

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

LA PARITÉ DES POUVOIRS D'ACHAT ET LE TAUX DE CHANGE

MÉMOIRE

PRÉSENTÉ

COMME EXIGENCE PARTIELLE

DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

(CONCENTRATION ÉCONOMIE FINANCIÈRE)

PAR

SANA MAMI

MAI 2004

REMERCIEMENTS

Au Professeur Douglas James Hodgson, *École des Sciences de la Gestion, Département des Sciences Économiques, Université du Québec à Montréal*, pour sa disponibilité et pour l'honneur qu'il m'a fait en dirigeant ce mémoire, qu'il trouve ici l'expression de mon profond respect.

Au Professeur Pierre Fortin, *École des Sciences de la Gestion, Département des Sciences Économiques, Université du Québec à Montréal*, pour sa disponibilité, sa générosité, son aide précieuse et ses conseils judicieux tout au long de la réalisation de ce travail, qu'il trouve ici l'expression de ma respectueuse gratitude.

À Monsieur Peter Pedroni, *Professeur auxiliaire d'économie, Département d'économie, Williams College*, pour sa patience, ses conseils, son aide précieuse dans l'élaboration de la partie empirique et pour m'avoir fourni ses programmes sans lesquels la dernière partie de mon mémoire n'aurait vu le jour.

À Nino Tchelishvili, *Tbilisi State University, Géorgie*, pour le temps qu'elle m'a consacré en répondant à toutes mes questions, son aide précieuse et efficace, sa patience, ainsi que pour ses commentaires et suggestions qui m'ont été fort utiles. Qu'elle trouve ici le témoignage de ma reconnaissance et de mon profond respect.

Au Professeur Robert Leonard, *École des Sciences de la Gestion, Département des Sciences Économiques, Université du Québec à Montréal*, pour ses conseils et pour avoir accepter de réviser ce mémoire.

À mes parents, Tahar et Raja, pour m'avoir encouragé à poursuivre mes études, pour leur assistance et soutien pendant toutes ces années, qu'ils trouvent ici le témoignage de ma gratitude.

À mes frères, Walid et Wissem, pour leur soutien moral tout au long de la réalisation de ce travail.

À mon fiancé, Nader, pour sa patience, son encouragement et son soutien pendant les périodes difficiles.

Enfin, je voudrais dédier ce mémoire aux âmes de mes très chers grands-parents Habib et Mustapha.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES TABLEAUX ET FIGURES.....	v
LISTE DES ABRÉVIATIONS.....	vi
RÉSUMÉ.....	vii
INTRODUCTION.....	1
CHAPITRE I	
INTRODUCTION À LA PPA.....	3
1.1 La PPA et l'indice du Big Mac.....	3
1.2 Insuffisances de la PPA et approches alternatives de détermination du taux de change réel d'équilibre.....	8
1.3 Définitions de quelques concepts.....	9
1.3.1 La PPA à long terme.....	9
1.3.2 PPA forte et PPA faible.....	10
1.3.3 Homogénéité et hétérogénéité.....	10
1.3.4 Proportionnalité et symétrie.....	12
CHAPITRE II	
REVUE DE LA LITTÉRATURE	14
2.1 Études portant sur la période post-Bretton Woods (après 1973).....	14
2.1.1 Évolution des techniques utilisées pour tester la validité de la PPA.....	14
2.1.2 Impact de certains facteurs sur la validité de la PPA.....	17
2.2 Études portant sur de longues périodes et le problème de changement structurel.....	21
2.3 Présentation des résultats selon le type de l'échantillon considéré.....	25
2.3.1 Cas des études portant sur les pays industrialisés.....	25
2.3.2 Cas des études portant sur les pays industrialisés et les pays en voie de développement.....	25
2.3.3 Cas des études portant sur les pays en voie de développement.....	26

2.4 Facteurs explicatifs de la divergence des résultats.....	27
CHAPITRE III	
ÉTUDE EMPIRIQUE DE LA VALIDITÉ DE LA PPA.....	30
3.1 Présentation de la méthodologie de Pedroni (2001b).....	30
3.2 Application de la méthodologie de Pedroni (2001b) sur deux panels.....	33
3.2.1 Données.....	33
3.2.2 Tests de racine unitaire sur données de panel.....	33
3.2.3 Tests de cointégration sur données de panel.....	35
3.2.4 Estimation par FMOLS.....	37
CONCLUSION.....	41
APPENDICE A	
TESTS DE RACINE UNITAIRE SUR DONNÉES INDIVIDUELLES.....	42
A.1 Résultats du test ADF pour le panel 1.....	43
A.2 Résultats du test ADF pour le panel 2.....	44
APPENDICE B	
TESTS DE COINTÉGRATION SUR DONNÉES INDIVIDUELLES.....	45
B.1 Résultats du test de Johansen pour le panel 1.....	46
B.2 Résultats du test de Johansen pour le panel 2.....	47
BIBLIOGRAPHIE.....	48

LISTE DES TABLEAUX ET FIGURES

Tableau	Page
1.1 La PPA du Big Mac.....	4
3.1 Tests de racine unitaire sur le panel 1.....	34
3.2 Tests de racine unitaire sur le panel 2.....	35
3.3 Tests de cointégration sur le panel 1.....	36
3.4 Tests de cointégration sur le panel 2.....	36
3.5 Tests de la PPA sur le panel 1.....	38
3.6 Tests de la PPA sur le panel 2.....	39
Figure	
1.1 L'Indice du Big Mac.....	7

LISTE DES ABRÉVIATIONS

ADF Dickey – Fuller augmenté

BMI Indice du Big Mac

CPI Indice des prix à la consommation

DOLS Moindres carrés dynamiques

FMOLS Moindres carrées modifiés

OCDE Organisation de Coopération et de Développement Économiques

PPA Parité des pouvoirs d'achat

WPI Indice du prix de gros

RÉSUMÉ

Dans ce travail, nous passons en revue les principaux travaux portant sur la théorie de la Parité des Pouvoirs d'Achat (PPA) et nous testons la validité de la version 'forte' de cette théorie durant la période post- Bretton Woods. Étant donné que dans la littérature, la validité de la PPA est controversée, nous essayons de voir si le choix des pays constitue un facteur déterminant pour les résultats. Pour ce faire, nous utilisons deux panels: le premier est composé de vingt pays membres de l'Organisation de Coopération et de Développement Économiques (OCDE). Le deuxième comprend seize pays en voie de développement. Nous appliquons la méthode 'Fully Modified Ordinary Least Squares' (FMOLS) telle que définie par Pedroni (2001b). Les résultats rejettent la PPA forte pour les deux panels considérés. L'analyse des résultats individuels révèle que cette non validité de la PPA 'forte' semble être omniprésente dans la période post-Bretton Woods.

Mots clés: Parité des Pouvoirs d'Achat, taux de change, racine unitaire, cointégration de panel, FMOLS.

INTRODUCTION

La Parité des Pouvoirs d’Achat (PPA) est considérée comme étant une généralisation de la loi du prix unique. Bien qu’elle repose sur une hypothèse simple, elle a fait l’objet de plusieurs études qui ont tenté de tester sa validité à long terme¹. L’importance de savoir si elle tient réside dans le fait qu’elle constitue une hypothèse fondamentale en économie monétaire internationale. En effet, les modèles monétaires de prix flexible, tels que celui de Johnson (1976), et les modèles d’évaluation des actifs, tels que celui de Lucas (1982), reposent sur l’hypothèse de la validité de la PPA. De plus, bien que les modèles de taux de change à prix fixe comme le modèle de Dornbusch (1976), permettent au taux de change de s’éloigner de la PPA à court terme, ils la considèrent néanmoins comme condition d’équilibre de long terme.

Par ailleurs, il existe dans la littérature un consensus sur le fait que les déviations de la PPA sont très importantes et volatiles à court terme. Ces déviations sont attribuées entre autres à la différenciation des produits, aux barrières tarifaires et non tarifaires imposées par les gouvernements, aux coûts de transport, à l’asymétrie de l’information et à la différence qui existe au niveau des goûts et des préférences. En tenant compte de ces facteurs, la littérature empirique récente s’est d’abord concentrée sur l’étude de la PPA comme condition d’équilibre de long terme pour le mécanisme d’ajustement des prix.

Cependant, l’incapacité des méthodes économétriques usuelles d’analyser cette relation à long terme a constitué une entrave à l’obtention de résultats significatifs et la plupart des études récentes ont abouti à des résultats mitigés. Pour cela, nous allons essayer de voir si l’application d’une nouvelle technique, à savoir la méthode de cointégration de panel de Pedroni (2001b), permet d’aboutir à des résultats en faveur de la PPA. La structure

¹ Deux approches ont été généralement utilisées afin de tester la validité de la PPA à long terme : la première consiste à voir si les séries de taux de change réels sont stationnaires, et la deuxième consiste à tester l’existence d’une relation de co-intégration entre le taux de change nominal et les niveaux de prix.

du présent mémoire se présente comme suit : dans un premier chapitre, nous allons introduire la théorie de la PPA et présenter quelques notions de base reliées à cette dernière. Ensuite, dans un deuxième chapitre, nous allons passer en revue les principales études qui ont tenté de tester la validité de cette théorie à long terme et ce en faisant la distinction entre celles portant sur la période post-Bretton Woods et celles portant sur de longues périodes ainsi qu'entre les différents types d'échantillons utilisés lors de l'étude de la validité de la PPA. Enfin, dans un dernier chapitre, nous allons tester la PPA en appliquant la méthode de Pedroni (2001b) sur deux panels différents afin de voir si le résultat dépend du choix des pays à inclure dans le panel.

CHAPITRE I

INTRODUCTION À LA PPA

Dans ce chapitre, nous allons d'abord présenter une méthode simple de voir si la PPA est vérifiée et ce, en se basant sur l'indice du Big Mac. Ensuite, nous parlerons des insuffisances de cette théorie avant de présenter des définitions de certaines notions qui vont s'avérer utiles quand nous allons aborder la revue de la littérature.

1.1 La PPA et l'indice du Big Mac

L'indice du Big Mac ('The Big Mac Index' : BMI) est basé sur la théorie de la PPA. Cette théorie stipule qu'à long terme, le taux de change entre deux monnaies doit s'ajuster afin d'égaliser les prix d'un panier identique de biens et de services à travers les pays. Le panier choisi par 'The Economist' est le Big Mac de McDonald's qui est produit dans presque 120 pays. La PPA du Big Mac correspond ainsi au taux de change tel que les hamburgers ont le même prix aux États-Unis et à n'importe quel autre pays. Le BMI permet de voir si les monnaies sont à leur 'bon' niveau. En effet, la comparaison des PPA du Big Mac avec les taux actuels observés sur le marché des changes indique si une monnaie est sur ou sous-évaluée.

