

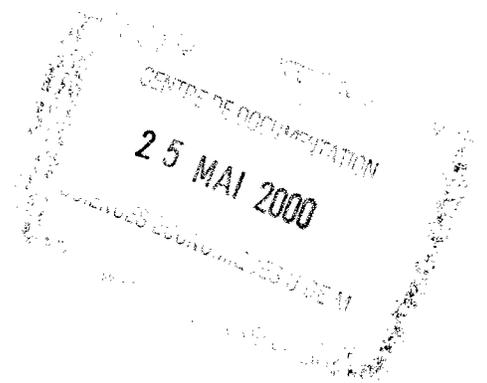
La Variabilité du Taux de Change Réel : Incidence sur la Parité du Pouvoir d'Achat

Éric Auger

Rapport de Recherche

Université de Montréal

Mai 2000



J'aimerais remercier Emanuela Cardia, ma directrice de projet, pour sa précieuse collaboration et Francisco Ruge-Murcia, mon codirecteur, pour son temps accordé à ma partie empirique. Je tiens également à remercier le professeur Andrew Rose, de l'université Berkeley, pour sa base de données et ses conseils judicieux et finalement, Karine Chalifoux, lectrice et critique assidue.

INTRODUCTION.....	3
LA PARITÉ DU POUVOIR D'ACHAT.....	5
LA VERSION DE LA PPA ABSOLUE.....	5
LA VERSION DE LA PPA RELATIVE.....	7
ÉTUDE THÉORIQUE.....	9
MODÈLE DE MUNDELL-FLEMING.....	9
MODÈLE DE DORNBUSH.....	10
MODÈLES DE RIGIDITÉ DES PRIX.....	12
DÉVIATIONS DE LA PPA.....	14
VARIABILITÉ DU TAUX DE CHANGE RÉEL.....	17
LES IMPLICATIONS.....	20
MÉTHODES D'ESTIMATION DE LA PPA.....	22
LA PARITÉ DU POUVOIR D'ACHAT COMME HYPOTHÈSE NULLE.....	22
LE TAUX DE CHANGE RÉEL CONSIDÉRÉ COMME UNE MARCHE ALÉATOIRE.....	24
LA CO-INTEGRATION.....	27
ÉTUDE EMPIRIQUE.....	29
MÉTHODOLOGIE ET DONNÉES.....	29
STATISTIQUES DESCRIPTIVES.....	32
RÉSULTATS.....	33
EXTENSION DE L'ESTIMATION.....	38
CONCLUSION.....	39
BIBLIOGRAPHIE.....	40
ANNEXE.....	42
<i>Tableau A-1 : Valeurs critiques de tests de racine unitaire sans effets</i> <i>spécifiques ou tendance dans le temps.....</i>	<i>43</i>
<i>Tableau A-2 : Valeurs critiques de tests de racine unitaire avec effets</i> <i>spécifiques mais sans tendance dans le temps.....</i>	<i>44</i>
<i>Tableau A-3 : Valeurs critiques de tests de racine unitaire avec effets</i> <i>spécifiques et tendance dans le temps.....</i>	<i>45</i>
<i>Tableau A-4 : Valeurs critiques de tests de racine unitaire avec effets</i> <i>Spécifiques à l'individu.....</i>	<i>46</i>

GRAPHIQUE 1 :	ÉVOLUTION DES TAUX DE CHANGE NOMINAL ET RÉEL CANADIENS AINSI QUE L'INDICE DES PRIX PAR RAPPORT AUX ÉTATS-UNIS.....	18
GRAPHIQUE 2 :	ÉVOLUTION DES TAUX DE CHANGE NOMINAL ET RÉEL JAPONAIS AINSI QUE L'INDICE DES PRIX PAR RAPPORT AUX ÉTATS-UNIS.....	18
GRAPHIQUE 3 :	ÉVOLUTION DES TAUX DE CHANGE NOMINAL ET RÉEL ANGLAIS AINSI QUE L'INDICE DES PRIX PAR RAPPORT AUX ÉTATS-UNIS.....	19
GRAPHIQUE 4 :	ÉVOLUTION DES TAUX DE CHANGE NOMINAL ET RÉEL AUSTRALIENS AINSI QUE L'INDICE DES PRIX PAR RAPPORT AUX ÉTATS-UNIS.....	19
FIGURE 1 :	DIFFÉRENCE DU LOGARITHME DU TAUX DE CHANGE RÉEL POUR LA PÉRIODE 1948-1998.....	32
FIGURE 2 :	LOGARITHME DU TAUX DE CHANGE RÉEL POUR LA PÉRIODE DE 1948-1998.....	32
FIGURE 3 :	DIFFÉRENCE DU LOGARITHME DU TAUX DE CHANGE RÉEL POUR LA PÉRIODE 1973-1998.....	32
FIGURE 4 :	LOGARITHME DU TAUX DE CHANGE RÉEL POUR LA PÉRIODE DE 1973-1998.....	32
TABLEAU 1 :	ESTIMATION DE ΔQ_{Tt} SUR Q_{Tt-1} POUR LA PÉRIODE 1948-1998.....	33
TABLEAU 2 :	ESTIMATION DE ΔQ_{Tt} SUR Q_{Tt-1} POUR LA PÉRIODE 1973-1998 (EFFET FIXE).....	35
TABLEAU 3 :	ESTIMATION DE ΔQ_{Tt} SUR Q_{Tt-1} POUR LA PÉRIODE 1973-1998 (EFFET ALÉATOIRE).....	38

INTRODUCTION

La parité du pouvoir d'achat est une théorie extrêmement controversée. Les économistes ne s'entendent pas sur sa nature et ses dérivées. La théorie de la PPA débute avec le respect de la loi du prix unique qui suppose que les biens échangés devraient être du même prix entre les pays en faisant abstraction des barrières à l'échange et des coûts de transport. Cependant, il existe des biens qui ne sont pas échangeables et qui nuisent au respect de la PPA. Par exemple, les services d'un coiffeur peuvent être difficilement échangés dans un pays voisin. La valeur des prix pour les biens non échangeables varie autant entre les pays qu'il existe de pays. Pourtant, la valeur des biens non échangeables est considérée lorsque l'on vérifie la parité du pouvoir d'achat, soit par exemple dans l'indice des prix à la consommation (IPC).

Il est suggéré, empiriquement, que la PPA tient à long terme. Cela s'explique par la présence de fluctuations du taux de change réel provoquant la disparité du pouvoir d'achat pour un certain laps de temps. Puis, à long terme, un mouvement de retour à la moyenne du taux de change réel s'effectue suscitant ainsi le respect de la PPA. Plusieurs tests empiriques, notamment celui de racine unitaire sur le taux de change réel, ont permis de trouver ce taux de convergence que les économètres appellent le taux de demi-vie.

Ce rapport se veut d'abord une rétrospective des théories macroéconomiques depuis le début du siècle. En somme, le modèle « d'overshooting » proposé par Dornbush, avec la rigidité des prix, est le plus adéquat pour expliquer les déviations de la PPA. D'un point de vue microéconomique, on parle surtout de segmentation des marchés et de différence d'arbitrage. Il ne serait pas insensé de penser que la combinaison des deux hypothèses expliquerait mieux les déviations de la PPA.

Le développement d'outils économétriques nous a permis de raffiner l'approche empirique et a élargi l'éventail de tests. Ce document se veut aussi un survol des différentes approches pour tester la parité du pouvoir d'achat qui ont été élaborées dans le dernier siècle.

Les tests empiriques que j'ai effectués avec l'aide de test de racine unitaire ne m'ont pas permis de rejeter l'hypothèse nulle de non-stationnarité pour la période de 1973 à 1998. Cependant, je suis en mesure de retrouver la parité du pouvoir d'achat à long terme et de l'expliquer par la grande variabilité dans le taux de change réel à l'intérieur d'un régime de taux de change flottant. Ce résultat rejoint ce que l'on peut trouver dans la littérature moderne.

Par exemple, Lothian et Taylor (1995) utilisent 200 ans de données en série chronologique sur les taux de change dollars-livre sterling et livre sterling-franc français. Ils rejettent l'hypothèse nulle de non-stationnarité et estiment le taux de demi-vie de 6 ans pour la première relation de taux de change et de 3 ans pour la seconde. Toutefois, lorsque les auteurs ne considèrent que la période après 1973, ils ne sont pas en mesure de rejeter l'hypothèse nulle. Ils expliquent ce résultat par la grande volatilité du taux de change au cours de cette période et le nombre peu élevé de données. Dans l'article de Frankel et Rose (1995), les auteurs utilisent un panel de données pour 150 pays membres du FMI entre 1948 et 1992. Ils effectuent plusieurs tests de racine unitaire, entre autre chose avec les données post-1973 et en introduisant d'une part l'effet spécifique à un pays, et d'autre part l'effet spécifique à l'année. Les résultats qu'ils obtiennent ne surprennent pas. Pour les données après 1973, ils ne peuvent rejeter l'hypothèse nulle malgré le panel de données. Ils estiment un taux de demi-vie de 4 ans. Dans un article de Wei et Parsley, les auteurs prennent les données post-1973 en incluant vingt catégories de biens et services, dont douze catégories de biens échangeables, et 91 pays. Contrairement aux résultats des deux autres articles précédant, les auteurs sont en mesure de rejeter l'hypothèse nulle de non stationnarité s'ils ne considèrent que les biens échangeables et estiment un taux de demi-vie de 4.75 ans.

Par contre, selon mes résultats, la tendance de l'estimation des paramètres de régression tourne autour de -0.07, ce qui représente un taux de demi-vie de 10 ans. C'est beaucoup plus élevé que ce qui est rapporté dans les ouvrages de recherches. Probablement qu'une erreur dans les données est la source de cette évaluation trop large.

LA PARITÉ DU POUVOIR D'ACHAT

La théorie de la parité du pouvoir d'achat suppose que la variation dans le niveau des prix relatifs entre deux pays sur une certaine période de temps détermine le taux de change entre deux devises monétaires. Il existe deux versions de la PPA, l'une dite absolue et la deuxième dite relative. La différence entre les deux se situe au niveau de la proportion des prix relatifs et, de plus, la première repose sur la loi du prix unique. Voyons en détail les deux formes que peut prendre la PPA.

LA VERSION DE LA PPA ABSOLUE

Tout d'abord, la loi du prix unique est basée sur la prémisse selon laquelle le prix d'un bien homogène dans un pays sera le même partout ailleurs, à la condition que les prix s'expriment en une monnaie commune et que les frictions pouvant exister sur le marché soient omises. Les frictions sur le marché peuvent être de natures tarifaires (barrière à l'entrée, coûts de transport) ou encore stratégiques (quotas).

La loi du prix unique comprend le phénomène d'arbitrage sur les marchés. La notion d'arbitrage signifie qu'une opération d'achat et de vente en vue de tirer bénéfice des différences de cours entre deux biens similaires sur la même place (ou entre deux places différentes sur le même bien) est possible. Grâce à l'arbitrage, il existe un mouvement d'équilibre à long terme qui s'opère pour éviter que chacun ne s'enrichisse au détriment des autres.

Supposons que p représente le prix d'un bien spécifique au Canada et que p^* représente le prix du même bien à l'étranger. Puis e , quant à lui, représente le taux de change entre le Canada et le pays étranger (quantité de dollars canadiens / unité de devise étrangère) parce que les prix s'expriment en une devise commune. Lorsque la loi du prix unique est respectée on retrouve l'égalité suivante;

$$p = p^*e. \quad (1)$$

Si la loi du prix unique tient pour les biens pris individuellement, alors manifestement, on retrouve la même égalité pour un panier de biens. Supposons maintenant un indice des prix, P , fonction de tous les prix domestiques au Canada et l'équivalent, P^* , indice des prix dans un pays étranger. En introduisant l'indice des prix dans l'équation (1), le taux de change e devient ;

$$e = \frac{P}{P^*} \quad (2)$$

$$= \frac{\text{Prix en dollars d'un panier de biens}}{\text{Prix du même panier de biens en devise étrangère}}$$

Ainsi, la parité absolue du pouvoir d'achat se justifie en valeur de prix pour un panier de biens. Le prix d'un panier de biens entre deux pays est le même si les prix s'expriment en une monnaie commune. En d'autres mots, si $p_i / p_i^* = k$ pour le bien i , alors nous avons $e = P / P^* = k$.¹ C'est la forme que prend la PPA absolue.

La parité du pouvoir d'achat se reflète dans le taux de change réel. Le taux de change réel, q , désigne un rapport comparatif des prix relatifs entre deux pays, exprimé en une monnaie commune et se présentant sous la forme

$$q = \frac{P}{e P^*} \quad (3)$$

Peu importe les chocs réels ou monétaires dans l'économie et grâce surtout à la présence d'arbitrage, le rapport des prix relatifs entre deux pays (le taux de change réel) sera toujours égal à 1 ($P / e P^* = 1$).

Il existe des restrictions à l'équation (3). En effet, le prix d'un bien quelconque ne sera pas nécessairement identique d'un pays à l'autre. L'endroit où se trouve le bien est

¹ La variable k désigne une constante.

extrêmement important. Les coûts de transport ainsi que les barrières à l'entrée interfèrent de façons différentes dans le niveau des prix, que les biens soient situés à Montréal ou à Tokyo. Néanmoins, cette différence de prix entre deux endroits ne suggère pas une imperfection dans les marchés, mais plutôt qu'il est difficile de contrôler le déplacement des biens entre deux villes de pays différents sans y ajouter le moindre coût. Il faut faire attention, cela ne veut pas dire non plus que les obstacles à l'entrée et les coûts de transports écartent complètement la relation entre les prix de biens situés à deux endroits différents, mais plutôt qu'il est possible d'observer des écarts dans les prix.

