

TAUX DE CHANGE RÉEL ET EFFET BALASSA-SAMUELSON

RÉSUMÉ. Dans un cadre néo-classique traditionnel, moyennant quelques hypothèses, le taux de change réel d'équilibre de long terme (TCRELT) n'est déterminé que par la productivité relative du secteur exposé national, relativement à cette même productivité relative à l'étranger (effet « Balassa-Samuelson »). Dans cet article, en employant des données construites à partir de la base de données sectorielles internationales (ISDB) publiée par l'OCDE (14 pays, 1970-1996), nous dégagons trois faits stylisés complémentaires, contraires à la théorie, dont les deux premiers trouvent une première confirmation économétrique.

Il n'existe pas en général de relation à long terme entre taux de change réel (TCR) et (double) productivité relative du secteur exposé.

La PPA relative sur le secteur exposé à la concurrence internationale est mal vérifiée. Elle ne l'est clairement pas entre le dollar, le yen et le mark. En particulier, le TCR du secteur exposé du dollar s'est déprécié vis-à-vis des 13 monnaies étudiées à l'exception du dollar canadien, parfois

dans des proportions considérables : il a par exemple perdu plus de la moitié de sa valeur par rapport au yen entre 1970 et 1996.

Enfin, la très grande majorité des pays affichent sur longue période une forte corrélation entre taux de change réel du secteur exposé et taux de change réel du secteur abrité, alors que la théorie prédit une corrélation nulle avec des TCR du secteur exposé constants.

Ces observations nous amènent à conclure que, dans le cas des pays développés, l'évolution des TCR, tous secteurs confondus, des pays s'explique généralement davantage par celle du TCR du secteur exposé que par l'effet Balassa-Samuelson. C'est par exemple le cas du Japon vis-à-vis des États-Unis : contrairement aux résultats de plusieurs travaux antérieurs, l'appréciation réelle du yen au cours des deux décennies écoulées tient davantage à l'envolée de son TCR exposé qu'à un effet Balassa-Samuelson qui apparaît notoirement faible.

Classification *JEL* : F31.

1. ROMAIN DUVAL est rattaché au laboratoire Théories et Applications de la Microéconomie et de la Macroéconomie (TEAM-CNRS) de l'Université Paris-I-Panthéon-Sorbonne, et par ailleurs économiste à la direction de la Prévision (romain.duval@dp.finances.gouv.fr). Les opinions émises dans cet article n'engagent que l'auteur, et ne reflètent pas nécessairement la position de la direction de la Prévision. L'auteur remercie Jérôme Stein, Gérard Lafay ainsi que deux rapporteurs anonymes pour leurs commentaires, qui ont contribué à améliorer les versions préliminaires de cet article. Il reste entièrement responsable des erreurs qui pourraient subsister.

L'une des principales limites à la théorie de la parité de pouvoir d'achat (PPA) des taux de change a trait à l'existence dans tous les pays d'un secteur structurellement abrité de la concurrence internationale. En effet, de multiples facteurs (barrière linguistique et distance géographique pour les services domestiques, coûts de transport pour le bâtiment...) font que de nombreux biens et services sont *de facto* non échangeables à l'échelle internationale. La PPA, fondée sur l'arbitrage, n'a donc pas vocation à être vérifiée sur ce type de biens.

Par conséquent, la littérature théorique se limite en général à une version de la PPA restreinte au seul secteur exposé, jugée plus réaliste. L'écart à la PPA calculée sur les prix du PIB, c'est-à-dire le taux de change réel (TCR), s'écrit alors comptablement comme une fonction du rapport des prix relatifs du secteur abrité national et étranger. Or, en situation de concurrence pure et parfaite et de parfaite mobilité internationale du capital, on peut montrer que ce rapport dépend lui-même exclusivement du rapport des productivités relatives du secteur exposé national et étranger, conformément à l'effet Balassa-Samuelson. Au total, l'évolution à long terme du TCR résulterait donc uniquement de l'effet Balassa-Samuelson.

L'objectif de cet article consiste à examiner le pouvoir explicatif de cette approche des TCR d'équilibre de long terme dans le cas des monnaies des pays développés. La première condition nécessaire à sa validité est l'existence d'un lien robuste entre prix relatif du secteur abrité et productivité relative du secteur exposé. Cette relation a fait l'objet de multiples confirmations empiriques au cours de la période récente, par des tests de co-intégration sur données bilatérales et plus encore sur données de panel (De Gregorio, Giovannini & Krueger, 1993 ; Asea & Mendoza, 1994 ; De Gregorio, Giovannini & Wolf, 1994 ; De Gregorio & Wolf, 1994 ; Canzoneri, Cumby & Diba, 1996).

C'est pourquoi nous concentrons notre analyse sur la deuxième condition nécessaire, à savoir l'existence d'une relation de long terme entre TCR calculé sur les prix du PIB et rapport des prix relatifs du secteur abrité national et étranger, qui repose implicitement sur la validité de la PPA sur le secteur exposé. Les quelques travaux disponibles, pour la plupart très récents², tendent à rejeter cette relation (Asea & Mendoza, *op. cit.* ; De Loach, 1997 ; Dutton & Strauss, 1997³ ; Engel, 1999). De façon équivalente, les quelques travaux consacrés à la PPA (relative) sur le secteur exposé fournissent des résultats mitigés : elle est fréquemment rejetée sur données individuelles, notamment par rapport au dollar et au yen, et elle n'apparaît pas systématiquement vérifiée sur données de panel⁴, en dépit du fait que cette méthode est peut-être biaisée en faveur de la PPA (O'Connell, 1998a).

2. À partir des niveaux de prix tirés du PCI, Kravis, Heston et Summers (1982), Kravis et Lipsey (1983), ou encore Lafay (1984) avaient déjà entrevu l'imperfection de cette relation.

3. Sur 13 TCR par rapport au dollar de pays de l'OCDE, en utilisant le rapport de l'indice des prix à la consommation à sa composante « produits manufacturés » comme prix relatif du secteur abrité, ces deux auteurs aboutissent certes à des résultats présentés comme favorables, puisqu'ils obtiennent une relation de co-intégration entre TCR et rapport des prix relatifs des biens non échangeables dans 11 cas sur 13. Toutefois, la valeur des coefficients obtenus apparaît irréaliste, et leur signe est parfois contraire à la théorie.

4. Wei et Parsley (1995), MacDonald (1996), ou encore Anker (1999) concluent en faveur de la PPA relative sur le secteur exposé, mais Canzoneri, Cumby et Diba (*op. cit.*), ainsi que O'Connell (1998b) la rejettent.

Cet article propose de réexaminer et de généraliser ces résultats. Pour ce faire, il formalise la relation théorique entre TCR et prix relatif des biens non échangeables. Puis il détaille la méthodologie de construction des données employées, pour 14 pays de l'OCDE. Sur la base d'une analyse graphique, il présente un ensemble de faits stylisés, qui sont ensuite soumis à l'analyse économétrique, avant de conclure sur les perspectives qu'ouvre cette étude.

R

Relation théorique entre prix relatif des biens non échangeables et taux de change réel

Prix relatif des biens non échangeables et productivité relative du secteur exposé

Considérons une petite économie ouverte composée de deux secteurs, l'un exposé à la concurrence internationale, l'autre abrité. Supposons par ailleurs, à l'instar de Froot et Rogoff (1991), que cette économie se trouve en situation de concurrence pure et parfaite, avec parfaite mobilité intersectorielle du travail et du capital, et parfaite mobilité internationale du capital : ces deux dernières hypothèses impliquent respectivement l'unicité des rémunérations factorielles dans l'économie et l'égalité du taux d'intérêt réel à long terme au taux d'intérêt réel mondial exogène. Soit les deux fonctions de type Cobb-Douglas dans les secteurs abrité et exposé :

$$Y_e = (A_e L_e)^\rho K_e^{1-\rho}$$

et

$$Y_{ne} = (A_{ne} L_{ne})^\psi K_{ne}^{1-\psi}$$

Les producteurs égalisent les productivités marginales physiques du travail et du capital à leurs rémunérations, soit dans le secteur exposé :

$$\rho A_e^\rho L_e^{\rho-1} K_e^{1-\rho} = w, \text{ taux de salaire en termes de biens échangeables}$$

et

$$(1-\rho)(A_e L_e)^\rho K_e^{-\rho} = r^*, \text{ taux d'intérêt mondial.}$$

De même, dans le secteur abrité :

$$\psi A_{ne}^\psi L_{ne}^{\psi-1} K_{ne}^{1-\psi} = w (P_e / P_{ne}), \text{ taux de salaire en termes de biens non échangeables}$$

et

$$(1-\psi)(A_{ne} L_{ne})^\psi K_{ne}^{-\psi} = r^* (P_e / P_{ne}).$$

En combinant chacun de ces couples d'équations, on obtient les « frontières du prix des facteurs » dans chacun des deux secteurs :

$$\rho^\rho (1-\rho)^{1-\rho} A_e^\rho = w^\rho r^{*\,1-\rho} \text{ dans le secteur exposé}$$

et

$$\psi^\psi (1-\psi)^{1-\psi} A_{ne}^\psi = w^\psi r^{*\,1-\psi} (P_e / P_{ne}) \text{ dans le secteur abrité.}$$

Soit en combinant ces deux nouvelles équations :

$$\eta (A_e / A_{ne})^\psi = r^{*\,(\psi-\rho)/\rho} (P_{ne} / P_e), \quad (1)$$

avec $\eta = [\rho^\rho (1-\rho)^{1-\rho}]^\psi [\psi^\psi (1-\psi)^{1-\psi}]^{-\rho} = \text{Constante.}$

Finalement, en appliquant le même raisonnement à l'économie étrangère, sous l'hypothèse que les parts distributives du travail et du capital y sont identiques à celles de l'économie nationale dans les deux secteurs, on obtient⁵ :

$$(P_{ne} / P_e) / (P_{ne}^* / P_e^*) = [(A_e / A_{ne}) / (A_e^* / A_{ne}^*)]^\psi$$

Soit en logarithmes⁶ :

$$(p_{ne} - p_e) - (p_{ne}^* - p_e^*) = \psi [(a_e - a_{ne}) - (a_e^* - a_{ne}^*)] \quad (2).$$

Sous les hypothèses de concurrence pure et parfaite, de parfaite mobilité intersectorielle des facteurs de production, et de parfaite mobilité internationale du capital, le rapport des prix relatifs du secteur abrité de deux nations (*double prix relatif*) dépend exclusivement du rapport des productivités relatives de leur secteur exposé (*double productivité relative*).