Considérons le tableau 1.1, dans la première colonne se trouvent les prix du Big Mac en monnaie locale. Ces prix sont convertis en dollars américains dans la deuxième colonne².

² La conversion est faite aux taux observés sur le marché de change le 23/04/02.

Tableau 1.1 : la PPA du Big Mac

The hamburger standard					
	Big Mac prices				
	in local currency	in dollars	Implied PPP* of the dollar	Actual dollar exchange rate 23/04/02	Under(-)/over(+) valuation against the dollar, %
United States†	\$2.49	2.49	-	-	-
Argentina	Peso 2.50	0.78	1.00	3.13	-68
Australia	A\$3.00	1.62	1.20	1.86	-35
Brazil	Real 3.60	1.55	1.45	2.34	-38
Britain	£1.99	2.88	1.25†	1.45†	+16
Canada	C\$3.33	2.12	1.34	1.57	-15
Chile	Peso 1,400	2.16	562	655	-14
China	Yuan 10.50	1.27	4.22	8.28	-49
Czech Rep	Koruna 56.28	1.66	22.6	34.0	-33
Denmark	DKr24.75	2.96	9.94	8.38	+19
Euro area	€2.67	2.37	0.93§	0.89§	-5
Hong Kong	HK\$11.20	1.40	4.50	7.80	-42
Hungary	Forint 459	1.69	184	272	-32
Indonesia	Rupiah 16,000	1.71	6,426	9,430	-32
Israel	Shekel 12.00	2.51	4.82	4.79	+1
Japan	¥262	2.01	105	130	-19
Malaysia	M\$5.04	1.33	2.02	3.8	-47
Mexico	Peso 21.90	2.37	8.80	9.28	-5
New Zealand	NZ\$3.95	1.77	1.59	2.24	-29
Peru	New Sol 8.50	2.48	3.41	3.43	-1
Philippines	Peso 65.00	1.28	26.1	51.0	-49
Poland	Zloty 5.90	1.46	2.37	4.04	-41
Russia	Rouble 39.00	1.25	15.7	31.2	-50
Singapore	S\$3.30	1.81	1.33	1.82	-27
South Africa	Rand 9.70	0.87	3.90	10.9	-64
South Korea	Won 3,100	2.36	1,245	1,304	-5
Sweden	SKr26.00	2.52	10.4	10.3	+1
Switzerland	SFr6.30	3.81	2.53	1.66	+53
Taiwan	NT\$70.00	2.01	28.1	34.8	-19
Thailand	Baht 55.00	1.27	22.1	43.3	-49
Turkey	Lira 4,000,000	3.06	1,606,426	1,324,500	+21
Venezuela	Bolivar 2,500	2.92	1,004	857	+17

* Purchasing-power parity: local price divided by price in United States
 † Average of New York, Chicago, San Francisco and Atlanta
 § Dollars per pound \$ Dollars per euro

Sources: McDonald's; *The Economist*

Source : www.economist.com

Les différentes PPA du Big Mac sont présentées dans la troisième colonne du tableau 1.1. Ces parités sont obtenues à partir de la formule suivante :

$$PPA = \frac{P_{local}}{P_{USA}}$$

avec :

P_{local} : le prix en monnaie locale,

P_{USA} : le prix aux États - Unis.

Les taux de change du dollar observés le 23/04/02 sont présentés dans la quatrième colonne du tableau 1.1. Enfin, la dernière colonne indique le pourcentage de sous ou surévaluation³ des différentes monnaies considérées. Ainsi, nous voyons que le Big Mac le moins cher est celui qui se vend en Argentine (0.78 \$), ce qui implique que le Peso d'Argentine est la monnaie la plus sous-évaluée (-68 %). De façon opposée, le Big Mac le plus cher se vend en Suisse (3.81\$). Ainsi, le Franc Suisse constitue la monnaie la plus surévaluée (+53%).

Il est à noter que malgré que le Big Mac ne semble pas être le panier ‘parfait’ (les hamburgers ne peuvent pas être échangés à cause de l’existence de barrières à l’échange du bœuf, effet distortionnaire des taxes etc.), le BMI constitue néanmoins un bon moyen d’étude des variations du taux de change à long terme. En effet, le BMI a permis d’effectuer une bonne prévision pour l’Euro puisque, lorsqu’il a été lancé au début de l’année 1999, la plupart des économistes ont prévu qu’il va s’apprécier alors qu’en réalité il s’est déprécié comme l’avait indiqué le BMI d’ailleurs. Il convient aussi de signaler que l’approche du BMI constitue une approche très pratique : elle ne nécessite pas beaucoup de données (elle requiert uniquement les prix du Big Mac) et elle est très simple. En effet, les taux de change d’équilibre estimés à partir de cette méthode sont presque similaires à ceux obtenus à partir d’autres méthodes plus compliquées.

Par ailleurs, en pratique, la loi du prix unique n’est pas vérifiée à cause de l’existence de barrières à l’échange ainsi que de coûts de transport. À cause de ces facteurs, les prix diffèrent entre les pays et cette différence est de plus en plus importante quand le bien est

³ Ce pourcentage est calculé selon la formule suivante : (taux de change actuel du dollar - valeur du dollar déterminée par la PPA)/ taux de change actuel du dollar.

relativement non échangeable. Considérons par exemple le Big Mac de MacDonald's. Comme le montre la figure 1.1, les prix du Big Mac sont très différents d'un pays à un autre : ils varient entre 1.18\$ en Argentine et 5.51\$ en Islande, d'où la question de savoir quelles sont les origines de cette différence. En effet, malgré que certaines composantes du Big Mac sont fortement échangeables, il existe des inputs qui ne le sont pas. Citons à titre d'exemple la main d'œuvre locale qui prépare et sert les Big Mac. De plus, dans certains pays, des taxes sur la valeur ajoutée sont incluses dans les prix alors que dans d'autres, elles ne le sont pas. Les marges bénéficiaires varient aussi en fonction de la compétitivité locale. Enfin, il convient de signaler que les différences de prix du Big Mac peuvent aussi être dues à la manière de laquelle il est présenté. Plus précisément, aux États-Unis ainsi qu'au Canada par exemple, le ketchup est gratuit alors que dans d'autres pays il ne l'est pas.

**Figure 1.1 : l'Indice du Big Mac**Source : www.economist.com

1.2 Insuffisances de la PPA et approches alternatives de détermination du taux de change réel d'équilibre

Bien qu'elle puisse s'avérer utile pour évaluer les parités de long terme, la théorie de la PPA demeure un concept théorique assez pauvre. En effet, étant donné qu'elle stipule que le taux de change réel de référence est constant, cette théorie fait abstraction de toute considération d'équilibre macroéconomique et considère que le taux de change réel est indépendant de la situation économique du pays.

Outre ses inconvénients au niveau théorique, la validité empirique de la PPA est controversée. En effet, dans sa version relative, la PPA suppose la constance du taux de change réel ce qui semble incompatible avec les importantes variations observées du taux de change réel. Les études empiriques ont alors eu pour objet de tester la stationnarité⁴ du taux de change réel ou, de manière similaire, de tester l'existence de relation de co-intégration entre le taux de change nominal, les prix domestiques et les prix étrangers. Ainsi, Roll (1979) et Darby (1983) ont trouvé que le taux de change réel suit une marche aléatoire. Par ailleurs, Taylor (1988) et Mark (1990) indiquent l'absence de relation de co-intégration entre le taux de change nominal et les prix relatifs.

Face aux insuffisances théoriques de la PPA et aux difficultés soulevées par sa validation empirique, d'autres approches de détermination du taux de change réel d'équilibre ont été retenues: l'approche microéconomique définissant le taux de change réel comme le prix relatif des biens échangeables par rapport aux biens non échangeables de chaque pays, et l'approche macroéconomique considérant le taux de change réel comme un indicateur de la compétitivité d'un pays.

Il est à noter que d'un point de vue théorique, l'approche microéconomique a l'avantage de reposer sur des fondements microéconomiques solides mais empiriquement, elle reste difficile à mettre en œuvre. C'est justement au niveau empirique que l'approche

⁴ Si les taux de change réels sont stationnaires alors les déviations de la PPA sont temporaires et tendent à disparaître avec le temps. On dit alors que la PPA tient à long terme. Si les taux de change réels ont une racine unitaire, ceci signifie que les déviations de la parité sont cumulatives et ne vont pas disparaître. Dans ce cas, il n'est pas probable que la PPA tienne à long terme.

macroéconomique s'avère meilleure que la première approche puisque sa facilité d'application la rend particulièrement utile pour une analyse en termes de politique économique.

1.3 Définitions de quelques concepts

1.3.1 La PPA à long terme

Bien qu'il y ait un consensus sur l'invalidité de la PPA à court terme, la question de savoir si elle est vérifiée à long terme demeure sans réponse. Kavunku (2000) attribue ceci à la confusion qui existe au niveau de la distinction entre court et long terme. En effet, toujours d'après Kavunku (2000), une relation de long terme ne signifie pas qu'il faut avoir une longue période de temps pour que la PPA soit vérifiée. Elle ne signifie pas non plus que les données utilisées doivent être de faible fréquence (par exemple annuelle) au lieu d'être de haute fréquence (par exemple mensuelle).

Du point de vue de cet auteur, une relation de long terme implique tout simplement l'existence d'une tendance vers l'équilibre qui n'est pas nécessairement atteint. Plus précisément, elle signifie qu'il existe une valeur d'équilibre stable autour de laquelle les variables considérées peuvent osciller sous l'effet de différentes perturbations à court terme. Ainsi, la PPA peut ne pas tenir indéfiniment et ce, en oscillant autour d'une valeur d'équilibre. Deux hypothèses doivent alors être vérifiées : la variance du terme d'erreur n'est pas explosive et la valeur d'équilibre est stable à travers le temps. Ces deux hypothèses garantissent que n'importe quelle divergence du niveau d'équilibre de long terme suit un processus de retour à la moyenne. Cependant, si, par exemple, la première hypothèse n'est pas vérifiée, l'équilibre de long terme ne sera pas atteint ou la relation considérée atteint la valeur d'équilibre à n'importe quel moment sans aucune garantie qu'elle reste en ce point.