LA VERSION DE LA PPA RELATIVE

La version relative de la parité du pouvoir d'achat, quant à elle, évoque les variations dans les prix relatifs et le taux de change. Une variation du niveau des prix relatifs dans un pays sera compensée par une variation du taux de change pour égaliser les prix partout ailleurs. Autrement dit, en considérant les barrières à l'entrée, une augmentation (diminution) des prix relatifs à l'intérieur d'un pays implique une dépréciation (appréciation) proportionnelle de la devise du pays. On illustre le taux de change de la façon suivante² :

$$e = \theta P / P^*$$

La PPA relative devient alors³ :

$$\Delta (P / e P^*) = \theta \quad (4)$$

La version absolue de la parité du pouvoir d'achat est basée sur la loi du prix unique contrairement à la version relative de la PPA. Cette dernière tient compte des barrières à l'échange et des coûts de transports, illustrée par la présence de θ , contraignant ainsi la loi du prix unique. De plus, les économistes se servent de l'indice des prix à la consommation (IPC) ou encore de l'indice implicite du PIB pour exprimer la version

² θ représente une valeur constante d'obstacle à l'échange.

³ Le rapport dans les variations des prix relatifs et du taux de change est constant mais pas nécessairement de un pour un. Dans le cas où θ prend la valeur 1, on retrouve la version absolue de la PPA.

relative de la PPA.⁴ Ces indices se présentent sous forme de moyenne arithmétique et ne permettent pas de retrouver la loi du prix unique. En effet, la mise sur pied de ces indices nécessite le partage de divers biens qui ne s'avèrent pas strictement identiques entre les pays par la présence des biens de secteurs non échangeables (plus particulièrement les services).

⁴ Ces indices expriment un rapport, en pourcentage, entre le niveau moyen des prix à une période donnée et le niveau moyen des prix à une période antérieure.

ÉTUDE THÉORIQUE

Depuis la première ébauche théorique de la parité du pouvoir d'achat apparue au XVI^e siècle à l'école Salamanca en Espagne et depuis les écritures d'un certain Gerard de Malynes en Grande-Bretagne, plusieurs théoriciens ont contribué au développement de nouvelles idées concernant la parité du pouvoir d'achat. En effet, au cours du XIX^e siècle, Ricardo, Mills, Goshen et Marshall, pour ne nommer que ceux-là, ont mis sur pied de nouveaux concepts permettant de faciliter l'analyse de la PPA.⁵ À la fin de la première guerre mondiale, un économiste suédois du nom de Gustav Cassel est devenu le protagoniste de la théorie du pouvoir d'achat. Il dénonce l'échec de la théorie de la parité du pouvoir d'achat en pleine période d'étalon-or avant la première guerre mondiale. Il présente une toute nouvelle approche basée sur la théorie de l'inflation et du taux de change. Il affirme alors que la déflation dans un vaste pays comme la Grande-Bretagne est inévitable pour répondre aux exigences de la PPA, ce qui est à son avis peu orthodoxe.⁶ À cette époque, Cassel reconnaît la parité du pouvoir d'achat comme étant une théorie intransigeante malgré qu'il croie possible que le taux de change cause une déviation transitoire de la PPA. Il n'avait pas tout à fait tort. En effet, la période 1913-1928 de chocs monétaires est venue appuyer les dires de Cassels.⁷ Cependant, les économistes demeurent sceptiques à ce que le retour à la parité du pouvoir d'achat survienne exclusivement à la suite d'un choc monétaire.

MODÈLE DE MUNDELL-FLEMING

Après la deuxième guerre mondiale, un grand changement vient perturber l'économie en général lorsque les pays adoptent un régime de taux de change flexible. Le modèle de Mundell, élaboré en 1967 sur l'approche monétaire de la balance des paiements, s'avère d'une grande utilité pour expliquer l'approche théorique de la parité du pouvoir d'achat dans ce régime de taux de change. Ce modèle reflète les discussions au cours des années

⁵ J'incite le lecteur intéressé à consulter l'article de Dornbush (1987), qui fait état de l'évolution historique des nouvelles théories concernant la PPA.

⁶ Voir les premières publications de Cassel sur le sujet dans "The Economic Journal - 1916"

⁷ Voir l'article de Young (1925).

'60, de théories macro-économiques en économie ouverte. Le comportement du taux de change dans les conditions strictes de la théorie absolue de la parité du pouvoir d'achat est interprété de la même manière qu'un phénomène monétaire. La version absolue de la PPA à partir de laquelle on introduit la théorie monétaire des quantités résulte en une équation simple du taux de change, fonction de l'offre de monnaie, de la vélocité de la monnaie et de la production intérieure⁸ :

$$e = (M / M^*) (V / V^*) (Y^* / Y)$$

Cependant, au début des années 70, un vent de scepticisme emporte les économistes à propos des biens fondés de la théorie de la parité du pouvoir d'achat principalement dû au comportement extrêmement volatil du taux de change réel. Le modèle monétaire de Mundell comporte une lacune importante; le cadre traditionnel ne suffit pas pour expliquer le taux de change réel. En effet, le modèle ne contient pas de contrainte budgétaire intertemporelle à long terme et le compte courant est déterminé de façon résiduelle. Un autre élément important qui nuit au modèle de Mundell et alimente les critiques est l'absence de théorie de fixation des prix ou en d'autres mots la flexibilité des prix. La vitesse d'ajustement des prix est considérée mais n'est pas influencée par les préférences des agents ou le développement technologique. Les économistes s'engagent alors dans une nouvelle voie pour tenter d'expliquer ce phénomène de volatilité du taux de change réel. La contribution viendra de Dornbush en 1976.

MODÈLE DE DORNBUSH

Le modèle de Dornbush suppose que les variations du taux de change réel résultent des divergences; premièrement entrent les attentes intertemporelles des gens et les prix sur le marché des biens et services, et deuxièmement entre la rigidité des prix à court terme et les négociations de salaires. En d'autres mots, Dornbush tente d'introduire l'idée de

⁸ Le taux de change illustré par la PPA absolue prend la forme suivante : $e = P / P^*$.
La théorie de quantité de monnaie pour chaque pays: $MV = PY$ et $M^*V^* = P^*Y^*$

où: M=offre de monnaie
V = vélocité de la monnaie
Y= Produit intérieur brut
P = L'indice du niveau des prix

déviations transitoires de la PPA, par les divergences mentionnées plus haut, avec un modèle dynamique d'anticipations rationnelles.⁹

Le cadre macroéconomique du modèle de Dornbush porte sur l'étude du mouvement du taux de change. Il existe une différence dans la vitesse d'ajustement pour les marchés de biens et de capitaux. Dornbush démontre qu'en effet, le taux de change et le marché des capitaux s'ajustent beaucoup plus rapidement que le marché des biens.

Par exemple, à la suite d'une expansion monétaire dans un pays, la devise locale se déprécie instantanément par rapport aux autres devises afin de maintenir l'équilibre sur le marché des capitaux (sinon la demande de monnaie à l'intérieur du pays augmente). De plus, les habitants de ce pays anticipent une dépréciation à long terme de la valeur de leur monnaie. Ces deux facteurs provoquent le désintéressement pour la devise du pays. Dornbush appelle ce phénomène « l'overshooting » parce que le mouvement de dépréciation du taux de change s'avère plus intense. Le marché des biens et services, quant à lui, s'ajuste au choc de façon plus lente. Avec la rigidité des prix on observe que la dépréciation de la monnaie fait augmenter la demande de biens domestiques parce que les étrangers s'approprient la devise à plus faible coût. Finalement, les prix s'ajustent pour maintenir l'équilibre sur le marché des biens et services et l'on retrouve l'équilibre global.

La plupart des théories qui voient le jour à la fin des années 70 laissent de côté la rigidité des prix au profit du développement d'optimisations dynamiques du secteur privé. Malgré l'efficacité de l'approche intertemporelle pour l'analyse du compte courant, les problèmes de finance internationale, quant à eux, ne cadrent pas bien dans un marché sans frictions comme le décrivent ces théories. Avec le temps, on revient peu à peu à l'idée de rigidité des prix.

⁹ Voir l'article de Dornbush (1976)

MODÈLES DE RIGIDITÉ DES PRIX

Depuis lors, on assiste à l'effervescence de théories d'équilibre général impliquant la rigidité des prix et l'approche intertemporelle. Ces nouvelles théories supposent que les prix sont choisis de façon optimale par les entreprises. En particulier, plusieurs recherches sont réalisées sur des modèles de fixation de prix dans un marché de compétition imparfaite. Plusieurs raisons motivent les chercheurs à s'attarder sur le sujet. D'abord, ce n'est que dans ce cadre de compétition que les entreprises choisissent leur niveau des prix. En situation de concurrence parfaite, les prix sont fixés par le processus de l'offre et de la demande du marché. Ensuite, une situation de compétition imparfaite favorise la stabilité des prix suivant un choc sur la demande, à condition que les coûts d'ajustement des prix soient bas. Étant donné que la fixation des prix par les entreprises optimise les profits anticipés, elles ne sont pas tentées de changer les prix suivant un choc monétaire et ce, même si le coût d'ajustement est faible.¹⁰

Ce qui fait la force des modèles de rigidité des prix est que la variabilité du taux de change réel peut s'expliquer plus facilement. La théorie de flexibilité des prix, quant à elle, signifie que les prix s'ajustent presque instantanément aux chocs. Tout dernièrement, certains auteurs insistent sur la segmentation des marchés. En principe, la loi du prix unique est respectée si les biens sont échangés librement et que les choix des consommateurs ne sont pas contraints. Les déviations de la loi du prix unique ne sont observables qu'avec la présence de friction sur les marchés.

Dans un marché de compétition imparfaite, les entreprises pratiquent souvent une discrimination de prix selon que le produit est vendu à l'intérieur du pays ou exporté à l'étranger. En effet, pour la plupart des biens différenciés, les entreprises contrôlent le réseau de distribution. Il se forme alors un large éventail de prix sur le marché. Pour certaines autres entreprises, l'exploitation par la discrimination des prix est illégale. De cette façon, les biens spécifiques nationaux ne garantissent pas les mêmes normes entre les pays ce qui permet la division des marchés par une grande variabilité des prix. Cette

¹⁰ À ce sujet, voir l'article de Devereaux (1995).

grande variété de prix, au même titre que les coûts de transports, provoque les déviations de la loi du prix unique et, par la même occasion, la disparité du pouvoir d'achat.

Mais encore faut-il croire que la parité du pouvoir d'achat se vérifie en tout temps si les préférences sont identiques entre les pays et que les prix sont fixés en une monnaie commune. Dans un article de 1996, Kollman propose le cadre d'une petite économie où les prix des biens sont fixés en devise locale sur le marché international et qu'ils s'ajustent à long terme.¹¹

¹¹ Voir l'article de Kollman (1996).

DÉVIATIONS DE LA PPA

Ce que les économistes tendent à démontrer est que la parité du pouvoir d'achat ne tient pas en tout temps. En effet, il existe des périodes de chocs influant sur l'économie en général et menant à la déviation de la PPA. Les déviations de la PPA se retrouvent principalement sous deux formes. La première est la forme structurale où la parité du pouvoir d'achat n'est pas respectée, systématiquement à la suite d'un nouveau changement permanent au niveau d'équilibre des prix relatifs. La deuxième forme de déviation de la PPA, transitoire celle-là, survient en réponse à un choc quelconque, le temps de permettre à l'économie de s'ajuster par le biais des marchés, autant des biens et services que des capitaux.

La première forme de disparité du pouvoir d'achat est observée lorsque des chocs réels perturbent le niveau d'équilibre des prix. D'un point de vue théorique, il est démontré que les pays dont la croissance économique est florissante affichent des niveaux de prix plus élevés qu'ailleurs. C'est le résultat de l'effet Harrod-Balassa-Samuelson.¹² Tout d'abord, on considère un modèle de Ricardo avec lequel on applique la loi du prix unique sur les biens échangeables : Dans un marché de compétition parfaite et de retour d'échelle constant, les prix sont donnés par le coût unitaire de la main-d'œuvre. On définit R comme étant le niveau des prix relatifs à la consommation entre un pays de base et étranger mesuré en une monnaie commune.¹³

$$R = \frac{P}{e P^*} \quad (5)$$

On considère que les indices des prix pour les biens échangeables sont les mêmes à l'échelle internationale grâce à l'hypothèse des goûts homogènes d'un pays à l'autre et au respect de la loi du prix unique. Le niveau relatif des prix est donc déterminé par le rapport des prix pour les biens consommés à l'intérieur de chacun des pays concernés.

¹² Obstfeld, M. et Rogoff, K.; *Foundations of International Macroeconomics*; MIT Press, 1996, Chap. 4.

¹³ On rappelle que P et P* représente les indices de prix à l'intérieur du pays de base et à l'étranger, alors que e est toujours le taux de change entre les pays concernés.

Par contre, on incorpore à ce modèle la productivité pour le secteur des biens échangeables propre à chaque pays pour reformer l'équation (5) sous l'hypothèse importante que $R' > 0$ ¹⁴ :

$$R = R(h / h^*) \quad (6)$$

Dans chaque pays, il existe une répartition entre les biens domestiques dont une partie est destinée à la consommation intérieure et une autre partie, aux échanges internationaux. Un stade de productivité correspond à chacune des deux parties permettant aux pays de favoriser la croissance économique. En d'autres mots, il y a un point d'équilibre dans le niveau de production de biens échangeables et de biens destinés à la consommation à l'intérieur du pays. Une augmentation de la productivité des biens échangeables à l'intérieur d'un pays fait augmenter le niveau des prix relatifs et on dit que le pays vit une appréciation réelle.¹⁵ L'explication est toute simple; lorsque la loi du prix unique s'applique aux secteurs de biens échangeables, l'augmentation de productivité dans ces secteurs entraîne une hausse des salaires et par la même occasion le niveau de salaire moyen. Aucun gain de productivité n'est observé dans la partie des biens consommés à l'intérieur du pays, compte tenu que la hausse des coûts (augmentation du salaire) est compensée par une hausse des revenus (augmentation du prix). Alors, le niveau des prix relatifs dans le pays augmente tel que le montre l'équation (6) et on se retrouve à un niveau d'équilibre plus élevé.

Tous changements de natures technologiques et commerciales ou de croissance de la main-d'œuvre perturbent le niveau d'équilibre de compétitivité internationale et, par la même occasion, le taux de change réel. Ainsi, ces changements déclenchent systématiquement la déviation de la PPA.