Taux de change réel et prix relatif du secteur abrité sous l'hypothèse de PPA sur le secteur exposé

Il existe une relation comptable reliant le double prix relatif du secteur abrité précédent au TCR au certain calculé sur les indices de prix implicites du PIB. Pour le montrer, il suffit d'écrire l'indice de prix implicite du PIB⁷ national comme une moyenne pondérée des deux indices de prix sectoriels, en considérant une moyenne géométrique plutôt qu'arithmétique. Ainsi que le souligne Hsieh (1982), « *les indices de prix ne sont pas construits de cette façon (dans la réalité). Cependant, il (ce type d'indice) est plus facile à manipuler et nous pensons qu'il ne biaisera aucunement nos résultats dans la mesure où nous prévoyons d'utiliser des données très agrégées.* » Nous avons donc en logarithmes :

$$p = (1-\alpha)p_e + \alpha p_{ne}$$

et

$$p^* = (1-\alpha^*)p_e^* + \alpha^* p_{ne}^*,$$

5. Dans le cas où les parts distributives seraient différentes, cette équation prendrait une forme un peu plus complexe, incluant notamment le taux d'intérêt réel mondial.

6. Dans la suite de cet article, les lettres minuscules désigneront les logarithmes des variables écrites en majuscules.

7. Le même raisonnement pourrait s'appliquer à l'indice de prix à la consommation.

où $p(p^*)$ désigne le logarithme de l'indice général de prix national (étranger), $p_e(p_e^*)$ le logarithme de l'indice de prix du secteur exposé national (étranger), $p_{ne}(p_{ne}^*)$ le logarithme de l'indice de prix du secteur abrité national (étranger), $\alpha(\alpha^*)$ la part du secteur abrité dans le PIB national (étranger).

Le (logarithme du) TCR au certain calculé sur les indices de prix implicite du PIB s'écrit donc comptablement :

$$q = e + p - p^* = e + (1 - \alpha)p_e + \alpha p_{ne} - (1 - \alpha^*)p_e^* - \alpha^* p_{ne}^*$$

soit :

$$q = (e + p_e - p_e^*) + \alpha(p_{ne} - p_e) - \alpha^*(p_{ne}^* - p_e^*) = q_e + \alpha(p_{ne} - p_e) - \alpha^*(p_{ne}^* - p_e^*),$$

où e , q et q_e désignent respectivement les logarithmes du taux de change nominal, du TCR calculé sur les indices de prix implicites du PIB, et du TCR du secteur exposé.

Si les poids respectifs dans le PIB des secteurs exposé et abrité sont les mêmes dans les deux pays – hypothèse qui sera strictement vérifiée de par la méthode même de construction des données employée *infra*⁸ –, on a finalement :

$$\alpha = \alpha^*.$$

D'où :

$$q = q_e + \alpha[(p_{ne} - p_e) - (p_{ne}^* - p_e^*)] \quad (3)$$

Sous l'hypothèse de PPA sur le secteur exposé ($q_e = \delta =$ constante, avec $\delta = 0$ s'il y a PPA absolue, et $\delta \neq 0$ s'il y a PPA relative), cette équation purement comptable devient une relation économique univoque entre TCR et (double) prix relatif des biens non échangeables :

$$q = \delta + \alpha[(p_{ne} - p_e) - (p_{ne}^* - p_e^*)] \quad (4)$$

En vertu de cette équation, une hausse de 1 % du (double) prix relatif des biens non échangeables doit se traduire par une appréciation de α % du TCR. Toutefois, la PPA relative sur le secteur exposé n'est pas vérifiée à court terme, du fait notamment de l'ajustement retardé des prix aux variations de taux de change nominal, qui tient pour partie aux comportements de segmentation des marchés des firmes (« Pricing to Market »), ou plus largement aux rigidités des variables nominales. Dès lors, l'équation (4) a plutôt vocation à décrire le TCR d'équilibre de long terme, une fois assuré le retour vers la PPA sur le secteur exposé. En termes économétriques, si les deux variables sont non stationnaires, l'équation (4) implique que le TCR et le double prix relatif des biens non échangeables sont co-intégrés, avec pour coefficient de la relation de co-intégration la part α du secteur abrité dans le PIB. De fait, un test de co-intégration entre ces deux variables s'identifie pour l'essentiel à un test indirect de PPA sur le secteur exposé.

8. Dans le cas de données plus « traditionnelles », l'hypothèse $\alpha = \alpha^*$ est généralement raisonnable pour des pays de niveaux de développement proches tels que les pays les plus avancés de l'OCDE.

Taux de change réel et productivité relative du secteur exposé : l'effet Balassa-Samuelson

En combinant les équations (2) et (4), on obtient une relation univoque entre TCR et (double) productivité relative du secteur exposé :

$$q = \delta + \alpha \psi [(a_e - a_{ne}) - (a^*_e - a^*_{ne})] \quad (5)$$

On retrouve le résultat bien connu sous le nom « d'effet Balassa-Samuelson » (Balassa, 1964 ; Samuelson, 1964) : le TCR est une fonction croissante de la productivité relative du secteur exposé national relativement à celle du secteur exposé étranger. Remarquons au passage que sous l'hypothèse d'une technologie libre à long terme ($a_e = a^*_e$, $a_{ne} = a^*_{ne}$), on retrouve la PPA relative : ceci justifie l'intérêt que l'hypothèse de PPA sur des indices de prix agrégés continue de susciter dans la littérature.

La relation entre TCR et (double) prix relatif du secteur abrité, clé de voûte de l'effet Balassa-Samuelson

Au vu de ce qui précède, l'existence d'une relation de long terme stable et univoque entre TCR et (double) productivité relative du secteur exposé repose sur deux jeux d'hypothèses complémentaires :

- la parfaite mobilité intersectorielle des facteurs de production et la parfaite mobilité internationale du capital, qui assurent que le (double) prix relatif du secteur abrité dépend exclusivement de la (double) productivité relative du secteur exposé ;
- la PPA (relative) sur le secteur exposé qui garantit une relation stable et univoque entre TCR et (double) prix relatif du secteur abrité.

Ainsi que souligné en introduction, la littérature récente valide clairement la première hypothèse, à savoir qu'il existe une relation empirique robuste entre le (double) prix relatif du secteur abrité et la (double) productivité relative du secteur exposé. En revanche, les travaux plus rares consacrés à la seconde hypothèse tendent plutôt à l'infirmier au sein du groupe des pays industriels : les mouvements de long terme des TCR s'expliqueraient en réalité davantage par ceux des TCR du secteur exposé que par ceux du (double) prix relatif du secteur abrité. Au total, l'effet Balassa-Samuelson existerait bien entre pays développés, mais son pouvoir explicatif des mouvements de long terme des TCR serait limité, du fait notamment de la non vérification de la PPA sur le secteur exposé.

Nous allons tâcher d'approfondir et de généraliser ce résultat, en centrant notre analyse sur la relation entre TCR et (double) prix relatif des biens non échangeables sur un échantillon de 14 pays de l'OCDE.

La méthodologie de construction des données

Les données ont été construites à partir de l'International Sectoral Data Base (ISDB) publiée par l'OCDE, qui fournit pour 14 pays⁹ des données sectorielles de PIB en valeur et en volume (base 100 en 1990) desquelles on peut déduire des taux d'inflation et donc des indices de prix et des TCR sectoriels. Les séries obtenues sont tout à fait appropriées pour tester la PPA dans la mesure où, contrairement aux indices de prix à la consommation, elles ne sont pas biaisées par la présence de biens finals ou intermédiaires importés. Eu égard à l'insuffisance des données disponibles pour plusieurs pays avant 1970, la période couverte va de 1970 à 1996 inclus, sauf pour le Canada (1970-1993), la Suède (1970-1994), le Danemark et les Pays-Bas (1970-1995).

Afin de construire des indices de TCR pour les secteurs exposé et abrité, il a fallu opérer une classification des secteurs en fonction du degré « d'échangeabilité » de leurs produits. Pour présenter des résultats comparables aux travaux menés par d'autres auteurs, nous avons suivi la méthodologie proposée par De Gregorio, Giovannini et Wolf (*op. cit.*), reprise par Wei et Parsley (*op. cit.*) : est inclus dans le secteur exposé tout secteur dont le ratio (exportations du secteur en dollars)/(PIB du secteur dans l'OCDE en dollars) est supérieur à 10 % en 1990¹⁰. Sur cette base, les secteurs, dont la classification ISDB est très proche de la classification internationale type par industrie, ont été classés comme suit :

— le secteur exposé se compose, lorsqu'ils existent¹¹, des secteurs « Agriculture, chasse, forêt, pêche » (AGR), « Mines et carrières » (M&C), « Transport, stockage, communication » (TRANS), ainsi que du secteur manufacturier qui rassemble les secteurs « Alimentation, boissons, tabac » (ALIM), « Textile, tenues vestimentaires, industries du cuir » (TEX), « Bois et dérivés, y compris meubles » (BOIS), « Papier et dérivés, impression, publication » (PAP), « Produits chimiques et pétrochimiques, charbon, caoutchouc, plastiques » (CHI), « Produits minéraux non naturels sauf charbon et produits pétroliers » (MIN), « Métaux de base » (MET), « Métaux transformés, machines, équipement » (MACH), et « Autres industries manufacturières » (AUT) ;

— le secteur abrité se compose, lorsqu'ils existent¹², des secteurs « Électricité, eau, gaz » (EEG), « Construction » (CST), « Vente en gros et au détail, restaurants, hôtels » (COM), « Finance, assurance, immobilier, services commerciaux » (FIN), « Services communautaires, sociaux, individuels » (SOC), « Producteurs

9. États-Unis, Canada, Japon, Allemagne, France, Italie, Royaume-Uni, Australie, Pays-Bas, Belgique, Danemark, Norvège, Suède et Finlande.

10. Un critère fondé sur les importations aboutirait à un résultat identique.

11. Il n'y a pas de secteur BOIS dans les comptes nationaux japonais, de même qu'il n'y a pas de secteurs M&C en Italie, MIN en Norvège, M&C et BOIS en Belgique. Par ailleurs, le secteur manufacturier est agrégé dans les comptes nationaux de l'Australie et des Pays-Bas. Enfin, l'Allemagne fait l'objet d'un traitement particulier : elle est assimilée à l'Allemagne de l'ouest jusqu'en 1993 inclus, puis à l'Allemagne réunifiée à partir de 1994. Le secteur manufacturier étant agrégé dans les comptes nationaux de l'Allemagne réunifiée, il l'est également dans notre étude à partir de 1994.