Par ailleurs, pour étudier la relation d'équilibre de long terme entre le taux de change et les niveaux de prix afin de savoir si la PPA est vérifiée à long terme, il a été suggéré dans la littérature récente de combiner la racine unitaire, la co-intégration et le modèle de correction des erreurs.

1.3.2 PPA ‘forte’ et PPA ‘faible’

De manière générale, la théorie de la PPA à long terme stipule que les taux de change nominaux et les ratios de prix agrégés doivent varier ensemble à travers de longues périodes de temps. La PPA peut prendre deux formes :

- La PPA ‘forte’ (‘the strong PPP’):

Sous cette forme, la relation entre les taux de change et les ratios de prix agrégés est telle qu’à long terme, elle est de type un pour un. Le vecteur de co-intégration est alors unique et égal à un. Ainsi, la PPA ‘forte’ considère que les conditions de proportionnalité et de symétrie sont satisfaites⁵.

- La PPA ‘faible’ (‘the weak PPP’):

Sous cette forme, ces variables nominales peuvent avoir une tendance à varier ensemble à long terme, d'où l'existence de relation de co-intégration, mais il n'y a aucune obligation à ce qu'elle soit de type un pour un. Dans ce cas, le vecteur de co-intégration peut être différent de l'unité et puisqu'il n'est pas connu, il doit être estimé. Tester la PPA revient alors à tester la présence de relation de co-intégration en considérant l'hypothèse nulle d'absence de co-intégration. Si nous considérons la forme ‘forte’ de la PPA, le fait que le vecteur de co-intégration entre les variables nominales est égal à l'unité implique que le taux de change réel est stationnaire.

1.3.3 Homogénéité et hétérogénéité

Tester la présence de racine unitaire dans un panel impose une valeur homogène égale à un pour tous les vecteurs de co-intégration entre le taux de change nominal et les ratios de prix agrégés. Cependant, plusieurs auteurs ont avancé le fait que malgré qu'en équilibre, ces variables aient tendance à varier ensemble pendant plusieurs périodes, le

⁵ Ces conditions vont être développées par la suite.

vecteur de co-intégration ne doit pas nécessairement être égal à un si nous considérons la forme ‘faible’ de la PPA (‘weak PPP’). Ceci peut être dû aux différences au niveau des indices de prix entre les pays (Patel (1990)), aux différents chocs de productivité (Fisher et Park (1991)), aux coûts de transport ou aux erreurs de mesure (Taylor (1988)). Pedroni (2001b) a indiqué que, dans le cas où ces facteurs influencerait les données du panel, leur degré de signification va différer selon le pays et il serait tout à fait possible que la relation de co-intégration soit hétérogène. D’ailleurs, en utilisant les méthodes de co-intégration de panel développées dans l’article de Pedroni (1995a) et qui permettent de tester l’hypothèse nulle d’absence de co-intégration sans imposer que le vecteur de co-intégration soit homogène, des études faites par Canzoneri, Cumby et Diba (1999), Chinn (1997), Pedroni (1995a) et Taylor (1996) ont toutes validé la PPA sous sa forme ‘faible’ avec des coefficients de la pente hétérogènes.

Il est à noter que même si l’hypothèse implicite de vecteur de co-intégration homogène et égal à l’unité pour tous les pays est violée pour quelques pays seulement, ceci entraîne une incapacité de rejeter l’hypothèse nulle de racine unitaire pour le panel en entier. Ainsi, pour résoudre ce problème, nous pouvons tester directement l’hypothèse relative au vecteur de co-intégration. Ainsi, Pedroni (1995a) a montré que si le vrai vecteur de co-intégration n’est pas homogène comme il l’a été supposé dans les tests conventionnels de racine unitaire, alors, l’utilisation de ces tests peut induire en erreur. Pour cela, Pedroni (1996) a testé la forme ‘forte’ de la PPA d’une manière plus directe. En effet, en utilisant les statistiques de la méthode des moindres carrés modifiés⁶ (‘Fully Modified Ordinary Least Squares’ : FMOLS), il a testé si le vecteur de co-intégration est homogène et égal à l’unité. Ce vecteur correspond à β dans la régression suivante⁷ :

⁶ De façon générale, les distributions des estimateurs des MCO des vecteurs de cointégration sont asymptotiquement biaisés. De plus, selon Pedroni (1996), dans le cas des panels, l’analyse serait encore plus compliquée à cause d’une éventuelle hétérogénéité dans les dynamiques. C’est pour cela que les estimateurs de la méthode FMOLS sont construits de manière à ne pas imposer aux dynamiques à court terme d’être les mêmes pour les différents pays du panel. En outre, cette approche tient compte des effets de rétroaction endogènes entre les variables de l’équation de cointégration (dans notre cas, le taux de change nominal et le rapport des indices de prix). Ceci permet d’aboutir à des statistiques sans biais relativement à l’autocorrélation des erreurs et à l’endogénéité, normalement distribuées et asymptotiquement non biaisées.

⁷ Cette régression est obtenue en appliquant le logarithme à l’équation qui découle de la loi du prix unique, et qui exprime le taux de change nominal comme étant le rapport entre les indices de prix. Par ailleurs, il convient de signaler que, l’omission de variables réelles pouvant influencer la valeur d’équilibre de long terme du taux de change réel n’affecte pas les résultats, dans le cas où ces dernières sont stationnaires.

$$s_{it} = \alpha_i + \alpha p_{it} + \epsilon_{it}$$

avec s_{it} : le log du taux de change nominal du dollar américain,

p_{it} : le log du ratio de prix agrégé entre deux pays (rapport entre les indices du prix du consommateur).

Les données utilisées par Pedroni (1996) correspondent à la période qui s'étale entre 1974 et 1993, soit à la période post-Bretton Woods. Il considère vingt années d'observations annuelles et mensuelles pour un nombre de pays compris entre vingt et vingt cinq. Pedroni (1996) a trouvé que malgré que la forme ‘faible’ de la PPA semble tenir, la forme dite ‘forte’ ne tient pas, ce qui implique que les résultats obtenus à partir des tests usuels de racine unitaire appliqués au taux de change réel sont erronés.

1.3.4 Proportionnalité et symétrie

La PPA implique les deux propriétés suivantes : la symétrie entre les prix domestique et étranger et la proportionnalité entre les prix relatifs et le taux de change.

Soit la régression suivante :

$$s_t = \alpha + \alpha_1 p_t + \alpha_2 p_t^* + \epsilon_t$$

Si la PPA tient alors il doit y avoir une relation de co-intégration entre s_t , p_t et p_t^* . De plus, la symétrie entre les pays domestique et étranger et la proportionnalité entre le taux de change nominal et les niveaux de prix requièrent que le vecteur de co-intégration satisfasse la relation $\alpha_1 = \alpha \alpha_2 = 1$.

Il est à noter que certains auteurs tels que Taylor (1988) ont avancé que malgré que la symétrie et la proportionnalité puissent s'appliquer pour les séries de taux de change et certaines séries de prix agrégés, elles peuvent ne pas s'appliquer lorsqu'on utilise des séries de prix agrégés mesurés et ce, à cause des erreurs de mesure et de l'effet des tarifs et des coûts de transport. Par conséquent, certains chercheurs ne testent pas ces restrictions car ils considèrent que tester la PPA doit se faire lorsque ces dernières sont relâchées. Ainsi, le test de Johansen n'impose pas ces conditions. Contrairement à ce dernier, le fait de rejeter

l'hypothèse nulle lorsqu'on teste la symétrie et la proportionnalité est une évidence à l'encontre de la PPA. Il convient de signaler que le fait que les résultats supportent faiblement la PPA peut être dû à la faible puissance des différentes statistiques utilisées quant à la distinction entre l'hypothèse nulle et l'hypothèse alternative.

Empiriquement, les résultats de la procédure de Johansen supportent faiblement la PPA. Contrairement aux études précédentes qui ont aussi utilisé des méthodes de systèmes pour étudier la PPA durant la période post-Bretton Woods, Edison et al. (1997) ont trouvé moins de vecteurs de co intégration significatifs en se basant sur les valeurs critiques de petit échantillon mais moins de violations des restrictions de symétrie et de proportionnalité.

Ainsi, nous avons vu que malgré que le Big Mac ne semble pas être le panier ‘parfait’, le BMI constitue une méthode simple et efficace pour l’étude des variations de taux de change à long terme. Par ailleurs, après avoir présenté les notions de base reliées à la PPA, nous pouvons à présent faire un survol des principales études qui ont porté sur la validité de cette théorie.

CHAPITRE II

REVUE DE LA LITTÉRATURE

Dans cette revue de la littérature, nous allons d'abord distinguer entre les études portant sur la période post-Bretton Woods et les études portant sur de longues périodes. Ensuite, nous présenterons les résultats selon le type de l'échantillon considéré. Enfin, nous essaierons d'énumérer les principaux facteurs explicatifs de la divergence entre ces derniers.

2.1 Études portant sur la période post-Bretton Woods (après 1973)

2.1.1 Évolution des techniques utilisées pour tester la validité de la PPA

Vers la moitié des années 70, les tests empiriques de la PPA ont suscité un intérêt particulier. Pendant cette période, les méthodes économétriques habituelles ont été utilisées afin de tester les restrictions sur les coefficients imposées par la PPA.

Depuis le début des années 80, ces études font l'objet de critiques relatives au fait que l'utilisation des techniques habituelles est inappropriée parce que les séries de taux de change et les séries de prix ne sont pas stationnaires. Ainsi, des méthodes utilisant une seule équation ont été développées (par exemple Dickey et Fuller (1979), Engle et Granger (1987)) dans le but de tester l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire dans les séries de taux de change réels. Le rejet de l'hypothèse nulle signifie que la PPA est vérifiée à long terme puisque ceci implique que les déviations du taux de change réel par rapport à sa valeur moyenne sont temporaires. Cependant, presque toutes les études de racine unitaire (par exemple Corbae et Ouliaris (1988), Edison et Fisher (1991) et Grilli et Kaminsky (1991)) ont

conclu que, pour la plupart des pays, l'hypothèse nulle de non-stationnarité du taux de change réel ne peut pas être rejetée pendant la période post-Bretton Woods. Pippenger et Goering (1994) ont trouvé que le taux de change réel ne suit un processus de retour à la moyenne que lorsqu'il varie à l'extérieur de deux bandes déterminées par les coûts de transport et par d'autres barrières à l'échange. Wu et Chen (1999) ont indiqué que l'incapacité de rejeter l'hypothèse nulle de non stationnarité peut être attribuée à la non linéarité du processus d'ajustement des taux de change réels provenant de l'existence de coûts de transaction.