¹⁴ Les variables h et h^* représentent la productivité des biens échangeables relativement à la production intérieure pour le pays de base et étranger. Pour une démonstration de ce résultat, voir l'article de Dornbush, Fisher et Samuelson 1977.

¹⁵ Les prix plus élevés des produits dans le pays obligent les étrangers à déboursier un plus grand nombre de devise étrangère pour acheter ces produits. La valeur de devise étrangère s'est dépréciée par rapport à la devise du pays où les prix des biens ont augmenté et vice-versa.

Par exemple, une augmentation de la demande pour les biens canadiens à l'étranger fait grimper le taux de salaire relatif des secteurs de biens en demande mais réduit l'éventail des biens produits au Canada, justement à cause des coûts plus élevés. La montée des salaires pour les biens produits au Canada sous-entend que le niveau des prix pour les biens consommés à l'intérieur du pays augmente étant donné que la productivité demeure la même.¹⁶

Pour la deuxième forme de déviation de la PPA, on reconnaît que les prix de biens identiques ou même substituts peuvent diverger à deux endroits différents. Les coûts de transport et le long processus de transmission de l'information rendent le phénomène d'arbitrage beaucoup plus lent. Cela explique, en partie, les déviations de la PPA à court terme. Par exemple, si un choc quelconque se produit sur les prix à l'intérieur du pays, cela contribue à créer une disparité transitoire du pouvoir d'achat, jusqu'au moment où, grâce à l'arbitrage, on retrouve la PPA.

Par contre, les déviations de la PPA s'avèrent en réalité plus persistantes. Une explication possible est la différence avec laquelle la vitesse s'ajuste au taux de change, suivant un choc, comparativement aux prix et aux salaires. Particulièrement en période de taux de change flexible, les prix et les salaires s'ajustent de façon plus lente. Ainsi, à court terme, les prix sont rigides et les mouvements du taux de change nominal se reflètent proportionnellement dans la variation du taux de change réel. Or, les mouvements du taux de change nominal varient de façon très prononcée, ce qu'on appelle « l'overshooting », grâce à une combinaison de rigidité des prix et de mobilité de capitaux. Puis, à long terme, les prix s'ajustent poussant le taux de change réel à converger vers son niveau d'équilibre et dans la même proportion que l'ajustement des prix.¹⁷

¹⁶ Il y a une hausse de productivité pour les biens plus en demande (la demande de la population canadienne plus celle des étrangers) compensée par une baisse de l'éventail des biens.

¹⁷ C'est le mouvement de retour à la moyenne du taux de change réel. On le calcule par le taux de demi-vie. Le taux de demi-vie est un terme de physique utilisé, par exemple, pour connaître la durée, en demi-temps, au cours de laquelle les molécules atomiques se désagrègent complètement. Le principe de demi-vie s'applique aussi très bien, en économie, au phénomène de convergence et de retour à la moyenne du taux de change réel.

VARIABILITÉ DU TAUX DE CHANGE RÉEL

Depuis 1973, le régime de taux de change initialement fixe dans lequel opéraient plusieurs pays a laissé la place à un régime de taux de change flexible. Plusieurs résultats provenant d'études empiriques insistent sur l'augmentation de la variabilité du taux de change réel lorsqu'un pays passe d'un régime de taux de change fixe à un régime de taux flexible. Parmi ces résultats, on retient la découverte de Mussa, qui a démontré que¹⁸ :

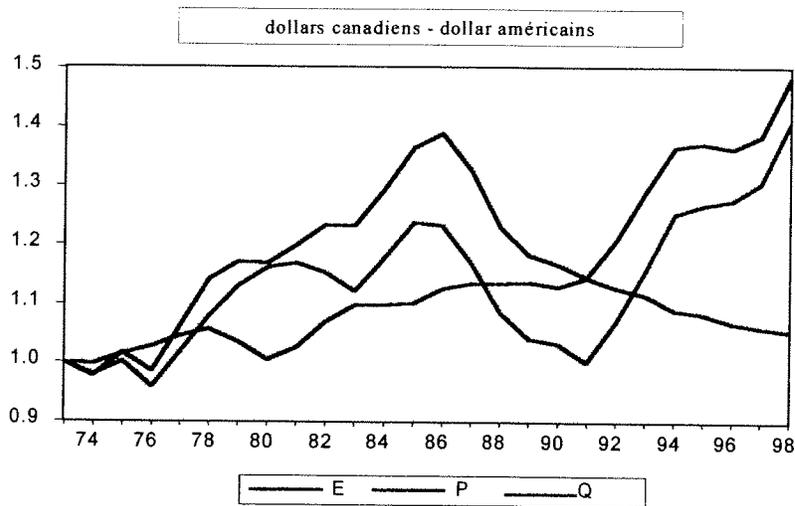
- le taux de change est volatil ;
- les changements dans le taux de change sont persistants ;
- il existe une corrélation de « un pour un » entre les taux de change nominal et réel ;
- la variabilité du taux de change réel augmente si un pays passe d'un régime de taux de change fixe à un taux de change flottant.

D'un point de vue macroéconomique, la parité du pouvoir d'achat implique l'existence d'un équilibre du taux de change réel, à court ou à long terme. Si les fluctuations dans le taux de change réel sont causées principalement par la rigidité des prix et la variabilité du taux de change nominal, alors nous serions en mesure de constater une tendance du taux de change réel à revenir à son niveau initial. À cet effet, il est possible de voir l'évolution des données de pays (Canada, Japon, Angleterre et Australie) par rapport à celles américaines ; « q » représente le taux de change réel, « p » est l'indice des prix et finalement « e » représente le taux de change nominal.¹⁹ À partir du graphique 1, les fluctuations des taux de change nominal et réel canadiens se suivent parfaitement, tel qu'énoncé par Mussa. De plus, l'indice des prix évolue dans le même sens que les taux de change nominaux et réels, de façon moindre et décale de quelques périodes. À l'œil nu, on constate même un mouvement de retour à la moyenne du taux de change réel entre 1973 et 1991 (la ligne verte du graphique 1) et la parité du pouvoir d'achat. Par la suite, les mouvements du taux de change nominal ne sont plus dans le même sens que l'indice des prix; le taux de change réel se déprécie considérablement alors que l'indice des prix baisse.

¹⁸ Mussa (1986)

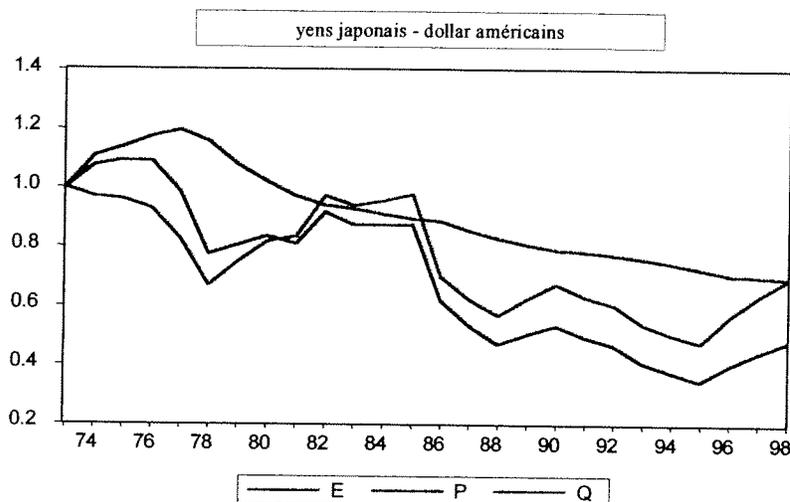
¹⁹ Ce sont des données annuelles pour la période 1973-1998, avec comme pays de base, les Etats-Unis.

GRAPHIQUE 1 : ÉVOLUTION DES TAUX DE CHANGE NOMINAL ET RÉEL CANADIENS AINSI QUE L'INDICE DES PRIX PAR RAPPORT AUX ÉTATS-UNIS.



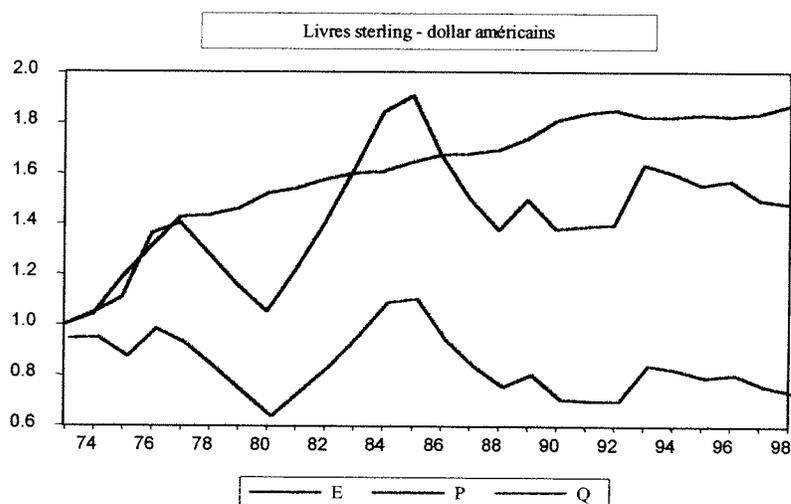
En ce qui a trait aux données japonaises du graphique 2, il est moins évident que l'indice des prix suit la même tendance que le taux de change nominal afin de rétablir la parité du pouvoir d'achat. Surtout à partir de 1980, le taux de change nominal bouge vers le haut et vers le bas tandis que l'indice des prix ne fait que baisser. La vue du graphique nous laisse présager une violation de la parité du pouvoir d'achat, enfin pour le moyen terme, alors que les observations après 1998 sont inexistantes.

GRAPHIQUE 2 : ÉVOLUTION DES TAUX DE CHANGE NOMINAL ET RÉEL JAPONAIS AINSI QUE L'INDICE DES PRIX PAR RAPPORT AUX ÉTATS-UNIS.

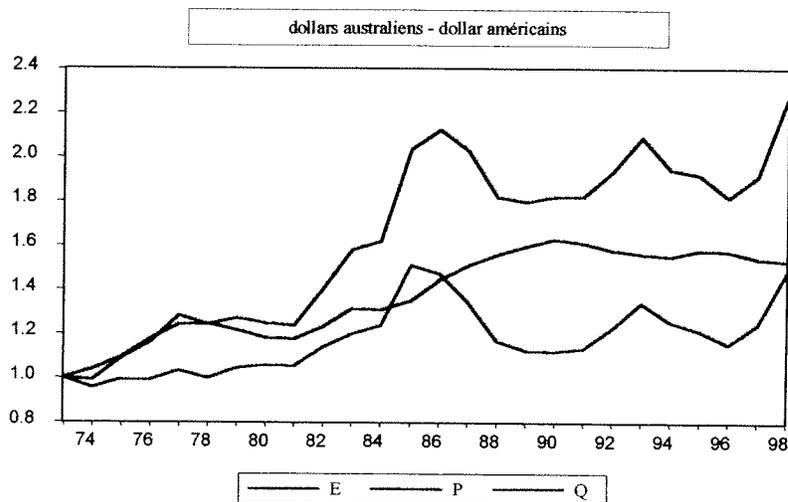


Finalement, les données pour l'Angleterre et l'Australie représentées par les graphiques 3 et 4, montrent de façon plus évidente, à l'œil nu, que l'indice des prix varie sensiblement comme le taux de change nominal. Par contre, la variabilité du taux de change nominal au cours de cette période est beaucoup plus intense. Le graphique 3 relate toutefois clairement l'évidence entre l'Angleterre et les États-Unis de la parité du pouvoir d'achat à long terme, par le mouvement similaire de « E » et « P ». Disons que, dans le cas de l'Australie, c'est moins frappant, mais c'est représentatif de la parité du pouvoir d'achat.

GRAPHIQUE 3 : ÉVOLUTION DES TAUX DE CHANGE NOMINAL ET RÉEL ANGLAIS AINSI QUE L'INDICE DES PRIX PAR RAPPORT AUX ÉTATS-UNIS.



GRAPHIQUE 4 : ÉVOLUTION DES TAUX DE CHANGE NOMINAL ET RÉEL AUSTRALIENS AINSI QUE L'INDICE DES PRIX PAR RAPPORT AUX ÉTATS-UNIS.



LES IMPLICATIONS

Le mouvement dans le taux de change incite à la déviation de la PPA et de là, découlent d'importants résultats macroéconomiques. Ainsi, même les disparités moins fortes du pouvoir d'achat provoquent des bouleversements dans les échanges entre pays, ce qui pousse les prix à changer pour recouvrer la parité du pouvoir d'achat. Cependant, le retour vers la PPA peut ne pas se faire rapidement. Les déviations plus persistantes risquent d'entraîner des changements dans la compétitivité d'un pays sur les marchés internationaux. Ces changements influencent la balance commerciale, le niveau de production et l'emploi dans les secteurs de biens échangeables. De plus, les variations du taux de change provoquant les disparités du pouvoir d'achat affectent le niveau d'inflation; une appréciation réelle diminue l'inflation tandis qu'une dépréciation réelle l'augmente. Le taux de change joue un rôle déterminant dans l'élaboration de politiques macroéconomiques suivant une déviation de la PPA.

Un régime de taux de change fixe peut parfois servir à une politique de désinflation. Un état fixe son taux de change (ou le taux anticipé d'inflation) délibérément sous le niveau d'inflation qui prévaut à l'intérieur de ses limites pour briser l'inflation. Cependant, la création d'un déficit extérieur suivant cette appréciation du taux de change s'avère une conséquence grave seulement pour diminuer une tendance inflationniste. Du moins, ce fut le cas du Chili et de l'Argentine à la fin des années 70. Leur régime de taux de change a mené à une appréciation extrême de leur monnaie. Ces deux pays ont pratiqué un régime de taux de change fixe et n'ont exercé aucune restriction sur les échanges autant de biens que de capitaux à l'intérieur de leurs limites. Les Chiliens et Argentins ont eu recours à la spéculation contre l'évaluation trop élevée de leur monnaie en important en masse les biens et capitaux étrangers. Les produits domestiques devenus plus chers à produire comparativement aux produits mondiaux incitaient les marchands et compagnie à s'approprier les biens de partout dans le monde. Le gouvernement, quant à lui, finançait le déficit avec le flot de capitaux déferlant à l'intérieur du pays. Lorsque la parité du pouvoir d'achat s'est rétablie, les gouvernements chiliens et argentins se sont retrouvés avec un déficit extérieur et le secteur privé avec de lourds inventaires de

marchandises et d'actifs étrangers. De cette manière, un régime de taux de change fixe n'est pas souhaitable pour les pays hyperinflationnistes pour éviter justement que la perte de compétitivité ne mène à un déficit extérieur.

