametric Estimation of Long Range Dependence", *Annals of Statistics* 23; pp. 1630-1661.

- ROLL R., (1979), "Violations of Purchasing Power Parity and their Implications for Efficient Commodity Markets", in *International Finance and Trade* , M. Sarnat et G. Szego (eds.), Cambridge, Mass.: Ballinger; pp. 133-176.
- SAID, E. S. and DICKEY, D. A. (1984), "Testing for Racine Unités in Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order", *Biometrika* 71; pp. 599-607.
- SAMUELSON, P.A. (1964), "Theoretical Notes on Trade Problems", *Review of Economics and Statistics* 46; pp. 595-608.
- SCHWERT, G.W. (1989), "Tests for Racine Unité: a Monte Carlo investigation", *Journal of business and Economic Statistics* 7; pp. 147-159.
- STEIN, J. and al. eds. (1995), *Fundamental Determinants of Exchange Rates*, Clarendon Press, Oxford.
- THYGESSEN, N. (1979), "The Emerging European Monetary System: Precursors, First Steps and Policy Options", in TRIFFIN (ed.) *EMS-The Emerging European Monetary System*, National Bank of Belgium.
- VOGELSANG, T.J. and PERRON, P. (1998), "Additional Tests for a Racine Unité Allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time", *International Economic Review* 39; n°4, November.
- VON HAGEN, J. and NEUMANN, M. (1994), "Real Exchange Rates Within and Between Currency Areas: How Far Away in EMU ?", *Review of Economics and Statistics* 76; pp. 236-244.
- WHITT, J. A. (1992), "The Long-Run Behavior of the Real Exchange Rate: A Reconsideration", *Journal of Money Credit and Banking* 24; n°1.
- WYPOLSZ, C. (1991), "On the Real exchange Rate effect of German Unification", *Weltwirtschaftliches Archiv* 127; pp. 1-17.
- ZIVOT, E. and ANDREWS, D.W.K., (1992), "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis", *Journal of Business & Economic Statistics* 10 July, n°3.

Annexe : Tests de racine unitaire avec break : modèle de Perron, 1997

Nous considérons trois modèles. Dans chacun d'eux, l'hypothèse nulle de racine unitaire est testée, soit $\alpha = 1$ en utilisant un t -statistique. Appelons y la variable dont on cherche les propriétés.

Dans le modèle 1, on admet une modification de la constante à la date de rupture (TB) dans une régression de la forme:

$$y_t = \mu + \theta \cdot DU_t + \beta \cdot t + \delta \cdot DTB_t + \alpha \cdot y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \cdot \Delta y_{t-i} + e_t \quad (4.1)$$

où μ est le terme constant, t le terme de tendance et e le terme d'erreur bruit blanc ; et avec

$$DU = 1 \text{ si } t > TB, \text{ et } 0 \text{ autrement; } DTB = 1 \text{ si } t = TB + 1, \text{ et } 0 \text{ autrement}$$

Dans le modèle 2, on admet à la fois une modification de la constante et de la pente de la tendance à la date de rupture.

$$y_t = \mu + \theta \cdot DU_t + \beta \cdot t + \gamma \cdot DT_t + \delta \cdot DTB_t + \alpha \cdot y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \cdot \Delta y_{t-i} + e_t \quad (4.2)$$

avec $DT = 1 \cdot t$ si $t > TB$, et 0 autrement.

Dans le modèle 3, on accepte une modification de la pente mais les deux segments de la fonction de trend sont joints en TB. La procédure se déroule en deux temps. Dans une première étape, y est purgée de sa tendance en utilisant une régression de la forme:

$$y_t = \mu + \beta \cdot t + \gamma \cdot DT_t^* + \tilde{y}_t$$

avec $DT^* = 1 \cdot (t - TB)$ si $t > TB$, and 0 autrement. Dans une seconde étape, on teste l'hypothèse de racine unitaire dans la relation:

$$\tilde{y}_t = \alpha \cdot \tilde{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \cdot \Delta \tilde{y}_{t-i} + e_t$$

TB est sélectionnée comme la valeur qui minimise la statistique t pour tester $\alpha = 1$, et on choisit une valeur de k , appelé k^* , tel que le coefficient sur le dernier retard est significativement différent de zéro et que le coefficient du retard dans une régression d'ordre supérieur à k^* est non significatif. La procédure est menée jusqu'à un nombre de retards maximum, que l'on appellera k_{\max} (ici $k_{\max} = 10$; cf. Perron 1997 p.358).