12. Il n'y a pas de secteurs COM au Japon, FIN en Italie et en Belgique, FIN et SOC aux Pays-Bas. En ce qui concerne l'Allemagne, il n'y a plus de secteurs EEG, COM et SOC à partir de 1994. Entre 1994 et 1996, l'indice de prix du secteur abrité est donc calculé à partir des autres secteurs « abrités » (CST, FIN, PSG et APG).

de services gouvernementaux » (PSG) et « Autres producteurs de services gouvernementaux » (APG).

Il ressort de la décomposition du PIB de l'OCDE en 1990 (exprimé en dollars de PPA du PIB en 1990) que le secteur exposé, qui représente le tiers du PIB agrégé des pays de l'échantillon, est constitué pour plus des deux tiers par le secteur manufacturier.

Bien qu'elle puisse paraître arbitraire, la classification retenue pour construire les secteurs exposé et abrité s'avère en fait insensible à l'année choisie pour la réaliser, et très peu sensible au seuil fixé : De Gregorio, Giovannini et Wolf (*op. cit.*) montrent en effet qu'abaisser le seuil à 3 % serait sans effet sur la classification, de même ou presque que l'élever à 20 %, puisque seul le secteur des « produits minéraux non naturels sauf charbon et produits pétroliers » qui ne représente en 1990 que 2 % du PIB de l'OCDE (exprimé en dollars de PPA sur le PIB), avec un ratio exportations/PIB de l'ordre de 14 %, changerait de catégorie. En revanche, il est clair que le faible niveau de désagrégation des données sectorielles employées rend la classification nécessairement imparfaite : en particulier, même si le critère retenu et le résultat auquel il aboutit – à savoir que le secteur manufacturier représente l'essentiel du secteur exposé ainsi construit – limitent grandement ce risque, il est possible que des secteurs jugés exposés contiennent en réalité certains sous-secteurs abrités, et *vice versa*.

Pour obtenir de véritables séries d'indices de TCR sur les secteurs exposé et abrité, il reste toutefois à résoudre un problème que tous les travaux existants négligent : il faut neutraliser l'impact des modifications des prix relatifs des biens sur les TCR. Pour bien comprendre l'intérêt de cette manipulation, considérons le cas d'un pays pour lequel le poids dans le PIB d'un secteur X – « Mines & carrières » à l'instar de la Norvège par exemple – est très supérieur au poids de ce même secteur dans les autres pays de l'OCDE. En cas de hausse du prix relatif de ce bien à l'échelle mondial – choc pétrolier par exemple – le TCR de la monnaie du pays calculé sur le PIB agrégé du secteur exposé va mécaniquement s'apprécier même si la PPA relative est vérifiée, du fait de la surpondération dans l'indice de prix du secteur X. En effet, considérons deux pays dont le secteur exposé est composé de deux sous-secteurs E1 et E2. L'indice de prix du secteur exposé s'écrit (en logarithmes) dans chacun des pays :

$$p_e = (1 - \alpha)p_{e1} + \alpha p_{e2}$$

et

$$p_e^* = (1 - \alpha^*)p_{e1}^* + \alpha^* p_{e2}^*$$

où $p_{ei}(p_{ei}^*)$ désigne le logarithme de l'indice de prix du sous-secteur i du secteur exposé national (étranger), et $\alpha(\alpha^*)$ désigne la part du secteur E2 dans le PIB du secteur exposé national (étranger).

En supposant la loi du prix unique (LPU) vérifiée pour E1 et E2 ($e + p_{ei} = p_{ei}^*$), le TCR du secteur exposé s'écrit (en logarithmes) :

$$\delta = e + p_e - p_e^* = (\alpha - \alpha^*)(p_{e2} - p_{e1})$$

Dans le cas général où $\alpha \neq \alpha^*$, le TCR du secteur exposé δ dépend du prix relatif ($p_{e2} - p_{e1}$) à l'échelle mondiale. Si ce dernier n'est pas constant, δ pourra s'éloigner de la PPA bien que la LPU soit vérifiée pour chacun des deux sous-secteurs.

teurs E1 et E2. Dans cet article, nous corrigeons ce biais numérique en fixant $\alpha = \alpha^*$, c'est-à-dire en attribuant à chaque sous-secteur le même poids dans les indices de prix national et étranger.

Pour ce faire, nous procédons comme suit :

- on calcule des taux d'inflation sectoriels pour chaque pays ;
- on écrit ensuite le taux d'inflation du secteur exposé dans son ensemble comme la moyenne des taux d'inflation sectoriels pondérée par les poids de chacun d'entre eux dans le PIB du secteur exposé de l'OCDE en 1990 (exprimé en dollars de PPA sur le PIB) ;
- on fait de même pour le secteur abrité, pour le double prix relatif des biens non échangeables $(P_{ne}/P_e)/(P_{ne}^{EU}/P_e^{EU})^{13}$ et pour l'économie dans son ensemble, tous secteurs confondus ;
- on déduit de ces taux d'inflation des indices de prix et de TCR corrigés des différences de pondérations, contrairement à la méthode traditionnelle.

Nous avons comparé les deux méthodes de calcul des indices de TCR, respectivement pour les TCR du secteur exposé, du secteur abrité, tous secteurs confondus, et pour le double prix relatif $(P_{ne}/P_e)/(P_{ne}^{EU}/P_e^{EU})^{14}$. Dans la grande majorité des cas, les différences apparaissent assez faibles : sur la période 1970-1996, les TCR par rapport au dollar ne diffèrent jamais de plus de 10 % suivant les deux méthodes, à l'exception de certains indices (secteur exposé, tous secteurs, double prix relatif) concernant les pays producteurs de matières premières que sont le Canada, la Norvège, les Pays-Bas et l'Australie. À titre d'exemple, l'amplitude des variations du TCR exposé de la Norvège est sensiblement plus forte avec la méthode traditionnelle qu'avec la méthode de pondération proposée dans cet article, car cette dernière neutralise l'impact de l'évolution des cours mondiaux des matières premières sur le TCR¹⁵.

Ainsi que nous l'avons souligné *supra*, la période couverte va de 1970 à 1996 inclus, sauf pour le Canada (1970-1993), la Suède (1970-1994), le Danemark et les Pays-Bas (1970-1995). Ce sont ces données qui seront utilisées dans l'analyse économétrique à laquelle nous procéderons ensuite. Toutefois, nous avons extrapolé les indices de prix, tous secteurs confondus, aux années 1997, 1998 et 1999¹⁶, en utilisant sur cette période les taux d'inflation tirés des déflateurs du PIB¹⁷. De même, nous avons extrapolé les indices de prix du secteur exposé à l'aide des indices de prix à la production manufacturière¹⁸. Ils ne constituent qu'une approximation des prix du secteur exposé, mais dans la mesure où, au cours des années récentes, les taux d'inflation ont été convergents et beaucoup plus faibles que les variations annuelles des taux de change nominaux par rapport au dollar, l'erreur de mesure sur les TCR ne peut guère dépasser 1 % par an sur la période. Ceci nous permet d'obtenir des indices de TCR tous secteurs confondus

13. « EU » pour États-Unis. Sauf contre-indication, le dollar sera utilisé comme numéraire pour tous les taux de change réels, et comme monnaie de référence pour les doubles prix relatifs, en base 100 pour l'année 1970.

14. Notons que le pays de référence, à savoir les États-Unis, ne perturbe pas l'interprétation des écarts entre les indices de double prix relatif calculés suivant les deux méthodes, car le prix relatif des biens non échangeables américain ressort de façon pratiquement identique quelle que soit la méthode retenue.

15. Entre 1978 et 1996, le TCR du secteur exposé de la Norvège a oscillé entre les indices 100 et 180 suivant la méthode traditionnelle, contre une oscillation entre les indices 120 et 160 suivant la méthode développée ici.

16. 1994 à 1999 pour le Canada, 1995 à 1999 pour la Suède, 1996 à 1999 pour le Danemark et les Pays-Bas.

17. Source : OCDE, *Comptes nationaux trimestriels des pays de l'OCDE*.

18. Source : OCDE, *Main Economic Indicators*.

et des indices de TCR du secteur exposé sur la période 1970-1999. Nous les utiliserons pour déterminer si les mouvements de TCR observés au cours des années récentes remettent ou non en cause certaines de nos conclusions (« problème » du dollar notamment).

Les faits stylisés

L'impact du choix de l'année de base sur l'interprétation des données

À l'instar de toute étude empirique sur les TCR utilisant des données en indices plutôt qu'en niveau, notre analyse quantitative est en partie tributaire du choix de l'année de base. Certaines monnaies peuvent être sous-évaluées ou surévaluées par rapport à la PPA lors de l'année de base retenue, de sorte qu'une appréciation ou une dépréciation ultérieure s'avère justifiée. En particulier, en 1970, il est probable que le dollar était surévalué, ce qui a précipité la chute du système de taux de changes fixes issus des accords de Bretton Woods, en 1971. L'appréciation réelle de 40 % du TCR du secteur exposé du yen et du mark entre 1970 et 1974 atteste de cette surévaluation initiale du dollar (GRAPHIQUES 4 et 5 en ANNEXE). Toutefois, il apparaîtra plus avant que si l'analyse purement quantitative des indices de TCR pourrait être modifiée par un changement d'année de base (par exemple 1973 au lieu de 1970), la nature qualitative des faits stylisés que nous allons mettre en évidence n'en serait guère altérée. Les données construites ici font ressortir trois faits stylisés complémentaires.

Premier fait stylisé

La volatilité et la tendance apparente de long terme de la grande majorité des TCR (tous secteurs confondus) des 13 pays étudiés ne s'expliquent pas par celles des doubles prix relatifs $(P_{ne}/P_e)/(P_{ne}^{eu}/P_e^{eu})$, et donc pas par l'effet Balassa-Samuelson.

L'équation (4) montre qu'une variation de 1 % du double prix relatif devrait se traduire par une variation de α % du TCR, avec α = part du secteur abrité dans le PIB = 0,68 % environ : sous l'hypothèse de PPA sur le secteur exposé, les TCR devraient être moins volatiles que les doubles prix relatifs. Or, les GRAPHIQUES 3 à 8¹⁹ font apparaître une volatilité des TCR nettement plus importante que celle des doubles prix relatifs : la PPA sur le secteur exposé n'est donc pas vérifiée à court terme.