Il est à noter que la technique la plus utilisée pour tester la validité de la PPA est le test ‘Augmented Dickey Fuller’ (ADF) de racine unitaire appliquée au taux de change réel. D'après Shiller et Perron (1985), ce test n'est pas puissant lorsqu'il est appliqué sur de petits échantillons et comme la plupart des résultats ont rejeté la PPA, les auteurs ont opté pour l'utilisation des tests de racine unitaire sur données de panel tels que ceux de Levin et Lin (1992, 1993) et de Im, Pesaran et Shin (1997) et ce, afin d'améliorer la puissance. En effet, l'analyse basée sur un panel est intéressante étant donné qu'elle facilite l'introduction dans l'hypothèse nulle d'une grande variété d'effets spécifiques individuels et temporels. La principale limite du test de racine unitaire sur données de panel de Levin et Lin (1992, 1993) est de supposer, dans l'hypothèse alternative, un même paramètre autorégressif du modèle pour tous les individus du panel. Cette hypothèse est restrictive étant donné que, sous l'hypothèse nulle, elle implique que chaque taux de change réel retourne à sa moyenne non conditionnelle avec la même vitesse.

En permettant un plus grand degré d'hétérogénéité à travers les individus, Im et al. (1995) et Maddala et Wu (1999) fournissent deux tests différents qui sont plus puissants que le test de Levin et Lin. De plus, les deux tests permettent d'avoir dans l'hypothèse alternative plusieurs multiplicateurs à long terme. Plusieurs études ont alors adopté ces tests. Nous pouvons citer entre autres Abuaf et Jorion (1990), Frankel et Rose (1996), MacDonald (1996), Oh (1996), Coakley et Fuertes (1997), Papell (1997) et O'Connell (1998).

D'autres études ont utilisé les techniques de co-intégration avec une seule équation et les méthodes de correction des erreurs. Au lieu d'imposer les conditions de symétrie et de proportionnalité, ces études estimate le vecteur de co-intégration entre le taux de change, le

niveau de prix domestique et le niveau de prix étranger sans aucune restriction. Elles n'ont presque jamais pu rejeter l'hypothèse nulle d'absence de co-intégration entre les prix et le taux de change durant la période post-Bretton Woods d'où, elles n'ont pas pu valider la PPA à long terme. Parmi ces études, nous citons celles de Baillie et Selover (1987), Corbae et Ouliaris (1988), Taylor (1988), Mark (1990), Patel (1990) et Ardeni et Lubian (1991). Les quatre premières études ont appliqué le test d'Engle-Granger (1987).

Récemment, des méthodes basées sur les techniques d'estimation de systèmes telles que les procédures de Johansen (1991)⁸ et de Stock-Watson (1993) ont été utilisées dans le but d'examiner la PPA. Ces méthodes ont souvent abouti à l'existence d'une co-intégration entre le taux de change, le niveau de prix domestique et le niveau de prix étranger pendant la période post-Bretton Woods. Cependant, les vecteurs de co-intégration estimés ne satisfont pas aux conditions de symétrie et de proportionnalité qu'impliquent la PPA (par exemple Patel (1990), Fisher et Park (1991), Johansen et Juselius (1992)). Ainsi, MacDonald (1993) a indiqué que, étant donné que la fiabilité des résultats provenant des tests usuels de racine unitaire (tels que le test ADF) lorsqu'ils sont appliqués sur de petits échantillons n'est pas claire, l'utilisation de la méthode de co-intégration multivariée de Johansen constitue une meilleure façon de tester la présence de racines unitaires. En appliquant cette méthode sur cinq séries de taux de change bilatéraux du dollar américain et deux séries de prix (l'indice du prix à la consommation : 'Consumer Price Index' : CPI, et l'indice du prix de gros 'Wholesale Price Index' : WPI) qui correspondent à la période s'étalant de janvier 1974 jusqu'à juin 1990, il a abouti à des résultats qui soutiennent fortement la forme 'faible' de la PPA et qui persistent malgré les changements de la période d'étude. Le résultat de la validité de la forme 'faible' de la PPA s'oppose à la plupart des études précédentes mais confirme les résultats des travaux de Huizinga (1987) et d'Abuaf et Jorion (1990). MacDonald (1993) a aussi rejeté les restrictions d'homogénéité pour tout l'échantillon et s'est intéressé à examiner

⁸ La procédure de Johansen comprend deux tests : le premier consiste à tester l'hypothèse qui stipule qu'à la limite, il existe r vecteurs de co-intégration différents et le deuxième teste l'hypothèse selon laquelle il existe r vecteurs de co-intégration contre l'alternative de $r+1$ vecteurs de co-intégration. Cette méthode permet de tester directement l'hypothèse sur les coefficients relatifs aux vecteurs de co-intégration. Ceci implique qu'il est possible de tester la proportionnalité entre le taux de change et les prix relatifs. Contrairement aux tests habituels, les deux tests de Johansen résistent à la non stationnarité des données. Cette procédure a l'avantage de fournir des estimateurs pour tous les vecteurs de co-intégration qui existent entre les variables et une statistique pour tester le nombre de ces vecteurs. Par conséquent, ce test est considéré comme étant plus efficace si on fait référence à sa capacité de rejeter une fausse hypothèse nulle.

si ce rejet de la forme ‘forte’ de la PPA est dû aux coûts de transport et aux barrières à l’échange. Ses résultats ont supporté cette hypothèse. Par ailleurs, il a trouvé que les vitesses d’ajustement varient à travers les pays.

2.1.2 Impact de certains facteurs sur la validité de la PPA

2.1.2.1 Effet du choix de la monnaie numéraire sur la validité de la PPA

Plusieurs auteurs ont indiqué qu’il est de plus en plus difficile d’aboutir à des résultats en faveur de la PPA lorsqu’on utilise les taux de change par rapport au dollar plutôt que d’autres taux de change. La première étude à avoir mis ce phénomène en évidence est celle de Frenkel (1981). Fisher et Park (1991) n’ont pas trouvé de co-intégration entre les taux de change par rapport au dollar américain et les indices de prix. Toutefois, en considérant des taux de change par rapport au deutschemark, ils ont souvent pu aboutir à l’existence d’une relation de co-intégration.

Ainsi, plusieurs auteurs, dont Papell (2002a), se sont demandés pourquoi les rejets de l’hypothèse nulle de présence de racine unitaire sont beaucoup plus forts quand le deutschemark représente la monnaie numéraire plutôt que le dollar américain. Parmi les explications fournies dans la littérature et qui sont basées sur les études portant sur les pays industriels et les pays européens, nous pouvons en citer trois : La première est celle de Jorion et Sweeney (1996) qui ont donné deux réponses possibles à la question posée : les taux de change réels basés sur le dollar américain sont plus volatils que les taux de change réels basés sur le deutschemark et comme les pays européens, qui constituent une grande partie de l’échantillon, sont plus prêts de l’Allemagne que des États-Unis, ils subissent moins les effets de la volatilité du dollar américain. La deuxième explication est celle fournie par Papell et Theodoridis (2001) et qui est presque la même que la première puisque ces auteurs ont dit que la distance et la volatilité peuvent aider à expliquer la différence entre les degrés de rejet de l’hypothèse nulle de présence de racine unitaire. Quant à la troisième explication, elle a été fournie par Lothian (1997). Ce dernier a dit que le comportement du dollar américain, contrairement à celui du deutschemark, a été marqué par la forte appréciation et dépréciation du dollar pendant les années quatre-vingt.

Par ailleurs, Papell et Theodoridis (2001) ont étudié les effets du choix de la monnaie prise comme numéraire sur les tests de la PPA pendant la période récente de taux de change flottant et ce, en appliquant des tests de racine unitaire sur données de panel et en utilisant vingt et une monnaies de référence. Ils ont trouvé que le choix de la monnaie prise comme numéraire a un effet sur la PPA. Ainsi, la PPA est plus ‘forte’ lorsque la monnaie de base est une monnaie européenne que lorsqu’elle ne l’est pas. Ils ont aussi trouvé que la distance entre les pays ainsi que la volatilité des taux de change réels sont les principaux déterminants des résultats. Par ailleurs, Wu et Wu (2001) ont rejeté la racine unitaire pour des panels de pays industrialisés. Leur résultat est valable quelle que soit la monnaie prise comme numéraire (dollar américain ou deutschemark).

Edison et al. (1997) ont utilisé des données trimestrielles relatives à quatorze pays. Ils ont appliqué la procédure de Johansen et ont présenté les résultats dans le cas où le pays étranger serait d’abord l’Allemagne et ensuite les États-Unis. Leurs résultats indiquent qu’il existe un vecteur de co-intégration pour moins que la moitié des pays considérés et ce, indépendamment du test utilisé ou du choix du pays étranger. Par ailleurs, en utilisant des données similaires avec des valeurs critiques asymptotiques, Cheung et Lai (1993b) ont trouvé qu’il existe un vecteur de co-intégration significatif pour tous les pays. Edison et al. ont aussi utilisé la procédure de Horvath-Watson (1995) pour tester la PPA. Cette dernière utilise le même vecteur autorégressif que la procédure de Johansen sauf qu’elle impose les restrictions de symétrie et de proportionnalité. Selon Edison et al., les résultats de ce test sont en concordance avec ceux déjà existants dans la littérature. En effet, la PPA a tendance à être de moins en moins vérifiée lorsque les USA sont considérés comme étant le pays étranger. Toutefois, la vitesse d’ajustement à la PPA est plausible dans les deux cas (le cas où les USA et l’Allemagne représentent le pays étranger).

2.1.2.2 Effet du choix des pays sur la validité de la PPA

Papell (1997) a indiqué que les résultats des tests de racine unitaire appliqués sur un panel dépendent souvent du choix des pays à inclure dans ce dernier; spécialement quand le nombre de pays est faible. En se basant sur 200 observations mensuelles de taux de change réels pour les États-Unis, le Japon, la Corée, le Taiwan, Singapour, la Thaïlande, la Malaisie,

l'Indonésie et les Philippines, en considérant la période s'étalant du premier mois de 1990 jusqu'au huitième mois de 1996, et en appliquant respectivement le test ADF, le test d'Im et al. et le test de Fisher, Wu et Chen (1999) n'ont pas pu rejeter l'hypothèse nulle de non stationnarité des taux de change réels ; d'où l'invalidité de la PPA. Afin de vérifier le constat de Papell (1997), ils ont exclu quelques pays où les taux de change avaient tendance à être non stationnaires. Les résultats ont montré que l'incapacité de valider la PPA est robuste quels que soient les pays inclus dans le panel.

