

**UN MODÈLE A PRIME DE RISQUE  
POUR EXPLIQUER L'ÉVOLUTION  
DES TAUX DE CHANGE YEN ET DM CONTRE DOLLAR**

**Mitsuhiro Fukao**

**TABLE DES MATIÈRES**

Introduction . . . . .	94
I. Evolution des taux de change réels yen/dollar et DM/dollar . . . . .	94
II. Le modèle à prime de risque . . . . .	100
III. Détail des spécifications et résultats des estimations . . . . .	105
Conclusions . . . . .	115
Bibliographie . . . . .	120

---

L'auteur appartient a la Division des politiques monétaires et budgétaires du Département des affaires économiques et statistiques. Isabelle Wanner lui a apporté une aide inestimable dans ses travaux. L'auteur tient également a remercier Jeffrey Shafer et Andrew Dean, dont les commentaires lui ont été très utiles.

---

## INTRODUCTION

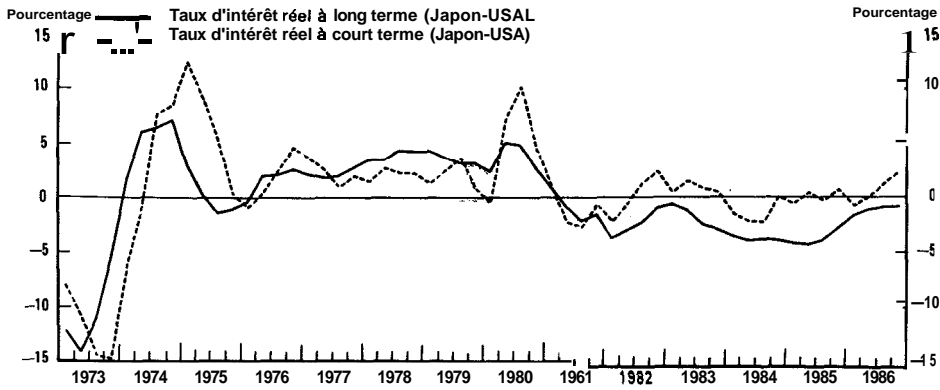
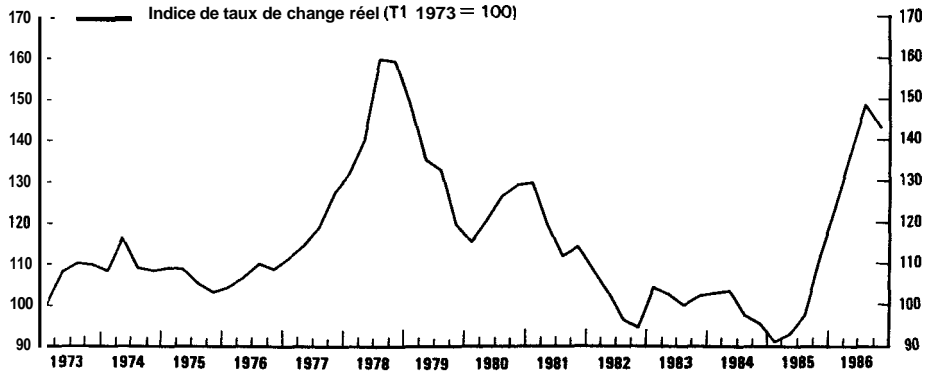
Le taux de change est une des variables économiques les plus importantes, mais il s'est avéré difficile d'en expliquer les fluctuations par les méthodes économétriques<sup>1</sup>. Dans la plupart des modèles théoriques, le taux de change réel est déterminé par les écarts de taux d'intérêt réels, le solde de la balance des paiements et d'autres variables qui influent sur les anticipations du marché. Une des difficultés que pose le passage des modèles théoriques à l'estimation économétrique tient apparemment au fait que le poids relatif des divers déterminants du taux de change se modifie au fil du temps. A la fin des années 70, la forte appréciation du yen et du DM par rapport au dollar des Etats-Unis a été imputée à l'excédent courant du Japon et de l'Allemagne. Cependant, entre le début et le milieu des années 80, le dollar s'est régulièrement apprécié par rapport au yen, alors que l'excédent courant du Japon ne cessait d'augmenter : cette évolution est souvent imputée à l'importance de l'écart de taux d'intérêt réels en faveur des Etats-Unis.

Le présent article s'efforce d'expliquer les fluctuations du taux de change en tenant compte des facteurs qui pourraient avoir contribué à ce rééquilibrage apparent des divers déterminants du taux de change. La première partie retrace l'évolution des taux de change réels yen/dollar et DM/dollar, ainsi que de leurs déterminants présumés. La seconde partie présente un modèle simple d'équilibre de portefeuille, comportant un terme directement représentatif de la prime de risque et des paramètres qui varient sous l'effet de l'évolution structurelle du marché des changes. La troisième partie fournit les résultats des estimations. Dans la dernière partie sont présentés un résumé de l'article et quelques implications pour la politique économique.

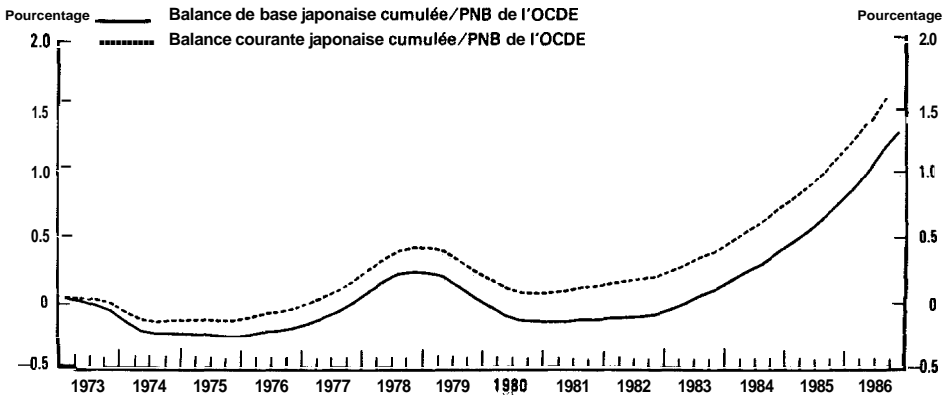
### 1. ÉVOLUTION DES TAUX DE CHANGE RÉELS YEN/DOLLAR ET DM/DOLLAR

Les graphiques A et B retracent l'évolution des taux de change réels yen/dollar et DM/dollar ainsi que de leurs déterminants présumés depuis le début de la période

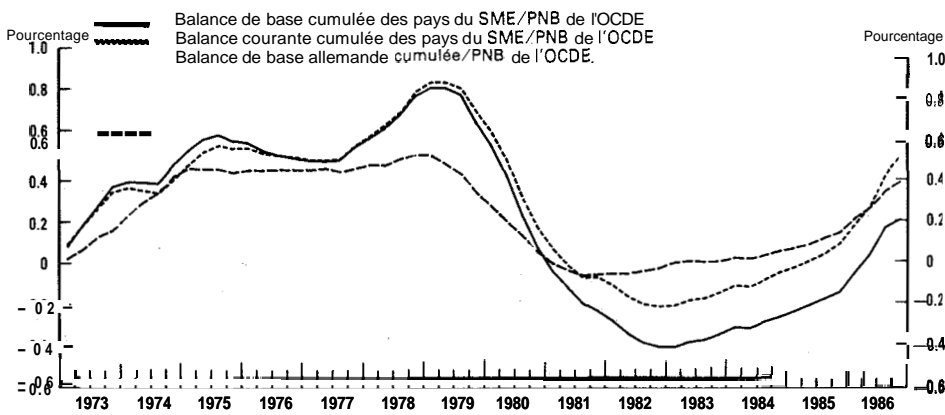
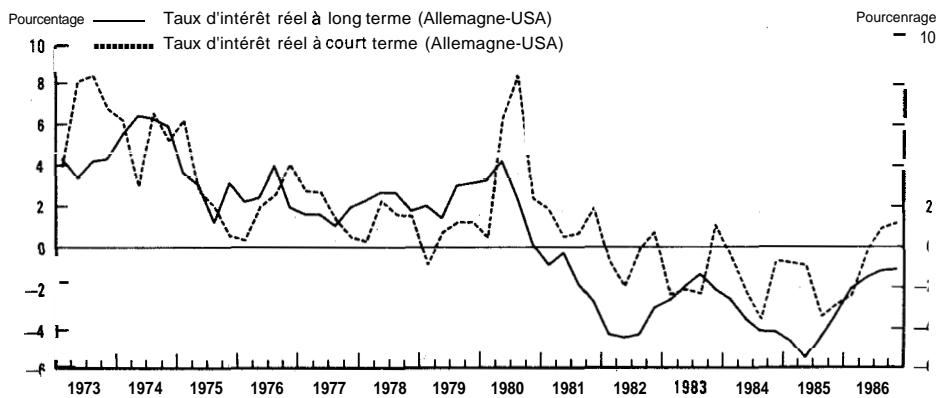
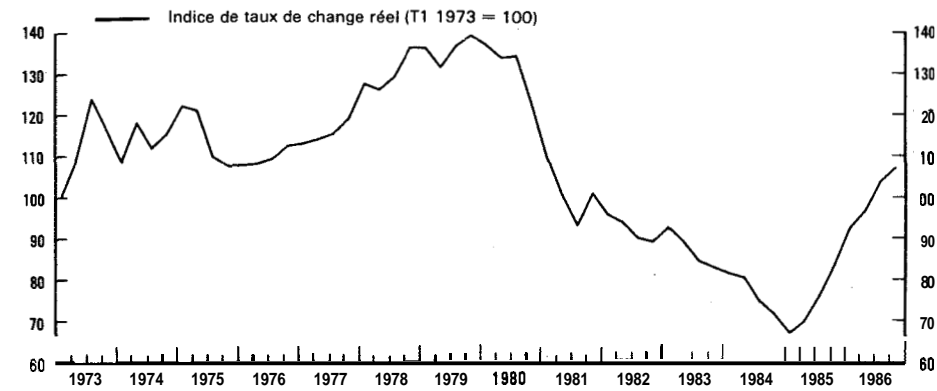
GRAPHIQUE A  
**LE TAUX DE CHANGE RÉEL YEN-DOLLAR  
 ET SES DÉTERMINANTS PRÉSUMÉS**