Sur la longue période, il semble bien y avoir un « problème » du dollar. À l'exception du Canada, tous les TCR se sont appréciés sur la période 1970-1996, dans des proportions doubles de celles des doubles prix relatifs²⁰, alors que la théorie prédit une proportion de l'ordre de deux tiers (0,68). Dans environ la moi-

19. Voir ANNEXE 1. Les graphiques relatifs aux pays hors G-7 ne sont pas reproduits dans cet article.

20. Conformément à l'équation (4), nous ne nous intéressons ici qu'aux doubles prix relatifs. Remarquons toutefois que le prix relatif des biens non échangeables P_{ne}/P_e s'est partout apprécié entre 1970 et 1996 (+ 51,2 % aux États-Unis), ce qui traduit bien conformément à l'hypothèse de Balassa-Samuelson des gains de productivité plus rapides dans le secteur exposé que dans le secteur abrité.

tiés des cas, le TCR s’est même apprécié alors que le double prix relatif diminuait, soit une relation en sens inverse de la relation théorique. En fait, l’effet Balassa-Samuelson ne semble avoir contribué significativement à la variation des TCR que dans trois cas : l’Italie²¹, la Belgique et le Canada (dans ce dernier pays, il y a dépréciation conjointe du TCR et du double prix relatif). En ce qui concerne le Japon, l’appréciation du double prix relatif a été forte, mais elle n’a pu contribuer que très marginalement à celle du TCR, qui lui a été environ sept fois supérieure : contrairement aux travaux existants, lesquels attribuent la montée du yen depuis 25 ans à l’effet Balassa-Samuelson²², les données issues de la base ISDB font donc ressortir un impact négligeable des productivités relatives.

Par ailleurs, il ressort que l’évolution des TCR par rapport au dollar s’explique encore moins par celle des doubles prix relatifs depuis le milieu des années quatre-vingt. Jusqu’alors, à l’exception notamment de l’Italie, la plupart des TCR avaient suivi, de façon certes souvent considérablement amplifiée, l’évolution des doubles prix relatifs : hausse jusqu’en 1980-1981, baisse de 1980-1981 à 1985. Par la suite, alors que les doubles prix relatifs continuaient pour la plupart de baisser, avant de se stabiliser vers 1987 à un niveau depuis lors presque inchangé, ce qui aurait justifié une légère dépréciation des TCR notamment du mark et, dans une moindre mesure, du yen, les TCR se sont appréciés dans des proportions parfois considérables (par exemple, + 85 % pour le mark et le yen entre 1985 et 1996). Au vu des données extrapolées, une grande partie de cette appréciation n’a pas été corrigée entre 1997 et 1999.

Indépendamment du problème du dollar, il paraît difficile dans la grande majorité des cas de lier les mouvements de TCR à ceux des doubles prix relatifs sur longue période. En effet, entre 1970 et 1996, l’écart-type des variations des TCR a été plus de deux fois supérieur (0,4 contre 0,16) à celui des variations des doubles prix relatifs, alors qu’il devrait théoriquement lui être inférieur. Le TABLEAU 1, qui met en parallèle la variation des TCR et celle des doubles prix relatifs, souligne l’inadéquation des variations de ces deux variables dans la plupart des cas.

L’analyse économétrique démontre plus clairement encore l’inexistence d’une relation de long terme entre la variation des TCR et celle des doubles prix relatifs. En effet, si l’on régresse la variation (en %) des TCR entre 1970 et 1996 (entre 1970 et 1993 pour le Canada, entre 1970 et 1994 pour la Suède, entre 1970 et 1995 pour le Danemark et les Pays-Bas) sur la variation (en %) des doubles prix relatifs des biens non échangeables sur la même période, on obtient les résultats suivants :

$$\Delta(\text{TCR}) = 0,997 \times \Delta(\text{Double prix relatif}) + 60,11$$

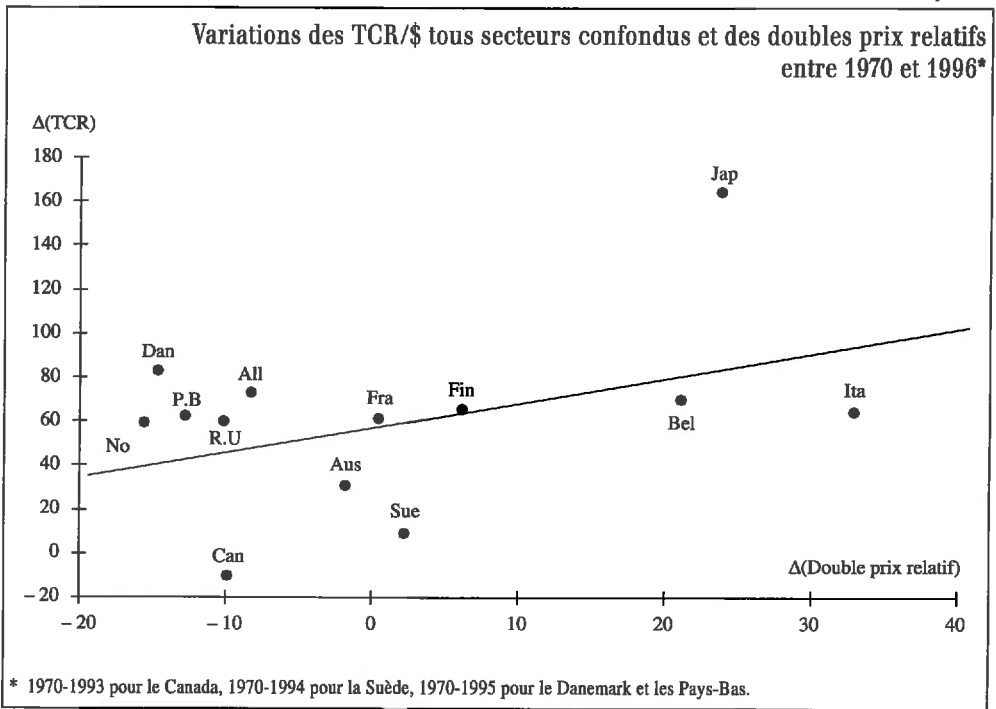
(1,39)
(5,48)

avec $R^2 = 0,15$ et nombre d’observations = 13.

21. La très forte progression de la productivité relative du secteur exposé en Italie et son impact sur le TCR ont déjà été mis en évidence par plusieurs travaux, à partir de données différentes de celles employées ici : voir notamment Lipschitz et McDonald (1991) ou encore Micossi et Milesi-Ferretti (1994). Au vu des calculs de Mellis (1993), il est possible que l’Espagne se soit trouvée dans une configuration proche de celle de l’Italie au cours des années quatre-vingt.

22. Marston (1987) est le premier à avoir formulé et testé cette hypothèse.

GRAPHIQUE 1



Deuxième fait stylisé

Il ne semble pas y avoir dans la plupart des cas de PPA relative sur le secteur exposé à long terme. Ce constat est particulièrement net dans le cas des trois grandes monnaies internationales que sont le dollar, le yen et le mark.

Il s'agit d'une conséquence directe du fait stylisé précédent, dans la mesure où l'équation (4) repose sur la seule hypothèse de PPA relative sur le secteur exposé. De ce fait, l'évolution des TCR du secteur exposé qui ressort des GRAPHIQUES 3 à 8²⁴ est cohérente avec les commentaires que nous avons faits du premier fait stylisé. Il en va de même des indices de TCR du secteur exposé extrapolés aux années 1997 et 1998. L'évolution des TCR du secteur exposé est retracée dans le TABLEAU 2.

Ces quelques chiffres nous permettent de compléter les commentaires précédents.

À l'exception de l'Italie, de la Belgique, du Canada, voire du Japon, les TCR du secteur exposé se sont le plus souvent davantage appréciés que les TCR tous secteurs confondus entre 1970 et 1996²⁵. Ce constat demeure largement valable en 1999. De façon générale, le secteur exposé est donc au moins autant responsable de l'appréciation des TCR que le secteur abrité, ce qui constitue évidemment un résultat très contre-intuitif au regard de la théorie.

24. Voir ANNEXE 1.

25. Dans le cas du Canada, il s'agit en l'occurrence d'une moindre dépréciation du TCR du secteur exposé que celle du TCR tous secteurs confondus, ce qui est conforme aux enseignements de la théorie.

TABLEAU 2

Variations des TCR du secteur exposé par rapport au dollar		
	En %	
	1970-1996*	1970-1999**
Canada	- 3,6	- 8,3
Japon	+ 128,4	+ 103,8
Allemagne	+ 84,0	+ 45,3
France	+ 61,1	+ 25,1
Italie	+ 35,0	+ 12,8
Royaume-Uni	+ 71,6	+ 80,4
Australie	+ 32,4	+ 7,1
Pays-Bas	+ 78,9	+ 32,9
Belgique	+ 43,0	+ 13,1
Danemark	+ 104,3	+ 60,5
Norvège	+ 79,0	+ 49,3
Suède	+ 7,7	- 1,8
Finlande	+ 58,9	+ 24,7

* Période 1970-1993 pour le Canada, 1970-1994 pour la Suède, 1970-1995 pour le Danemark et les Pays-Bas.
 ** Données extrapolées en employant les indices de prix à la production industrielle à partir de 1997 (à partir de 1994 pour le Canada, de 1995 pour la Suède, de 1996 pour le Danemark et les Pays-Bas).

La très forte hausse des TCR du secteur exposé explique donc pourquoi en dépit d'une évolution du (double) prix relatif du secteur abrité qui plaiderait en faveur d'une dépréciation ou d'une stagnation, les TCR tous secteurs confondus se sont considérablement appréciés dans des pays tels que l'Allemagne, la France, le Royaume-Uni, ou encore le Danemark, les Pays-Bas ou la Norvège. Le cas japonais, particulièrement frappant, relève de la même logique : l'effet Balassa-Samuelson y a contribué pour une part négligeable à l'appréciation du TCR, comparativement au rôle joué par l'appréciation du TCR du secteur exposé.

En revanche, des pays tels que l'Italie ou, à un degré moindre, la Belgique et le Canada, affichent des résultats qui paraissent plus conformes à la théorie. Si, en dépit d'un effet Balassa-Samuelson fortement positif, le TCR tous secteurs confondus de l'Italie s'est moins apprécié que celui de l'Allemagne ou du Japon, c'est parce que la montée du TCR du secteur exposé y a été beaucoup plus modérée.