Le taux de change flexible ne comporte pas le risque que le gouvernement fixe un taux de change qui s'éloigne des dispositions adéquates des marchés menant à l'équilibre. Par contre, lors de déséquilibre sur le marché des capitaux, le taux de change varie, poussant le taux de change réel hors de son niveau garantissant l'équilibre sur le marché des biens et services. Or, si le taux de change varie plus en réponse au marché des capitaux que le niveau des prix, l'appréciation (dépréciation) réelle persistante est possible. En d'autres mots, on ne retrouve la parité du pouvoir d'achat observée par le taux de change réel qu'à long terme. De plus, le déséquilibre sur le marché des capitaux provoque des changements dans le taux d'inflation. La perte de confiance des investisseurs implique une hausse des investissements à l'étranger au détriment de l'investissement local et une dépréciation du taux de change réel. Si les politiques financières locales sont liées au budget ou indexées au taux de change nominal, la dépréciation incite un mouvement inflationniste.

Dans la plupart des discussions concernant le mérite du régime de taux de change flexible, on s'interroge à savoir si les mouvements spéculatifs engendrent l'inflation ou si la hausse des prix combinée aux spéculateurs n'agissent pas à déprécier le taux de change. Pour répondre à l'interrogation, Graham-Nurkse-Robinson propose que l'élément central du mouvement d'inflation soit bel et bien le déséquilibre sur le marché des flots de capitaux. Le mouvement du taux de change est vu comme un élément essentiel dans la lutte à l'inflation et le début d'un programme de stabilité de l'économie.²⁰

²⁰ Voir les implications de la parité du pouvoir d'achat dans l'article de Dornbush (1987).

MÉTHODES D'ESTIMATION DE LA PPA

Il existe différentes méthodes pour tester la théorie de la parité du pouvoir d'achat. Au fil des années, l'évolution des théories, autant que les techniques et outils économétriques, a permis plus aisément de vérifier la parité du pouvoir d'achat. On dénombre, en effet, trois niveaux distincts de tests²¹ :

- 1) La parité du pouvoir comme hypothèse nulle.
- 2) Le taux de change réel considéré comme une marche aléatoire.
- 3) La co-intégration.

LA PARITÉ DU POUVOIR D'ACHAT COMME HYPOTHÈSE NULLE

La première méthode consiste simplement à tester l'hypothèse nulle de parité du pouvoir d'achat. On associe les déviations de la PPA au mouvement du taux de change. Or, on sait que suivant la parité du pouvoir d'achat, le taux de change entre deux pays se définit comme tel,

$$e = \frac{P}{P^*}$$

En prenant le logarithme du taux de change on obtient la forme suivante :

$$\text{Log}(e) = \text{Log}(P) - \text{Log}(P^*)$$

Ou encore de façon plus conventionnelle :

$$s = p - p^* \quad (7)$$

Évidemment on retrouve l'égalité de l'équation (7) dans la version absolue de la PPA en supposant que les paniers de biens sont parfaitement identiques. La version relative de la PPA implique que la variation des prix est compensée par la variation du taux de change. On réécrit l'équation (7) de la forme suivante :

$$\Delta s = \Delta p - \Delta p^* \quad (8)$$

²¹ Voir Froot et Rogoff (1995)

La croyance des économistes est que les variations de prix dépendent, en partie, de chocs monétaires. Si les changements dans l'indice des prix dépendent des chocs monétaires et que la monnaie est neutre à long terme, alors la version relative de la PPA est toujours respectée lorsque deux paniers de biens, différents ou non, sont comparés entre pays. Frenkel fut le premier à utiliser la forme de régression suivante²² :

$$s_t = \alpha + \beta (p_t - p_t^*) + \varepsilon_t \quad (9)$$

pour un nombre de pays hyperinflationnistes. Il trouve une valeur de β presque égale à 1 pour les économies de ces pays. Cependant, pour les pays industrialisés des années 70, la valeur de β est loin de 1. Il explique cette situation par une combinaison de chocs réels temporaires et de rigidité des prix.

L'estimation des paramètres α et β nous renseigne sur la parité du pouvoir d'achat (plus particulièrement la valeur de β). Pour retrouver la parité d'achat, la valeur de β doit être de 1. Il est clair que si $\beta = 1$, alors $s_t = p_t - p_t^*$. C'est la définition de la parité du pouvoir d'achat. La méthodologie employée pour estimer les paramètres est celle des moindres carrés. Il s'agit de tester l'hypothèse nulle $H_0 : \beta = 1$ sous l'alternative que la parité du pouvoir d'achat ne tient pas. Toutefois, la méthode des moindres carrés n'est efficace que dans le cas où les déviations de la PPA sont non corrélées avec les différences d'inflations. Dans le cas contraire, il faut estimer les paramètres à l'aide de variables instrumentales.²³

L'équation (9) modélise le taux de change en fonction du niveau d'inflation. Le sens de cause à effet semble approprié pour les pays dont le régime de taux de change est flottant et ne le semble guère pour un taux de change fixe. Il est possible d'effectuer la régression inverse, c'est-à-dire les différences d'inflations sur le pourcentage de variabilité du taux

²² s_t = logarithme du taux de change, α = l'intercept, β = variation entre l'indice des prix entre pays, ε = terme d'erreur aléatoire ou, en d'autres mots, l'aléa.

²³ La plupart du temps, les économètres utilisent une tendance de temps ou **un seul degré de retard sur le taux de change et la différence des prix**.

de change. Cependant, les différences d'inflations varient moins considérablement que le pourcentage du taux de change à cause de la rigidité des prix. Ainsi, les résultats venant de la régression inverse ne supportent pas la parité du pouvoir d'achat. Par conséquent, les valeurs estimées des paramètres sont loin de 1.²⁴ La faiblesse de cette méthode est la possibilité de non-stationnarité des prix relatifs ou du taux de change.

LE TAUX DE CHANGE RÉEL CONSIDÉRÉ COMME UNE MARCHE ALÉATOIRE

La deuxième méthode est beaucoup plus complète. Avec la première méthode, on estime la valeur de β en supposant que les variables de l'équation sont stationnaires. Dans la deuxième méthode, on impose la parité du pouvoir d'achat ($\beta = 1$) et on teste à savoir si la série du logarithme du taux de change réel est stationnaire et ce, à l'aide d'un test de racine unitaire. La parité du pouvoir d'achat est observée par le logarithme du taux de change réel qui se trouve sous la forme :

$$q_t = s_t - p_t + p_t^*$$

Lorsque la série du taux de change réel ne possède pas de racine unitaire sur le cercle unité, cela veut dire que l'effet d'un choc sur la PPA est transitoire et que la parité du pouvoir d'achat tient à long terme. De plus, on dit de cette série qu'elle est stationnaire. Par contre, une série qui possède une racine sur le cercle unité suit une marche aléatoire et n'est pas stationnaire.²⁵ On pose donc l'hypothèse nulle que la série du taux de change réel suit une marche aléatoire (contient une racine sur le cercle unité) et autrement que la série est stationnaire. Si les tests supposent le rejet de l'hypothèse nulle, on retrouve un mouvement de retour à la moyenne du taux de change réel et la parité du pouvoir d'achat à long terme.

Le problème inhérent à cette méthode est le manque de puissance du test, surtout pour la période du régime de taux de change flottant. En effet, étant donné la grande variabilité

²⁴ Voir l'article de Frankel et Rose (1995).

²⁵ Une marche aléatoire suppose une somme infinie de variables aléatoires. Une série possédant une racine sur le cercle unité n'est définitivement pas stationnaire. Voir Greene, *Econometric Analysis*, deuxième édition, 1990, pp. 559-562.

du taux de change, il est difficile de distinguer entre une marche aléatoire et un faible mouvement de retour à la moyenne du taux de change réel. Il faut noter que sous l'hypothèse nulle de non stationnarité, il est nécessaire de renégocier certains résultats économétriques importants. Les intervalles de confiance calculés sous l'hypothèse nulle de stationnarité du taux de change réel ne sont plus valides et tel que suggéré par Dickey et Fuller, doivent être élargis.²⁶

La littérature fait état de trois techniques pour distinguer le mouvement du taux de change réel d'une marche aléatoire :

A. Le test de Dickey-Fuller ou, dans le cas échéant, le test augmenté de Dickey-Fuller.

Ces tests nécessitent la régression du taux de change réel sur une constante, une tendance dans le temps, et un retard dans le taux de change réel.²⁷ La régression est la suivante :

$$q_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 q_{t-1} + \Phi(L) \Delta q_{t-1} + \varepsilon_t$$

où L est l'opérateur de retard, $\Phi(L)$ est un polynôme d'ordre p dans L avec les coefficients $\varphi_1, \varphi_2, \varphi_3, \dots, \varphi_p$ et ε_t est un bruit blanc. Sous l'hypothèse nulle que q_t possède une racine sur le cercle unitaire, on observe que $\alpha_2 = 0$. L'alternative soutient la parité du pouvoir d'achat. On estime le modèle par la méthode des moindres carrés.

B. Le ratio des variances. L'idée est que, sous l'hypothèse nulle d'une marche aléatoire, la variance du taux de change réel croît linéairement dans le temps. Cela implique que la statistique k doit être égale à 1 pour toutes les observations i .²⁸ Pour une série stationnaire, la statistique k converge vers 0 si k tend vers l'infini.

²⁶ Voir l'article de Dickey et Fuller (1979),

²⁷ On teste pour la présence de racine unitaire. Voir Greene, *Econometric Analysis*, deuxième édition, 1990, pp. 562-565.

²⁸ $k(i) = \frac{T}{T-i+1} \times \text{Var} [(1-L) q_t]_i / \text{Var} [(1-L) q_t]$ pour tout $i = 2, 3, 4, \dots, T-1$

T est le nombre d'observations.

C. Le processus intégré fractionnaire. Cette technique intègre une plus grande classe de processus. Un processus intégré fractionnaire implique l'évolution du taux de change réel selon l'équation suivante :

$$\Phi(L) (1-L)^d q_t = \chi(L) \varepsilon_t$$

où $\Phi(L)$ et $\chi(L)$ sont des polynômes d'ordre p de l'opérateur de retard L , ne possédant aucune racine sur le cercle unité (processus stationnaire) et ε_t est un bruit blanc.

Si $d = 0$, le taux de change réel fait partie de la classe de processus ARMA et on l'estime en utilisant les outils propres à cette classe de processus.

Si $d = 1$ et qu'en plus $\Phi(L) = \chi(L) = 1$, le taux de change réel suit une marche aléatoire et on peut l'estimer par la méthode des moindres carrés. L'avantage de cette technique est que la valeur du paramètre d'intégration, d , est fractionnaire, $0 < d < 1$, et que le processus intégré fractionnaire caractérise bien le mouvement du taux de change réel à long terme.²⁹

Le manque de puissance de la méthode du taux de change réel considéré comme marche aléatoire s'explique par le lent mouvement de retour à la moyenne pour recouvrer la parité du pouvoir d'achat. L'alternative consiste au peu d'information produit par les tests de marche aléatoire. En outre, l'hypothèse nulle de non-stationnarité n'est pas rejetée lorsque effectivement la série a l'allure d'un processus stationnaire. On doit alors augmenter le nombre d'observations afin de rejeter l'hypothèse nulle au profit de la stationnarité si la série est belle et bien stationnaire. Pour ce faire, on peut utiliser une plus longue série de données ou des données de panel. La première méthode comporte certains risques. Une longue série de données combine des régimes de taux de change fixe et flottant; c'est-à-dire une variance très faible contre une variance relativement agitée dans l'évolution des données.

²⁹ Pour une discussion sur les techniques d'estimations, voir l'article de Diebold, Husted et Rush (1991).

LA CO-INTÉGRATION

La troisième méthode est celle de co-intégration. Le dessein de cette méthode est de tester la relation d'équilibre du taux de change réel à long terme alors que le mécanisme d'ajustement n'est pas spécifié. Le test de co-intégration ne requiert pas que toutes les liaisons linéaires entre le taux de change réel et le niveau des prix soient stationnaires. En d'autres mots, cette méthode permet de vérifier la version relative de la PPA en testant la stationnarité de $s_t = \mu p_t - \mu^* p_t^*$ pour toutes constantes γ et γ^* . La différence avec la deuxième méthode est que cette dernière teste le taux de change réel, à savoir si $q_t \cong s_t - p_t - p_t^*$, est stationnaire. De plus, on retrouve la deuxième méthode en imposant la symétrie et la restriction de proportionnalité des constantes μ et μ^* , $\mu = \mu^* = 1$.

Les défenseurs de cette méthode ne croient pas que $\mu = 1$.³⁰ Ils considèrent d'abord un modèle de biens échangeables, T, avec le respect de la parité du pouvoir d'achat :

$$s_t = p_t^T - p_t^{*T}$$

où p_t^T est le logarithme, au temps t, du prix des biens échangeables.

De plus ils assument que l'indice des prix est un mélange de prix pour les biens échangeables, T, et non échangeables, NT :

$$p_t = \gamma p_t^T + (1 - \gamma) p_t^{NT}$$

où p_t^{NT} est le logarithme, au temps t, du prix des biens non échangeables pour lesquels la parité du pouvoir d'achat ne tient pas absolument.