Tableau A1: Estimation du modèle 1

Séries	Date de rupture	k	$\hat{\beta}$	t_{β}	$\hat{\theta}$	t_{θ}	$\hat{\delta}$	t_{δ}	$\hat{\alpha}$	t_{α}	
<i>Franc Français:</i> CPI	1993: 02	3	0.0002	1.61	-0.0247	-2.59	0.0179	0.81	0.66	-4.98*	
	WPI	1982: 04	9	-0.0006	-3.44	0.0209	2.86	-0.0314	-1.55	0.75	-3.85
	ULC	1987: 02	4	0.00005	0.07	-0.0784	-3.76	0.0562	1.70	0.46	-5.67**
<i>Florin:</i> CPI	1988: 03	8	-0.0002	-2.09	-0.0107	-2.57	0.0097	1.08	0.69	-4.29	
	WPI	1978: 04	0	0.0001	2.53	-0.0219	-4.51	0.0157	1.42	0.51	-5.97**
	ULC	1993: 02	4	-0.0015	-2.20	0.0362	2.69	-0.0281	-0.93	0.81	-2.18
<i>Franc Belge:</i> CPI	1981: 02	3	0.00006	0.72	-0.0259	-4.27	0.0400	2.76	0.74	-6.31**	
	WPI	1981: 02	1	-0.0004	-3.42	-0.0552	-5.74	0.0484	3.16	0.70	-5.88**
	ULC	1993: 02	4	-0.0020	-3.82	0.0677	3.74	-0.0867	-2.15	0.79	-3.86
<i>Lire Italienne:</i> CPI	1992: 01	8	0.0019	4.84	-0.1182	-5.01	0.1037	2.46	0.68	-5.31**	
	WPI	1992: 01	8	0.0013	4.32	-0.0844	-4.50	0.0930	2.27	0.48	-5.39**
	ULC	1992: 01	8	0.0004	1.25	-0.0824	-3.34	0.0860	1.52	0.69	-4.17
<i>h Peseta:</i> CPI	1992: 03	9	0.0011	2.75	-0.0603	-3.04	0.0618	1.44	0.76	-3.31	
	WPI	1992: 01	9	0.0005	2.12	-0.0691	-3.87	0.0688	1.74	0.65	-4.01
	ULC	1992: 01	7	0.0011	2.73	-0.0656	-2.95	0.1174	2.01	0.71	-4.04
<i>Escudo:</i> CPI	1976: 03	4	0.0010	4.16	-0.0520	-2.98	0.0876	2.45	0.70	-5.27**	
<i>Shilling Aut.:</i> CPI	1991: 02	1	0.0005	3.39	-0.0149	-3.22	0.0115	1.22	0.80	-4.62	
	WPI	1979: 03	7	-0.0007	-5.17	0.0187	3.86	-0.0213	-2.27	0.61	-5.05*
	ULC	1982: 02	6	-0.0010	-3.50	0.0102	0.90	-0.0498	-1.67	0.62	-4.35

Table A2: Estimation du modèle 1 (suite)										
Séries	Date de rupture	k	$\hat{\beta}$	t_{β}	$\hat{\theta}$	t_{θ}	$\hat{\delta}$	t_{δ}	$\hat{\alpha}$	t_{α}
<i>Mark Fin.:</i> CPI	1991: 02	5	0.0013	4.62	-0.1145	-5.45	0.0747	1.82	0.70	-6.03**
WPI	1991: 02	5	0.0005	2.16	-0.0905	-4.73	0.0418	1.11	0.69	-5.69**
ULC	1991: 02	4	-0.0008	-2.23	-0.1151	-4.56	0.1148	1.87	0.67	-6.54**
<i>Livre Irl.:</i> CPI	1979: 04	0	-0.0005	-2.37	0.0696	3.53	-0.0197	-0.57	0.81	-3.70
WPI	1979: 02	0	-0.0004	-2.12	0.0447	2.82	-0.0284	-0.91	0.73	-3.88
ULC	1978: 03	9	-0.0036	-4.12	0.0822	3.42	-0.1449	-2.74	0.75	-3.80
<i>Drachme:</i> CPI	1985: 01	8	0.0017	4.76	-0.0777	-4.43	0.0492	1.36	0.45	-5.57**
WPI	1985: 01	3	0.0009	3.89	-0.0678	-4.45	0.0701	2.15	0.65	-5.08*
ULC	1985: 02	7	0.0021	3.26	-0.1250	-3.60	0.0828	1.14	0.77	-3.77
<i>C. Suédoise:</i> CPI	1992: 02	5	0.00006	0.26	-0.0683	-3.71	0.0603	1.33	0.61	-5.21**
WPI	1992: 02	9	-0.0002	-0.99	-0.0867	-4.22	0.0446	1.07	0.30	-5.35**
ULC	1992: 01	4	-0.0022	-4.09	-0.0699	-2.81	0.1375	2.17	0.63	-5.21**
<i>C. Danoise:</i> CPI	1990: 04	8	0.0004	3.44	-0.0215	-3.26	0.0447	2.79	0.78	-3.77
WPI	1978: 03	4	0.0001	1.46	-0.0196	-2.88	0.0107	0.68	0.67	-4.22
<i>Livre Sterling:</i> CPI	1978: 03	9	-0.0005	-1.71	0.0761	3.09	-0.1215	-2.27	0.78	-3.62
WPI	1978: 03	9	-0.0002	-0.72	0.0747	2.93	-0.1067	-2.05	0.74	-3.43
ULC	1978: 03	6	-0.0006	-1.52	0.0505	1.79	-0.0705	-1.08	0.80	-2.98