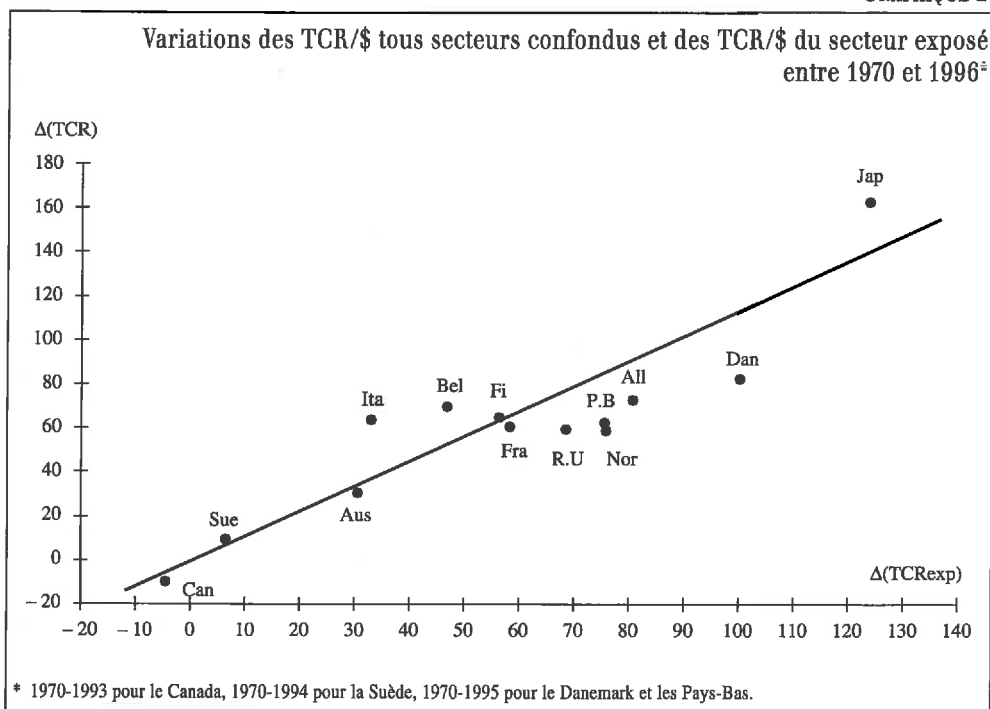
Troisième fait stylisé

Les TCR des secteurs exposé et abrité affichent une forte corrélation sur longue période. Le secteur abrité n'est donc pas davantage responsable des mouvements de long terme des TCR, tous secteurs confondus, que le secteur exposé.

Au-delà de la non-vérification de la PPA relative sur le secteur exposé, les TCR du secteur exposé apparaissent fortement corrélés, à court comme à long terme, avec les TCR du secteur abrité. Au contraire, la théorie prédit que le TCR du secteur abrité, qui peut s'écarter de la PPA, est indépendant du TCR du secteur exposé sensé demeurer constant. Cette corrélation se déduit de celle des TCR tous secteurs confondus et des TCR du secteur exposé, qui ressort clairement des GRA-

PHIQUES 3 à 8. À l'exception de l'Italie, où les très forts gains de productivité dans les biens non échangeables expliquent la plus forte progression du TCR du secteur abrité, de la Belgique et du Canada, voire du Japon, les différences entre les deux TCR sont très faibles en fin de période. La robustesse de la relation entre variation du TCR, tous secteurs confondus, et variation du TCR du secteur exposé, et donc entre variation du TCR abrité et variation du TCR exposé, ressort clairement sur le GRAPHIQUE 2.

GRAPHIQUE 2



L'ajustement économétrique est le suivant :

$$\Delta(\text{TCR}) = 0,992 \times \Delta(\text{TCR}_{\text{exposé}}) + 1,11$$

(6,65) (0,11)

avec $R^2 = 0,80$ et nombre d'observations = 13.

L'ajustement est de bonne qualité ($R^2 = 0,80$). Le coefficient de la variation du TCR du secteur exposé est significatif au seuil de 1 %, alors que la théorie prédit un coefficient nul. Mieux, il n'est pas significativement différent de 1, et la constante n'est pas significativement différente de zéro : tout se passe donc comme s'il n'y avait aucune différence entre secteur abrité et secteur exposé.

L'exclusion du Japon ne modifie pas fondamentalement ces conclusions, à ceci près que le coefficient de la variation du TCR exposé n'est plus égal à 1 :

$$\Delta(\text{TCR}) = 0,76 \times \Delta(\text{TCR}_{\text{exposé}}) + 10,86$$

(5,73) (1,30)

avec $R^2 = 0,77$ et nombre d'observations = 12.

Ces faits stylisés complémentaires nous amènent à conclure que, dans la grande majorité des cas, l'évolution des TCR, tous secteurs confondus, s'explique beaucoup plus par celle des TCR du secteur exposé que par l'effet Balassa-Samuelson.

L'analyse économétrique

La méthodologie

Afin de tester explicitement l'existence de la PPA sur le secteur exposé, nous utilisons les tests standard de racine unitaire de Dickey et Fuller (1981). En toute rigueur, la procédure à suivre pour tester la présence d'une racine unitaire dans une série temporelle est complexe, car le test ADF est un test « emboîté » : on teste successivement la stationnarité autour d'une tendance et d'une constante, autour d'une constante, puis enfin le cas échéant autour de zéro²⁶. Dans le cas des tests de racine unitaire sur le TCR du secteur exposé, nous commencerons la procédure à la deuxième étape. En effet, un TCR stationnaire avec tendance n'impliquerait en aucun cas la PPA, de sorte que cette éventualité n'est pas examinée.

Outre les tests directs de PPA sur le secteur exposé, nous cherchons à déterminer si, conformément à l'équation (4), les variations des TCR tous secteurs confondus s'expliquent sur longue période par les variations des doubles prix relatifs. Il est très possible, par exemple en cas de chocs aléatoires sur la productivité, que ces deux variables soient non stationnaires, ce qui non seulement rendrait caduque tout recours à l'économétrie traditionnelle, mais impliquerait également l'absence de relation de long terme, puisqu'elles suivraient une marche aléatoire, sauf dans un cas : elles peuvent être co-intégrées, c'est-à-dire qu'une combinaison linéaire des TCR et des doubles prix relatifs, ici la combinaison donnée par l'équation (4), est stationnaire alors que les deux variables prises séparément ne le sont pas. Pour tester la co-intégration de ces deux variables, nous appliquons la méthode d'Engle et Granger (1987), qui s'avère appropriée pour tester l'existence d'une relation de long terme préalablement connue entre au moins deux variables. On effectue d'abord un test de racine unitaire sur chacune des deux séries. Si l'on conclut à la non-stationnarité, nous estimons l'équation (4) et effectuons un test ADF sans constante sur le résidu ε_t de cette régression, sur la base des valeurs critiques tabulées par Engle et Yoo (1987). Si le résidu est stationnaire, les deux variables sont co-intégrées.

Enfin, nous testons une version plus lâche de la PPA sur le secteur exposé. Cheung et Lai (*op. cit.*) ont montré qu'en présence d'erreurs de mesure sur les indices de prix, dues par exemple à une mauvaise prise en compte de l'amélioration de la qualité ou de la création de nouveaux produits, il n'est pas approprié de tester la PPA par un test de racine unitaire sur le secteur exposé. Mieux vaut dans ce cas tester la co-intégration du taux de change nominal, de l'indice de prix national et de l'indice de prix étranger. Dans notre analyse économétrique, nous relâchons donc l'hypothèse de proportionnalité du taux de change nominal et des

26. Dans les tableaux de présentation des résultats figurant en ANNEXE 2, nous ne reporterons que la forme finalement retenue au terme des différentes étapes.

prix et testons si la relation $e_t = \mu(p_{t,e}^* - p_{t,e}) + \varepsilon_t$ est une relation de co-intégration, c'est-à-dire si le résidu $\varepsilon_t = e_t - \mu(p_{t,e}^* - p_{t,e})$ admet une racine unitaire.

Analyse des résultats²⁷

Les TABLEAUX 3 et 4²⁸ présentent les tests de racine unitaire²⁹ effectués sur le (log de l'indice de) TCR tous secteurs confondus par rapport au dollar, à savoir q , et sur le (log de l'indice de) double prix relatif $[(p_{ne} - p_e) - (p_{ne}^{eu} - p_e^{eu})]$. À l'exception du Japon, les doubles prix relatifs ne sont pas stationnaires au seuil de 5 %. Le rejet de l'hypothèse de racine unitaire est un peu plus fréquent dans le cas du TCR : il y a retour vers la PPA calculée sur les déflateurs du PIB, tous secteurs confondus, vis-à-vis des États-Unis pour l'Australie, la Norvège, la Suède et la Finlande au seuil de 5 %. La justification du recours aux tests de co-intégration pour déterminer s'il existe une relation entre TCR et double prix relatif ressort clairement.

De même, à l'exception du Danemark et de la Finlande pour le double prix relatif, l'hypothèse de racine unitaire est conservée au seuil de 5 % pour le (log du) taux de change nominal et pour le rapport des indices de prix national et américain $(p_e - p_e^{eu})$ ³⁰ : ces deux séries sont non stationnaires. Il conviendra donc une fois encore de recourir aux tests de co-intégration pour déterminer s'il existe une relation entre ces deux séries, lorsque nous relâcherons l'hypothèse de proportionnalité du change nominal et des prix.

Le TABLEAU 5 (ANNEXE) présente les résultats des tests de co-intégration entre TCR par rapport au dollar et double prix relatif. Il apparaît que ces deux séries ne sont co-intégrées au seuil de 5 % pour aucun des pays étudiés. Les tests économétriques ne font donc pas ressortir de relation à long terme entre ces deux variables. Conformément au premier fait stylisé, la trajectoire de long terme du taux de change réel par rapport au dollar des 13 pays étudiés ne paraît pas pouvoir s'expliquer par l'évolution du double prix relatif $(P_{ne}/P_e)/(P_{ne}^{eu}/P_e^{eu})$.