Finalement, le prix des biens non échangeables est proportionnel (à la limite) au prix des biens échangeables pour un pays de base et étranger :

$$p_t^{NT} = \alpha_0 + \varphi p_t^T + \varepsilon_t$$

$$p_t^{*NT} = \alpha_0 + \varphi p_t^{*T} + \varepsilon_t^*$$

³⁰ Voir Froot et Rogoff (1995). L'idée au départ fut avancée par Taylor.

On obtient alors la régression suivante :

$$s_t = \mu p_t^T + \mu^* p_t^{*T} + \varepsilon_t'$$

$$\text{où } \mu = \frac{1}{\gamma + \varphi(1 - \gamma)} \quad \text{et} \quad \mu^* = \frac{1}{\gamma + \varphi^*(1 - \gamma^*)}$$

Les valeurs de μ et μ^* ne sont pas égales à 1.

Dans la littérature des deux dernières décennies, pour une période de taux de change flottant, une panoplie d'études a démontré que la PPA se vérifie à long terme, mais pas nécessairement à court terme. Il est également vérifié que la déviation de la PPA est corrélée positivement avec la variabilité du taux de change. Lorsqu'on combine cette dernière avec la rigidité des prix, cela affecte grandement le mouvement du taux de change réel. Cependant, à long terme, un mouvement de retour à la moyenne (atteinte d'un nouvel équilibre) est observable.

Les auteurs des récents papiers utilisant des tests de racine unitaire ou de co-intégration ont été dans l'impossibilité de rejeter l'hypothèse nulle au profit de la déviation transitoire de la PPA. Par contre, pour augmenter la puissance du test à rejeter l'hypothèse nulle de non-stationnarité, ils ont employé une centaine d'années de données, et ont pu trouver un mouvement de retour à la moyenne du taux de change réel. Cela leur a permis de calculer un taux de demi-vie d'environ quatre à sept ans. Cependant, il est important de ne pas combiner des régimes de taux de change flottant et fixe. Sinon, on ne peut pas isoler l'ampleur du mouvement de retour à la moyenne du taux de change réel en période de taux de change flottant. Une autre façon d'augmenter la puissance d'un test de racine unitaire est d'utiliser des données de panel.³¹

³¹Levin et Lin (1995) ont démontré empiriquement que les données de panel augmentent l'efficacité du test de racine unitaire à rejeter l'hypothèse nulle de non stationnarité comparativement au test basé sur une série chronologique.

ÉTUDE EMPIRIQUE

MÉTHODOLOGIE ET DONNÉES

Dans la partie empirique, je vérifie la parité du pouvoir d'achat en considérant le taux de change réel comme suivant une marche aléatoire. Il est attendu de trouver un mouvement de retour à la moyenne du taux de change réel. Ce mouvement de retour à la moyenne se calcule par un taux que les économistes appellent demi-vie et correspond à la demi-période nécessaire pour retrouver la parité du pouvoir d'achat.³² L'analyse portera principalement sur la période subséquente à 1973, période à laquelle la plupart des pays ont adopté un régime de taux de change flexible. Il peut, par contre, être difficile de distinguer entre un faible mouvement de retour à la moyenne et une marche aléatoire étant donné la période post-1973 passablement courte et la grande variabilité du taux de change réel. De plus, il est important de distinguer entre les pays membres de la communauté économique européenne (CEE) compte tenu que ces pays tentent de pratiquer un régime de taux de change fixe entre eux.

Ainsi, pour vérifier la parité du pouvoir d'achat, on peut effectuer le test empirique du taux de change réel suivant une marche aléatoire à l'aide d'un test de racine unitaire. Ce modèle s'inspire d'un article de Frankel et Rose (1995) et prend la forme suivante :

$$\Delta q_{it} = \alpha + \gamma q_{it-1} + \sum_i \delta_i D_i + \sum_t \delta_t D_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

où :

- " Δ " représente l'opérateur de première différence ;
- "i" dénote le pays,
- "t" dénote l'année,
- " D_i " représente l'effet spécifique à un pays (dummy),
- " D_t " représente l'effet spécifique au temps (dummy),
- " ε_{it} " représente le terme d'erreur aléatoire.

³² Le taux de demi-vie est la moitié de la période du retour attendu à un niveau d'équilibre. Soit l'équation auto-régressive du taux de change réel: $q_t = \alpha + \beta q_{t-1} + \varepsilon_t$. Le taux de demi-vie se calcule de cette manière : $\log(0.5) / \log(1+\beta)$

De plus, $q \cong s - (p - p^*)$ correspond au logarithme du taux de change réel dans lequel « s » est le logarithme naturel du nombre d'unité monétaire du pays domestique par dollar américain et « p » (p^*) est le logarithme naturel de l'indice des prix à la consommation du pays domestique (des États-Unis).

Cette dernière forme découle naturellement de la définition du taux de change réel et de la loi des logarithmes. Plus précisément, on retrouve le taux de change réel sous la forme suivante :

$$q = \frac{s P^*}{P}$$

En observant cette forme par rapport à l'équation (4) de la première section qui explique la parité du pouvoir d'achat, on constate que celle-ci est l'inverse. C'est tout simplement parce que les États-Unis sont le pays de base avec lequel nous comparons tous les autres pays et qu'en plus, en se basant sur les notations de la première section, il correspond au pays étranger. Rappelons-nous que le taux de change réel n'est qu'une mesure comparative des prix relatifs entre deux pays.

Les données en panel, combinant les données entre individus (i.e. pays) et à travers le temps (i.e. années), représente un environnement plus riche pour le développement de techniques d'estimations et de résultats théoriques. En effet, l'utilisation de ces données me permet d'augmenter la puissance du test de racine unitaire à rejeter l'hypothèse nulle de non-stationnarité. Par ailleurs, plusieurs études ont pu être effectuées en panel alors qu'il était impossible de le faire soit en coupe transversale ou soit en série chronologique.³³ Le modèle de base en données de panel capture un effet individuel considéré constant dans le temps et spécifique à toutes les unités de la coupe transversale. En supposant que l'on retrouve ces effets individuels constants entre les unités, l'estimation par moindres carrés est consistante. Par contre, l'effet peut ne pas être constant entre les unités ou à travers le temps, ce qu'on appelle communément les effets fixes. Dans ce cas, l'effet est propre à chaque unité de la coupe transversale et à chaque

³³ Voir à ce sujet, *Econometric Analysis*, de Greene, second edition, 1990, pp.464.

année. Il faut capturer ces effets fixes indépendamment. Les variables instrumentales (dummy) D_i et D_t sont utilisées à cette fin. Cette approche est raisonnable dans la mesure où les différences entre les unités en coupe transversale s'appliquent aux pays choisis à l'intérieur du modèle et non à l'ensemble de tous les pays dans le monde (en d'autres mots, seulement parmi les 125 pays membres du FMI). Il existe, par ailleurs, une autre forme d'effet individuel, distribué aléatoirement celui-là, entrent les individus d'une population d'où nous tirons l'échantillon. L'effet s'applique aléatoirement à tous les pays de la terre et nous devons considérer cet effet sur les 125 pays faisant partie de l'échantillon. À cet égard, j'estime le modèle par la méthode des moindres carrés généralisés en tenant compte de l'effet aléatoire de mon panel de données.³⁴ Je me permets de comparer les résultats estimés en tenant compte des deux types d'effets que l'on retrouve avec des données de panel.

Les données utilisées dans ce travail viennent du cd-rom préparé par le FMI de juin 1999 pour environ 125 pays. Ce sont des observations annuelles entre 1948 et 1998 sur le taux de change et l'indice des prix à la consommation. Pour les données manquantes, j'ai eu accès à une base de données via Internet sur le site personnel du professeur Andrew Rose, de l'université de Berkeley.³⁵ Afin de faciliter l'analyse, le pays des États-Unis a été choisi comme pays de base. De cette manière, le taux de change observé s'exprime en unité monétaire propre à chaque pays par dollar américain. Lorsque l'on se sert d'un indice, dans le cas échéant celui des prix, on choisit une période de référence. On mesure le niveau moyen des prix, des biens et services que consomment habituellement les familles vivant en milieu urbain ayant cours à cette période. Par la suite on exprime, en pourcentage, le niveau moyen des prix de ces mêmes biens et services pour toutes les autres périodes qui nous intéressent. Pour la plupart des données recueillies, l'année de référence est 1985. Tous les indices des prix ont donc été calculés en fonction de l'année de référence; 1985. Le calcul du taux de change réel compare le prix d'un panier de biens entre chacun des pays et les États-Unis.

³⁴ Voir à ce sujet, *Econometric Analysis*, de Greene, second edition, 1990, pp 444 – 485.

³⁵ <http://haas.berkeley.edu/~arose/RecRes.htm>.

STATISTIQUES DESCRIPTIVES

FIGURE 1 : DIFFÉRENCE DU LOGARITHME DU TAUX DE CHANGE RÉEL POUR LA PÉRIODE 1948-1998.

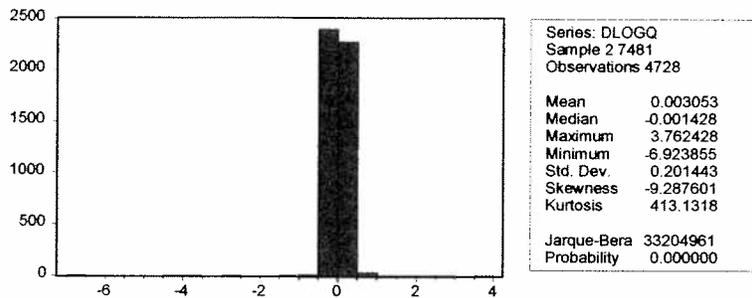


FIGURE 2 : LOGARITHME DU TAUX DE CHANGE RÉEL POUR LA PÉRIODE DE 1948-1998.

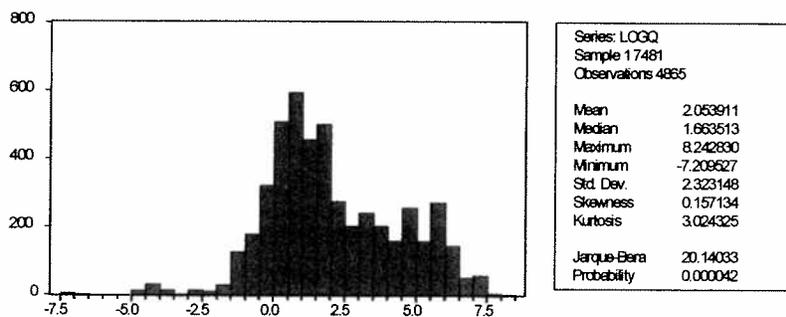


FIGURE 3 : DIFFÉRENCE DU LOGARITHME DU TAUX DE CHANGE RÉEL POUR LA PÉRIODE 1973-1998.

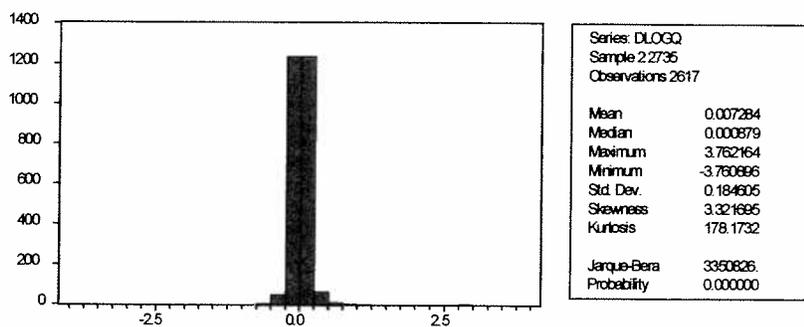
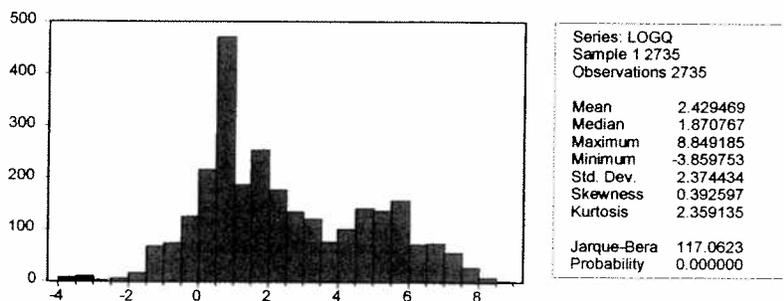


FIGURE 4 : LOGARITHME DU TAUX DE CHANGE RÉEL POUR LA PÉRIODE DE 1973-1998.



RÉSULTATS

En prenant la totalité des observations disponibles, soit de 1948 à 1998, j'ai estimé la régression de l'équation (10). Les résultats obtenus se trouvent dans le tableau 1. Il y a trois types d'estimations;

- i. sans effets fixes,
- ii. avec l'effet spécifique au pays,
- iii. avec l'effet spécifique à l'année.

TABLEAU 1 : ESTIMATION DE ΔQ_{it} SUR Q_{it-1} POUR LA PÉRIODE 1948-1998 (EFFET FIXE).

i : Sans effets fixes					
	paramètre γ	écart-type	valeur de t-student	R2	N
les 125 pays	-0.03121	0.016567	-1.884	0.013	4728
Première différence de deltaq	-0.022542	0.014497	-1.555	0.010	4595
$ \text{deltaq} > 0,1$	-0.0133014	0.005934	-2.242	0.066	1079
ii : Effet-spécifique au pays (effet fixe)					
les 125 pays	-0.0881394	0.0054703	-16.112	0.0725	4728
Première différence de deltaq	-0.092177	0.0056293	-16.374	0.0765	4595
$ \text{deltaq} > 0,1$	-0.1874151	0.0170357	-11.001	0.0663	1079
iii : Effet spécifique à l'année (effet fixe)					
les 125 pays	-0.030408	0.016234	-1.873	0.0498	4728
Première différence de deltaq	-0.021545	0.012512	-1.722	0.0499	4595
$ \text{deltaq} > 0,1$	-0.0128512	0.0050853	-2.527	0.067	1079

Résultats obtenus par la méthode des moindres carrés avec les écarts-types White/Huber/Sandwich.