5



GRAPHIQUE B  
**LE TAUX DE CHANGE RÉEL DM-DOLLAR  
 ET SES DÉTERMINANTS PRÉSUMÉS**



Notes relatives aux graphiques A et B

Taux de change réels: Les moyennes trimestrielles des taux de change nominaux yen-dollar et DM-dollar ont été ajustées au moyen des déflateurs du PNB/PIB des États-Unis, du Japon et de l'Allemagne.

Différentiel de taux d'intérêt réels: L'ajustement des taux d'intérêt nominaux par les taux d'inflation *ex post* du pays considéré donne les taux d'intérêt réels d'où l'on déduit, pour le Japon et l'Allemagne, les différentiels avec les États-Unis.

Taux à court terme : États-Unis : bons du Trésor à 3 mois; Japon : argent au jour le jour; Allemagne : taux interbancaire à 3 mois.

Taux à long terme : États-Unis : taux des obligations cotées AAA; Japon : obligations émises par la NTT; Allemagne : obligations émises par le secteur public.

Taux d'inflation *ex post* applicable au taux d'intérêt à court terme :

$$100 \times \left[ (P_{t+2}/P_{t-1})^{4/3} - 1 \right]$$

Taux d'inflation *ex post* applicable au taux d'intérêt à long terme :

$$100 \times \left[ (P_{t+4}/P_t) - 1 \right]$$

$P_t$  = Déflateur du PNB/PIB au trimestre  $t$ .

Le calcul du taux d'inflation *ex post* à court terme revient à faire une moyenne mobile sur 3 trimestres du taux d'inflation du trimestre suivant. Les prévisions de l'OCDE sont utilisées pour la période récente.

Balance courante cumulée: Les balances courantes ont été cumulées à partir du 1<sup>er</sup> trimestre 1973 et divisées par le PNB de la zone OCDE. Pour le SME, les données retenues se limitent à l'Allemagne, la France, l'Italie, les Pays-Bas et la Belgique.

Balance de base cumulée : Il s'agit des sommes des balances courantes et des **balances d'investissements directs** cumulées à partir du 1<sup>er</sup> trimestre 1973 et divisées par le PNB de la zone OCDE. La définition des pays du SME est identique à celle indiquée ci-dessus. Les **balances d'investissements directs des Pays-Bas** et de la Belgique ont été contraintes à zéro en raison de difficultés d'ordre statistique.

actuelle de flottement des taux de change, c'est-à-dire depuis **1973**. Les taux de change réels sont calculés au moyen de l'indice implicite des prix du PNB/PIB. Les écarts de taux d'intérêt réels sont estimés sur la base du rythme d'accroissement *ex post* de l'indice implicite des prix du PNB/PIB et indiquent le rendement relatif des instruments financiers libellés en yen, DM et dollar dans leur monnaie respective. Le solde cumulé de la balance courante et de la balance de base au sens étroit (balance courante plus solde des investissements directs) représente les pressions qu'exercent les déséquilibres de balance des paiements cumulés depuis **1973** sur la composition des portefeuilles. Pour le couple DM/dollar, le graphique présente, en plus de la balance de base de l'Allemagne, le solde cumulé des pays du SME. En effet, les taux de change réels entre monnaies des pays du SME ont été relativement stables par rapport au taux de change réel yen/dollar ou DM/dollar, de sorte que l'on peut regarder cette région comme une zone DM.

Jusqu'au début des années 80, on observe une assez bonne corrélation entre le solde cumulé des balances de base ou des balances courantes et le taux de change réel du Japon et de l'Allemagne. La forte appréciation du yen en **1978** et sa dépréciation l'année suivante correspondent aux fluctuations des soldes cumulés.

La période de vigueur du DM, de **1978 à 1980**, coïncide elle aussi avec un point haut dans les soldes cumulés des pays du SME, ces derniers présentant une plus forte corrélation avec le taux de change réel DM/dollar que la balance de base de l'Allemagne.

Il semble toutefois que cette corrélation présente une rupture à partir de **1981**. Depuis cette date l'excédent du Japon n'a cessé d'augmenter rapidement, alors que le yen est resté faible jusqu'au milieu de **1985**. Par contre, le DM a continué de se déprécier alors que le solde cumulé de la balance de base restait stable. Pendant la première moitié des années **80**, l'écart de taux d'intérêt réels à long terme présentait une forte corrélation avec le taux de change réel, mais cette corrélation était moins marquée pour les taux à court terme. Enfin, au cours de la période la plus récente, la forte appréciation du yen et du DM correspond à un retournement des écarts de taux d'intérêt réels à long terme et à un solde durablement excédentaire des balances courantes ou des balances de base.

Ces observations sont confirmées par les coefficients de corrélation obtenus entre les taux de change réels et leurs déterminants présumés, coefficients qui sont présentés dans le tableau **1**. Les calculs portent sur deux périodes : **1973 à 1980**, et **1981 à 1986**. Dans le cas du taux de change yen contre dollar, le coefficient de corrélation avec le taux d'intérêt réel à long terme est passé de 0.42 pour la première

Tableau 1. Corrélation entre le taux de change et ses déterminants présumés

	Taux de change réel yen-dollar	
	1973T1-1980T4	1981T1-1986T4
Ecart de taux d'intérêt réels à long terme entre le Japon et les Etats-Unis	0.42	0.66
Ecart de taux d'intérêt réels à court terme entre le Japon et les Etats-Unis	0.18	0.17
Solde cumulé de la balance courante japonaise/PNB de la zone de l'OCDE	0.89	0.52
Solde cumulé de la balance de base japonaise/PNB de la zone de l'OCDE	0.82	0.54
	Taux de change réel DM/dollar	
	1973T1-1980T4	1981T1-1986T4
Ecart de taux d'intérêt réels à long terme entre l'Allemagne et les Etats-Unis	-0.20	0.71
Ecart de taux d'intérêt réels à court terme entre l'Allemagne et les Etats-Unis	-0.20	0.56
Solde cumulé des balances courantes des pays du SME/PNB de la zone de l'OCDE	0.59	0.42
Solde cumulé des balances de base des pays du SME/PNB de la zone de l'OCDE	0.46	0.52
Solde cumulé de la balance de base de l'Allemagne/PNB de la zone de l'OCDE	0.12	0.18

a1 Pour de plus amples détails sur les données, se reporter aux notes aux graphiques A et B.

période, à 0.66 pour la seconde. Pour sa part, le coefficient de corrélation avec les taux courts est resté faible. En revanche, le coefficient de corrélation avec le solde cumulé de la balance courante est tombé de 0.89 à 0.52 entre les deux périodes, et celui de la balance de base a marqué un recul similaire. Pour ce qui est du taux de change réel DM contre dollar, la corrélation avec l'écart de taux d'intérêt réels était négative au cours de la première période, alors qu'elle est devenue nettement positive au cours de la seconde, en particulier pour les taux longs. Si le coefficient de corrélation avec le solde cumulé de la balance courante des pays du SME a diminué, celui de la balance de base a légèrement augmenté, tous deux étant supérieurs au coefficient de la balance de base de l'Allemagne pour les deux périodes. On notera ici que le coefficient de corrélation indique simplement le caractère plus ou moins étroit qui existe dans la relation entre la direction des fluctuations observées.

Ces chiffres semblent indiquer une modification dans l'importance relative du facteur balance des paiements et du facteur taux d'intérêt réel. Au cours de la première période, c'était le facteur balance des paiements qui jouait un rôle dominant alors que, pendant la seconde, l'écart de taux d'intérêt réels à long terme a pris une importance croissante,

Cette modification dans l'importance relative des déterminants du taux de change s'explique peut-être par l'internationalisation croissante des marchés de capitaux. Les années 70 et 80 ont été marquées par un important mouvement de déréglementation des contrôles des changes qui s'est accompagné d'une multiplication rapide des opérations financières internationales<sup>2</sup>. Les marchés des changes en sont devenus plus étoffés. Grâce au nombre accru d'intervenants et d'opérations, ces marchés ont été en mesure de supporter les fortes pressions sur la composition des portefeuilles découlant des déséquilibres de balance des paiements sans que cela entraîne d'amples fluctuations des taux de change. Par ailleurs, comme le marché devenait plus large, on pouvait s'attendre à ce que les écarts de taux d'intérêt réels influent davantage sur le taux de change, étant donné que les anticipations des investisseurs sont censées être rationnelles. Or, si la balance de base a moins d'effet sur le taux de change, un déficit de celle-ci ne peut entraîner aucun ajustement de taux de change en cas de surévaluation découlant d'un accroissement du taux d'intérêt réel intérieur. Plus s'amenuise l'effet de la balance de base, plus forte doit être l'appréciation de la monnaie nationale en termes réels pour susciter l'anticipation d'une dépréciation future suffisante pour compenser l'écart de taux d'intérêt réels entre les actifs nationaux et étrangers. En conséquence, à mesure que s'intensifie l'internationalisation des marchés financiers, l'effet relatif de l'écart de taux d'intérêt réels prend de l'importance, alors que celui de la balance de base devient moins marqué.