** et * indiquent le rejet de l'hypothèse nulle aux seuils de 5% et 10%.

Table A3: Estimation du modèle 2													
Séries	Time Break	k	$\hat{\beta}$	t_{β}	$\hat{\theta}$	t_{θ}	$\hat{\gamma}$	t_{γ}	$\hat{\delta}$	t_{δ}	$\hat{\alpha}$	t_{α}	
<i>Franc Français: CPI</i>	1992: 02	3	0.0002	2.00	-0.0127	-0.19	-0.0002	-0.23	0.0101	0.43	0.65	-5.24*	
	WPI	1982: 04	9	-0.0012	-2.29	0.0049	0.32	0.00006	1.19	-0.0325	-1.61	0.70	-3.87
	ULC	1987: 02	4	-0.0001	-0.39	-0.0995	-2.81	0.0004	0.73	0.0594	1.78	0.47	-5.41*
<i>Florin: CPI</i>	1991: 02	8	-0.0003	-3.39	-0.0643	-2.90	0.0007	2.57	0.0112	1.22	0.68	-4.43	
	WPI	1978: 04	0	0.0012	3.70	-0.0102	-1.74	-0.0011	-3.33	0.0190	1.81	0.40	-7.08**
	ULC	1990: 01	8	-0.0049	-4.05	-0.3211	-4.08	0.0046	4.31	0.0411	1.42	0.42	-3.98
<i>Franc Belge: CPI</i>	1981: 02	9	0.0008	1.58	-0.0128	-0.94	-0.0009	-1.59	-0.0128	-0.94	0.56	-5.66**	
	WPI	1981: 03	2	-0.0016	-5.54	-0.0989	-7.10	0.0011	4.21	0.0182	1.20	0.61	-6.86**
	ULC	1989: 02	4	-0.0047	-5.82	-0.2963	-3.84	0.0051	4.66	-0.0225	-0.59	0.60	-5.62**
<i>Lire Italienne: CPI</i>	1988: 02	8	0.0017	2.99	0.2687	2.81	-0.0040	-2.99	-0.0218	-0.50	0.71	-3.65	
	WPI	1992: 01	0	0.0010	3.59	-0.3716	-3.33	0.0034	2.73	0.1143	2.57	0.61	-5.55**
	ULC	1989: 03	9	0.0010	2.04	0.2380	2.04	-0.0038	-2.38	-0.0723	-1.29	0.61	-3.81
<i>h Peseta: CPI</i>	1989: 04	9	0.0013	2.74	0.3382	2.80	-0.0043	-2.92	-0.0240	-0.55	0.64	-3.37	
	WPI	1989: 03	8	0.0004	1.53	0.3271	3.29	-0.0044	-3.48	-0.0457	-1.11	0.48	-4.53
	ULC	1977: 04	0	0.0027	1.01	0.0879	2.04	-0.0029	-1.05	-0.1224	-1.93	0.77	-3.74
<i>Escudo: CPI</i>	1979: 02	4	-0.0039	-2.70	-0.1061	-3.33	0.0049	3.15	-0.0373	-1.08	0.69	-5.18	
<i>Shilling Aut.: CPI</i>	1985: 03	4	0.0011	5.00	0.0771	5.33	-0.0012	-5.03	-0.0107	-1.24	0.56	-6.48**	
	WPI	1979: 03	5	0.0003	0.72	0.0428	3.79	-0.0010	-2.26	0.0429	3.79	0.55	-5.94**
	ULC	1982: 03	6	-0.0022	-3.73	-0.0240	-1.18	0.0013	2.29	-0.0204	-0.69	0.62	-4.51

Table A4: Estimation modèle 2 (suite)													
Séries	Time Break	k	$\hat{\beta}$	t_{β}	$\hat{\theta}$	t_{θ}	$\hat{\gamma}$	t_{γ}	$\hat{\delta}$	t_{δ}	$\hat{\alpha}$	t_{α}	
<i>Mark Fin.:</i> CPI	1991: 02	5	0.0018	4.99	0.1003	0.94	-0.0027	-2.06	0.0651	1.60	0.62	-6.10**	
	WPI	1991: 02	5	0.0005	2.19	-0.0452	-0.50	-0.0005	-0.51	0.0372	0.96	0.68	-5.49*
	ULC	1992: 01	4	-0.0011	-3.30	-0.3013	-1.65	0.0019	0.97	0.1005	1.50	0.61	-6.22**
<i>Livre Irl.:</i> CPI	1983: 01	6	0.0022	-3.37	0.1586	3.89	-0.0031	-3.76	-0.0015	-0.0518	0.76	-4.15	
	WPI	1985: 03	0	0.0018	4.53	0.0858	2.81	-0.0023	-3.96	0.0115	0.39	0.65	-5.10
	ULC	1985: 03	10	-0.0001	-0.16	0.2453	2.79	-0.0063	-3.40	0.0227	0.48	0.52	-4.00
<i>Drachme:</i> CPI	1985: 01	8	0.0019	3.62	-0.0648	-2.17	-0.0003	-0.54	0.0468	1.28	0.45	-5.58**	
	WPI	1985: 01	3	0.0011	2.92	-0.0568	-2.17	-0.0002	-0.51	0.0679	2.06	0.65	-5.09
	ULC	1985: 02	9	0.0078	4.43	0.1976	2.05	-0.0073	-3.49	0.1101	1.58	0.39	-5.18
<i>C. Suédoise:</i> CPI	1994: 01	5	-0.0002	-1.06	-0.4196	-1.70	0.0037	1.47	0.0235	0.46	0.55	-4.75	
	WPI	1992: 02	5	-0.0002	-1.06	-0.4057	-3.32	0.0038	2.88	0.0655	1.58	0.55	-5.43*
	ULC	1992: 01	4	-0.0022	-4.19	-0.4941	-2.72	0.0048	2.35	0.1866	2.86	0.65	-5.05
<i>C. Danoise:</i> CPI	1987: 02	8	0.0004	2.18	0.0736	2.67	-0.0009	-2.64	-0.0112	-0.63	0.69	-3.45	
	WPI	1982: 03	4	-0.0010	-3.18	-0.0271	-2.38	0.0010	3.09	0.0128	0.80	0.71	-4.18
<i>Livre Sterling:</i> CPI	1978: 03	9	0.0006	0.17	0.0951	1.42	-0.0011	-0.30	-0.1223	-2.27	0.78	-3.60	
	WPI	1978: 03	9	0.0010	0.28	0.0954	1.43	-0.0012	-0.34	-0.1080	-2.06	0.74	-3.42
	ULC	1978: 03	6	-0.0005	-0.16	0.0515	0.88	-0.00006	-0.01	-0.0705	-1.07	0.80	-2.96