2.1.2.3 Effet de l'appréciation et de la dépréciation du dollar américain sur la validité de la PPA

Papell (2002a) a étudié la validité de la PPA à long terme pendant la période post-Bretton Woods. Les résultats des tests de racine unitaire sur données de panel soutiennent la PPA. De plus, cette validité de la PPA est de plus en plus renforcée au fur et à mesure que de nouvelles observations sont introduites dans les données. Toutefois, les résultats indiquent la présence d'effet cyclique. En effet, quand le dollar s'apprécie à la fin de l'échantillon, la validité de la PPA est renforcée et vice versa.

Par ailleurs, considérant le fait que ni les méthodes unies variées, ni les méthodes de panel n'ont abouti à rejeter fortement la présence de racines unitaires dans les taux de change réels du dollar américain pour les pays industrialisés pendant la période post-Bretton Woods, Papell (2002a) s'est intéressé à analyser l'hypothèse selon laquelle ces rejets sont la conséquence de la forte appréciation et dépréciation du dollar pendant les années quatre-vingt et ce, en mettant en œuvre des tests de racine unitaire plus développés qui tiennent compte de ce phénomène. En effet, d'après Papell (2002a), les tests de racine unitaire généralement utilisés ne sont pas des tests appropriés au dollar américain si on considère le problème de changement structurel suivant : la dépréciation de cette monnaie entre 1973 et 1979, son importante appréciation entre 1980 et 1984 et enfin, sa non moins importante dépréciation entre 1985 et 1987 et sa fluctuation depuis cette période. Pour cela, Papell propose un test qui est une extension du test de Perron (1989) et qui permet de prendre en considération trois changements dans la pente : le premier est l'appréciation du dollar à la fin des années soixante-dix, le deuxième est le passage de l'appréciation à la dépréciation entre 1984 et 1985

et le troisième marque la fin de la dépréciation en 1987. Ce test a abouti à un rejet de l'hypothèse de racine unitaire dans les taux de change réels.

2.1.2.4 L'utilisation de panel contribue-t-elle à la résolution du ‘puzzle’⁹ de la PPA?

Murray et Papell (2002b) ont indiqué que l'utilisation de la méthode des moindres carrés afin d'estimer les modèles autorégressifs de premier ordre du taux de change réel dollar- livre sterling aboutit au résultat que le taux de change réel suit un processus de retour à la moyenne qui est lent. En faisant recours à d'autres méthodes d'estimation, Murray et Papell (2002b) ont montré que ces méthodes sous-estimaient la durée de demi-vie¹⁰ des déviations de la PPA et surestimaient ainsi la vitesse de retour à la moyenne.

Rogoff (1996) a indiqué qu'il existait un ‘consensus’ entre les études utilisant des données qui s'étaient sur une longue période. Ce ‘consensus’ existe au niveau de l'estimation de la durée de demi-vie (entre 3 et 5 années). Murray et Papell (2002b) ont indiqué que toutes les études citées par Rogoff ont utilisé des techniques uni-variées et de longues données (annuelles). Le recours à des méthodes de panel appliquées sur des données trimestrielles correspondant à la période post-Bretton Woods a permis à des études plus récentes d'aboutir à des durées de demi-vie plus courtes (entre 2 et 2.5 années). Toutefois, Murray et Papell (2002b) ont indiqué que ces méthodes n'utilisaient pas les techniques appropriées de mesure de la persistance. En corrigeant le biais provenant de l'estimation par moindres carrés, ils ont trouvé que les méthodes de panel aboutissaient à des résultats qui confirmaient le constat de Rogoff (1996), ce qui leur a permis de déduire que l'utilisation de panel ne contribue pas à la résolution du puzzle de la PPA.

⁹ Comment est-il possible de réconcilier l'extrême volatilité à court terme des taux de change réels avec le taux faible avec lequel les déviations de la PPA tendent à disparaître? (voir Rogoff 1996 pour une discussion)

¹⁰ La durée de demi-vie est la période nécessaire pour que la moitié des déviations du taux de change réel par rapport à sa valeur d'équilibre se dissipe.

2.1.2.5 PPA inter pays versus PPA intra pays

Culver et Papell (1999) ont analysé la validité de la PPA en utilisant des données de l'indice du prix du consommateur correspondant aussi bien aux villes canadiennes et américaines qu'aux pays européens. Comme les données intra nationales évitent les problèmes de barrières à l'échange, de la volatilité du taux de change, de différence entre les politiques monétaires et de non-intégration des marchés, mais aussi de l'existence d'autres facteurs qui peuvent restreindre l'arbitrage sur le marché des biens, ces auteurs ont prévu de trouver que la tendance à valider la PPA serait plus forte pour les villes américaines et canadiennes que pour les pays européens. Or, ils ont abouti au résultat opposé qui est que la PPA avait plus tendance à être vérifiée lorsqu'ils utilisent les taux de change réels entre les pays européens que lorsqu'ils considèrent les prix relatifs entre les villes d'un même pays. Par ailleurs, les vitesses de convergence de prix sont plus faibles pour les villes américaines que pour les villes canadiennes ou les pays européens. D'après Culver et Papell, bien que ceci explique le fort rejet de la racine unitaire dans les taux de change réels pour les pays européens comparé aux villes américaines, il y a un 'mystère' au niveau des résultats pour le Canada. En effet, alors que la vitesse de retour à la moyenne est plus rapide pour les villes canadiennes que pour les pays européens, la validité de la PPA est moins évidente pour ces villes. Une analyse de la puissance des tests de racine unitaire sur données de panel a permis à Culver et Papell de montrer que les résultats correspondent à ce qui aurait été prévu s'ils avaient considéré les différences entre les tailles des panels et entre les vitesses d'ajustement de la PPA.

2.2 Études portant sur de longues périodes et le problème de changement structurel

Froot et Rogoff (1995) ont indiqué que si les taux de change réels suivent un processus stationnaire autorégressif d'ordre un et que la durée de demi-vie des déviations de la PPA est de trois ans, alors, pour parvenir à rejeter la racine unitaire dans les taux de change réels en utilisant une valeur critique du test Dickey-Fuller (DF) correspondant à un seuil de signification de 5%, il faut utiliser des données qui correspondent à soixante-douze années. Or, la période post-Bretton Woods ne se limite, actuellement, qu'à une trentaine d'années.

Lothian et Taylor (1997) sont allés encore plus loin en avançant que pour le taux de change de la livre sterling par rapport au dollar américain, même un siècle de données ne suffirait pas pour arriver à rejeter l'hypothèse de racine unitaire.

Ainsi, contrairement aux études portant sur la période post-Bretton Woods, de nombreuses études faisant appel à des données qui s'étalent sur plus d'un siècle ont abouti à la validation de la PPA. Ainsi, en utilisant les tests de co-intégration d'Engle-Granger, Edison et Klovland (1987), Ardeni et Lubian (1991) et Kim (1990) ont abouti à des résultats en faveur de la PPA.

Il y a eu aussi des études qui ont porté sur la période de taux de change flottant des années 20. Ces études ont abouti à des résultats mitigés. Frenkel (1978) était le premier à s'intéresser à l'étude de la PPA durant cette période. Il a utilisé la méthode des moindres carrés ordinaires et a pu valider la PPA. Edison (1985) a estimé un modèle général de correction des erreurs et n'a pas pu rejeter l'absence de co-intégration pour deux taux de change parmi les trois qu'il a considérés. Taylor et McMahon (1988) ont pu aboutir à la validation de la PPA en appliquant la méthode de co-intégration d'Engle et Granger sur un échantillon similaire. Toutefois, en utilisant la même méthode, Ahking (1990) n'a pas pu valider la PPA. Cette différence entre les résultats peut être expliquée par les différences entre les tailles des échantillons et entre les retards considérés. Par ailleurs, Beckett, Hakkio et Joines (1995) ont obtenu des résultats en faveur de la PPA lorsqu'ils ont testé si les taux de change réels avaient tendance à suivre un processus de retour à la moyenne durant une période de soixante-dix ans commençant au début des années 20.

Frankel (1986,1990) a avancé que le fait qu'on n'a pas pu rejeter l'hypothèse de marche aléatoire pour les taux de change réels est dû à la faible puissance des tests relative à la distinction entre un comportement de racine unitaire et un comportement proche de la racine unitaire dans des échantillons qui, comme la période de taux de change flottant, s'étalent sur quelques années seulement. Il a indiqué que si les déviations de la PPA ont tendance à disparaître lentement, alors, pour pouvoir rejeter l'hypothèse de comportement de marche aléatoire des taux de change réels, il faut utiliser plusieurs dizaines d'années. C'est pour cela que Frankel suggère d'utiliser de longues séries de données. En considérant des

données annuelles du taux de change dollar-livre sterling correspondant à la période 1869-1984, et en appliquant les tests standards de Dickey-Fuller, Frankel a pu rejeter l'hypothèse de marche aléatoire et a trouvé que la demi-vie des déviations de la PPA est égale à 4.6 années. Edison (1987) a aussi considéré les données du taux de change dollar-livre mais pour la période 1890-1978 et a utilisé la méthode de correction des erreurs. Les résultats obtenus rejettent faiblement la marche aléatoire. Ceci peut être attribué au fait que l'échantillon considéré est relativement plus court. Il est à noter que ces deux études ont porté sur des données mixtes qui correspondent aux deux régimes de taux de change : fixe et flottant.