## II. LE MODÈLE A PRIME DE RISQUE

Pour expliquer l'évolution passée des taux de change réels yen/dollar et DM/dollar, on a mis au point un modèle de taux de change qui tient explicitement compte des pressions que les déséquilibres de balance de paiements font peser sur la composition des portefeuilles; c'est ce modèle qui est décrit dans la présente section. Supposons que le monde se divise en trois zones monétaires, à savoir la zone yen, la zone DM et la zone dollar. Supposons, en outre, que la fonction de consommation des investisseurs est telle que ceux-ci considèrent leur propre monnaie comme exempte de risque et les autres comme présentant un risque, et que leur comportement s'inscrit dans le cadre de l'analyse simple de la moyenne et de la variance.

Si l'on considère les investisseurs japonais, on peut exprimer de la manière suivante leur demande d'actifs financiers libellés en DM et en dollars<sup>3</sup> :

$$\begin{bmatrix} X_2^j \\ X_3^j \end{bmatrix} = c^j (M^j)^{-1} \begin{bmatrix} \beta_2^j \\ \beta_3^j \end{bmatrix} \quad [1]$$

Dans ce cas, l'exposant  $j$  représente le Japon, et les indices 2 et 3 correspondent respectivement au DM et au dollar. Les variables se définissent de la manière suivante :

- $X_2^j$  = demande d'actifs libellés en DM des investisseurs japonais
- $X_3^j$  = demande d'actifs libellés en dollars des investisseurs japonais
- $c^j$  = coefficient positif lié à l'aversion pour le risque et au patrimoine des investisseurs japonais
- $M^f$  = matrice des variances-covariances attendues des taux de change réels futurs DM/yen et dollar/yen
- $\beta_2^j$  = différence entre le rendement attendu des actifs libellés en DM et celui des actifs libellés en yen
- $\beta_3^j$  = différence entre le rendement attendu des actifs libellés en dollars et celui des actifs libellés en yen.

On peut définir de la même manière les fonctions de demande d'actifs libellés en monnaie étrangère pour les investisseurs allemands et américains. Dans le cas des investisseurs allemands, ce sera la suivante :



$$\begin{bmatrix} X_1^g \\ X_3^g \end{bmatrix} = c^g (M^g)^{-1} \begin{bmatrix} \beta_1^g \\ \beta_3^g \end{bmatrix} \quad [2]$$

Dans ce cas, l'exposant  $g$  représente l'Allemagne et les indices 1 et 3 correspondent respectivement au yen et au dollar, les variables se définissant de la manière suivante :

- $X_1^g, X_3^g$  = demande d'actifs libellés en yen et en dollars des investisseurs allemands
- $c^g$  = coefficient positif lié à l'aversion pour le risque et au patrimoine des investisseurs allemands
- $M^g$  = matrice des variances-covariances attendues des taux de change réels futurs yen/DM et dollar/DM
- $\beta_1^g$  = différence entre le rendement attendu des actifs libellés en yen et celui des actifs libellés en DM
- $\beta_3^g$  = différence entre le rendement attendu des actifs libellés en dollars et celui des actifs libellés en DM.

Et pour les investisseurs américains, on a l'équation symétrique ci-après :

$$\begin{bmatrix} X_1^u \\ X_2^u \end{bmatrix} = c^u (M^u)^{-1} \begin{bmatrix} \beta_1^u \\ \beta_2^u \end{bmatrix} \quad [3]$$

où l'exposant  $u$  correspond aux Etats-Unis, les variables étant définies comme ci-avant.

En situation d'équilibre, ces fonctions de demande d'actifs étrangers satisfont aux conditions d'équilibrage du marché. Dans un monde composé de trois zones monétaires, la somme des positions extérieures nettes des trois catégories d'investisseurs doit être nulle pour chaque monnaie. On a donc :

$$\begin{aligned} X_1^j + X_1^g + X_1^u &= 0 \\ X_2^j + X_2^g + X_2^u &= 0 \\ X_3^j + X_3^g + X_3^u &= 0 \end{aligned} \quad [4]$$

où  $X_1^j$  est le montant net des actifs extérieurs libellés en yen détenus par les investisseurs japonais<sup>4</sup>. Celui-ci est déterminé par la contrainte de patrimoine suivante imposée aux investisseurs japonais, laquelle inclut la demande d'actifs libellés en DM et en dollar, à savoir  $X_2^j$  et  $X_3^j$  de l'équation [1] :

$$X_1^j + X_2^j + X_3^j = B^j \quad [5]$$

où  $B^j$  est le total des actifs financiers extérieurs du Japon, tel qu'il ressort du solde cumulé des flux financiers passés. Dans l'équation [4],  $X_2^g$  et  $X_3^u$  sont, respectivement, le solde des actifs extérieurs libellés en DM détenus par l'Allemagne et le solde des actifs extérieurs libellés en dollar détenus par les Etats-Unis, et ils sont obtenus de la même manière au moyen de la contrainte de patrimoine et de la demande d'actifs étrangers fournies, respectivement, dans les équations [2] et [3].

$$X_1^g + X_2^g + X_3^g = B^g \quad [6]$$

$$X_1^u + X_2^u + X_3^u = B^u \quad [7]$$

Si les anticipations sont identiques pour les investisseurs de toutes les nationalités, les écarts de taux de rendement attendus satisferont aux identités suivantes :

$$\begin{aligned} \beta_2^j &= \beta_2^u - \beta_1^u \\ \beta_3^j &= -\beta_1^u \\ \beta_1^g &= \beta_1^u - \beta_2^u \\ \beta_3^g &= -\beta_2^u \end{aligned} \quad [8]$$

C'est-à-dire que, sur six écarts de taux de rendement possibles, deux seulement sont indépendants. De même, on peut montrer que les trois matrices de variances-covariances vérifient les relations suivantes (voir Fukao, M., 1983).

$$\begin{aligned} M^j &= H_1 M^u H_1^t \\ M^g &= H_2 M^u H_2^t \end{aligned} \quad [9]$$

où  $H_1$  et  $H_2$  correspondent aux matrices suivantes de dimension 2 x 2 :

$$H_1 = \begin{vmatrix} & \\ & \end{vmatrix} \quad H_2 = \begin{vmatrix} 1 & -1 \\ 0 & -1 \end{vmatrix}$$

Cela tient au fait que, lorsqu'on a trois monnaies, il n'existe que deux taux de change réels indépendants. De plus, si les anticipations sont les mêmes pour tous, trois matrices de variances-covariances ne font qu'exprimer la même incertitude de trois points de vue différents. A partir des équations [8] et [9], on peut réécrire les fonctions de demande d'actifs du Japon et de l'Allemagne (équations [1] et [2]) à l'aide des variables  $\beta_1^u$ ,  $\beta_2^u$  et  $M^u$  qui représentent toutes le point de vue américain

– c'est-à-dire, en fonction de l'écart de taux de rendement et de l'incertitude de taux de change vis-à-vis du dollar.

Des trois conditions d'équilibrage du marché correspondant à l'équation [4], deux seulement sont indépendantes en raison de la loi de Walras. En remplaçant les fonctions de demande d'actifs par leur nouvelle forme réécrite en fonction de  $\beta_1^u, \beta_2^u$ , et  $M^u$  dans les deux premières équations de [4], on obtient, après quelques calculs, les écarts de taux de rendement qui assurent l'équilibre (voir Fukao, M., 1983).

$$\begin{bmatrix} \beta_1^u \\ \beta_2^u \end{bmatrix} = - \frac{1}{c} M^u \begin{bmatrix} B^j \\ B^g \end{bmatrix} \quad [10]$$

où  $c (> 0)$  est la somme de  $c^j, c^g, c^u$ . Ces écarts de taux de rendement peuvent être regardés comme les primes de risque rendues nécessaires par les pressions que les déséquilibres cumulés de balance des paiements,  $B^j$  et  $B^g$ , font peser sur la composition des portefeuilles.

Les écarts de taux de rendement sont fonction des déséquilibres cumulés ainsi que de la matrice des variances-covariances des taux de change futurs réels. Le degré d'aversion pour le risque et le patrimoine des trois pays influent sur la valeur du paramètre  $c$ .