** et * indiquent le rejet de l'hypothèse nulle aux seuils de 5% et 10%.

Table A5: Estimation du modèle 3								
Séries	Time Break	k	$\hat{\beta}$	t_{β}	$\hat{\gamma}$	t_{γ}	$\hat{\alpha}$	t_{α}
<i>Franc Français:</i> CPI	1987: 02	3	0.0014	5.49	-0.0034	-6.40	0.65	-5.25**
	WPI	1990: 01	9	-0.0017	-6.74	-0.0005	-0.69	-2.68
	ULC	1994: 02	5	-0.0023	-8.55	0.0055	2.38	-3.29
<i>Florin:</i> CPI	1979: 02	9	0.0047	15.69	-0.0061	-17.53	0.60	-4.30
	WPI	1984: 01	9	-0.0010	-7.97	0.0013	6.47	-4.71*
	ULC	1990: 04	8	-0.0075	-39.37	0.0071	10.46	-3.68
<i>Franc Belge:</i> CPI	1973: 02	3	0.0514	1.12	-0.0521	-1.14	0.84	4.14
	WPI	1985: 04	1	-0.0065	-23.67	0.0052	10.36	-3.97
	ULC	1988: 03	4	-0.0105	-27.06	1.0120	12.32	-5.12**
<i>Lire Italienne:</i> CPI	1988: 04	8	0.0053	11.49	-0.0121	-10.14	0.73	-3.48
	WPI	1988: 04	8	0.0019	5.13	-0.0044	-4.54	-3.82
	ULC	1986: 03	9	0.0024	3.96	-0.0093	-7.66	-4.24
<i>h Peseta:</i> CPI	1993: 01	9	0.0039	11.63	-0.0154	-7.65	0.76	-2.80
	WPI	1989: 03	9	0.0011	3.26	-0.0072	-7.15	-3.16
	ULC	1979: 04	0	0.0137	-7.26	-0.0137	-7.26	-3.49
<i>Escudo:</i> CPI	1980: 04	4	-0.0033	-3.18	0.0067	5.18	0.73	-4.93**
<i>Shilling Aut.:</i> CPI	1989: 03	4	0.0031	31.99	-0.0041	-14.64	0.64	-5.09**
	WPI	1979: 03	5	0.0032	10.54	-0.0047	-13.13	-5.30**
	ULC	1973: 03	6	0.0296	1.40	-0.0314	-1.47	-4.08

Table A6: Estimation du modèle 3 (suite)								
Séries	Time Break	k	$\hat{\beta}$	t_{β}	$\hat{\gamma}$	t_{γ}	$\hat{\alpha}$	t_{α}
<i>Mark Fin.:</i> CPI	1988: 04	5	0.0050	10.17	-0.0153	-11.90	0.71	-5.01**
	WPI	1987: 02	5	0.0022	3.79	-0.0101	-8.23	-4.85**
	ULC	1988: 01	4	-0.0022	-2.68	-0.0110	-5.63	-5.35**
<i>Livre Irl.:</i> CPI	1985: 03	6	0.0083	17.15	-0.0122	-14.12	0.78	-3.81
	WPI	1983: 02	3	0.0045	10.95	-0.0068	-11.19	-4.16
	ULC	1982: 03	10	-0.0010	-1.34	-0.0134	-12.20	-3.14
<i>Drachme:</i> CPI	1994: 03	0	0.0004	1.56	0.0082	3.29	0.71	-4.04
	WPI	1994: 01	0	0.0007	-2.47	0.0058	2.67	-3.83
	ULC	1981: 04	9	0.0135	10.37	-0.0154	-8.85	-3.68
<i>C. Suédoise:</i> CPI	1990:03	5	-0.0001	-0.30	-0.0069	-5.09	0.68	-4.21
	WPI	1987: 01	5	-0.0002	-0.39	-0.0033	-3.37	-3.99
	ULC	1974: 02	4	0.0203	1.21	-0.0284	-1.68	-4.15
<i>C. Danoise:</i> CPI	1993: 02	8	0.0015	9.64	-0.0049	-5.03	0.81	-2.96
	WPI	1981: 02	2	-0.0017	-4.77	0.0019	4.36	-3.66
<i>Livre Sterling:</i> CPI	1982: 03	9	0.0109	10.41	-0.0137	-9.31	0.75	-2.73
	WPI	1981: 04	9	0.0111	11.28	-0.0119	-9.06	-2.26
	ULC	1982: 04	6	0.0061	4.60	-0.0106	-5.57	-2.72