Durant les années quatre-vingt dix, d'autres études sur la validité à long terme de la PPA ont été faites en utilisant différentes approches incluant entre autres la méthode du ratio de variance et la méthode de co-intégration. Ces études portant sur de longues données sont parvenues à valider la PPA. À titre d'exemple, Abuaf et Jorion (1990) ont utilisé des données entre 1901 et 1972 correspondant à huit monnaies. Ils ont fortement rejeté l'hypothèse de marche aléatoire et ont estimé une demi-vie des déviations de la PPA de l'ordre de 3.3 années. Glen (1992) a trouvé des résultats similaires en considérant neuf taux de change bilatéraux durant la période 1900-1987. Lothian et Taylor (1996) ont aussi trouvé que les taux de change réels dollar-livre sterling entre 1791 et 1990 et franc-livre sterling entre 1803 et 1990 ont tendance à revenir à une moyenne de long terme après avoir testé l'hypothèse de marche aléatoire. La demi-vie estimée pour tout l'échantillon est de l'ordre de 4.7 années pour le dollar-livre sterling et de 2.5 années pour le franc-livre sterling. Cheung et Lai (1994) ont aussi abouti à la validation d'un processus de retour à la moyenne pour les taux de change réels de quelques pays durant la période 1900-1992.

Bien qu'il y ait un consensus sur la durée de demi-vie qui varie entre trois et cinq années, il convient de signaler que ces résultats sont relatifs à des données mixtes correspondant aux deux types de régime de taux de change (fixe et flottant) et que les tests traditionnels de la PPA appliqués sur de longues séries temporelles négligent ce problème potentiel de changement structurel dans les données. En effet, Mussa (1986) a montré que les taux de change réels ont tendance à être plus volatils sous un régime de taux de change flottant que sous un régime de taux de change fixe. Il a aussi montré que l'effet de considérer les deux régimes ensemble n'est pas clair. Toutefois, en considérant un modèle autorégressif

de premier ordre, Lothian et Taylor (1996) n'ont pas pu rejeter l'hypothèse stipulant que la demi-vie est la même avant et après la début du régime de taux de change flottant en 1973.

Par ailleurs, afin de surmonter le problème de changement structurel, les chercheurs tels que Pedroni (2000, 2001b) ont recommandé l'utilisation de la méthode de co-intégration de panel afin d'aboutir à des résultats plus solides économétriquement. Le principal avantage de cette approche est qu'elle permet de regrouper l'information à long terme tout en permettant qu'il y ait des dynamiques à court terme et une hétérogénéité parmi les différents membres du panel. L'agrégation des données peut se faire soit à travers la dimension 'within' soit à travers la dimension 'between'. Pedroni a indiqué que l'approche inter-dimensionnelle (within) permet d'avoir moins de distorsions dans les petits échantillons.

Outre que considérer un nombre d'années élevé, une autre façon d'améliorer la puissance des tests de racine unitaire consiste à élargir le nombre de pays sur lesquels va porter l'étude. Hakkio (1984) a testé l'hypothèse de marche aléatoire pour les taux de change de quatre pays industrialisés par rapport au dollar mais n'a pas pu rejeter l'hypothèse de marche aléatoire. Cependant, en examinant un panel comprenant des données annuelles s'étalant de 1948 jusqu'à 1992 et relatives à 150 pays, Frankel et Rose (1996) ont pu rejeter l'hypothèse de marche aléatoire même en utilisant uniquement des données relatives à la période post-Bretton Woods. Ils ont estimé la demi-vie des déviations de la PPA à quatre ans, ce qui est en concordance avec les estimations obtenues en considérant de longues données.

Par ailleurs, MacDonald (1996) a considéré des données annuelles de logarithmes de taux de change réels basés sur l'indice du prix de gros correspondant à dix-sept pays de l'Organisation de Coopération et de Développement Économiques: l'OCDE et des données annuelles de logarithmes de taux de change réels basés sur l'indice des prix à la consommation correspondant à vingt-trois pays de l'OCDE. Ces données couvrent la période s'étalant de 1973 jusqu'à 1992. En appliquant le test de Levin et Lin (1992)¹¹ sur les deux panels, MacDonald (1996) a trouvé que, quelle que soit la spécification du modèle (avec

¹¹ Le test de Levin et Lin (1992) permet de tester l'hypothèse nulle que chaque série individuelle est intégrée d'ordre un (contient une racine unitaire) contre l'alternative que toutes les séries considérées ensemble (constituant ainsi un panel) sont stationnaires. L'importance de ce test réside dans le fait qu'il permet d'introduire facilement dans l'hypothèse nulle plusieurs effets spécifiques individuels.

constante uniquement ou avec constante et tendance temporelle), et quelle que soit la mesure de prix utilisée pour déterminer le taux de change réel (WPI ou CPI), les taux de change étaient stationnaires. Ainsi, lorsqu'on augmente la dimension de la série de données, l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire dans les taux de change réels est facilement rejetée. Les résultats de MacDonald (1996) confirment ainsi la validité de la PPA à long terme.

2.3 Présentation des résultats selon le type de l'échantillon considéré

Lan (2001) fait la distinction entre trois types d'échantillons: des échantillons constitués de pays industrialisés, des échantillons mixtes constitués de pays développés et de pays en voie de développement et enfin, des échantillons constitués uniquement de pays en voie de développement.

2.3.1 Cas des études portant sur les pays industrialisés

Pour les pays industrialisés, la plupart des résultats des tests sont en faveur de la PPA à long terme et ce, malgré la multitude des techniques utilisées. En effet, Bayoumi et MacDonald (1999), Papell (1997) et Papell et Theodoridis (1998) sont quelques exemples en faveur de la PPA, qui ont appliqué le test de racine unitaire sur des données de panel. Maeso-Fernández (1998) a validé la PPA en utilisant les tests de ratio de variance. Edison et al. (1997) ont utilisé les techniques de co-intégration. Michael, Nobay, et Peel (1997) ont appliqué une approche non linéaire de retour à la moyenne. Toutefois, il y a eu aussi des études qui ont rejeté la PPA pour les pays industrialisés. À titre d'exemple, nous pouvons citer Baum, Barkoulas, et Caglayan (1999), Engel (2000), Li (1999) et O'Connell (1998).

2.3.2 Cas des études portant sur les pays industrialisés et les pays en voie de développement

Les études dont les échantillons comprennent à la fois des pays industrialisés et des pays en voie de développement ont abouti à des résultats mitigés. En effet, en utilisant deux tests de racine unitaire appliqués sur un panel de neuf pays du bassin du Pacifique, Wu et

Chen (1999) n'ont pas pu valider la PPA, alors que les résultats de Higgins et Zakrajek (1999) étaient en faveur de la PPA. Il convient cependant de signaler que l'échantillon considéré par ces derniers comprenait onze pays européens, douze pays membres de l'OCDE et dix-sept économies ouvertes et que quatre tests de racine unitaire ont été appliqués sur ce panel.

2.3.3 Cas des études portant sur les pays en voie de développement

En ce qui concerne la validité de la PPA à long terme pour les pays en voie de développement, il importe de signaler qu'à cause de la disponibilité limitée des données, il y a eu seulement quelques études sur ce sujet. Ces études ont abouti à des résultats mitigés. En utilisant des techniques de co-intégration, Doanlar (1999) a trouvé que la PPA tient uniquement pour un seul pays asiatique parmi les cinq étudiés. Par ailleurs, en appliquant la méthode de co-intégration de panel, Nagayasu (1998) a trouvé que le comportement des taux de change observés sur le marché de change non officiel de seize pays africains est compatible avec la PPA. Outre les techniques de co-intégration, d'autres tests ont été utilisés dans la littérature empirique. À titre d'exemple, Luintel (2000) a trouvé que les taux de change réels observés sur les marchés non officiels de huit pays asiatiques en voie de développement étaient stationnaires et ce, en utilisant les tests de racine unitaire sur données de panel ainsi que les tests de ratio de variance.

Par ailleurs, il convient de signaler que, dans la littérature, la validité de la PPA dans les pays du bassin du Pacifique est controversée. Ito (1997) appuie la PPA du yen pour les taux de change basés sur l'indice du prix de gros, alors que Kim et Enders (1991) n'ont pas réussi à valider la PPA. Enders et Hurn (1994) ont montré que la PPA tient entre les pays du bassin pacifique. Phylaktis et Kassimatis (1994) soutiennent la PPA à long terme pour huit pays du bassin pacifique et ce, en utilisant les taux de change observés sur le marché non officiel. Cependant, Gan (1994), et Baharumshah et Ariff (1997) n'ont pas pu valider la PPA à long terme pour ces pays.

2.4 Facteurs explicatifs de la divergence des résultats

Avant l'avènement des tests de racine unitaire et des techniques de co-intégration, la validité de la PPA à long terme était étudiée en utilisant les modèles de vecteur autorégressif (Vector Autoregressif : VAR) ou la méthode des Moindres Carrées Ordinaires (MCO). Toutefois, ces deux méthodes n'étaient pas efficaces étant donné qu'elles ne tenaient compte ni de la non stationnarité des séries temporelles de taux de change, ni de la relation de long terme qui existe entre les variables. Cependant, même dans le cas où des techniques d'estimation à long terme seraient disponibles, les résultats sont mitigés. D'après Kavunku (2000), cette divergence des résultats peut être expliquée par les facteurs suivants :

- ﴿ Le choix des pays semble être un facteur déterminant de la validité de la PPA à long terme. En effet, dans la littérature (par exemple Rogoff (1996)), la PPA a tendance à être vérifiée dans les pays où l'inflation est très élevée. Ainsi, Rogoff (1996) a trouvé que les résultats étaient de plus en plus en faveur du processus de retour à la moyenne quand les pays caractérisés par une hyperinflation sont inclus dans les données. De plus, Frenkel (1978) a trouvé que la PPA tient pour les pays où il y a une hyperinflation mais pour les pays où la situation monétaire est plus stable, les tests ont rejeté la PPA.
- ﴿ Le choix de la période et de la fréquence des données peut être aussi à l'origine de la divergence des résultats. Étant donné que la période de taux de change flottant (période post-Bretton Woods) a été caractérisée par une importante volatilité des taux de change nominaux et réels observés dans toutes les fréquences, elle a été choisie par la plupart des études comme période d'analyse. Cependant, il est à noter que le fait d'omettre la période de taux de change fixe constitue un problème à cause du fait que les données considérées ne vont pas être suffisamment longues. En effet, la faible puissance des tests utilisés pour analyser l'existence d'une relation de long terme a été souvent attribuée au fait que les données considérées étaient trop courtes. Plus précisément, et comme l'ont indiqué Edison et al. (1997) et Lothian (1997), plus l'échantillon est petit, plus la puissance des tests habituels est faible lorsqu'il s'agit de distinguer entre un comportement de racine unitaire et un comportement proche de la racine unitaire. Par ailleurs, Rogoff (1996) a mis en évidence le fait que les déviations de la PPA ont tendance à disparaître avec un taux très faible, ce qui implique que, si on

considère un nombre d'observations suffisamment élevé, il est possible d'observer une convergence vers la PPA. Pour cela, il a été suggéré d'utiliser des données de haute fréquence pour la période de taux de change flottant afin d'éviter le problème de données courtes. Cependant, à partir du moment où les données sont relatives à la même période, le fait d'utiliser des données de haute ou de faible fréquence n'améliore en rien la qualité de l'information disponible.