Pour obtenir les équations du taux de change réel à partir de ces équations des écarts attendus des taux de rendement, on suppose que les anticipations concernant l'évolution future des taux de change sont fondées sur leur évolution passée. On peut alors exprimer  $\beta_1^u$  et  $\beta_2^u$  de la manière suivante :

$$\begin{bmatrix} \beta_1^u \\ \beta_2^u \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} r^j - r^u \\ r^g - r^u \end{bmatrix} + \frac{1}{b} \begin{bmatrix} g_1^3 - e_1^3 \\ g_2^3 - e_2^3 \end{bmatrix} \quad [11]$$

où

$r^j, r^g, r^u$  = taux d'intérêt réel au Japon, en Allemagne et aux Etats-Unis, respectivement, tel qu'il ressort du taux nominal servi sur les actifs libellés en monnaie nationale déduction faite du taux national d'inflation.

$g_1^3, g_2^3$  = logarithme du niveau d'équilibre attendu du taux de change réel à long terme du yen et du DM par rapport au dollar (prix en dollar d'une unité de ces monnaies)

$e_1^3, e_2^3$  = logarithme de la valeur courante du taux de change réel du yen et du DM par rapport au dollar

$b$  = coefficient positif représentant la période au cours de laquelle les taux de change réels sont supposés converger vers leur niveau d'équilibre à long terme.

Au moyen des équations [10] et [11], on peut déterminer l'équation du taux de change réel, puis l'estimer.

$$\begin{bmatrix} e_1^3 \\ e_2^3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} g_1^3 \\ g_2^3 \end{bmatrix} + b \begin{bmatrix} r^j - r^u \\ r^g - r^u \end{bmatrix} + (b/c)M^u \begin{bmatrix} B^j \\ B^g \end{bmatrix} \quad [12]$$

Dans cette équation, les taux de change réels yen/dollar ( $e_1^3$ ) et DM/dollar ( $e_2^3$ ) sont déterminés par le niveau d'équilibre des taux de change réels ( $g_1^3, g_2^3$ ), par les écarts bilatéraux de taux d'intérêt réels ( $r^j - r^u, r^g - r^u$ ), et par le montant des actifs financiers extérieurs ( $B^j, B^g$ ). Ce dernier terme représente la pression de la prime de risque sur le marché des changes. Contrairement à ce qui se passe dans le cas d'un modèle à deux pays, la situation du troisième pays a ici une incidence. En effet, sauf si la matrice des covariances,  $M^u$ , est une matrice diagonale (c'est-à-dire qu'il n'y a aucune corrélation entre les taux de change yen/dollar et DM/dollar), la position extérieure et de l'Allemagne et du Japon influe sur les deux taux de change réels indépendants.

L'équation ci-dessus ressort de l'hypothèse assez arbitraire que les anticipations sont fondées sur l'évolution passée. Celle-ci présente toutefois un avantage par rapport à d'autres possibilités ad hoc, en ce sens qu'elle est compatible avec la théorie des anticipations rationnelles pour des horizons temporels éloignés. Lorsque le taux de change réel courant est supérieur à son niveau d'équilibre ( $e_1^3 > g_1^3$  ou  $e_2^3 > g_2^3$ ), le pays dont la monnaie est surévaluée tend à avoir une balance courante déficitaire, ce qui l'incite à réduire ses avoirs extérieurs. Or, comme les éléments situés sur la diagonale de  $M^u$  sont positifs, toute réduction des avoirs extérieurs entraîne une baisse du taux de change réel. L'anticipation selon laquelle les taux de change réels doivent converger vers leur niveau d'équilibre sera donc vérifiée sur longue période.

Le point de savoir si cette hypothèse est compatible avec la théorie des anticipations rationnelles sur courte période dépend des éléments dynamiques incorporés dans le système macro-économique à trois pays, lesquels ne sont pas spécifiés ici. Il ne semble pas que les taux de change suivent d'eux-mêmes une évolution systématiquement compatible avec celle d'une série mixte, ce qui serait nécessaire pour que les anticipations soient rationnelles, mais le profil chronologique des taux de change est suffisamment instable pour qu'aucune spécification simple

des anticipations ne corresponde à des anticipations rationnelles sur une longue période de temps. Mais ce qui est peut-être plus important, c'est que les enquêtes montrent que, dans la pratique, les participants au marché incorporent largement l'évolution passée dans leurs anticipations<sup>5</sup>.

Comme on l'a vu dans la première partie, l'effet relatif de la prime de risque perd de l'importance à mesure que s'intensifie l'internationalisation des marchés financiers. Pour reprendre les termes de l'équation [12], cela veut dire que le coefficient  $c$  augmente à mesure que s'accroît le nombre d'investisseurs détenant des actifs étrangers ; le patrimoine investi en portefeuilles diversifiés à l'échelon international augmente, ce qui réduit l'effet de la prime de risque. Dans le même temps, cette importance décroissante de la prime de risque influe sur la formation des anticipations concernant l'évolution future du taux de change réel. A mesure que s'atténue l'effet correctif des pressions venant de la balance des paiements, le déséquilibre du taux de change devient plus durable, c'est-à-dire que le coefficient  $b$  augmente, d'où une diminution de l'incidence des anticipations fondées sur l'évolution passée. Au total,  $c$  augmente et  $b$  aussi, mais le rapport  $b/c$  diminue car l'accroissement de  $c$  étant l'effet dominant, il doit être plus important que celui de  $b$ , effet secondaire<sup>6</sup>.

### III. DÉTAIL DES SPÉCIFICATIONS ET RÉSULTATS DES ESTIMATIONS

#### A. Spécifications utilisées pour l'estimation

L'équation de taux de change [12] a été estimée à l'aide de données couvrant la période comprise entre le début de 1973 et la fin de 1986. Pour la variable dépendante, on a utilisé le logarithme des taux de change réels yen/dollar et DM/dollar corrigés de l'indice implicite des prix du PNB/PIB<sup>7</sup>. Pour représenter les écarts de taux d'intérêt réels, on a retenu les taux à long terme qui présentent une meilleure corrélation avec les taux de change réels, comme le montre le tableau 1. Pour le taux d'inflation anticipé, on a utilisé le taux de l'année précédente ainsi que le taux annuel *ex post* (ce qui implique une prévision parfaite ; pour plus de détails, voir les notes aux graphiques A et B).

Pour représenter la prime de risque, on a testé trois variables :

- i)* le solde cumulé de la balance courante déduction faite des réserves ;
- ii)* le solde cumulé de la balance courante ;
- iii)* le solde cumulé de la balance courante plus le solde cumulé des investissements directs.

Si l'on considère que l'intervention des autorités monétaires est un facteur exogène pour le marché des changes, il faut faire abstraction de la part des pressions sur le portefeuille qui est à la charge de ces autorités. Ne disposant pas de données plus précises concernant ces interventions, nous avons testé un mode de correction très approximatif en déduisant les réserves du Japon et de l'Allemagne du solde cumulé de leurs balances courantes respectives<sup>5</sup>.

Dans la pratique, l'intervention des pouvoirs publics influe sur le taux de change en modifiant l'offre d'actifs libellés en différentes monnaies, mais les fluctuations du taux de change se répercutent également sur le degré d'intervention. Lorsque ce second effet est très marqué, il n'est pas possible de mesurer l'incidence de l'intervention sur le taux de change à l'aide des équations estimées<sup>9</sup>. Etant donné que les réserves présentent souvent une très forte corrélation avec le taux de change du fait des politiques d'intervention à contre-courant, on ne les a pas utilisées comme variables indépendantes pour mesurer directement les effets de l'intervention<sup>10</sup>.

Par ailleurs, dans certaines circonstances, il est possible de faire abstraction de l'intervention des pouvoirs publics dans l'estimation des équations de taux de change. Considérons les cas suivants :

- i)* Les autorités supportent une part constante des pressions que les déséquilibres de balance des paiements font peser sur la composition des portefeuilles ;
- ii)* Le secteur privé estime que les réserves détenues par les autorités monétaires sont, en fait, ses avoirs (hypothèse de Ricardo).

Dans le premier cas, le rapport entre avoirs et engagements des pouvoirs publics est toujours identique à celui du secteur privé. Dans le second, le secteur privé tient compte de la composition du portefeuille des autorités dans ses décisions d'investissement. Il est alors possible d'utiliser pour l'estimation la seconde et la troisième définitions de la prime de risque – solde cumulé de la balance courante ou solde cumulé de la balance courante et des investissements directs.

Autre problème de caractère conceptuel : les balances courantes sont souvent utilisées pour mesurer les pressions sur la composition des portefeuilles. Or, comme seule la position financière extérieure intervient dans la détermination de la prime de risque, il faut apporter une correction en déduisant de la balance courante les actifs non-financiers<sup>1</sup>. Bien que le solde des investissements directs tel qu'il ressort des statistiques de la balance des paiements ne corresponde pas exactement aux modifications des avoirs extérieurs non-financiers en termes réels, nous avons défini la balance de base comme étant la somme de la balance courante et du solde des investissements directs, de manière à rendre approximativement compte de

l'évolution des avoirs financiers extérieurs dans la réalité. Les variables représentatives de la prime de risque étant exprimées en termes nominaux, elles ont été rapportées au PNB nominal de la zone de l'OCDE pour en assurer la normalisation.

Pour ce qui est de la matrice des variances-covariances,  $M^u$ , on a utilisé la matrice des variances-covariances des fluctuations des taux de change réels sur la totalité de la période étudiée, les autres Spécifications s'étant avérées moins satisfaisantes<sup>2</sup>.