** et * indiquent le rejet de l'hypothèse nulle aux seuils de 5% et 10%.

Graphiques 1



Graphiques 2

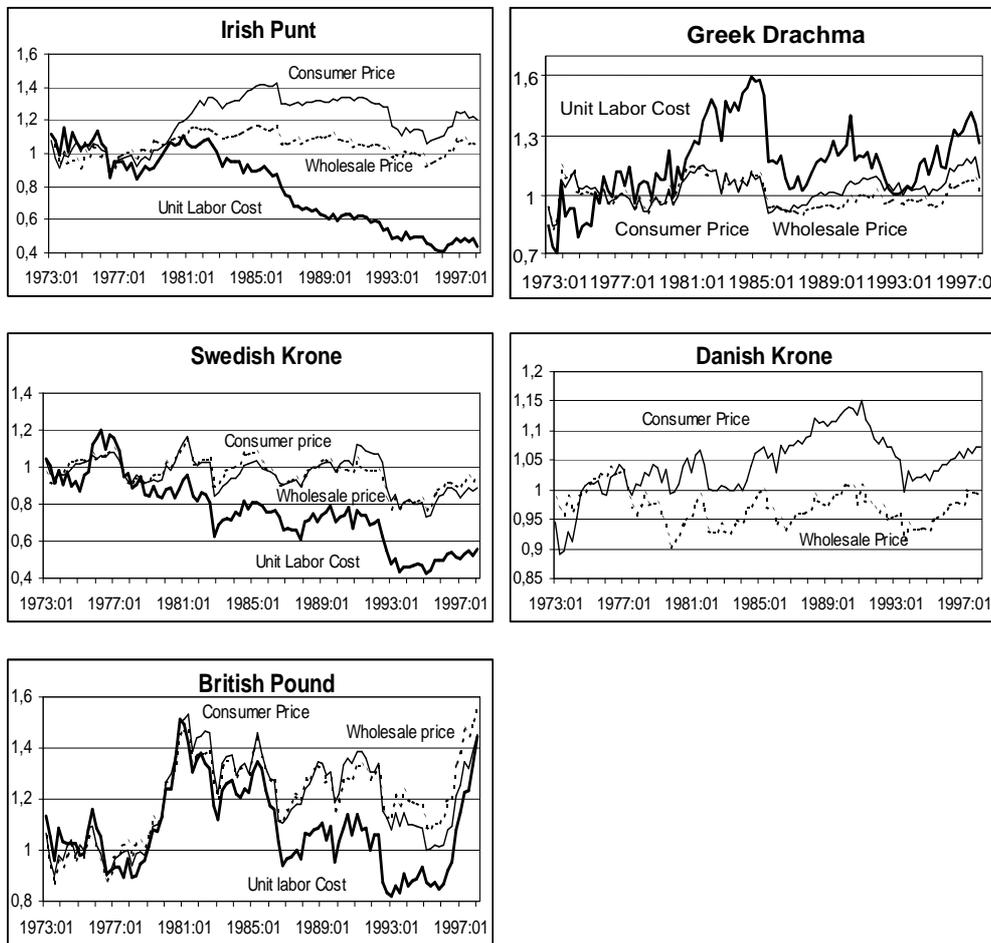


Tableau 1: Tests de racine unitaire et de stationnarité – Prix à la consommation-1973.I-1998.I

	Tests de Dickey-Fuller Augmenté			Tests de Phillips-Perron			Tests de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin	
	ADF1	ADF2	ADF3	Phillips	PP1	PP2	KPSS1	KPSS2
Monnaies								
Franc français	-1.59 Rejet k<>9	-1.86 Rejet k<>9	-1.87	-12.95**	-15.88**	-15.92	H ₀ for k>2	Rejet H₀
Florin	-1.65*	-1.65	-3.52**	-7.97	-7.86	-7.49	Rejet H₀	Rejet H₀
Franc belge	-1.37	-2.09	-2.87	-5.55	-8.95	-11.05	Rejet H₀	H ₀ pour k>4
Lire italienne	-1.21	-2.10	-2.16	-3.49	-7.20	-8.92	Rejet H₀	Rejet H₀
Peseta	-0.70	-1.78	-1.76	-2.73	-8.14	-11.43	Rejet H₀	Rejet H₀
Escudo	-1.68*	-1.86	-3.90**	-8.89**	-9.84	-15.32	Rejet H₀	Rejet H₀
Shilling A.	0.45	-2.39	-1.30	0.05	-3.49	-4.98	Rejet H₀	Rejet H₀
Mark Fin.	-1.81*	-2.23	-2.16	-6.82*	-8.59	-8.02	H ₀ for k>3	Rejet H₀
Livre Irl.	-0.56	-1.71	-1.39	-1.11	-4.23	-5.27	Rejet H₀	Rejet H₀
Drachme	-2.29**	-3.13**	-3.53**	-19.86	-24.14**	-28.32**	H ₀ for k>4	H ₀ for k>2
C. Suédoise	-2.17**	-2.53	-3.06	-8.93**	-11.63*	-15.26	Rejet H₀	H ₀ for k>4
C. Danoise	-0.90	-2.00	-2.34	-3.51	-7.41	-10.39	Rejet H₀	Rejet H₀
Livre Sterling	-0.48	-1.98	-2.09	-2.12	-7.77	-9.80	Rejet H₀	Rejet H₀

** et * indiquent le rejet de l'hypothèse nulle aux seuils de 5% et 10%. k retards.

Tableau 2: Tests de racine unitaire et de stationnarité – Prix de gros –1973.I-1998.I

	Tests de Dickey-Fuller Augmenté			Tests de Phillips-Perron			Tests de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin	
	ADF1	ADF2	ADF3	Phillips	PP1	PP2	KPSS1	KPSS2
Monnaies								
Franc français	-0.20	-2.88*	-3.16*	-2.18	-7.09	-14.26 rejet k<8	Rejet H ₀	H ₀ for k>4
Florin	-0.86	-2.16	-1.93	-5.77*	-27.16**	-31.66**	Rejet H ₀	Rejet H ₀
Franc belge	-0.53	-2.13	-1.29	0.50	-2.11	-5.57	Rejet H ₀	Rejet H ₀
Lire italienne	-2.25**	-2.79*	-2.89	-13.08**	-17.56**	-18.74*	H ₀ for k>3	Rejet H ₀ k<7
Peseta	-1.77* Rejet H ₀ k<9	-1.67	-2.01	-16.55**	-16.85**	-19.02*	H ₀ for k>4	Rejet H ₀
Escudo	ND							
Shilling A.	-0.03	-0.18	-3.73**	-6.64*	-7.37	-9.95	Rejet H ₀	Rejet H ₀
Mark Fin.	-2.20**	-2.24	-2.50	-6.52*	-6.55	-11.20	Rejet H ₀	Rejet H ₀
Livre Irl.	0.17	-1.71	-1.70	-0.07	-12.98*	-13.64	Rejet H ₀	Rejet H ₀
Drachme	-2.63**	-2.66*	-2.71	-23.74**	-23.65**	-23.96**	H ₀ for k>1	H ₀ for k>4
C. Suédoise	-2.39**	-2.60*	-3.79**	-9.67**	-11.58*	-18.18*	Rejet H ₀	H ₀ for k>4
C. Danoise	-1.52	-3.07**	-2.83	-6.63*	-15.11**	-15.46	H ₀ for k>1	H ₀ for k>4
Livre Sterling	0.19	-1.69	-1.82	-0.31	-5.34	-10.63	Rejet H ₀	Rejet H ₀