Le TABLEAU 6 présente les résultats des tests de racine unitaire effectués sur le TCR exposé. La PPA par rapport au dollar sur le secteur exposé n'apparaît globalement pas vérifiée. Il n'y a retour vers la PPA que pour l'Australie et la Finlande au seuil de 5 %. Notons que les tests effectués sur les TCR tous secteurs confondus ont conduit à de meilleurs résultats, ce qui confirme que les déviations par rapport à la PPA tous secteurs confondus s'expliquent au moins autant par le secteur exposé que par le secteur abrité. Les tests de co-intégration entre taux de change nominal e et rapport des prix $(p_e^{eu} - p_e)$ présentés au TABLEAU 7, qui visent à tester une version plus lâche de la PPA sur le secteur exposé, fournissent finalement des résultats encore moins favorables : il n'y a co-intégration que dans le

27. Les tableaux de résultats des tests de racine unitaire se décomposent en sous-tableaux. Ceux-ci correspondent chacun à une étape du test « emboîté », le dernier d'entre eux concluant quant à la nature du processus (de la série).

28. Voir ANNEXE 2.

29. Le nombre k de retards employé dans ces tests désigne le nombre de variations retardées de la variable y_t présentes dans l'équation estimée pour tester la présence d'une racine unitaire. Il est déterminé de la façon suivante : on estime l'équation ADF pour $k = 4$ et, sur la base d'un test de Student standard, on détermine si le coefficient de Δy_{t-4} est significatif au seuil de 5 %. S'il est significatif, on conserve cette équation, et la procédure est terminée. Sinon, on estime l'équation pour $k = 3$ et on teste la significativité du coefficient de Δy_{t-3} . On s'arrête lorsque le coefficient de Δy_{t-k} est significativement différent de 0, ou quand $k = 0$.

30. Sauf, pour le rapport de prix, dans le cas du Danemark et de la Finlande. Les tableaux de résultats des tests de racine unitaire sur le change nominal et le rapport de prix ne sont pas reproduits.

cas de l'Australie. Ceci est toutefois partiellement imputable à la faible puissance des tests de co-intégration sur un aussi faible nombre de données (voir *infra*).

Changement de numéraire

Il est théoriquement possible que les résultats précédents soient le fait d'un « problème du dollar », eu égard à la dépréciation tendancielle et au comportement erratique de cette devise au cours des années quatre-vingt. Ils refléteraient davantage le choix du dollar comme numéraire que la confirmation des faits stylisés. Afin d'examiner cette possibilité, nous avons effectué l'ensemble des tests précédents avec le mark comme numéraire. Il ressort qu'un changement de numéraire n'améliore que marginalement les résultats obtenus à partir du dollar, ce qui tend à confirmer la robustesse des deux premiers faits stylisés. Cela vaut particulièrement pour l'hypothèse de PPA sur le secteur exposé : au regard des tests de racine unitaire sur le TCR exposé, il n'y a retour vers la PPA sur le secteur exposé par rapport au mark que pour la France et la Norvège (TABLEAU 8) ; les tests de co-intégration entre taux de change nominal par rapport au mark et rapport des prix ($p_e^{all} - p_e$) fournissent des résultats aussi peu favorables à la PPA (TABLEAU 9). Enfin, les TCR et les doubles prix relatifs n'apparaissent pas davantage co-intégrés lorsque le mark est choisi comme numéraire (TABLEAU 10) : l'hypothèse de non-co-intégration n'est rejetée que dans 2 cas sur 13 au seuil de 5 %, avec les coefficients trop peu plausibles³¹ pour que nos conclusions soient remises en cause³².

Le problème du manque de puissance des tests

Nous sommes conscients du fait que le nombre d'observations – 27 années³³ moins le nombre de retards pour chaque équation estimée – est trop faible pour ne pas biaiser les résultats dans le sens d'une acceptation trop fréquente de l'hypothèse de racine unitaire, ce d'autant plus que la vitesse de convergence vers la PPA est lente. Ce défaut se retrouve dans la quasi totalité des travaux consacrés à la PPA en changes flottants, dès lors qu'ils portent sur des données individuelles annuelles³⁴. Frankel et Rose (1996) montrent par exemple qu'il faudrait disposer de plus d'une centaine de données annuelles pour détecter un retour vers la PPA si les déviations par rapport à celle-ci se corrigent à un rythme de 15 % par an. Cette remarque justifie l'attention que nous avons portée à la simple observation des données et à l'analyse graphique, en complément du traitement économétrique : l'observation montre par exemple que la non-vérification à long terme de la PPA relative sur le secteur exposé entre le Japon et les États-Unis ne paraît pas imputable au manque de puissance des tests de racine unitaire, eu égard à la considérable appréciation réelle du yen, quelle que soit l'année de base retenue.

31. Ces coefficients sont respectivement de 0,23 pour la France et de - 0,48 pour la Suède, alors qu'ils devraient normalement être égaux à la part du secteur abrité dans le PIB, soit environ 0,68.

32. Strauss (1996), à partir de données différentes, avait trouvé une relation de co-intégration dans les six pays (États-Unis, Canada, France, Royaume-Uni, Belgique, Finlande) de son échantillon, sur la période 1960-1990. Ses résultats sont malheureusement largement attribuables à l'existence d'un trend dans la relation testée, lequel n'a aucun fondement économique.

33. 24 pour le Canada, 25 pour la Suède, 26 pour le Danemark et les Pays-Bas.

34. Une alternative est de recourir aux données de panel, mais elle présente plusieurs lacunes, notamment celle de masquer les propriétés des séries individuelles qui nous intéressent ici.

Conclusions

En confrontant un modèle simple de taux de change réel d'équilibre de long terme d'inspiration néoclassique à des données construites à partir de la base de données sectorielles internationales (ISDB) publiée par l'OCDE (14 pays, 1970-1996), cet article a dégagé trois faits stylisés complémentaires, contraires à la théorie, dont les deux premiers ont trouvé une première confirmation économétrique : dans le cas des pays développés, il n'existe pas en général de relation nette à long terme entre TCR et (double) productivité relative du secteur exposé ; la PPA relative sur le secteur exposé à la concurrence internationale est mal vérifiée pour ces mêmes pays, particulièrement entre le dollar, le yen et le mark ; la très grande majorité des pays affichent sur longue période une forte corrélation entre taux de change réel exposé et taux de change réel abrité.

Ces observations ont amené à conclure que, dans la plupart des cas, l'évolution des TCR tous secteurs confondus des pays de l'OCDE s'explique davantage par celle du TCR du secteur exposé que par l'effet Balassa-Samuelson. C'est par exemple le cas du Japon vis-à-vis des États-Unis : contrairement aux résultats de plusieurs travaux antérieurs, l'appréciation réelle du yen au cours des deux décennies écoulées tient davantage à l'envolée de son TCR exposé qu'à un effet Balassa-Samuelson qui apparaît assez faible.

Notre propos n'est pas de critiquer la théorie de Balassa-Samuelson dans son ensemble, mais plutôt de préciser son champ d'application : s'il est probable qu'elle explique une grande partie des écarts de niveaux de prix entre pays développés et pays en développement³⁵, elle ne permet pas d'expliquer les variations des taux de change réels des pays développés sur longue période.

De façon générale, les résultats de cette étude lancent plusieurs défis aux économistes.

Comment expliquer les divergences des niveaux de prix du secteur exposé entre pays de l'OCDE ? Par exemple, pourquoi l'arbitrage n'exerce-t-il pas de force de rappel vers la PPA, alors que le TCR du secteur exposé du yen s'est apprécié de près de 130 % en 26 ans ? Plusieurs hypothèses peuvent être formulées : segmentation très forte des marchés, transmission incomplète des mouvements du taux de change nominal aux prix (degré de « Pass-through » inférieur à 100 %) ou, plus probablement sur longue période, existence de biens échangeables très différents entre pays, dont les caractéristiques évoluent très rapidement. On peut également envisager une explication à partir des spécialisations marquées de la triade États-Unis-Europe-Japon. Sous cette dernière hypothèse, les mouvements de taux de change réel du secteur exposé seraient fortement corrélés aux termes de l'échange³⁶. Il serait intéressant de se pencher sur cette éventuelle corrélation.

Pourquoi n'existe-t-il en général aucune différence sensible entre les taux de change réels des secteurs exposé et abrité dans les pays développés ? Outre l'hypothèse d'une persistance des variations de taux de change réels induites par des mouvements de taux de change nominaux, il est possible que les biens échangeables et non échangeables soient fortement substituables, de sorte que les varia-

35. Voir par exemple Summers & Heston (1991).

36. Rappelons que lorsque les nations sont complètement spécialisées dans la production de biens différents, le taux de change réel s'identifie aux termes de l'échange.

tions des taux de change réels du secteur exposé entraînent dans leur sillage celles du secteur abrité.

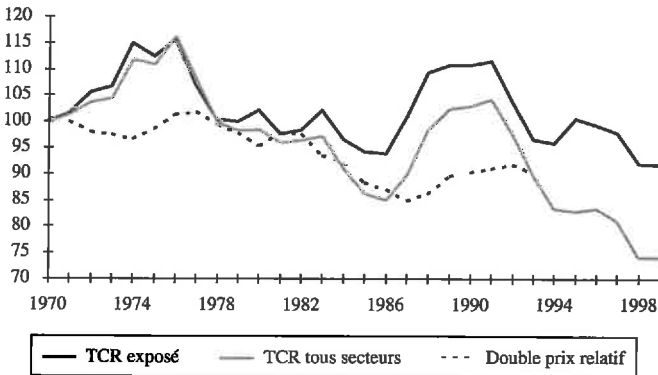
Enfin pourquoi, au sein du groupe des pays industriels, l'effet Balassa-Samuelson est-il si faible sur longue période ? Il est probable que la technologie circule de plus en plus rapidement. L'existence de multinationales implantées dans ces pays, tant dans le secteur abrité que dans le secteur exposé, favorise en effet la convergence des niveaux de productivité dans tous les secteurs.