Enfin, il nous fallait un indicateur de la libéralisation des marchés financiers pour rendre compte de l'évolution des paramètres  $b$  et  $c$ . En théorie, cet indicateur devrait représenter l'ampleur du patrimoine des investisseurs, qui pratiquent une politique active d'arbitrage de leurs avoirs à l'étranger non couverts pour le risque de change en fonction des variations des écarts de rendement attendus. A cet effet, on a calculé un indice d'ouverture des marchés financiers dont l'année de base est 1982 en regroupant les valeurs moyennes de l'actif et du passif extérieurs bruts rapportées au PNB/PIB des quatre grands pays pour lesquels on dispose de données (Etats-Unis, Japon, Allemagne et Royaume-Uni) :

$$I_f = \sum_{i=1}^4 w_i \frac{A_i + L_i}{Y_i} \quad (1973T1 = 1.0)$$

- $I_f$  = indice d'ouverture de marchés financiers
- $w_i$  = part du PNB/PIB du pays  $i$  dans le PNB/PIB total de 1982
- $A_i$  = actif extérieur brut du pays  $i$
- $L_i$  = passif extérieur brut du pays  $i$
- $Y_i$  = PNB ou PIB du pays  $i$ .

Comme le montre le graphique C, l'indice correspond essentiellement à une tendance qui est égale à l'unité au premier trimestre de 1973 et à 1.96 au quatrième trimestre 1986. Comme on l'a expliqué à la fin de la partie précédente, l'effet de la prime de risque diminue et celui de l'écart de taux d'intérêt réels augmente à mesure que le marché des changes s'agrandit. Lors de l'estimation, les écarts de taux d'intérêt réels ont été multipliés et les variables représentatives de la prime de risque divisées par cet indice.

Les équations estimées, qui incorporent les spécifications détaillées mentionnées ci-dessus, se présentent sous la forme suivante :

$$e_1^3 = a_0 + a_1 * I_f * (r^j - r^u) + a_2 * (M_{11}^u * B^j + M_{12}^u * B^g) / (Y * I_f) + \epsilon_1$$

$$e_2^3 = b_0 + b_1 * I_f * (r^g - r^u) + b_2 * (M_{21}^u * B^j + M_{22}^u * B^g) / (Y * I_f) + \epsilon_2$$

où

$e_1^3, e_2^3$  = logarithme des taux de change réels yen/dollar et DM/dollar

$a_i, b_i$  = paramètres estimés

$l_f$  = indice d'ouverture des marchés financiers

$r^j, r^g, r^u$  = taux d'intérêt réels à long terme au Japon, en Allemagne et aux Etats-Unis

$M_{ij}^u$  = matrice des variances-covariances

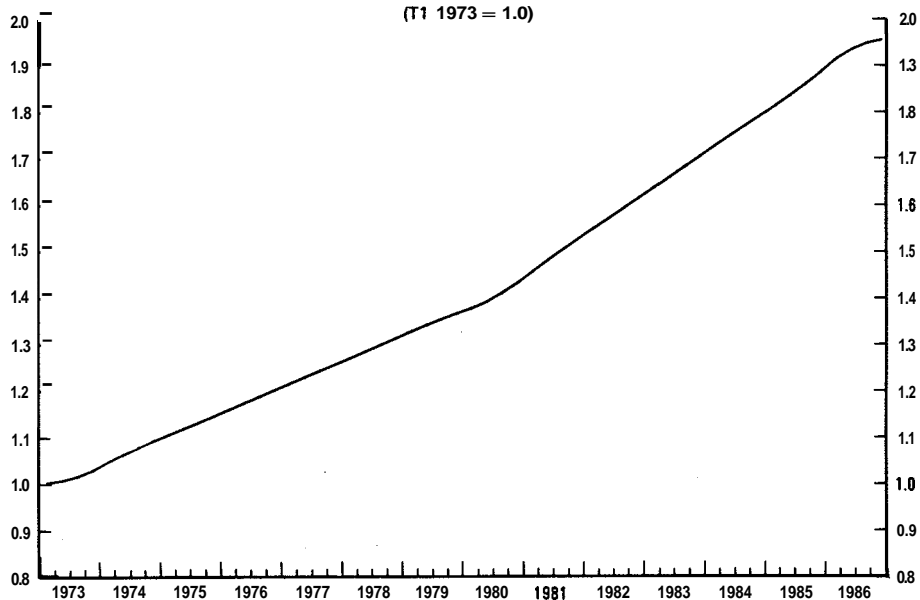
$B^j, B^g$  = soldes cumulés

$Y$  = PNB nominal de la zone OCDE

$\epsilon_1, \epsilon_2$  = erreurs résiduelles.

GRAPHIQUE C  
**INDICE D'EXPOSITION FINANCIÈRE**

(T1 1973 = 1.0)



## B. Résultats des estimations

Les principaux résultats obtenus à l'aide des nombreuses équations estimées sont présentés dans le tableau 2. Dans ces équations, les taux d'intérêt réels sont obtenus sur la base des taux annuels d'inflation *ex post*. Lorsqu'on utilise les taux



Tableau 2 Equations du taux de change réel

Principaux résultats

(1973T1-1986T4)

	Constante	Ecart de taux d'intérêt réels à long terme	Prime de risque			R <sup>2</sup> Ecart type	DW RHO
			Solde cumulé de la balance courante moins réserves	Solde cumulé de la balance courante	Solde cumulé de la balance de base		
<b>Yen-dollar</b>							
[A]	-5.338	0.7483 (2.08)	4218 (1.35)			0.84 0.053	1.20 0.89
[B]	-5.457	0.8360 (2.63)		11 245 (4.23)		0.88 0.047	1.28 0.85
[C]	-5.388	0.7812 (2.49)			12 565 (4.44)	0.88 0.047	1.28 0.84
<b>DM-dollar</b>							
[D]	-0.6466	1.5010 (2.85)	1 348 (0.42)			0.92 0.053	1.49 0.92
[E]	-0.7961	1.2371 (2.53)		10 074 (3.13)		0.94 0.049	1.62 0.92
[F]	-0.7261	1.2282 (2.64)			9 735 (3.16)	0.94 0.049	1.61 0.90

a) L'estimation a été faite par la méthode de Cochrane-Orcutt.

b) Le test donné entre parenthèses.

c) R<sup>2</sup> est le coefficient de détermination ajusté des équations exprimées au niveau initial de la variable dépendante.

d) L'écart de taux d'intérêts réels à long terme est multiplié et la prime de risque divisée par l'indice d'ouverture des marchés financiers,  $I_t$ .

e) La matrice des variances-covariances,  $M^u$  utilisée dans l'équation est la suivante :

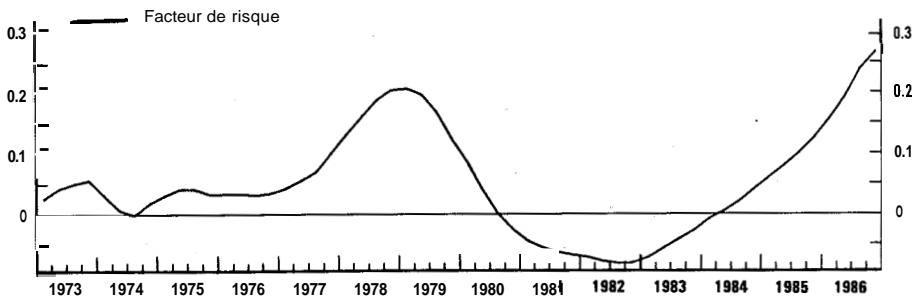
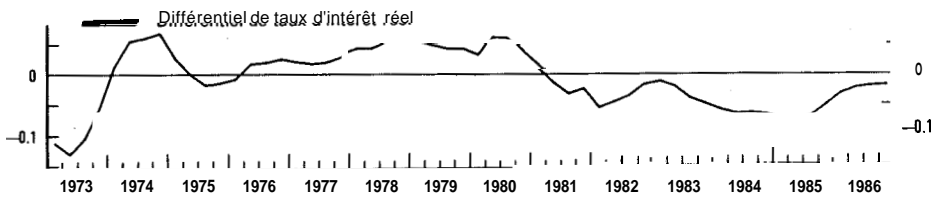
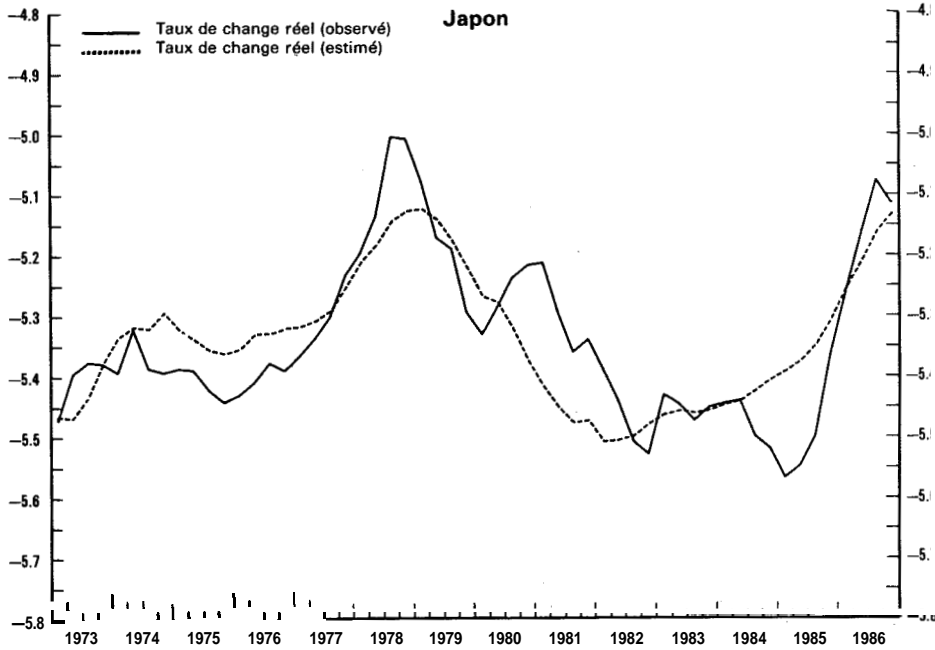
	Yen-dollar	DM-dollar
Yen-dollar	3.312*10 <sup>-3</sup>	
DM-dollar	2.028*10 <sup>-3</sup>	3.258*10 <sup>-3</sup>

Période d'estimation : 1973Q1-1986Q4.