** et * indiquent le rejet de l'hypothèse nulle aux seuils de 5% et 10%. k retards. ND pour non disponible.

Tableau 3: Tests de racine unitaire et de stationnarité – Coûts unitaires –1973.I-1998.I

Monnaies	Tests de Dickey-Fuller Augmenté			Tests de Phillips-Perron			Tests de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin	
	ADF1	ADF2	ADF3	Phillips	PP1	PP2	KPSS1	KPSS2
Franc français	-0.74	-1.76	-1.76	-6.44*	-13.05*	-23.10**	Rejet H_0	Rejet H_0 $k < 7$
Florin	0.09	-2.35	0.29	0.05	-1.67	-16.82	Rejet H_0	Rejet H_0
Franc belge	0.17	-1.39	-1.04	0.02	-3.13	-6.64	Rejet H_0	Rejet H_0
Lire italienne	-2.66**	-2.77*	-2.80	-13.86**	-14.75**	-17.32	Rejet H_0	Rejet H_0
Peseta	-0.82	-2.97**	-2.85	-4.51	-11.29*	-14.69	Rejet H_0	Rejet H_0
Escudo	ND							
Shilling A.	-0.40	-2.10	-3.48**	-3.66	-15.90**	-43.18**	Rejet H_0	H_0 for $k > 2$
Mark Fin.	-0.03	-0.97	-2.82	-1.69	-4.97	-16.57	Rejet H_0	Rejet H_0
Livre Irl.	0.87	-0.14	-1.94	1.41	-0.14	-10.40	Rejet H_0	Rejet H_0
Drachme	-1.09	-3.41**	-3.20*	-6.75*	-14.13**	-18.04	Rejet H_0	Rejet H_0
C. Suédoise	0.07	-1.51	-4.15**	-0.23	-3.82	-20.39*	Rejet H_0	H_0 for $k > 2$
C. Danoise	ND							
Livre Sterling	0.34	-0.56	-2.04	0.87	-0.76	-10.47	Rejet H_0	Rejet H_0

** et * indiquent le rejet de l'hypothèse nulle aux seuils de 5% et 10%. k retards.

Tableau 4: Estimation par la méthode de Box et Jenkins -1973.I-1998.I

Monnaies	Prix à la consommation	Prix de gros	Coûts unitaires
Franc français	Processus Stationnaire	$r_t - r_{t-1} = \varepsilon_t - 0.36 \varepsilon_{t-9}$ (0.09)	Processus Stationnaire
Florin	$r_t - r_{t-1} = \varepsilon_t - 0.35\varepsilon_{t-8}$ (0.10)	$r_t - r_{t-1} = \varepsilon_t - 0.26\varepsilon_{t-1}$ (0.09)	$r_t - r_{t-1} = \varepsilon_t$
Franc belge	$r_t - r_{t-1} = \varepsilon_t - 0.21\varepsilon_{t-1}$ (0.10)	$r_t - r_{t-1} = \varepsilon_t$	$r_t - r_{t-1} = \varepsilon_t$
Lire italienne	$r_t - r_{t-1} = \varepsilon_t$	Processus Stationnaire	$r_t - r_{t-1} = \varepsilon_t + 0.28\varepsilon_{t-8}$ (0.10)
Peseta	$r_t - r_{t-1} = \varepsilon_t$	Processus Stationnaire	$r_t - r_{t-1} = \varepsilon_t - 0.24\varepsilon_{t-7}$ (0.09)
Escudo	$r_t - r_{t-1} = \varepsilon_t$	ND	ND
Shilling A.	$r_t - r_{t-1} = \varepsilon_t$	$r_t - r_{t-1} = \varepsilon_t$	Stationnaire autour d'un trend
Mark Fin.	$r_t - r_{t-1} = \varepsilon_t$	$r_t - r_{t-1} = \varepsilon_t$	$r_t - r_{t-1} = \varepsilon_t$
Livre Irl.	$r_t - r_{t-1} = \varepsilon_t$	$r_t - r_{t-1} = \varepsilon_t$	$r_t - r_{t-1} = \varepsilon_t$
Drachme.	Processus Stationnaire	Processus Stationnaire	$r_t - r_{t-1} = \varepsilon_t - 0.36\varepsilon_{t-1}$ (0.09)
C. Suédoise	ARMA(1,1) ou AR(1) Processus Stationnaire	Processus Stationnaire	Stationnaire autour d'un trend
C. Danoise	$r_t - r_{t-1} = \varepsilon_t$	Processus Stationnaire	ND
Livre Sterling	$r_t - r_{t-1} = \varepsilon_t$	$r_t - r_{t-1} = \varepsilon_t$	$r_t - r_{t-1} = \varepsilon_t$

Note: Ecarts type entre parenthèses

Tableau 5: Estimations des modèles de Perron (1997)