↳ Le choix de l'indice du prix: il n'y a pas de consensus sur l'indice du prix qu'il faut utiliser pour tester la PPA. En effet, on peut considérer soit le CPI, soit l'indice du prix du producteur ('Producer Price Index' : PPI), soit l'indice du coût de la vie ('Cost of Living Index') soit enfin le WPI. Ainsi, la validité de la PPA peut être sensible au choix de l'indice du prix. Étant donné que le WPI accorde un poids plus important aux biens échangeables, il devrait être préféré au CPI. Cependant, dans la plupart des études, c'est le CPI qui a été le plus utilisé en raison de la disponibilité de ses données. Il est à noter que les résultats sont beaucoup plus en faveur de la PPA lorsqu'on considère le WPI plutôt que le CPI. Maeso-Fernández (1998) a trouvé que les résultats soutiennent la PPA relative lorsqu'on utilise des données annuelles et le WPI comme indice de prix. Cependant, en considérant des données trimestrielles de taux de change réels et de six indices de prix différents qui s'étalent du premier trimestre de 1974 jusqu'au troisième trimestre de 1996 et en appliquant quatre tests de racine unitaire sur données de panel¹² afin d'examiner la validité de la PPA pendant la période récente de taux de change flottant, Fleissig et Strauss (2000) ont abouti à des résultats qui soutiennent la validité de la PPA pour la plupart des indices du prix. Ils ont aussi trouvé que la vitesse d'ajustement était plus faible lorsqu'ils ont utilisé des tests de racine unitaire sur données de panel imposant l'homogénéité des coefficients autorégressifs, plutôt que ceux permettant l'hétérogénéité.

¹² Les tests utilisés par Fleissig et Strauss sont les tests de racine unitaire sur données de panel développés par Abuaf et Jorion (1990), Levin et Lin (1993), Im, Pesaran et Shin (1997) et Maddala et Wu (1997). Ces tests sont meilleurs que les tests unis variés de racine unitaire car ces derniers ne sont pas assez puissants lorsqu'ils sont appliqués sur de petits échantillons. Le test de Levin et Lin et la méthode d'Abuaf et Jorion (1990) imposent un même coefficient autorégressif pour toutes les séries. Le rejet de l'hypothèse nulle implique que tous les taux de change réels s'ajustent avec le même taux. Cependant, les deux autres tests permettent une hétérogénéité des coefficients ce qui signifie qu'il est possible que les taux d'ajustement des taux de change réels soient différents.

↳ L'existence de différentes techniques peut aussi être à l'origine de l'incapacité à atteindre un consensus sur la validité de la PPA à long terme.

Malgré l'évolution des techniques utilisées pour tester la PPA, on ne peut toujours pas affirmer qu'on a atteint un consensus quant à la validité de cette théorie à long terme; validité qui semble être affectée par certains facteurs. Par ailleurs, la période d'étude ainsi que le choix des pays de l'échantillon sont considérés comme étant les principales causes de divergence entre les résultats.

Dans ce qui suit, nous essaierons de voir si la validité de la PPA dépend des pays à inclure dans le panel comme il l'a été avancé dans la littérature. Pour ce faire, nous allons appliquer la technique récente de Pedroni (2001b) sur deux panels : le premier est composé de pays membres de l'OCDE et le deuxième comprend des pays en voie de développement. Par ailleurs, il importe de signaler que comme nous nous intéressons en particulier au choix des pays comme facteur pouvant influencer les résultats, nous allons considérer deux panels dont la période d'étude, la fréquence des données, l'indice de prix, ainsi que le numéraire sont les mêmes.

CHAPITRE III

ÉTUDE EMPIRIQUE DE LA VALIDITÉ DE LA PPA

Dans les deux chapitres précédents, nous avons essayé d'aborder le sujet de point de vue théorique en présentant les concepts reliés à la théorie de la PPA et en mettant l'accent sur la controverse qui existe au niveau de la validité de cette théorie à long terme et ce, en passant en revue les principales études pertinentes. À présent, nous allons mettre la PPA à l'épreuve. Nous commencerons par présenter la méthodologie que nous allons adopter à savoir celle de Pedroni (2001b), ensuite nous testerons la validité de cette théorie pour deux panels différents.

3.1 Présentation de la méthodologie de l'article de Pedroni (2001b)

Pedroni (2001b) utilise les statistiques des tests FMOLS et 'Dynamic Ordinary Least Squares' (DOLS) inter et intra dimensionnels¹³ afin de tester la validité de la forme 'forte' de la PPA à long terme pour 20 pays. Il considère 246 observations mensuelles de taux de change nominaux du dollar américain et de ratios d'indices du prix du consommateur. Ces données sont relatives à la période 1973-1993.

Pedroni (2001b) a indiqué que les estimateurs inter-dimensionnels sont meilleurs que les autres. En effet, l'avantage de ces estimateurs réside dans la forme avec laquelle les données sont agrégées qui permet une grande flexibilité dans le cas où les vecteurs de co-

¹³ Étant donné que les statistiques du test construites respectivement à partir de l'estimateur FMOLS inter-dimensionnel et de l'estimateur DOLS inter-dimensionnel ont asymptotiquement la même distribution (une loi normale), et comme la méthode FMOLS est relativement plus simple à appliquer, nous allons utiliser cette méthode dans la partie empirique. Par conséquent, nous ne présenterons pas la méthode DOLS dans ce travail. Le détail de cette méthode se trouve dans l'article de Pedroni (2001b).

intégration sont hétérogènes. Plus précisément, contrairement aux statistiques construites à partir des estimateurs intra dimensionnels qui sont faites pour tester l'hypothèse nulle $H_0 : \alpha_i = \alpha_0$ pour tout i contre l'hypothèse alternative $H_A : \alpha_i = \alpha_A \neq \alpha_0$ dans la régression $s_{it} = \alpha_i + \alpha_t p_{it} + \epsilon_{it}$ où la valeur de α_A est la même pour tous les i , les statistiques du test construites à partir des estimateurs inter-dimensionnels permettent de tester l'hypothèse nulle $H_0 : \alpha_i = \alpha_0$ pour tout i contre l'hypothèse alternative $H_A : \alpha_i \neq \alpha_0$ sans que α_i soit contraint à prendre la même valeur dans l'hypothèse alternative. Ainsi, il n'y a aucune raison de croire que, si les coefficients de co intégration ne sont pas égaux à un, alors ils doivent prendre la même valeur.

Pedroni (2001b) a considéré la régression FMOLS suivante :

$$s_{it} = \alpha_i + \alpha_t p_{it} + \epsilon_{it}$$

où s_{it} : le log du taux de change nominal du dollar américain,

p_{it} : le log du ratio de prix agrégés entre deux pays (rapport entre les indices des prix à la consommation).

s_{it} et p_{it} sont co-intégrés avec un coefficient α_i . Ce coefficient peut, comme il peut ne pas être homogène à travers les pays i .

α_i : effet fixe spécifique individuel.

ϵ_{it} : terme résiduel.

Pedroni (2001b) a d'abord testé la présence de racine unitaire dans les séries de taux de change et de ratios de prix agrégés. Il n'a pas été capable de rejeter l'hypothèse nulle de racine unitaire. Ensuite, il a testé l'hypothèse nulle d'absence de co intégration. Les résultats obtenus rejettent cette hypothèse. Enfin, il a testé la forme 'forte' de la PPA, c'est à dire :

$$\begin{aligned} H_0 &: \alpha_i = 1 \quad \text{pour tout } i, \\ H_1 &: \alpha_i \neq 1 \end{aligned}$$

Il a considéré l'estimateur FMOLS inter-dimensionnel suivant:

$$\hat{\Pi}_{GFM}^* = N^{\frac{1}{2}} \prod_{i=1}^N \hat{\Pi}_{FM,i}^*,$$

où $\hat{\Pi}_{FM,i}^*$ désigne l'estimateur de la méthode FMOLS appliquée au $i^{ème}$ membre du panel.

La statistique du test s'écrit:

$$t_{\hat{\Pi}_{GFM}^*} = N^{1/2} \prod_{i=1}^N t_{\hat{\Pi}_{FM,i}^*},$$

où :

$t_{\hat{\Pi}_{FM,i}^*}$ est la statistique du test calculée pour le $i^{ème}$ membre du panel¹⁴. Sa distribution asymptotique est loi normale centrée réduite.

Soit t_{tab} la valeur appropriée de la statistique du test figurant sur la table de la loi normale centrale réduite.

Si $t_{\hat{\Pi}_{FM,i}^*} \geq t_{tab}$, alors on rejette H_0 ce qui signifie qu'on rejette la forme ‘forte’ de la PPA.

Si $t_{\hat{\Pi}_{FM,i}^*} < t_{tab}$, alors on ne rejette pas H_0 d'où la forme ‘forte’ de la PPA est vérifiée.

Il importe de signaler que le rejet de l'hypothèse nulle dans l'article de Pedroni est un rejet de l'hypothèse que la PPA tient pour les pays constituant l'échantillon en faveur de l'hypothèse qu'elle n'est pas valide, du moins pour quelques pays. Cette interprétation est tout à fait l'opposée de celle qui est généralement faite pour les tests habituels de racine unitaire sur données de panel, puisque ces derniers testent l'hypothèse nulle que la PPA ne tient pas dans tous les pays.

Les résultats des tests rejettent l'hypothèse nulle de la forme ‘forte’ de la PPA. En effectuant une analyse individuelle des résultats (en analysant les résultats relatifs à chaque pays du panel), Pedroni (2001b) a conclu que ce rejet de la forme ‘forte’ de la PPA n'est pas dû à quelques pays uniquement, il semble plutôt être prépondérant dans la période post-Bretton Woods. Par ailleurs, en considérant une série de dix pays asiatiques en voie de développement et 240 observations mensuelles de taux de change nominaux du dollar

¹⁴ Voir Pedroni (2001b) pour plus de détails.

américain et de ratios d'indices du prix du consommateur et en utilisant l'estimateur inter-dimensionnel de la méthode FMOLS proposé par Pedroni (2001b), Abul Basher et Mohsin (2002) ont abouti au même résultat que Pedroni (2001b) puisqu'ils ont rejeté l'hypothèse de la PPA.