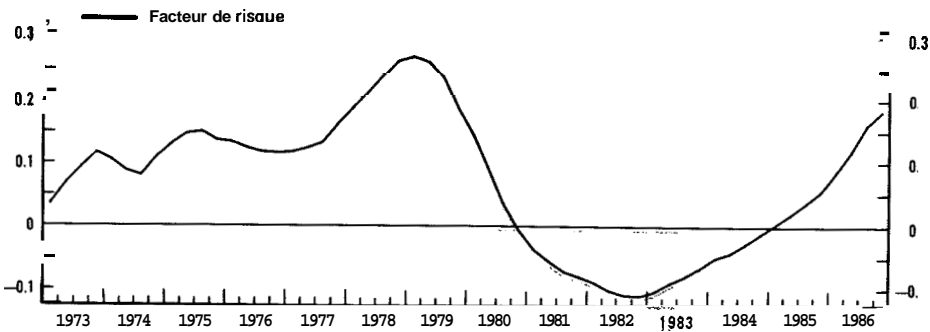
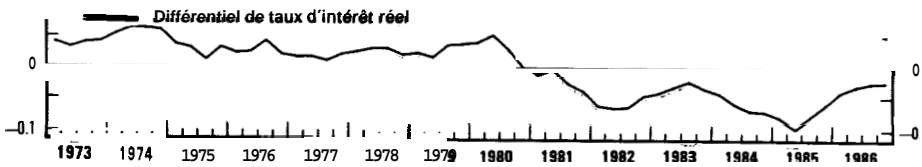
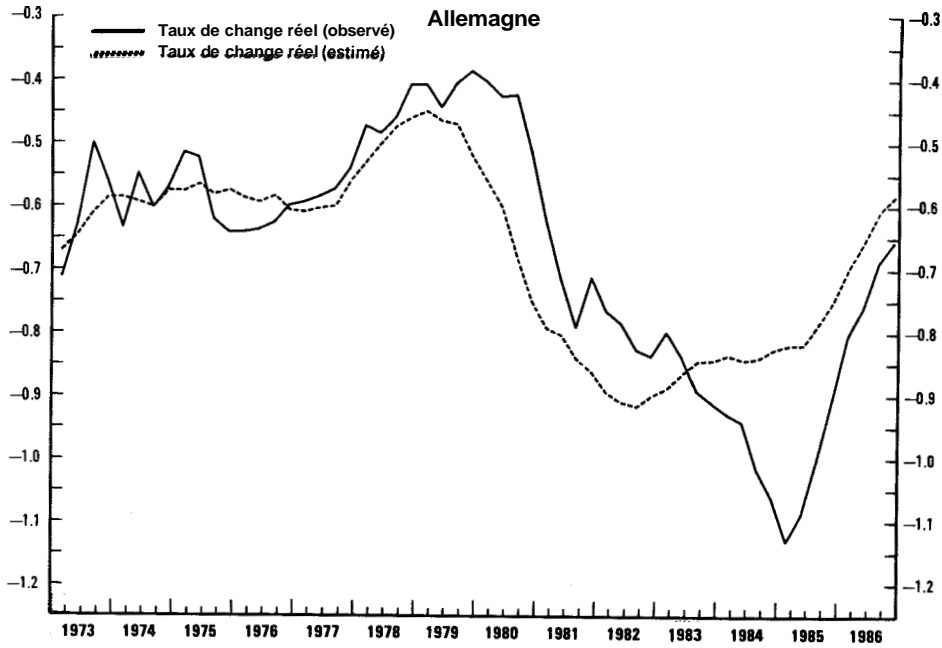
passés d'inflation, l'erreur-type des équations est pratiquement multipliée par deux.

Comme on peut le constater, des résultats satisfaisants ont été obtenus pour le solde cumulé de la balance courante et de la balance de base. Les coefficients de l'écart de taux d'intérêt et de la prime de risques sont significatifs et ont le signe attendu dans les équations [B] et [C] pour le taux yen/dollar et dans les équations [E] et [F] pour le taux DM/dollar. En revanche, les résultats ne sont pas satisfaisants lorsqu'on utilise le solde des balances courantes corrigé des réserves

GRAPHIQUE D  
**DÉCOMPOSITION DES MOUVEMENTS  
 DE TAUX DE CHANGE**



GRAPHIQUE B  
**DÉCOMPOSITION DES MOUVEMENTS  
 DE TAUX DE CHANGE**



de change (équations [A] et [D]). Les coefficients ont bien le signe positif, mais ils ne sont pas significatifs au seuil de 5 pour cent. Ces résultats indiquent peut-être que, en raison des politiques d'intervention à contre-courant, les effets du taux de change sur l'intervention sont plus importants que ceux de l'intervention sur les taux.

Les graphiques D et E fournissent la décomposition des fluctuations du taux de change en fonction des équations [C] et [F], qui ont été jugées les meilleures. Comme on peut le constater, l'erreur résiduelle est parfois très importante. L'équation [F], en particulier, ne permet pas d'expliquer la forte dépréciation du DM du second semestre de 1984 au début de 1985, laquelle est souvent imputée à une vague de spéculation à l'encontre du DM. Ces écarts résiduels importants, et parfois durables, expliquent le niveau relativement faible du coefficient de Durbin-Watson, même après correction par la méthode de Cochrane-Orcutt. Les équations permettent toutefois d'expliquer la forte appréciation du yen et du DM en 1978 ainsi que la dépréciation qui a suivi. Elles rendent également compte de l'appréciation des deux monnaies à partir de 1985.

La configuration générale de l'évolution du taux de change est expliquée par celle de la prime de risque, qui indique les pressions s'exerçant sur la composition des portefeuilles. En revanche, les fluctuations sur courte période correspondent à des variations des écarts de taux d'intérêt réels. Le tableau 3 montre l'effet d'une

Tableau 3. Effets d'une variation du taux d'intérêt réel ou de la balance de base sur le taux de change réel  
Pourcentages

	Accroissement d'un point du taux d'intérêt réel à long terme (1986T4)	
	Yen-dollar	DM-dollar
	1.53	2.52
<i>al</i> Chiffres calculés à partir des équations [C] et [F] du tableau 2 de la manière suivante : (coefficient de l'écart de taux d'intérêt réels) • (I <sub>t</sub> en 1986T4: 1.959).		
	Excédent de 10 milliards de dollars de la balance courante (1986T4)	
	du Japon	des pays du SME
	1.77	1.08
	<b>0.84</b>	1.35
<i>al</i> Chiffres calculés à partir des équations [C] et [F] du tableau 2 de la manière suivante : (Coefficient de la prime de risque) • (matrice des variances du tableau 2) / [(PNB de la zone de l'OCDE en 1986T4 : 1.199*10 <sup>3</sup> ) • (I <sub>t</sub> en 1986T4: 1.959)].		

modification du taux d'intérêt réel et de la balance de base sur le taux de change réel. Un accroissement d'un point du taux d'intérêt réel à long terme en Allemagne et au Japon entraîne une appréciation estimée de 1.53 et 2.52 pour cent des monnaies respectives de ces deux pays au quatrième trimestre 1986. Comme le terme représentatif du taux d'intérêt réel englobe l'indice d'ouverture des marchés financiers, l'effet d'une variation de l'écart de taux d'intérêt réels s'amplifie à mesure que s'accroît l'ouverture des marchés financiers. Quant à l'effet de la balance de base, c'est-à-dire de la prime de risque, il apparaît dans le cadre inférieur du tableau. Un excédent de 10 milliards de dollars de la balance de base du Japon entraîne une appréciation de 1.77 pour cent du yen et de 0.84 pour cent du DM. Pour sa part, un excédent de 10 milliards de dollars de la balance de base des pays du SME entraîne une appréciation de 1.08 pour cent du yen et de 1.35 pour cent du DM<sup>13</sup>. Comme nous avons supposé que le monde se composait de trois zones monétaires, la contrepartie de ces excédents de la balance de base du Japon et des pays du SME est implicitement un déficit des Etats-Unis. Ces calculs ont été effectués sur la base de la valeur au quatrième trimestre 1986 du PNB de la zone de l'OCDE et de l'indice d'ouverture des marchés financiers. A mesure que ceux-ci s'accroîtront, l'effet de la balance de base diminuera.