Séries	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
<i>Franc Français</i> : CPI WPI ULC	Rejet H0 Racine Unité Rejet H0	Rejet H0 Racine Unité Rejet H0	Rejet H0. Racine Unité Racine Unité
<i>Florin</i> : CPI WPI ULC	Racine Unité Rejet H0 Racine Unité	Racine Unité Rejet H0 Racine Unité	Racine Unité Rejet H0 Racine Unité
<i>Franc Belge</i> : CPI WPI ULC	Rejet H0 Rejet H0 Racine Unité	Rejet H0 Rejet H0 Rejet H0	Racine Unité Racine Unité Rejet H0
<i>Lire Italienne</i> : CPI WPI ULC	Rejet H0 Rejet H0 Racine Unité	Racine Unité Rejet H0 Racine Unité	Racine Unité Racine Unité Racine Unité
<i>Peseta</i> : CPI WPI ULC	Racine Unité Racine Unité Racine Unité	Racine Unité Racine Unité Racine Unité	Racine Unité Racine Unité Racine Unité
<i>Escudo</i> : CPI	Rejet H0	Racine Unité	Rejet H0
<i>Shilling Aut.</i> : CPI WPI ULC	Racine Unité Rejet H0 Racine Unité	Rejet H0 Rejet H0 Racine Unité	Rejet H0 Rejet H0 Racine Unité
<i>Mark Fin.</i> : CPI WPI ULC	Rejet H0 Rejet H0 Rejet H0	Rejet H0 Rejet H0 Rejet H0.	Rejet H0 Rejet H0 Rejet H0
<i>Livre Irl.</i> : CPI WPI ULC	Racine Unité Racine Unité Racine Unité	Racine Unité Racine Unité Racine Unité	Racine Unité Racine Unité Racine Unité
<i>Drachme</i> : CPI WPI ULC	Rejet H0 Rejet H0 Racine Unité	Rejet H0 Racine Unité Racine Unité	Racine Unité Racine Unité Racine Unité
<i>C. Suédoise</i> : CPI WPI ULC	Rejet H0 Rejet H0 Rejet H0	Racine Unité Rejet H0 Racine Unité	Racine Unité Racine Unité Racine Unité
<i>C Danoise</i> : CPI WPI	Racine Unité Racine Unité	Racine Unité Racine Unité	Racine Unité Racine Unité
<i>Livre Sterling</i> : CPI WPI ULC	Racine Unité Racine Unité Racine Unité	Racine Unité Racine Unité Racine Unité	Racine Unité Racine Unité Racine Unité

Tableau 6: Estimations des paramètres de différenciation fractionnaire pour les taux de change réels – Prix à la consommation –1973.I-1998.I

Monnaies	Estimation par Regression Spectrale			Estimation Semi-paramétrique Gaussienne		
	\tilde{d} (0.5)	\tilde{d} (0.525)	\tilde{d} (0.55)	\tilde{d} (0.5)	\tilde{d} (0.525)	\tilde{d} (0.55)
Franc Français	-0.756 (-2.575)**	-0.569 (-2.074)**	-0.523 (-2.028)**	-0.640 (-4.047)**	-0.570 (-3.781)**	-0.500 (-3.464)**
Florin	0.512 (1.747)*	0.506 (1.846)*	0.421 (1.631)*	0.350 (2.213)**	0.4900 (3.250)**	0.410 (2.840)**
Franc Belge	-0.142 (-0.484)	-0.160 (-0.583)	-0.184 (-0.711)	-0.100 (-0.632)	-0.080 (-0.531)	-0.080 (-0.554)
Lire Italienne	0.020 (0.069)	-0.028 (-0.103)	-0.053 (-0.208)	-0.020 (-0.126)	-0.030 (-0.199)	-0.040 (-0.277)
Peseta	-0.159 (-0.543)	-0.028 (-0.104)	0.405 (1.570)	-0.160 (-1.011)	-0.070 (-0.464)	0.040 (0.277)
Escudo	-0.354 (-1.205)	-0.214 (-0.781)	-0.153 (-0.593)	-0.310 (-1.961)*	-0.140 (-0.928)	0.010 (0.069)
Shilling Autrichien	0.064 (0.219)	0.123 (0.452)	0.064 (0.219)	0.0001 (0.0001)	0.060 (0.397)	0.040 (0.277)
Mark Finlandais	0.0815 (0.278)	0.290 (1.058)	0.379 (1.468)	0.010 (0.063)	0.140 (0.928)	0.270 (1.870)*
Livre Irlandaise	-0.069 (-0.236)	0.031 (0.113)	0.073 (0.283)	-0.010 (-0.063)	0.050 (0.331)	0.080 (0.554)
Drachme	-0.572 (-1.947)**	-0.432 (-1.576)	-0.411 (-1.591)	-0.230 (-1.454)	-0.140 (-0.928)	-0.090 (-0.623)
Couronne Suédoise	-0.362 (-1.234)	-0.190 (-0.694)	-0.146 (-0.565)	-0.450 (-2.846)**	-0.270 (-1.791)*	-0.130 (-0.900)
Couronne Danoise	0.0923 (0.315)	-0.058 (-0.212)	-0.179 (-0.694)	0.040 (0.252)	-0.130 (-0.862)	-0.220 (-1.524)
Livre Sterling	-0.260 (-0.886)	0.100 (0.367)	0.195 (0.757)	-0.180 (-1.138)	-0.080 (-0.531)	0.010 (0.069)

Notes: \tilde{d} (0.5), \tilde{d} (0.525) et \tilde{d} (0.55) donnent les valeurs estimées de \tilde{d} pour des tailles d'échantillon : $\nu = T^{0.5}$, $\nu = T^{0.525}$, $\nu = T^{0.55}$.

Les *t*-statistiques sont donnés entre parenthèses, et sont construits en posant la variance des termes d'erreur égale à $\frac{\pi^2}{6}$. ** et * indiquent le rejet de l'hypothèse nulle à 5% et 10 %.