Il est nécessaire d'inclure l'estimateur « White/Huber/Sandwich » afin de s'assurer que les écarts types provenant de l'estimation de la variance sont valables, et ce, malgré le fait que les données et/ou les résidus ne soient pas répartis également. Dans mon panel de données, par exemple, il y a des pays dont je n'ai aucune observation entre 1967 et 1975 et d'autres, dont les observations pour les années 1953, 1964, 1982 et 1993 ne sont pas connues. Ainsi, lorsque vient le temps de valider l'hypothèse nulle, la valeur de statistique « t » calculée avec les écarts-types White/Huber/Sandwich est plus fiable. Par ailleurs, les valeurs critiques de convergence ne sont plus les mêmes lorsque l'on teste la présence de racines unitaires en données de panel. Levin et Lin (1992) ont réajusté les valeurs critiques de validation des tests en utilisant les simulations de Monte Carlo et en

développant les propriétés asymptotiques d'échantillons finis.³⁶ En annexe, se retrouvent les tables de calculs des valeurs critiques effectuées par les auteurs.

À partir du tableau 1, on constate que toutes les valeurs estimées du paramètre « γ » sont négatives. En scrutant les tables de Levin and Lin, je suis en mesure de rejeter l'hypothèse nulle : « la série du taux de change réel suit une marche aléatoire » (contient une racine sur le cercle unité). En effet, les valeurs critiques de la statistique « t » à 5 % pour 50 années et entre 100 et 125 pays sont; -1.69 sans effet fixe, -1.74 pour l'effet spécifique à l'année et -13.92 pour l'effet spécifique au pays. Toutes les valeurs estimées de la statistique « t » sont plus élevées que les valeurs critiques permettant ainsi de rejeter l'hypothèse nulle de non-stationnarité. Je conclus qu'il existe un mouvement de retour à la moyenne du taux de change réel pour la période de 1948 à 1998.

Le but de cette recherche consiste essentiellement à isoler le mouvement de retour à la moyenne du taux de change réel pour la période de grande variabilité du taux de change nominal. Pour ce faire, il ne faut prendre que l'échantillon des observations à partir de 1973. Exactement comme dans le tableau 1, j'ai réuni les trois types d'estimations;

- i. sans effet fixe,
- ii. avec l'effet spécifique au pays,
- iii. avec l'effet spécifique à l'année.

Les résultats, en détail, se trouvent dans le tableau 2. Cette fois, les valeurs de la statistique « t » ne sont pas significativement différentes de zéro, ce qui empêche de rejeter l'hypothèse nulle de non-stationnarité. Les valeurs critiques pour cet échantillon de 25 années d'observations et 125 pays sont de -1.69 sans effets fixes, -1.76 pour l'effet spécifique à l'année et d'à peu près -15 pour l'effet spécifique au pays. Lorsque l'estimation tient compte de l'effet spécifique au pays, la valeur de la statistique « t » est tout près du seuil critique trouvé par Levin et Lin (1992) et le paramètre estimé est moins élevé ($-0.16 < -0.01$). Les auteurs expliquent que dans le cas de données de panel « faiblement » stationnaire, la présence d'effet spécifique à l'individu fait en sorte que

³⁶ Levin and Lin (1992)

l'estimation des paramètres comporte un biais vers le bas à l'intérieur de petits échantillons. Par contre, au fur et à mesure que l'échantillon grandit, on ne retrouve plus ce biais vers le bas. Levin et Lin proposent que le minimum d'individus nécessaire pour ne pas retrouver ce biais soit d'au moins 200 individus.³⁷

TABLEAU 2 : ESTIMATION DE ΔQ_{it} SUR Q_{it-1} POUR LA PÉRIODE 1973-1998 (EFFET FIXE)

i : Sans effet fixe*					
	paramètre γ	écart-type	valeur de t-student	R2	N
les 125 pays	-0.012674	0.013745	-0.922	0.003	2927
Première différence de ΔQ_{it}	-0.009614	0.011324	-0.498	0.0041	2899
$ \Delta Q_{it} > 0,1$	-0.048561	0.04193	-1.158	0.0015	845
les 125 pays / pays membres CEE	-0.010969	0.015012	-0.731	0.002	2552
ii : Effet-spécifique au pays (effet fixe)					
les 125 pays	-0.1679096	0.010824	-15.749	0.0796	2927
Première différence de ΔQ_{it}	-0.1599318	0.0113076	-14.144	0.0720	2899
$ \Delta Q_{it} > 0,1$	-0.3562537	0.0278584	-12.159	0.1662	845
les 125 pays / pays membres CEE	-0.1648851	0.0113863	-14.481	0.0776	2552
iii : Effet spécifique à l'année (effet fixe)*					
les 125 pays	-0.011009	0.012839	-0.857	0.0740	2927
Première différence de ΔQ_{it}	-0.006624	.010427	-0.635	0.0845	2899
$ \Delta Q_{it} > 0,1$	-0.054124	.043003	-1.259	0.1334	845
les 125 pays / pays membres CEE	-0.010397	.01416	-0.734	0.0544	2552

Résultats obtenus par la méthode des moindres carrés avec les écarts-types White/Huber/Sandwich

* Toutes les observations pour l'année 1998 ont été enlevées.

Dans l'article de Levin et Lin (1992), les auteurs affirment que la statistique « t » d'un test de racine unitaire diverge vers une valeur négative infinie (une grande valeur) en fonction du nombre croissant d'individus, et ce pour compenser l'influence vers le bas d'un biais dans la variance, apporté par la présence d'effet spécifique au pays. D'après les auteurs, les estimateurs d'une régression et les tests statistiques en données de panel possèdent des propriétés asymptotiques dérivées pour les données de panel de série stationnaire, mais aussi des propriétés asymptotiques dérivées pour des tests de racine unitaire sur des séries chronologiques. Comme dans le cas de séries chronologiques, les estimateurs d'une régression et les tests statistiques en données de panel suivent une loi de distribution normale limitée. Par contre, les résultats des tests de racine unitaire pour des données de panel impliquant la stationnarité montrent que le taux de convergence de

³⁷ Levin et Lin (1992).

la statistique « t » et les estimateurs de régression augmentent de façon plus nette avec l'ajout de période qu'avec l'ajout d'individus. Si les termes d'erreurs sont indépendants et identiquement distribués (familièrement i.i.d), les estimateurs de régression ainsi que la statistique « t » en données de panel pour les tests de racine unitaire convergent suivant une distribution normale standard. À part les termes d'erreurs indépendants et identiquement distribués, une autre condition nécessaire pour retrouver une distribution normale avec des données de panel est d'ignorer l'effet spécifique aux pays. Dans le cas contraire, la statistique « t » converge au sein d'une distribution normale non centrée dont l'impact dépend principalement de la grandeur de l'échantillon. Au fur et à mesure que le nombre d'individus augmente (i.e. les pays), la loi des grands nombres et le théorème de la limite centrale assure que les paramètres estimés suivent une normale de moyenne zéro et de variance finie et qu'en plus, la statistique « t » aie une distribution normale standard.³⁸

J'ai décidé d'éliminer toutes les données de l'année 1998 en raison du manque d'observations pour la plupart des pays. Sinon, en introduisant les quelques observations disponibles à l'estimation de l'équation (10), sans effets ou avec celles spécifiques à l'année, la valeur du paramètre « γ » devient positive. J'ai de plus retiré les quinze pays faisant parties de la Communauté Économique Européenne, afin de m'assurer que tous les pays de l'échantillon pratiquent un régime de taux de change flexible.³⁹ D'une manière ou d'une autre, les résultats demeurent les mêmes, que j'introduise ou non les pays de la CEE. J'ai aussi voulu vérifier l'étendue de l'estimation en ne conservant que les valeurs supérieures à 0.1 de la différence du logarithme du taux de change réel (DLOGQ). À partir de la figure 3 (voir à la page 32), on voit que la majorité des données de la variable « DLOGQ » varient entre 0 et 0.5, en valeurs absolues. Il s'agit de limiter mon champ d'observations aux valeurs extrêmes, soit plus grandes que 0.1 et plus petites que -0.1. En somme, tous ces tests supplémentaires ne m'ont pas permis de rejeter l'hypothèse nulle de non stationnarité.

³⁸ Levin et Lin (1992).

³⁹ Il semble que les pays de la Communauté Économique Européenne s'attardent à la pratique d'un régime de taux de change fixe entre eux.

Dans un échantillon fini, l'efficacité du test de racine unitaire ne s'avère pas très efficace pour des séries chronologiques lors de déviations persistantes de l'équilibre. Même que, plus l'échantillon est petit, et plus la validité du test est remise en question. Pour un échantillon de 50 observations d'un modèle univarié stationnaire, autorégressif d'ordre 1, le test ne rejette l'hypothèse nulle de non stationnarité que dans 8 % des cas. Le taux est de 29 % lorsque l'échantillon est de 100 observations.⁴⁰ Par ailleurs, la procédure du test de racine unitaire en données de panel incorpore l'effet spécifique à l'individu et permet de faire varier librement la variance résiduelle et la corrélation entre les individus dans le processus autorégressif. De cette manière, les tests sont consistants à détecter le mouvement stationnaire et ce, même à raison du déséquilibre persistant entre les individus. Il faut avouer que je ne suis pas en mesure de valider l'hypothèse alternative de stationnarité même si la valeur de statistique « t » est tout près de la valeur critique. Peut être avons nous affaire à une série « faiblement » stationnaire et qu'il nous faut encore plus d'observations pour en détecter toute la stationnarité.

En ce qui à trait au calcul de la demi-vie, je me retrouve avec des valeurs différentes du paramètre estimé. On sait pertinemment que la valeur de « γ » sous l'effet spécifique est sous-évaluée mais doit être quand même considérée dans l'estimation. Maintenant pour la valeur de « γ » sans effet et avec l'effet spécifique à l'années, elle varie entre -0.01 et -0.05 et supposons que ces valeurs sont très conservatrices. Il est raisonnable de dire que la valeur du paramètre « γ », en moyenne, est de -0.07. Le calcul du taux de demi-vie est de 10 ans, ce qui est plus élevé que ce que l'on retrouve dans la littérature à ce sujet.⁴¹

⁴⁰ Levin et Lin (1993)

⁴¹ Le calcul du taux de demi-vie varie d'un auteur à l'autre entre 4 et 8 ans.

EXTENSION DE L'ESTIMATION

Il se peut que l'effet soit aléatoire à l'ensemble de tous les pays et de toutes les années. J'estime l'équation (10) par la méthode des moindres carrés généralisés en tenant compte d'un effet qui est capturé de façon aléatoire à chaque pays et à chaque année. Les résultats se trouvent dans le tableau 3, et concordent sensiblement aux résultats obtenus avec les effets fixes, quoique le taux de demi-vie est plus élevé. La valeur du paramètre « γ », dans ce cas-ci, varie entre -0.01 et -0.05, ce qui donne une moyenne de -0.03 et un taux de demi-vie de 23 ans. Par ailleurs, on note la valeur très peu élevée du paramètre estimé « γ » pour l'effet aléatoire au pays comparativement à l'effet spécifique au pays. Ce résultat concorde très bien avec la théorie avancée par Levin et Lin (1992) à l'effet que l'estimation avec l'effet spécifique à l'individu est sous-évaluée.

TABLEAU 3 : ESTIMATION DE ΔQ_{it} SUR Q_{it-1} POUR LA PÉRIODE 1973-1998 (EFFET ALÉATOIRE).

EFFET ALLÉATOIRE					
Effet aléatoire au pays					
	paramètre γ	écart-type	valeur de z	R2	N
les 125 pays	-0.012674	0.013692	-0.926	0.0861	2927
Première différence de Δq	-0.009614	0.013656	-0.704	0.0088	2899
$ \Delta q > 0,1$	-0.048561	0.042822	-1.134	0.1799	845
les 125 pays / pays membres CEE	-0.010969	.015148	-0.724	0.0842	2552
Effet aléatoire à l'année					
les 125 pays	-0.011144	0.013261	-0.840	0.0088	2927
Première différence de Δq	-0.006973	0.013199	-0.528	0.0128	2899
$ \Delta q > 0,1$	-0.051834	0.041086	-1.262	0.0021	845
les 125 pays / pays membres CEE	-0.010438	0.01484	-0.703	0.0002	2552

* Toutes les observations pour l'année 1998 ont été enlevées.

CONCLUSION

La variation dans le taux de change réel s'avère beaucoup plus persistante que ne le décrivent les fondements théoriques. Étant donné que le taux de change réel sert d'appui à la parité du pouvoir d'achat, cela contribue à la difficulté d'expliquer adéquatement les déviations de la PPA à plus long terme. Plusieurs théories ont été avancées dans le but de solutionner ce problème. Celle qui semble la plus apte à supporter les déviations persistantes de la parité du pouvoir d'achat est la rigidité des prix. La période du régime de taux de change flexible adopté par la plupart des pays après 1973 démontre un mouvement dans la variation du taux de change nominal encore plus grand qu'en régime de taux de change fixe qui se répercute sur le taux de change réel. Considérant la rigidité des prix, les déviations de la parité du pouvoir d'achat s'expliquent très bien à court ou moyen terme; l'indice des prix sur le marché des biens et services est plus long avant de s'ajuster.

Les études empiriques n'arrivent pas à soutenir le rôle de rigidité des prix dans la détermination de la parité du pouvoir d'achat par le taux de change réel. Les tests permettant d'observer la PPA s'effectuent à l'aide des propriétés du mouvement de retour à la moyenne du taux de change réel. Depuis 1980, les chercheurs utilisent les tests de racine unitaire. Les résultats ne sont pas éloquentes lorsque la période de régime de taux de change flexible est utilisée. En effet, le mouvement de retour à la moyenne du taux de change réel est de 4 à 7 ans et dans mon cas 10 ans, ce qui signifie un ajustement des prix assez long. Les chercheurs s'attendent à un degré de convergence plus rapide du taux de change réel pour expliquer les déviations à long terme de la parité du pouvoir d'achat et la rigidité des prix. Ce qui ressort des résultats empiriques suppose que la variabilité du taux de change réel serait plutôt le résultat de chocs réels sur l'économie comme la technologie, les taxes ou les différentes politiques fiscales. Voici les nouvelles préoccupations en matière de théorie du taux de change réel et de la parité du pouvoir d'achat. Pour l'instant nous ne pouvons qu'alléguer des suppositions et attendre le développement de nouvelles approches théoriques qui faciliteront notre compréhension, apaiseront nos craintes et encadreront le reflet de notre économie présente et à venir.