Pour tester la fiabilité des équations, on a réestimé les équations jugées les meilleures à l'aide de données allant jusqu'à la fin de 1984. La matrice des

Tableau 4. Equations du taux de change réel

Test de fiabilité

(1973T1-1984T4)

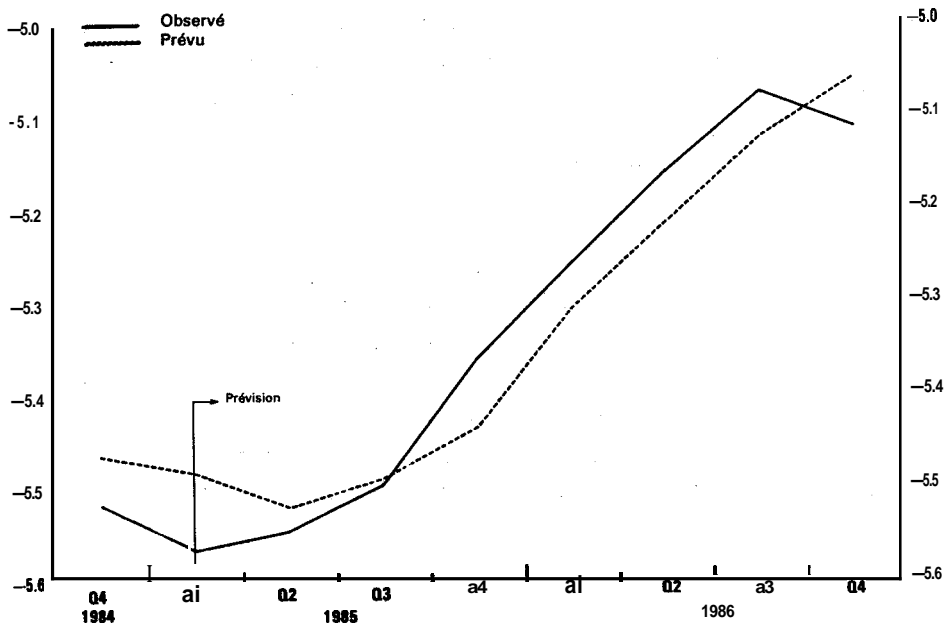
	Constante	Ecart de taux d'intérêt réels à long terme	Prime de risque solde cumulé de la balance courante	R <sup>2</sup> Ecart type	D.W. RHO	Erreur quadratique moyenne de prévision pour la période 1985T1-1986T4
<b>Yen-dollar</b>						
[G]	-5.3819	0.6448 (2.07)	13451 (2.99)	0.87 0.045	1.37 0.85	0.057
<b>DM-dollar</b>						
[H]	-0.7791	0.8422 (1.54)	10 518 (2.48)	0.92 0.050	1.69 0.95	0.045

a/ La matrice des variances-covariances,  $\Lambda^*$ , utilisée ici est la suivante :

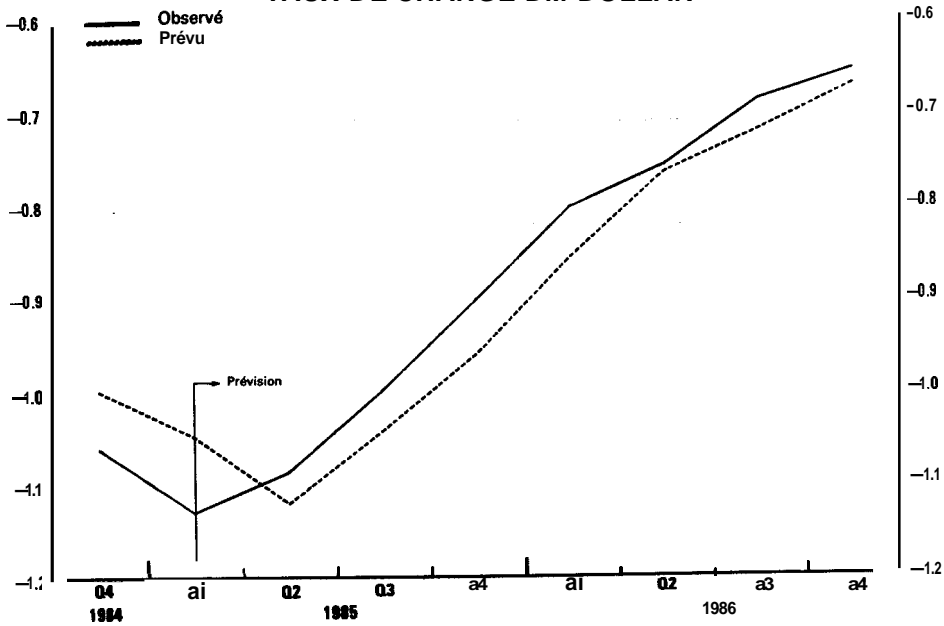
	Yen-dollar	DM-dollar
Yen-dollar	$2.75 \cdot 10^{-3}$	
DM-dollar	$1.48 \cdot 10^{-3}$	$2.86 \cdot 10^{-3}$
Période d'estimation	1973T1	1986T4

b/ Pour plus de détails se reporter aux notes du tableau 2

GRAPHIQUE F  
TAUX DE CHANGE YEN-DOLLAR



TAUX DE CHANGE DM-DOLLAR



variances-covariances a donc été recalculée a l'aide de ces données, de même que les variables représentatives de la prime de risque. Les résultats obtenus sont présentés dans le tableau 4. Les deux équations sont à peu près identiques aux équations correspondantes présentées dans le tableau 2 si ce n'est que, dans le cas de l'Allemagne, le coefficient de l'écart de taux d'intérêt réel est moins élevé. Ces équations ont ensuite été utilisées pour tester la capacité de prévision du modèle en dehors de la période étudiée. Elles rendent bien compte de la forte appréciation du yen et du DM (voir graphique F). L'erreur quadratique moyenne du taux de change réel prévu pour la période allant du premier trimestre 1985 au quatrième trimestre 1986 est de 5.7 pour cent pour le yen et de 4.5 pour cent pour le DM, c'est-à-dire proche de l'erreur-type des équations.

## CONCLUSIONS

Le présent article a développé un modèle simple de taux de change qui a été testé sur les taux yen/dollar et DM/dollar. Bien que les erreurs résiduelles soient importantes, les équations estimées permettent d'expliquer les principales fluctuations des taux de change réels. Les résultats montrent que les pressions qui s'exercent sur la composition des portefeuilles jouent un rôle important, et que la prime de risque est un facteur très significatif<sup>14</sup>. Par ailleurs, les écarts de taux d'intérêt réels prennent une importance croissante depuis quelques années, parallèlement à l'augmentation persistante du nombre d'opérations financières internationales.

On a parfois fait valoir qu'une plus grande mobilité du capital faciliterait le financement d'importants déséquilibres de balance des paiements en raison de l'élargissement accru des marchés des changes. Or, comme on l'a montré dans la deuxième partie, une plus grande mobilité du capital rend les taux de change plus vulnérables aux variations des écarts de taux d'intérêt réels. Et un déséquilibre plus important des taux de change résultant des écarts de taux d'intérêt réels intensifie les déséquilibres de balance des paiements. A leur tour, ceux-ci exercent des pressions sur la composition des portefeuilles et entraînent des déséquilibres de taux de change. Une plus grande mobilité du capital ne résout donc pas les problèmes de balance des paiements. Elle ne fait que retarder le déclenchement des pressions. Et si les mesures de correction sont, elles aussi, remises à plus tard, les déséquilibres s'intensifient et il devient plus difficile d'y remédier avant que le marché n'impose lui-même un ajustement.

Ces déséquilibres de taux de change posent un autre problème à long terme en raison de la longueur du cycle de fluctuation des taux de change. Étant donné que le solde cumulé de la balance de base (ou de la balance courante) influe sur le niveau du taux de change, la monnaie d'un pays dont le solde cumulé est excédentaire a tendance à être surévalué pendant une longue période, jusqu'à ce que cet excédent accumulé soit annulé par une succession de déficits. Mais lorsque le taux de change se rapproche de son niveau d'équilibre présumé, le pays continue d'enregistrer des déficits, ce qui fait passer son taux de change en deçà de son niveau d'équilibre pendant un certain temps. En conséquence, le jeu croisé des effets de stocks et de flux peut être à l'origine d'un cycle long de fluctuations du taux de change se caractérisant par des surajustements.

Depuis quinze ans que le régime des taux de change flottants est en vigueur, il est devenu évident que les forces du marché ne peuvent à elles seules assurer la stabilité des taux de change. Comme une partie du profil général d'évolution des taux de change réels s'explique par les écarts de taux d'intérêt réels et les déséquilibres de balance des paiements, il faudrait, pour éviter d'amples fluctuations de ces variables, éviter les déséquilibres de taux de change. Le seul moyen d'obtenir cette plus grande stabilité de l'environnement économique est peut-être une meilleure coordination des politiques économiques.



## NOTES

1. Meese et Rogoff (1983) montrent que le modèle purement aléatoire fournit de meilleures prévisions que certains modèles structurels en dehors de la période étudiée. Isard (1986) fournit un tour d'horizon des modèles de taux de change.
2. Fukao et Hanazaki (1987) présentent certains aspects de l'abandon du contrôle des changes et de l'accroissement des opérations financières internationales qui s'en est suivi.
3. Il s'agit là d'un résultat tout à fait habituel avec les hypothèses classiques. Voir, par exemple, Fukao (1983), Branson et Henderson (1985), et Frankel (1985). Cette partie de l'article s'inspire largement de Fukao, M. (1983).