R. D.

ANNEXE 1

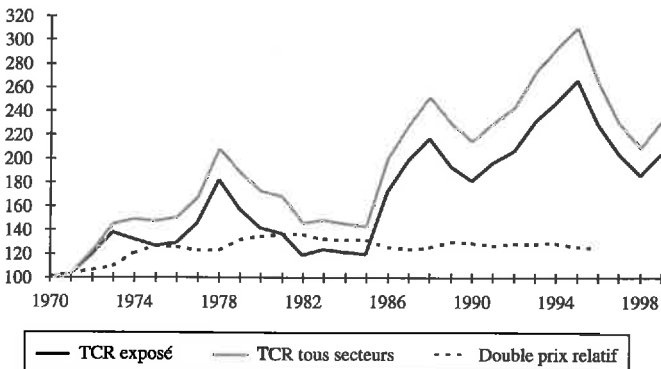
GRAPHIQUE 3

Canada : TCR/\$ tous secteurs, TCR/\$ secteur exposé
et double prix relatif des biens non échangeables

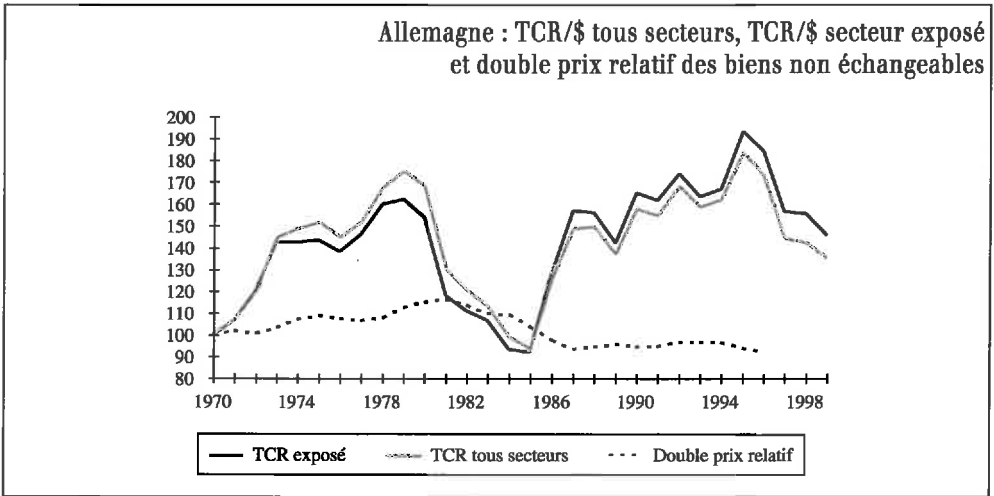


GRAPHIQUE 4

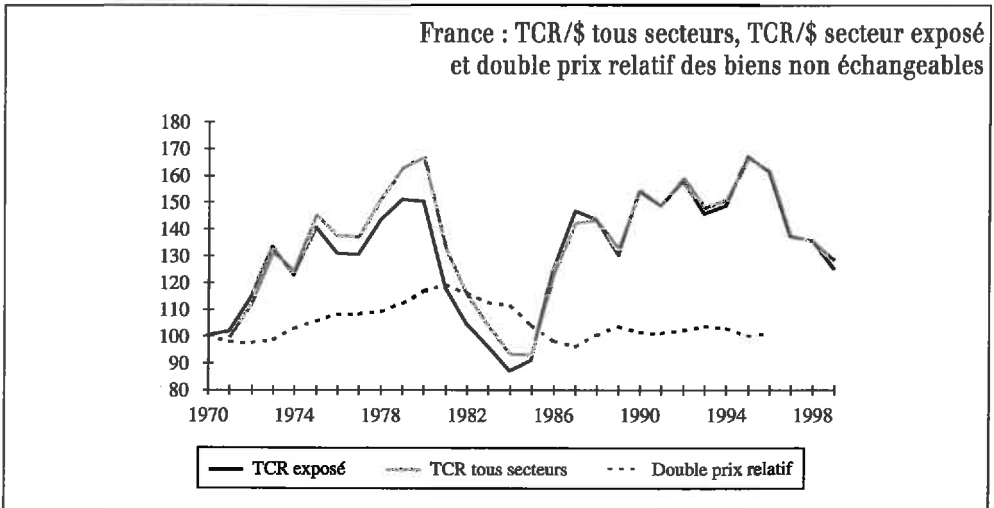
Japon : TCR/\$ tous secteurs, TCR/\$ secteur exposé
et double prix relatif des biens non échangeables



GRAPHIQUE 5

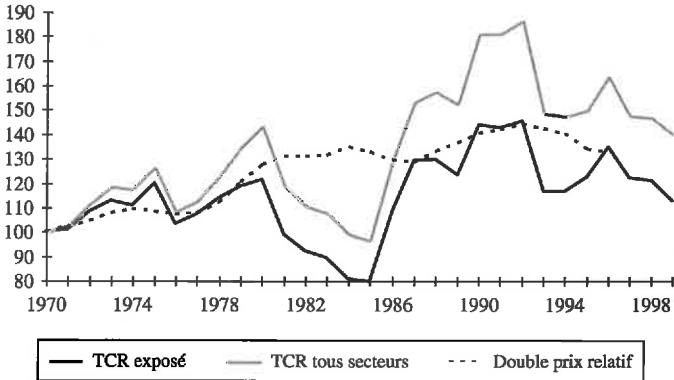


GRAPHIQUE 6



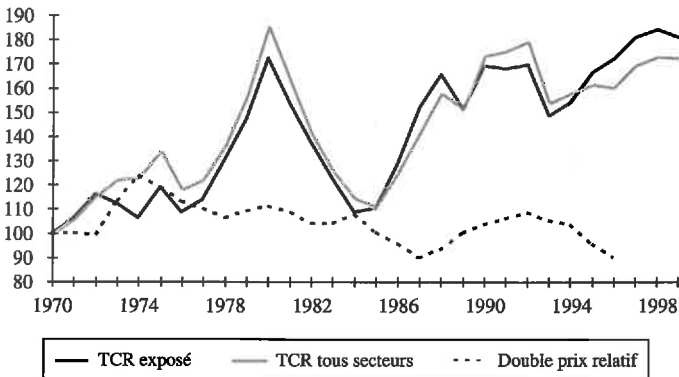
GRAPHIQUE 7

Italie : TCR/\$ tous secteurs, TCR/\$ secteur exposé
et double prix relatif des biens non échangeables



GRAPHIQUE 8

Royaume-Uni : TCR/\$ tous secteurs, TCR/\$ secteur exposé et double prix relatif des
biens non échangeables



ANNEXE 2

TABLEAU 3

Test de racine unitaire sur $\text{Ln}[\text{TCR global}/\$]$ (1970-1996)				
	t(ADF)	t(Constante)	Nombre de retards	Nature du processus
Canada	-0,48		1	Non stationnaire
Japon	1,54		0	Non stationnaire
Allemagne	0,86		0	Non stationnaire
France	0,77		0	Non stationnaire
Italie	0,81		0	Non stationnaire
Royaume-Uni	0,88		0	Non stationnaire
Australie	-3,29**	3,30**	1	Stationnaire avec constante
Pays-Bas	-0,38		0	Non stationnaire
Belgique	0,3		1	Non stationnaire
Danemark	1,0		0	Non stationnaire
Norvège	-3,02**	3,04**	1	Stationnaire avec constante
Suède	-3,16**	3,16**	4	Stationnaire avec constante
Finlande	-3,21**	3,23**	1	Stationnaire avec constante

Notes : t(ADF) est la statistique de Dickey-Fuller. Valeurs critiques tabulées dans MacKinnon (1991) ;
t(Constante) est le t de Student de la constante. Valeurs critiques tabulées dans Dickey & Fuller (1981) ;
la significativité statistique au seuil de 5 % est notée par ** ;
la significativité au seuil de 10 % est notée par *.

TABLEAU 4

Test de racine unitaire sur $\text{Ln}[(\text{Px abrité}/\text{Px exposé})/(\text{Px abrité EU}/\text{Px exposé EU})]$ (1970-1996)					
	t(ADF)	t(Tendance)	t(Constante)	Retards	Nature du processus
Canada	-1,01			0	Non stationnaire
Japon	-3,19**		3,20**	1	Stationnaire avec constante
Allemagne	-0,58			1	Non stationnaire
France	0,20			1	Non stationnaire
Italie	1,37			2	Non stationnaire
Royaume-Uni	-3,70**	-2,75*		1	(Stationnaire avec tendance à 10 %)
Australie	-2,70*		2,70**	2	(Stationnaire avec constante à 10 %)
Pays-Bas	-0,55			1	Non stationnaire
Belgique	1,05			0	Non stationnaire
Danemark	-1,07			0	Non stationnaire
Norvège	-1,21			0	Non stationnaire
Suède	0,13			0	Non stationnaire
Finlande	0,39			0	Non stationnaire

Notes : t(ADF) est la statistique de Dickey-Fuller. Valeurs critiques tabulées dans MacKinnon (1991) ;
t(Constante) est le t de Student de la constante. Valeurs critiques tabulées dans Dickey & Fuller (1981) ;
la significativité statistique au seuil de 5 % est notée par ** ;
la significativité au seuil de 10 % est notée par *.

TABLEAU 5

Test de co-intégration entre $\ln[\text{TCR global}/\$]$ et $\ln[(\text{Px abrité}/\text{Px exposé})/(\text{Px abrité EU}/\text{Px exposé EU})]$ (1970-1996)

	Coefficient de la relation	t(ADF) sur résidu de la relation	Retards	Nature de la relation
Canada	0,91	- 1,93	0	Non co-intégration
Japon	1,94	- 1,18	0	Non co-intégration
Allemagne	- 0,65	- 2,76	1	Non co-intégration
France	- 0,01	- 1,93	0	Non co-intégration
Italie	1,06	- 1,83	0	Non co-intégration
Royaume-Uni	- 0,15	- 2,61	1	Non co-intégration
Australie	1,90	- 3,78*	1	(Co-intégration à 10 %)
Pays-Bas	0,30	- 2,54	1	Non co-intégration
Belgique	- 0,15	- 2,74	1	Non co-intégration
Danemark	- 0,42	- 2,53	1	Non co-intégration
Norvège	- 0,53	- 3,18	0	Non co-intégration
Suède	0,15	- 3,24	4	Non co-intégration
Finlande	1,35	- 3,17	1	Non co-intégration

Notes : t(ADF) est la statistique de Dickey-Fuller. Valeurs critiques tabulées dans Engle & Yoo (1987) ;

la significativité statistique au seuil de 5 % est notée par ** ; la significativité au seuil de 10 % est notée par *.

Les valeurs critiques retenues, tabulées pour 0 retard, sont supérieures ou égales aux « vraies » valeurs, ce qui aboutit à des résultats légèrement trop « conservateurs ».