BIBLIOGRAPHIE

Devereux, M.B.; Real Exchange Rates and Macroeconomics: Evidence and Theory; Canadian Journal of Economics, vol. 4a, 1997, pp 773-808.

Dickey, D. et Fuller, W. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root, Journal of the American Statistical Association, 74, 1979, pp.427-431.

Diebold, F., S Husted, et M. Rush. Real exchange rates under the gold standard, Journal of political Economy, 99, 1991, pp. 1252-1271.

Dornbush, R.; Expectations and Exchange Rate Dynamics; Journal of Political Economy, vol 84, 1976, pp 1161-1177.

Dornbush, R.; PPP Exchange-Rate Rules and Macroeconomic Stability; Journal of Political Economy, vol 90, 1982, pp 158-165.

Dornbush, R.; Purchasing Power Parity; The New Palgrave Dictionary, Stocton Press, New York, 1987, pp 1075-1085.

Engel, C.; Real Exchange Rates and Relative Prices: Empirical Investigation; Journal of Monetary Economics; vol 32, 1993, pp 35-50.

Frankel, J. A. et Rose, A. K.; A Panel Project on Purchasing Power Parity: Mean Reversion Within and Between Countries; Journal of International Economics, vol 40, 1996, pp 209-224.

Froot, K.A. et Rogoff, K.; Perspectives on PPP and Long-run Real Exchange Rate; Handbook of International Economics, vol III, 1995, pp 1647-1688

Greene, W. H.; Econometric Analysis; Prentice Hall inc., 2nd ed., New Jersey, 1990, 791 p.

Kollman, R. The exchange rate in a dynamic optimizing current account model with nominal rigidities, International Monetary Fund, 1991, w.p.

Levin, A., et Lin, C-F.; Unit root tests in panel data : new results, Department of Economics, University of San Diego and Federal Reserve Board of Governors, Dec. 1993, 38 p.
Site Web : [ftp://weber.ucsd.edu/pub/econlib/dpapers/ucsd9356.html](http://weber.ucsd.edu/pub/econlib/dpapers/ucsd9356.html)

Levin, A., et Lin, C-F.; Unit root tests in panel data : Asymptotic and finite-sample properties, Department of Economics, University of San Diego, May 1992, 66 p.
Site Web : [ftp://weber.ucsd.edu/pub/econlib/dpapers/ucsd9223.html](http://weber.ucsd.edu/pub/econlib/dpapers/ucsd9223.html)

Lothian, J.R., et Taylor M. P.; Real Exchange Rate Behaviour: the Recent Float From the Perspective of the Past Two Centuries; Journal of Political Economy, vol. 104, 1996, pp 488-509.

Mathieu, J.P, Mastler, A. et Fleury, P.; Dictionnaire de physique, co-édition Masson eyrolles, 1985, 568 p.

MacDonald, R. Panel unit root tests and real exchange rates, Economics letters, vol.50, 1996, pp. 7-11.

Meese, R.A. et Rogoff, K.; Empirical Exchange Rate Models of the Seventies:Do They Fit Out of a Sample?; Journal of International Economics, vol 14, 1983, pp 3-24.

Obstfeld, M. et Rogoff, K.; Foundations of International Macroeconomics; MIT Press, 1996.

Obstfeld M. et Rogoff, K.; Exchange Rate Dynamic Redux; Journal of Political Economy, vol 103, 1995, pp 624-661.

Schiller, R.J. et Perron, P.; Testing the Random Walk Hypothesis: Power Versus Frequency of Observations; Economic Letters, vol 18, 1989, pp 381-385.

Wei, S-J. et Parsley, D.C. ; Convergence to the Law of One Price Without Trade Barriers or Currency Fluctuations*, Quaterly Journal of Economics, 1996, pp 1211-1236.

Wei, S-J. et Parsley, D.C. ; Purchasing Power Disparity during the floating period : Exchange rate volatility, trade barriers and other culprits. NBER Working Paper #5032, février 1995, 31 pages.

Young, J.P. European Currency and Finance, Commission of gold and Silver Enquiry, United States Senate, Serial 9. Reprinted, New York and London, 1983

ANNEXE

Tableau A-1 : Valeurs critiques de tests de racine unitaire sans effets spécifiques ou tendance dans le temps.

Unit Root Test Critical Values, No Intercept or Time trend										
N	t = 5					t = 10				
	1.0%	2.5%	5%	10%	50%	1.0%	2.5%	5%	10%	50%
1	-3.03	-2.41	-1.96	-1.56	-0.35	-2.73	-2.29	-1.94	-1.57	-0.44
2	-2.74	-2.28	-1.92	-1.52	-0.24	-2.67	-2.26	-1.94	-1.58	-0.29
5	-2.59	-2.18	-1.84	-1.46	-0.14	-2.58	-2.20	-1.87	-1.51	-0.18
10	-2.50	-2.11	-1.78	-1.41	-0.10	-2.51	-2.13	-1.81	-1.44	-0.13
15	-2.46	-2.08	-1.75	-1.38	-0.08	-2.47	-2.10	-1.78	-1.41	-0.10
20	-2.44	-2.06	-1.74	-1.37	-0.07	-2.45	-2.08	-1.76	-1.39	-0.09
25	-2.42	-2.04	-1.73	-1.36	-0.06	-2.44	-2.06	-1.75	-1.38	-0.08
50	-2.38	-2.01	-1.70	-1.33	-0.05	-2.40	-2.03	-1.72	-1.35	-0.05
75	-2.37	-2.00	-1.69	-1.32	-0.04	-2.38	-2.01	-1.70	-1.33	-0.04
100	-2.36	-1.99	-1.68	-1.31	-0.03	-2.37	-2.00	-1.69	-1.32	-0.04
150	-2.35	-1.99	-1.67	-1.31	-0.03	-2.36	-2.00	-1.68	-1.32	-0.03
200	-2.35	-1.98	-1.67	-1.30	-0.02	-2.36	-1.99	-1.68	-1.31	-0.03
250	-2.34	-1.98	-1.67	-1.30	-0.02	-2.35	-1.99	-1.67	-1.31	-0.02
300	-2.34	-1.98	-1.66	-1.30	-0.02	-2.35	-1.98	-1.67	-1.30	-0.02
N	t = 25					t = 50				
	1.0%	2.5%	5%	10%	50%	1.0%	2.5%	5%	10%	50%
1	-2.65	-2.26	-1.94	-1.60	-0.48	-2.64	-2.26	-1.96	-1.63	-0.49
2	-2.61	-2.23	-1.92	-1.59	-0.32	-2.56	-2.22	-1.93	-1.59	-0.35
5	-2.55	-2.19	-1.87	-1.50	-0.21	-2.55	-2.17	-1.85	-1.49	-0.20
10	-2.48	-2.13	-1.81	-1.44	-0.15	-2.49	-2.12	-1.80	-1.43	-0.14
15	-2.44	-2.10	-1.78	-1.41	-0.12	-2.45	-2.09	-1.77	-1.41	-0.12
20	-2.42	-2.08	-1.76	-1.39	-0.10	-2.43	-2.07	-1.75	-1.39	-0.10
25	-2.41	-2.06	-1.74	-1.38	-0.09	-2.41	-2.05	-1.74	-1.38	-0.09
50	-2.38	-2.03	-1.71	-1.35	-0.06	-2.38	-2.02	-1.71	-1.35	-0.07
75	-2.37	-2.01	-1.70	-1.33	-0.05	-2.36	-2.01	-1.70	-1.34	-0.06
100	-2.36	-2.00	-1.69	-1.33	-0.04	-2.36	-2.00	-1.69	-1.33	-0.05
150	-2.35	-1.99	-1.68	-1.32	-0.03	-2.35	-1.99	-1.69	-1.32	-0.04
200	-2.35	-1.99	-1.67	-1.31	-0.03	-2.34	-1.99	-1.68	-1.32	-0.04
250	-2.34	-1.98	-1.67	-1.31	-0.03	-2.34	-1.98	-1.68	-1.31	-0.03
300	-2.34	-1.98	-1.67	-1.31	-0.02	-2.34	-1.98	-1.67	-1.31	-0.03
N	t = 100					t = 250				
	1.0%	2.5%	5%	10%	50%	1.0%	2.5%	5%	10%	50%
1	-2.59	-2.24	-1.92	-1.61	-0.49	-2.56	-2.21	-1.94	-1.63	-0.49
2	-2.59	-2.25	-1.94	-1.59	-0.34	-2.60	-2.24	-1.93	-1.58	-0.35
5	-2.54	-2.19	-1.88	-1.51	-0.22	-2.54	-2.20	-1.89	-1.53	-0.22
10	-2.48	-2.12	-1.81	-1.44	-0.16	-2.46	-2.12	-1.80	-1.44	-0.14
15	-2.44	-2.09	-1.78	-1.41	-0.13	-2.43	-2.08	-1.75	-1.39	-0.10
20	-2.42	-2.07	-1.76	-1.39	-0.11	-2.41	-2.05	-1.73	-1.36	-0.09
25	-2.41	-2.05	-1.74	-1.38	-0.10	-2.39	-2.03	-1.71	-1.34	-0.07
50	-2.38	-2.02	-1.71	-1.35	-0.07	-2.36	-1.99	-1.67	-1.30	-0.04
75	-2.37	-2.00	-1.69	-1.34	-0.05	-2.35	-1.98	-1.65	-1.29	-0.03
100	-2.36	-2.00	-1.68	-1.33	-0.04	-2.34	-1.97	-1.65	-1.28	-0.03
150	-2.35	-1.99	-1.68	-1.32	-0.04	-2.34	-1.97	-1.64	-1.28	-0.02
200	-2.35	-1.98	-1.67	-1.31	-0.03	-2.33	-1.96	-1.64	-1.28	-0.02
250	-2.34	-1.98	-1.67	-1.31	-0.03	-2.33	-1.96	-1.64	-1.27	-0.01
300	-2.34	-1.98	-1.67	-1.31	-0.02	-2.33	-1.96	-1.64	-1.27	-0.01

Source : Levin et Lin

Tableau A-2 : Valeurs critiques de tests de racine unitaire avec effets spécifiques mais sans tendance dans le temps.

Unit Root Test Critical Values, Intercept Without Time trend

N	t = 5					t = 10				
	1.0%	2.5%	5%	10%	50%	1.0%	2.5%	5%	10%	50%
1	-6.76	-5.07	-4.03	-3.12	-1.41	-4.34	-3.71	-3.23	-2.75	-1.48
2	-3.92	-3.28	-2.80	-2.33	-0.87	-3.54	3.07	-2.69	-2.31	-0.96
5	-3.08	-2.63	-2.27	-1.86	-0.47	-3.04	-2.64	-2.30	-1.92	-0.53
10	-2.81	-2.39	-2.05	-1.66	-0.31	-2.80	-2.42	-2.09	-1.71	-0.35
15	-2.70	-2.29	-1.96	-1.58	-0.25	-2.70	-2.32	-1.99	-1.62	-0.28
20	-2.64	-2.24	-1.91	-1.53	-0.21	-2.64	-2.26	-1.94	-1.57	-0.24
25	-2.59	-2.20	-1.87	-1.50	-0.19	-2.60	-2.22	-1.90	-1.53	-0.21
50	-2.49	-2.11	-1.79	-1.43	-0.13	-2.51	-2.13	-1.81	-1.45	-0.15
75	-2.45	-2.08	-1.76	-1.40	-0.11	-2.47	-2.09	-1.77	-1.41	-0.12
100	-2.43	-2.06	-1.74	-1.38	-0.10	-2.45	-2.07	-1.75	-1.39	-0.11
150	-2.41	-2.04	-1.72	-1.36	-0.08	-2.42	-2.05	-1.73	-1.37	-0.09
200	-2.39	-2.02	-1.71	-1.35	-0.07	-2.41	-2.04	-1.72	-1.36	-0.08
250	-2.38	-2.02	-1.70	-1.34	-0.06	-2.40	-2.03	-1.71	-1.35	-0.07
300	-2.38	-2.01	-1.69	-1.34	-0.06	-2.39	-2.02	-1.70	-1.34	-0.06

N	t = 25					t = 50				
	1.0%	2.5%	5%	10%	50%	1.0%	2.5%	5%	10%	50%
1	-3.66	-3.28	-2.97	-2.62	-1.53	-3.61	-3.25	-2.92	-2.59	-1.54
2	-3.37	-2.99	-2.68	-2.32	-1.03	-3.30	-2.92	-2.64	-2.31	-1.04
5	-3.00	-2.64	-2.30	-1.93	-0.58	-3.00	-2.60	-2.28	-1.92	-0.58
10	2.78	-2.42	-2.09	-1.72	-0.38	-2.78	-2.41	-2.08	-1.71	-0.38
15	-2.69	-2.32	-2.00	-1.62	-0.31	-2.68	-2.32	-1.99	-1.63	-0.31
20	-2.63	-2.27	-1.94	-1.57	-0.26	-2.62	-2.26	-1.94	-1.58	-0.27
25	-2.59	-2.23	-1.91	-1.54	-0.23	-2.58	-2.22	-1.91	-1.54	-0.24
50	-2.50	-2.14	-1.82	-1.45	-0.16	-2.49	-2.14	-1.82	-1.46	-0.17
75	-2.46	-2.10	-1.78	-1.42	-0.13	-2.45	-2.10	-1.79	-1.43	-0.14
100	-2.44	-2.08	-1.76	-1.40	-0.11	-2.43	-2.08	-1.77	-1.41	-0.12
150	-2.42	-2.05	-1.74	-1.37	-0.09	-2.41	-2.05	-1.74	-1.38	-0.10
200	-2.40	-2.04	-1.72	-1.36	-0.08	-2.39	-2.04	-1.73	-1.37	-0.09
250	-2.39	-2.03	-1.72	-1.35	-0.07	-2.38	-2.03	-1.72	-1.36	-0.08
300	-2.39	-2.02	-1.71	-1.35	-0.07	-2.38	-2.02	-1.71	-1.35	-0.07