4. Les éléments de l'équation [4] doivent être exprimés dans la même unité monétaire. Ce taux de change de conversion est important pour les équations [5] à [7] en raison des plus-values et des moins-values que peuvent entraîner les fluctuations des taux de change. Dans ces équations, on a fait abstraction de ces plus-values et de ces moins-values. Si l'on voulait en tenir compte, il faudrait légèrement modifier les équations. C'est de la façon suivante que l'équation [5] pourrait alors être obtenue.

Le flux d'excédents de la balance courante japonaise,  $BC^j$ , et le niveau des avoirs extérieurs sont unis par la relation suivante :

$$\sum_i E_i^3 \dot{X}_i^j = BC^j$$

où  $E_i^3$  est le prix en dollars de la monnaie  $i$  et le point indique que l'on considère la dérivée de la variable par rapport au temps. L'indice  $i$  prend les valeurs 1 à 3. En prenant l'intégrale des deux membres de l'équation ci-dessus, on obtient :

$$\sum_i \int_{-\infty}^t E_i^3 \dot{X}_i^j ds = \int_{-\infty}^t BC^j ds.$$

En utilisant l'intégration partielle, on peut réécrire l'équation de la manière suivante :

$$\sum_i E_i^3 X_i^j - \sum_i \int_{-\infty}^t \dot{E}_i^3 X_i^j ds = \int_{-\infty}^t BC^j ds.$$

En remplaçant le solde cumulé de la balance courante par  $B^j$  et en réarrangeant les termes, on obtient :

$$\sum_i E_i^3 X_i^j = B^j + \sum_i \int_{-\infty}^t \dot{E}_i^3 X_i^j ds.$$

Cette équation montre que le montant net de l'actif extérieur (le membre de gauche) est déterminé par le solde cumulé de la balance courante,  $B^j$ , et le montant cumulé des plus-values et des moins-values.

Dans le présent article, la réalité a été simplifiée et on a retenu l'équation [5]. Cette simplification implique les hypothèses suivantes : *i*) le choix de l'unité monétaire doit être tel que les taux de change  $E_i^3$  sont égal à l'unité (1.0), et les écarts par rapport à cette valeur sont négligés ; *ii*) le terme représentatif des plus-values et des moins-values est considéré comme nul et négligé. En outre, les effets des plus-values et des moins-values sur les fonctions de demande d'actifs étrangers sont, eux aussi, négligés. Ces approximations peuvent se justifier dans certaines conditions. Voir Fukao, M. (1983) pour plus de détails.

5. Frankel et Froot (1985) montrent que, selon les données tirées d'enquêtes sur les anticipations de taux de change, ces anticipations se fondent largement sur l'évolution passée.
6. Cette proposition a été démontrée dans le cas d'un modèle d'anticipations rationnelles à deux pays par Kyoji Fukao (1983).
7. Si l'on se place du point de vue de la prise de décision des investisseurs, il vaut mieux retenir l'indice des prix à la consommation, mais les parités de pouvoirs d'achat fournissent l'indicateur le plus large possible du niveau des prix. En conséquence, on a retenu l'indice implicite des prix du PNB/PIB comme solution de compromis. Selon Officer (1978), l'indice implicite des prix du PNB/PIB est l'indicateur qui fournit la meilleure approximation dans le cadre de la théorie des PPA.
8. Si l'on connaissait la répartition entre monnaies de l'actif et du passif de toutes les autorités monétaires, on pourrait corriger le solde cumulé des balances courantes à l'aide du bilan consolidé des autorités monétaires (voir Fukao, 1985). Mais quoiqu'on dispose d'informations sur le niveau des réserves en devises, on n'en a aucune sur leur répartition par monnaies. Par ailleurs, il n'existe aucune donnée sur les dettes en devises des autorités monétaires. Dans le cas présent, on n'a tenu compte que des réserves du Japon et de l'Allemagne, car on entend souvent dire que les réserves de ces deux pays se composent essentiellement de dollars alors que les banques centrales des autres pays détiennent d'importantes quantités d'autres monnaies. Ainsi, les banques centrales des pays européens autres que l'Allemagne détiennent une grande quantité de monnaies européennes pour soutenir le SME. Comme les interventions dans une monnaie européenne destinées à soutenir une autre monnaie européenne s'annulent en cas de consolidation des bilans des banques centrales européennes, elles ne ressortent pas dans le cadre de notre analyse du yen, du DM et du dollar.
9. Si l'ampleur de l'intervention est strictement proportionnelle à la variation du taux de change, il est impossible d'identifier statistiquement les effets de cette intervention.
10. Lorsque les autorités monétaires veulent atténuer les mouvements du taux de change, elles vendent une monnaie pour l'empêcher de s'apprécier et l'achète pour l'empêcher de se déprécier. Dans ce cas, la variation du niveau des réserves est proportionnelle à celle du taux de change et, en conséquence, il y a corrélation entre les deux variables. Voir Fukao (1985) pour de plus amples détails.
11. Même lorsque le solde cumulé de la balance courante d'un pays est excédentaire, si ce pays détient des avoirs extérieurs non financiers pour un montant équivalent du fait de ses investissements directs à l'étranger, le solde de ses avoirs financiers à l'étranger n'a pas besoin d'être positif.

12. On a essayé les autres spécifications suivantes pour la matrice des variances-covariances,  $M^u$  : *i*) matrice des variances-covariances du niveau des taux de change pendant la totalité de la période étudiée ; *ii*) matrice des variances-covariances du niveau des taux de change réels sur une période de référence mobile. Ces spécifications ont toutefois abouti à des résultats nettement moins bons.
13. Cet incidence estimée de la balance de base peut être regardée comme l'effet de l'intervention des pouvoirs publics dans certaines conditions. Si l'État finance une part constante de la balance de base par son intervention, il est difficile d'estimer directement l'effet de cette intervention (voir note 9). Toutefois, si d'autres interventions viennent s'ajouter à cette intervention ((normale)), leur effet est égal à celui de la balance de base. Des achats de dollar contre yen pour une valeur de **10** milliards de dollars entraînent une dépréciation de 1.77 pour cent du yen et **0.84** pour cent du DM par rapport au dollar. Et des achats de dollar contre DM, toujours pour une valeur de 10 milliards de dollars, entraînent une dépréciation de **1.35** pour cent du DM et de **1.08** pour cent du yen. Ces effets estimés ne tiennent pas compte des modifications induites dans les anticipations. Voir Fukao (1985).
14. Krugman (1981) et Frankel (1985) font valoir que, étant donné le niveau de l'aversion relative pour le risque qui ressort des estimations économétriques (de l'ordre de 2), la prime de risque nécessaire au financement des déséquilibres de balance des paiements est, en théorie, négligeable. Krugman soutient en outre que le gain économique qu'apporte une diversification des portefeuilles est si faible qu'un coût de transaction relativement peu important empêche toute diversification internationale. Mais ces deux constatations a priori sont contradictoires. En effet, si le gain que l'on peut tirer d'une diversification est faible par rapport au coût de la transaction, de nombreux petits investisseurs s'abstiendront d'intervenir sur le marché des changes. L'ampleur effective du marché s'en trouvera réduite, ce qui majorera le niveau effectif de l'aversion relative pour le risque, et donc la prime de risque.

## BIBLIOGRAPHIE

- Branson, W.H. et D.W. Henderson (1985), « The specification and influence of asset markets » in *Handbook of International Economics*, Vol. 2, éd. R.W. Jones et P.B. Kenen.
- Frankel, J. (1985), « The dazzling dollar », *Brookings Papers on Economic Activity* 1.
- Frankel, J.A. et K. Froot (1985), « Using survey data to test some standard propositions regarding exchange rate expectations », *NBER Working paper* n° 1672 (juillet).
- Fukao, K. (1983), « Determinants of exchange rate and speculative demand for foreign exchange », *Bank of Japan Monetary and Economic Studies* (édition japonaise), Vol. 2, n° 4 (décembre).
- Fukao, M. (1983), « The theory of exchange rate determination in a multi-currency world », *Bank of Japan Monetary and Economic Studies*, Vol. 1, n° 2 (octobre).
- Fukao, M. (1985), « The effectiveness of coordinated intervention », *Japan Center for International Finance Policy Study Series* n° 3 (avril).
- Fukao, M. et M. Hanazaki (1987), « (L'internationalisation des marchés de capitaux et la répartition du capital », *Revue économique de l'OCDE*, n° 8 (printemps).
- Isard, P. (1986), « (Alternative approaches to the empirical modelling of exchange rates: where is the profession now? » document présenté à une conférence sur le thème 'Empirical Macroeconomics for Interdependent Economics: Where Do We Stand?', tenue à la Brookings Institution à Washington D.C. les 10 et 11 mars 1986.
- Krugman, P. (1981), « Consumption preferences, asset demands and distribution effects in international financial markets », *NBER Working paper* n° 651 (juillet).
- Meese, R. et K. Rogoff (1983), « Empirical exchange rate models of the seventies: do they fit out of sample? », *Journal of International Economics* 14.
- Officer, L. (1978), « The relationship between absolute and relative purchasing power parity », *Review of Economics and Statistics* 60, pp. 562-68.