Tableau 7: Estimations des paramètres de différenciation fractionnaire pour les taux de change réels – Prix de gros–1973.I-1998.I

Monnaies	Estimation par Regression Spectrale			Estimation Semi-paramétrique Gaussienne		
	\tilde{d} (0.5)	\tilde{d} (0.525)	\tilde{d} (0.55)	\tilde{d} (0.5)	\tilde{d} (0.525)	\tilde{d} (0.55)
Franc Français	0.180 (0.614)	0.141 (0.515)	0.316 (1.225)	-0.130 (-0.822)	-0.030 (-0.199)	0.170 (1.177)
Florin	-0.139 (-0.475)	-0.201 (-0.733)	-0.112 (-0.436)	-0.370 (-2.340)**	-0.340 (-2.255)**	-0.240 (-1.663)*
Franc Belge	-0.076 (-0.260)	-0.118 (-0.432)	-0.167 (-0.645)	-0.030 (-0.189)	-0.060 (-0.397)	-0.100 (-0.692)
Lire Italienne	-0.393 (-1.341)	-0.362 (-1.320)	-0.282 (-1.094)	-0.370 (-2.340)**	-0.320 (-2.122)**	-0.240 (-1.663)*
Peseta	-0.349 (-1.190)	-0.220 (-0.802)	0.006 (0.026)	-0.320 (-2.024)**	-0.220 (-1.459)	-0.110 (-0.762)
Escudo	ND					
Shilling Autrichien	0.039 (0.135)	0.129 (0.473)	0.208 (0.808)	-0.040 (-0.252)	0.020 (0.132)	0.090 (0.623)
Mark Finlandais	-0.082 (-0.280)	0.140 (0.510)	0.241 (0.937)	-0.080 (-0.505)	0.060 (0.397)	0.200 (1.385)
Livre Irlandaise	-0.249 (-0.849)	-0.099 (-0.362)	-0.143 (-0.556)	-0.290 (-1.834)*	-0.230 (-1.526)	-0.240 (-1.663)*
Drachme	-0.414 (-1.412)	-0.368 (-1.343)	-0.366 (-1.418)	-0.230 (-1.454)	-0.180 (-1.193)	-0.140 (-0.969)
Couronne Suédoise	-0.166 (-0.566)	-0.025 (-0.092)	-0.0201 (-0.078)	-0.350 (-2.213)**	-0.210 (-1.392)	-0.130 (-0.901)
Couronne Danoise	-0.406 (-1.384)	-0.434 (-1.584)	-0.447 (-1.733)*	-0.340 (-2.150)**	-0.360 (-2.387)**	-0.360 (-2.494)**
Livre Sterling	-0.250 (-0.852)	0.168 (0.613)	0.202 (0.784)	-0.320 (-2.024)**	-0.250 (-1.658)*	-0.180 (-1.247)

Notes: \tilde{d} (0.5), \tilde{d} (0.525) et \tilde{d} (0.55) donnent les valeurs estimées de \tilde{d} pour des tailles d'échantillon : $\nu = T^{0.5}$, $\nu = T^{0.525}$, $\nu = T^{0.55}$.

Les *t-statistiques* sont donnés entre parenthèses, et sont construits en posant la variance des termes d'erreur égale à $\frac{\pi^2}{6}$. ** et * indiquent le rejet de l'hypothèse nulle à 5% et 10 %.

Tableau 8: Estimations des paramètres de différenciation fractionnaire pour les taux de change réels – Coûts unitaires du travail –1973.I-1998.I

Monnaies	Estimation par Regression Spectrale			Estimation Semi-paramétrique Gaussienne		
	\tilde{d} (0.5)	\tilde{d} (0.525)	\tilde{d} (0.55)	\tilde{d} (0.5)	\tilde{d} (0.525)	\tilde{d} (0.55)
Franc Français	-0.472 (-1.607)*	-0.362 (-1.320)	-0.366 (-1.418)	-0.490 (-3.099)**	-0.430 (-2.852)**	-0.400 (-2.771)**
Florin	0.089 (0.306)	0.253 (0.923)	0.222 (0.862)	-0.040 (-0.253)	0.010 (0.066)	0.040 (0.277)
Franc Belge	-0.076 (-0.259)	-0.084 (-0.305)	-0.078 (-0.303)	-0.060 (-0.379)	-0.060 (-0.398)	-0.020 (-0.138)
Lire Italienne	-0.191 (-0.651)	-0.183 (-0.668)	-0.295 (-1.144)	-0.290 (-1.834)*	-0.230 (-1.526)	-0.340 (-2.355)**
Peseta	-0.245 (-0.837)	-0.207 (-0.753)	-0.099 (-0.385)	-0.270 (-1.708)*	-0.210 (-1.393)	-0.130 (-0.900)
Escudo	ND					
Shilling Autrichien	0.015 (0.051)	0.068 (0.248)	-0.007 (-0.030)	-0.060 (-0.379)	0.100 (0.663)	0.020 (0.138)
Mark Finlandais	0.003 (0.011)	0.136 (0.498)	0.300 (1.164)	-0.140 (-0.885)	0.020 (0.132)	0.200 (1.386)
Livre Irlandaise	-0.054 (-0.185)	0.116 (0.425)	0.024 (0.096)	0.050 (0.316)	0.130 (0.862)	-0.040 (-0.277)
Drachme	-0.062 (-0.212)	-0.036 (-0.133)	-0.084 (-0.327)	-0.030 (-0.189)	0.010 (0.066)	-0.020 (-0.138)
Couronne Suédoise	-0.327 (-1.115)	-0.148 (-0.542)	-0.076 (-0.295)	-0.380 (-2.403)**	-0.220 (-1.459)	-0.070 (-0.485)
Couronne Danoise	ND					
Livre Sterling	-0.093 (-0.316)	0.027 (0.098)	0.102 (0.397)	-0.130 (-0.822)	-0.040 (-0.265)	0.050 (0.346)

Notes: \tilde{d} (0.5), \tilde{d} (0.525) et \tilde{d} (0.55) donnent les valeurs estimées de \tilde{d} pour des tailles d'échantillon : $\nu = T^{0.5}$, $\nu = T^{0.525}$, $\nu = T^{0.55}$.

Les *t-statistiques* sont donnés entre parenthèses, et sont construits en posant la variance des termes d'erreur égale à $\frac{\pi^2}{6}$. ** et * indiquent le rejet de l'hypothèse nulle à 5% et 10 %.