TABLEAU 6

Test de racine unitaire sur $\ln[\text{TCR exposé}/\$]$ (1970-1996)

	t(ADF)	t(Constante)	Retards	Nature du processus
Canada	- 0,18		0	Non stationnaire
Japon	1,23		0	Non stationnaire
Allemagne	0,93		0	Non stationnaire
France	0,72		0	Non stationnaire
Italie	0,47		0	Non stationnaire
Royaume-Uni	1,01		0	Non stationnaire
Australie	- 3,62**	3,63**	1	Stationnaire avec constante
Pays-Bas	0,92		0	Non stationnaire
Belgique	0,47		0	Non stationnaire
Danemark	1,16		0	Non stationnaire
Norvège	1,18		0	Non stationnaire
Suède	0,07		0	Non stationnaire
Finlande	- 3,21**	3,23**	1	Stationnaire avec constante

TABLEAU 7

Test de co-intégration entre Ln[TCN/\$] et Ln[Px exposé EU/exposé] (1970-1996)				
	Coefficient de la relation	t(ADF) sur résidu de la relation	Retards	Nature de la relation
Canada	1,09	- 2,65	1	Non co-intégration
Japon	2,20	- 3,14	1	Non co-intégration
Allemagne	1,27	- 2,35	1	Non co-intégration
France	0,61	- 1,78	1	Non co-intégration
Italie	0,86	- 1,93	0	Non co-intégration
Royaume-Uni	0,52	- 3,56*	1	(Co-intégration à 10 %)
Australie	1,09	- 4,10**	1	Co-intégration
Pays-Bas	1,02	- 2,26	1	Non co-intégration
Belgique	- 0,21	- 2,82	1	Non co-intégration
Danemark	0,13	- 2,20	1	Non co-intégration
Norvège	0,30	- 2,75	1	Non co-intégration
Suède	0,88	- 2,62	1	Non co-intégration
Finlande	0,30	- 3,42*	1	(Co-intégration à 10 %)

TABLEAU 8

Test de racine unitaire sur Ln[TCR exposé/DM] (1970-1996)				
	t(ADF)	t(Constante)	Retards	Nature du processus
États-Unis	- 1,07		0	Non stationnaire
Canada	- 0,95		0	Non stationnaire
Japon	0,36		0	Non stationnaire
France	- 3,17**	3,16**	0	Stationnaire avec constante
Italie	- 0,96		0	Non stationnaire
Royaume-Uni	- 2,68*	2,70**	3	(Stationnaire avec constante à 10 %)
Australie	- 0,58		0	Non stationnaire
Pays-Bas	- 0,77		0	Non stationnaire
Belgique	- 1,27		0	Non stationnaire
Danemark	0,38		0	Non stationnaire
Norvège	- 3,26**	3,26**	1	Stationnaire avec constante
Suède	- 1,39		2	Non stationnaire
Finlande	- 0,37		0	Non stationnaire

TABLEAU 9

Test de co-intégration entre Ln[TCN/DM] et Ln[Px exposé Allemagne/Px exposé] (1970-1996)

	Coefficient de la relation	t(ADF) sur résidu de la relation	Retards	Nature de la relation
États-Unis	1,27	- 2,35	1	Non co-intégration
Canada	1,22	- 2,64	1	Non co-intégration
Japon	1,76	- 2,15	0	Non co-intégration
France	1,04	- 3,28*	0	(Co-intégration à 10 %)
Italie	1,05	- 2,27	0	Non co-intégration
Royaume-Uni	0,85	- 2,71	3	Non co-intégration
Australie	- 1,30	- 1,27	0	Non co-intégration
Pays-Bas	0,63	- 1,06	0	Non co-intégration
Belgique	2,06	- 1,84	0	Non co-intégration
Danemark	0,90	- 3,63*	1	(Co-intégration à 10 %)
Norvège	0,96	- 3,34*	1	(Co-intégration à 10 %)
Suède	1,22	- 4,70**	1	Co-intégration
Finlande	0,89	- 2,32	1	Non co-intégration

TABLEAU 10

Test de co-intégration entre Ln[TCR global/DM] et Ln[(Px abrité/Px exposé)/(Px abrité Allemagne/Px exposé Allemagne)] (1970-1996)

	Coefficient de la relation	t(ADF) sur résidu de la relation	Retards	Nature de la relation
États-Unis	- 0,65	- 2,76	1	Non co-intégration
Canada	0,20	- 2,79	1	Non co-intégration
Japon	1,94	- 3,38*	0	(Co-intégration à 10 %)
France	0,23	- 3,76**	0	Co-intégration
Italie	0,59	- 2,35	0	Non co-intégration
Royaume-Uni	- 0,71	- 2,68	1	Non co-intégration
Australie	- 1,70	- 2,19	0	Non co-intégration
Pays-Bas	1,04	- 1,76	0	Non co-intégration
Belgique	- 0,32	- 2,90	1	Non co-intégration
Danemark	0,28	- 1,98	0	Non co-intégration
Norvège	0,93	- 3,32*	1	(Co-intégration à 10 %)
Suède	- 0,48	- 4,63**	1	Co-intégration
Finlande	0,20	- 2,90	1	Non co-intégration

RÉFÉRENCES

- Anker P. (1999), "Pitfalls in Panel Tests of Purchasing Power Parity", *Weltwirtschaftliches Archiv* 135 (3): 437-453.
- Asea P. & E. Mendoza (1994), *Do Long-Run Productivity Differentials Explain Long-Run Real Exchange Rates ?*, IMF Working Paper n° 94/60, mai, Fonds monétaire international.
- Balassa B. (1964), "The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal", *Journal of Political Economy* 72: 584-596.
- Bundesbank (1995), "Overall Determinants of the Trends in the Real External Value of the Deutsche Mark", *Deutsche Bundesbank Monthly Report*, août.
- Canzoneri M., R. Cumby & B. Diba (1996), *Relative Labor Productivity and the Real Exchange Rate in the Long-Run: Evidence for a Panel of OECD Countries*, NBER Working Paper n° 5676, juillet, National Bureau of Economic Research.
- Cheung Y-W & K. Lai (1993), "Long-Run Purchasing Power Parity During the Recent Float", *Journal of International Economics* 34: 181-192.
- De Gregorio J., A. Giovannini & T. Krueger (1993), *The Behavior on Nontradable-Goods Prices in Europe: Evidence and Interpretation*, IMF Working Paper n° 93/45, mai, Fonds monétaire international.
- De Gregorio J., A. Giovannini & H. Wolf (1994), "International Evidence on Tradables and Nontradables Inflation", *European Economic Review* 38(6): 1225-1244.
- De Gregorio J. & H. Wolf (1994), *Terms of Trade, Productivity and the Real Exchange Rate*, NBER Working Paper n° 5676, juillet, National Bureau of Economic Research.
- De Loach S. (1997), "Do Relative Prices of Non-Traded Goods Determine Long-Run Real Exchange Rates ?", *Canadian Journal of Economics* 30(4): 891-909.
- Dickey D. & W. Fuller (1981), "The Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica* 49(4): 1057-1072.
- Dutton M. & J. Strauss (1997), "Cointegration Tests of Purchasing Power Parity: The Impact of Non-Traded Goods", *Journal of International Money and Finance* 16(3): 433-444.
- Engel C. (1999), "Accounting for U.S. Real Exchange Rate Changes", *Journal of Political Economy* 107(3): 507-538.
- Engle R. & C. Granger (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica* 55(2): 251-276.
- Frankel J. & A. Rose (1996), "A Panel Project on Purchasing Power Parity: Mean Reversion Within and Between Countries", *Journal of International Economics* 40(1-2): 209-224.
- Froot K. & K. Rogoff (1991), *Government Consumption and the Real Exchange Rate: The Empirical Evidence*, mimeo, Harvard Business School.
- Hsieh D. (1982), "The Determination of the Real Exchange Rate: The Productivity Approach", *Journal of International Economics* 12(3-4): 355-362.
- Kravis I., A. Heston & R. Summers (1982), *World Product and Income: International Comparisons of Real Gross Product*, The John Hopkins University Press, Baltimore.
- Kravis I. & R. Lipsey (1983), "Toward an Explanation of National Price Levels", *Princeton Studies in International Finance* 52: 1-32, Princeton, NJ: International Finance Center, Princeton University.
- Lafay G. (1984), « Pour des taux de change de référence », *Économie Prospective Internationale*, la Revue du CEPII n° 17, 1^{er} trimestre, p. 37-61.
- Lipschitz L. & D. McDonald (1991), *Real Exchange Rates and Competitiveness : A Clarification of Concepts, and Some Measurements for Europe*, IMF Working Paper n° 91/25, Fonds monétaire international.
- MacDonald R. (1996), "Panel Unit Root Tests and Real Exchange Rates", *Economics Letters* 50(1): 7-11.

- Marston R. (1987), "Real Exchange Rates and Productivity Growth in the United States and Japan", dans *Real-Financial Linkages Among Open Economies*, sous la direction de S. Arndt & J. Richardson, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- McKinnon R. (1991), "Critical Values for Cointegration Tests", dans *Readings in Cointegration*, sous la direction de R. Engle & C. Granger, Oxford, Oxford University Press.
- Mellis C. (1993), "Tradable and Non-Tradable Inflation in the United Kingdom and the European Community", *Bank of England Quarterly Bulletin* 33(1), février.
- Micossi S. & G.-M. Milesi-Ferretti (1994), *Real Exchange Rates and the Price of Nontradable Goods*, IMF Working Paper n° 94/19, février, Fonds monétaire international
- O'Connell P. (1998a), "The Overvaluation of Purchasing Power Parity", *Journal of International Economics* 44(1): 1-19.
- _____ (1998b), "Market Frictions and Real Exchange Rates", *Journal of International Money and Finance* 17(1): 71-95.
- Samuelson P. (1964), "Theoretical Notes on Trade Problems", *The Review of Economics and Statistics* 46: 145-154.
- Strauss J. (1996), "The Cointegrating Relationship between Productivity, Real Exchange Rates and Purchasing Power Parity", *Journal of Macroeconomics* 18(2): 299-313.
- Summers R. & A. Heston (1991), "The Penn World Table (Mark 5): An Expanded Set of International Comparisons : 1950-1988", *The Quarterly Journal of Economics* 106(2): 327-368.
- Wei S. & D. Parsley (1995), *Purchasing Power Parity During the Floating Rate Period: Exchange Rate Volatility, Trade Barriers and Other Culprits*, NBER Working Paper n° 5032, février, National Bureau of Economic Research.