N	t = 100					t = 250				
	1.0%	2.5%	5%	10%	50%	1.0%	2.5%	5%	10%	50%
1	-3.47	-3.16	-2.88	2.57	-1.56	-3.46	-3.14	-2.88	-2.58	-1.56
2	-3.30	-2.96	2.67	-2.32	-1.05	-3.29	-2.92	-2.63	-2.29	-1.05
5	-3.00	-2.61	-2.30	-1.94	-0.59	-3.01	-2.64	-2.33	-1.94	-0.60
10	-2.78	-2.41	-2.09	-1.72	-0.39	-2.78	-2.41	-2.10	-1.71	-0.39
15	-2.68	-2.31	-2.00	-1.63	-0.31	-2.67	-2.30	-1.99	-1.61	-0.30
20	-2.62	-2.26	-1.94	-1.58	-0.27	-2.61	-2.23	-1.92	-1.55	-0.25
25	-2.58	-2.22	-1.91	-1.54	-0.24	-2.57	-2.19	-1.88	-1.51	-0.22
50	-2.48	-2.13	-1.82	-1.46	-0.17	-2.47	-2.10	-1.78	-1.42	-0.14
75	-2.45	-2.10	-1.79	-1.42	-0.13	-2.43	-2.06	-1.74	-1.38	-0.11
100	-2.43	-2.08	-1.77	-1.40	-0.12	-2.41	-2.04	-1.72	-1.36	-0.10
150	-2.40	-2.05	-1.74	-1.38	-0.09	-2.39	-2.02	-1.70	-1.34	-0.08
200	-2.39	-2.04	-1.73	-1.36	-0.08	-2.38	-2.01	-1.69	-1.33	-0.06
250	-2.38	-2.03	-1.72	-1.35	-0.07	-2.37	-2.00	-1.68	-1.33	-0.06
300	-2.37	-2.02	-1.71	-1.35	-0.07	-2.36	-1.99	-1.68	-1.32	-0.05

Source : Levin et Lin

Tableau A-3 : Valeurs critiques de tests de racine unitaire avec effets spécifiques et tendance dans le temps.

Unit Root Test Critical Values, Intercept and Time trend

N	t = 5					t = 10				
	1.0%	2.5%	5%	10%	50%	1.0%	2.5%	5%	10%	50%
1	-13.08	-8.44	-6.13	-4.39	-1.95	-5.22	-4.50	-3.98	-3.45	-2.06
2	-5.06	-4.29	-3.70	-3.13	-1.56	-4.22	-3.76	-3.38	-2.97	-1.67
5	-3.48	-3.06	-2.69	-2.28	-0.85	-3.50	-3.09	-2.74	-2.34	-0.92
10	-3.12	-2.68	-2.32	-1.93	-0.54	-3.12	-2.73	-2.38	-1.99	-0.60
15	-2.95	-2.52	-2.17	-1.78	-0.43	-2.95	-2.56	-2.23	-1.84	-0.47
20	-2.85	-2.43	-2.09	-1.70	-0.37	-2.85	-2.47	-2.13	-1.75	-0.40
25	-2.78	-2.37	-2.03	-1.65	-0.32	-2.78	-2.40	-2.07	-1.69	-0.35
50	-2.60	-2.22	-1.90	-1.53	-0.23	-2.63	-2.25	-1.93	-1.55	-0.25
75	-2.53	-2.16	-1.84	-1.48	-0.19	-2.56	-2.19	-1.86	-1.50	-0.20
100	-2.49	-2.13	-1.81	-1.45	-0.16	-2.52	-2.15	-1.83	-1.46	-0.17
150	-2.45	-2.09	-1.78	-1.41	-0.13	-2.48	-2.11	-1.79	-1.43	-0.14
200	-2.42	-2.07	-1.76	-1.39	-0.12	-2.46	-2.09	-1.77	-1.41	-0.12
250	-2.41	-2.06	-1.74	-1.38	-0.11	-2.44	-2.07	-1.75	-1.39	-0.11
300	-2.40	-2.05	-1.73	-1.37	-0.10	-2.43	-2.06	-1.74	-1.38	-0.10

N	t = 25					t = 50				
	1.0%	2.5%	5%	10%	50%	1.0%	2.5%	5%	10%	50%
1	-4.35	-3.93	-3.59	-3.23	-2.14	-4.13	-3.78	-3.51	-3.18	-2.16
2	-3.96	-3.59	-3.28	-2.93	-1.73	-3.89	-3.53	-3.24	-2.91	-1.76
5	-3.44	-3.07	-2.73	-2.35	-0.97	-3.44	-3.06	-2.72	-2.34	-0.98
10	-3.09	-2.72	-2.39	-2.01	-0.63	-3.10	-2.73	-2.38	-2.01	-0.64
15	-2.93	-2.56	-2.23	-1.85	-0.50	-2.94	-2.57	-2.23	-1.86	-0.51
20	-2.83	-2.46	-2.14	-1.77	-0.43	-2.84	-2.47	-2.14	-1.77	-0.43
25	-2.77	-2.40	-2.08	-1.71	-0.38	-2.77	-2.41	-2.08	-1.71	-0.39
50	-2.62	-2.25	-1.93	-1.57	-0.26	-2.61	-2.26	-1.94	-1.57	-0.27
75	-2.55	-2.19	-1.87	-1.51	-0.22	-2.55	-2.19	-1.88	-1.51	-0.22
100	-2.52	-2.15	-1.84	-1.47	-0.19	-2.51	-2.15	-1.84	-1.48	-0.19
150	-2.48	-2.11	-1.80	-1.43	-0.15	-2.47	-2.11	-1.80	-1.44	-0.16
200	-2.45	-2.09	-1.77	-1.41	-0.13	-2.45	-2.09	-1.78	-1.42	-0.14
250	-2.44	-2.07	-1.76	-1.40	-0.12	-2.43	-2.07	-1.76	-1.40	-0.12
300	-2.43	-2.06	-1.75	-1.39	-0.11	-2.42	-2.06	-1.75	-1.39	-0.11

N	t = 100					t = 250				
	1.0%	2.5%	5%	10%	50%	1.0%	2.5%	5%	10%	50%
1	-4.11	-3.75	-3.49	-3.16	-2.18	-4.03	-3.70	-3.44	-3.14	-2.18
2	-3.83	-3.51	-3.25	-2.93	-1.77	-3.80	-3.47	-3.21	-2.90	-1.77
5	-3.44	-3.06	-2.74	-2.36	-1.00	-3.40	-3.05	-2.76	-2.38	-1.00
10	-3.11	-2.72	-2.39	-2.02	-0.65	-3.06	-2.71	-2.40	-2.01	-0.64
15	-2.94	-2.56	-2.24	-1.86	-0.51	-2.90	-2.54	-2.22	-1.84	-0.49
20	-2.84	-2.46	-2.14	-1.77	-0.44	-2.80	-2.44	-2.12	-1.74	-0.41
25	-2.77	-2.40	-2.08	-1.71	-0.39	-2.74	-2.37	-2.05	-1.68	-0.36
50	-2.61	-2.25	-1.93	-1.57	-0.27	-2.58	-2.21	-1.90	-1.53	-0.24
75	-2.55	-2.18	-1.87	-1.51	-0.22	-2.52	-2.15	-1.83	-1.47	-0.19
100	-2.51	-2.15	-1.83	-1.47	-0.19	-2.49	-2.12	-1.80	-1.44	-0.17
150	-2.47	-2.11	-1.79	-1.44	-0.15	-2.45	-2.08	-1.76	-1.40	-0.13
200	-2.45	-2.08	-1.77	-1.41	-0.13	-2.43	-2.06	-1.74	-1.38	-0.12
250	-2.43	-2.07	-1.76	-1.40	-0.12	-2.41	-2.04	-1.73	-1.37	-0.10
300	-2.42	-2.06	-1.74	-1.39	-0.11	-2.40	-2.04	-1.72	-1.36	-0.09

Source : Levin et lin

Tableau A-4 : Valeurs critiques de tests de racine unitaire avec effets Spécifiques à l'individu.

Unit Root Test Critical Values, Individual-Specific Intercepts

N	t = 5					t = 10				
	1.0%	2.5%	5%	10%	50%	1.0%	2.5%	5%	10%	50%
1	-2.16	-2.11	-2.06	-1.97	-1.50	-2.68	-2.54	-2.41	-2.25	-1.55
2	-2.87	-2.77	-2.69	-2.57	-2.02	-3.33	-3.18	-3.02	-2.82	-2.05
5	-4.10	-3.96	-3.84	-3.69	-3.08	-4.51	-4.31	-4.13	-3.90	-3.07
10	-5.40	-5.24	-5.10	-4.94	-4.30	-5.77	-5.54	-5.35	-5.11	-4.25
15	-6.37	-6.21	-6.06	-5.89	-5.24	-6.72	-6.48	-6.28	-6.04	-5.16
20	-7.19	-7.02	-6.87	-6.69	-6.04	-7.51	-7.27	-7.06	-6.82	-5.94
25	-7.90	-7.73	-7.58	-7.40	-6.74	-8.21	-7.96	-7.76	-7.51	-6.63
50	-10.68	-10.51	-10.35	-10.17	-9.51	-10.93	-10.69	-10.47	-10.23	-9.33
75	-12.82	-12.64	-12.48	-12.30	-11.64	-13.02	-12.77	-12.56	-12.31	-11.42
100	-14.61	-14.43	-14.27	-14.09	-13.44	-14.78	-14.53	-14.32	-14.07	-13.17
150	-17.63	-17.45	-17.29	-17.11	-16.45	-17.73	-17.49	-17.27	-17.02	-16.12
200	-20.18	-19.99	-19.83	-19.65	-18.99	-20.22	-19.98	-19.76	-19.51	-18.61
250	-22.43	-22.24	-22.08	-21.89	-21.22	-22.42	-22.17	-21.95	-21.70	-20.80
300	-24.47	-24.28	-24.11	-23.92	-23.25	-24.41	-24.16	-23.94	-23.69	-22.79

N	t = 25					t = 50				
	1.0%	2.5%	5%	10%	50%	1.0%	2.5%	5%	10%	50%
1	-3.11	-2.87	-2.67	-2.43	-1.56	-3.24	-2.99	-2.76	-2.49	1.56
2	-3.69	-3.44	-3.22	-2.96	-2.01	-3.78	-3.51	-3.27	-3.00	-2.02
5	-4.76	-4.49	-4.26	-3.98	-2.99	-4.80	-4.53	-4.28	-4.00	-2.96
10	-5.94	-5.66	-5.42	-5.14	-4.12	-5.96	-5.67	-5.43	-5.13	-4.06
15	-6.84	-6.56	-6.32	-6.03	-5.00	-6.84	-6.56	-6.31	-6.00	-4.93
20	-7.60	-7.32	-7.07	-6.78	-5.75	-7.59	-7.30	-7.05	-6.74	-5.66
25	-8.27	-7.98	-7.74	-7.45	-6.41	-8.25	-7.96	-7.71	-7.39	-6.31
50	-10.89	-10.60	-10.35	-10.06	-9.02	-10.83	-10.54	-10.28	-9.96	-8.87
75	-12.91	-12.62	-12.36	-12.07	-11.02	-12.81	-12.52	-12.26	-11.94	-10.85
100	-14.61	-14.32	-14.06	-13.77	-12.71	-14.48	-14.19	-13.92	-13.61	-12.52
150	-17.46	-17.17	-16.91	-16.61	-15.56	-17.28	-16.98	-16.72	-16.41	-15.32
200	-19.86	-19.57	-19.31	-19.01	-17.96	-19.64	-19.34	-19.07	-18.77	-17.68
250	-21.98	-21.69	-21.43	-21.13	-20.08	-21.72	-21.41	-21.15	-20.84	-19.76
300	-23.89	-23.61	-23.35	-23.04	-22.00	-23.59	-23.29	-23.03	-22.72	-21.64

N	t = 100					t = 250				
	1.0%	2.5%	5%	10%	50%	1.0%	2.5%	5%	10%	50%
1	-3.30	-3.04	-2.80	-2.52	-1.56	-3.40	-3.10	-2.84	-2.54	-1.57
2	-3.83	-3.55	-3.31	-3.02	-1.99	-3.89	-3.59	-3.33	-3.03	-2.00
5	-4.85	-4.56	-4.30	-4.01	-2.92	-4.88	-4.58	-4.31	-4.01	-2.92
10	-6.00	-5.69	-5.43	-5.13	-4.03	-6.01	-5.70	-5.43	-5.12	-4.01
15	-6.88	-6.57	-6.30	-6.00	-4.88	-6.88	-6.56	-6.29	-5.98	-4.86
20	-7.62	-7.30	-7.04	-6.73	-5.61	-7.61	-7.29	-7.01	-6.71	-5.58
25	-8.27	-7.95	-7.69	-7.38	-6.26	-8.25	-7.93	-7.66	-7.35	-6.22
50	-10.83	-10.51	-10.24	-9.92	-8.80	-10.78	-10.46	-10.19	-9.87	-8.74
75	-12.79	-12.46	-12.20	-11.88	-10.76	-12.71	-12.40	-12.13	-11.82	-10.68
100	-14.44	-14.12	-13.85	-13.53	-12.41	-14.35	-14.04	-13.77	-13.45	-12.33
150	-17.21	-16.89	-16.62	-16.30	-15.19	-17.10	-16.79	-16.52	-16.21	-15.08
200	-19.55	-19.22	-18.95	-18.64	-17.52	-19.41	-19.11	-18.84	-18.53	-17.41
250	-21.61	-21.28	-21.01	-20.70	-19.58	-21.46	-21.16	-20.88	-20.58	-19.46
300	-23.47	-23.14	-22.86	-22.56	-21.45	-23.31	-23.01	-22.73	-22.43	-21.31

Source : Levin et lin