3.2 Application de la méthodologie de Pedroni (2001b) sur deux panels¹⁵

3.2.1 Données

Nous avons considéré deux panels comprenant chacun 252 observations mensuelles de fin de période sur le taux de change nominaux du dollar américain et de ratios de CPI qui couvrent la période entre janvier 1978 et décembre 1998. Dans le panel 1, nous avons considéré les vingt pays membres de l'OCDE suivants : le Canada, le Mexique, la Grande Bretagne, la Suisse, l'Italie, le Japon, l'Espagne, la Turquie, la Finlande, la Hongrie, le Portugal, la France, le Luxembourg, la Suède, la Belgique, la Norvège, l'Allemagne, les Pays-Bas, la Corée et le Danemark. Quant au panel 2, il est composé des seize pays en voie de développement suivants : la Jamaïque, la Jordanie, le Maroc, la Colombie, le Chili, l'Inde, le Pakistan, l'Afrique du sud, la Thaïlande, la Malaisie, Singapour, le Burkina Faso, le Cameroun, l'Indonésie, les Philippines et la Côte d'Ivoire. Toutes les données ont été obtenues à partir de la base de données en ligne du Fond Monétaire International (FMI)¹⁶.

3.2.2 Tests de racine unitaire sur données de panel

Afin de détecter la présence éventuelle de racine unitaire dans les données relatives à chaque pays pris individuellement, nous avons utilisé le test ADF habituel. Ensuite, nous avons appliqué les tests de racine unitaire sur données de panel de Levin et Lin (1992) et de Im, Pesaran et Shin (1997)¹⁷.

¹⁵ Le logiciel utilisé est RATS et les programmes nous ont été fournis par Peter Pedroni.

¹⁶ <http://ifs.apdi.net/imf>.

¹⁷ Le test ADF habituel permet de tester la présence de racine unitaire dans une série prise individuellement, quant aux tests de Levin et Lin (1992) et de Im et al. (1997), quoiqu'ils testent tous les deux la présence de racine unitaire dans toutes les séries prises ensemble, le premier impose un même coefficient autorégressif pour toutes les séries, alors que le deuxième permet une hétérogénéité des coefficients.

Les résultats ne permettent de rejeter l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire pour aucune des séries individuelles de taux de change (*voir* app. A.1 et app. A.2). Cependant, concernant les séries de prix, nous avons été capable de rejeter la racine unitaire pour six pays du panel 1 (l'Allemagne, l'Italie, le Japon, le Portugal, l'Espagne et la Suisse) et deux pays du panel 2 (la Malaisie et Singapour). Concernant les tests effectués sur les deux panels, les résultats ne permettent pas de rejeter l'hypothèse nulle (voir tableaux 3.1 et 3.2)¹⁸.

Tableau 3.1 Tests de racine unitaire sur le panel 1^{a, b, c}

	XR	P
Levin-Lin rho-stat	2.91570	2.57958
Levin-Lin t-rho-stat	3.55963	0.21705
Levin-Lin ADF-stat	3.34006	1.48786
IPS ADF-stat (using large sample adjustment values)	1.48804	0.42564
Nsecs = 20, Tperiods = 252, no. regressors = 0		

- a. XR et P représentent respectivement les logarithmes des taux de change nominaux et des rapports de prix.
- b. Les valeurs critiques ont été prises de la Table 3 dans Levin et Lin (1992) avec N=20 et T=250.
- c. Les valeurs critiques ont été prises de la Table 4 dans Im et al. (1997).

¹⁸ Toutes les valeurs critiques qui correspondent aux tests de Levin et Lin (1992) et de Im et al. (1997) sont négatives. On rejette l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire lorsque la statistique calculée est inférieure à la valeur critique.

Tableau 3.2 Tests de racine unitaire sur le panel 2^{a, b, c}

	XR	P
Levin-Lin rho-stat	3.07329	3.86326
Levin-Lin t-rho-stat	3.57527	5.83403
Levin-Lin ADF-stat	3.58982	4.89023
IPS ADF-stat (using large sample adjustment values)	3.68710	5.70002
Nsecs = 16, Tperiods = 252, no. regressors = 0		

a. XR et P représentent respectivement les logarithmes des taux de change nominaux et des rapports de prix.

b. Les valeurs critiques ont été prises de la Table 3 dans Levin et Lin (1992) avec N=15 et T=250.

c. Les valeurs critiques ont été prises de la Table 4 dans Im et al. (1997).

3.2.3 Tests de cointégration sur données de panel

La deuxième étape consiste à tester l'hypothèse nulle d'absence de cointégration. Nous avons alors utilisé le test de Johansen pour les données individuelles¹⁹ et la procédure développée par Pedroni (2001a) pour les deux panels²⁰. D'après les résultats du premier test (*voir app. B.1 et app. B.2*), l'hypothèse nulle est rejetée pour sept parmi 14 pays membres de l'OCDE (la Belgique, le Danemark, la France, la Corée, le Luxembourg, le Mexique et la Turquie) et quatre parmi 14 pays en voie de développement (la Colombie, le Maroc, le Pakistan et l'Afrique du Sud). Étant donné que le nombre de rejets de l'hypothèse nulle pour les tests individuels est relativement faible pour le panel 2, à priori, nous ne pouvons même pas dire que la PPA ‘faible’ tient.

La méthode développée par Pedroni et visant à tester la cointégration dans un panel, comporte sept statistiques basées sur un modèle qui suppose que les vecteurs de cointégration

¹⁹ Pour tester l'hypothèse nulle d'absence de cointégration, nous n'avons considéré que les pays pour lesquels nous avons été incapables de rejeter l'hypothèse nulle de présence racine unitaire dans les séries de taux de change et de prix i.e. nous avons éliminé les 6 pays de l'OCDE et les 2 pays en voie de développement mentionnés ci-haut.

²⁰ Les tests de cointégration de panel ont été effectués sur chaque panel en entier.

sont hétérogènes. Pedroni a démontré que ces statistiques suivent asymptotiquement la loi normale centrée réduite²¹.

D'après le tableau 3.3, cinq parmi les 7 statistiques rejettent l'hypothèse nulle d'absence de cointégration²² à un niveau de signification de 5%. Ceci indique que la PPA 'faible' est vérifiée pour le panel 1. Concernant le panel 2, d'après le tableau 3.4, aucune des statistiques ne rejette l'hypothèse nulle si on considère un niveau de signification égal à 5%. Ceci nous amène à conclure que la PPA 'faible' ne tient pas pour le panel 2.

Tableau 3.3 Tests de cointégration sur le panel 1

panel v-stat	=	4.74395
panel rho-stat	=	-2.80472
panel pp-stat	=	-2.53267
panel adf-stat	=	-2.19457
group rho-stat	=	-1.64095
group pp-stat	=	-2.12721
group adf-stat	=	-1.77643

Nsecs = 20, Tperiods = 252, no. regressors = 1

Tableau 3.4 Tests de cointégration sur le panel 2

panel v-stat	=	2.28255
panel rho-stat	=	0.27813
panel pp-stat	=	1.31184
panel adf-stat	=	1.42058
group rho-stat	=	1.07969
group pp-stat	=	1.62839
group adf-stat	=	1.72010

Nsecs = 16, Tperiods = 252, no. regressors = 1

²¹ Ces statistiques sont présentées en détail dans Pedroni (2001a).

²² Pour rejeter l'hypothèse nulle d'absence de cointégration, il faut que la statistique calculée soit négative et plus grande (en valeur absolue) que la valeur critique. Pour un niveau de signification égal à 5 %, cette dernière est égale à 1.65.

Étant donné que ni la PPA ‘forte’, ni la PPA ‘faible’ ne semblent être vérifiées pour les pays en voie de développement considérés, on pourrait dire que, pour ces pays, la PPA ne peut être utilisée comme théorie de référence pour déterminer l’évolution à long terme du taux de change réel.

Par ailleurs, il importe de signaler que, comme l’a indiqué Pedroni (2001a), la condition d’indépendance entre les membres du panel a tendance à ne pas être vérifiée. C’est pour cette raison qu’il fait recours aux variables binaires temporelles (‘common time dummies’) qui permettent de tenir compte de certains facteurs communs aux pays du panel²³. Cette technique consiste à utiliser des données centrées par rapport à leurs moyennes calculées sur la période de temps considérée. Ainsi, au lieu d’estimer la régression

$$s_{it} = \alpha_i + \beta_i p_{it} + \epsilon_{it} \text{ avec } s_{it} \text{ et } p_{it}, \text{ on l'estime avec } s_{it}^* = s_{it} - \bar{s}_t \text{ et } p_{it}^* = p_{it} - \bar{p}_t, \text{ où}$$

$$\bar{s}_t = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T s_{it} \text{ et } \bar{p}_t = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T p_{it}$$

Quand nous allons estimer les coefficients par FMOLS dans le paragraphe suivant, nous présenterons les résultats dans les deux cas (avec et sans les variables binaires temporelles).

3.2.4 Estimation par FMOLS

Les tableaux 3.5 et 3.6 rapportent les résultats de l'estimation par FMOLS²⁴ respectivement pour les panels 1 et 2. Dans les premières parties de ces tableaux se trouvent les estimations individuelles et les statistiques t correspondantes à l'hypothèse $H_0 : \alpha_i = 1$, alors que les deuxièmes parties comprennent les estimations pour les panels avec et sans les variables binaires temporelles.

²³ Voir Pedroni (2001a, 2001b) pour plus de détails.

²⁴ Le programme d'estimation par FMOLS que nous a fourni Pedroni ne comprend pas une estimation des effets fixes spécifiques individuels, c'est pour cela que nous rapportons ici uniquement l'estimation des coefficients.

Tableau 3.5 Tests de la PPA sur le panel 1

Pays	FMOLS	t-stat
Canada	-0.02	-3.90***
Mexique	1.03	2.35**
Grande Bretagne	0.71	-1.41
Swisse	1.49	1.71*
Italie	0.97	-0.38
Japon	2.04	6.56***
Espagne	0.98	-0.14
Turquie	1.04	3.70***
Finlande	0.51	-1.57
Hongrie	0.80	-10.50***
Portugal	0.89	-2.35**
France	2.42	4.99***
Luxembourg	2.14	2.72***
Suède	1.04	0.20
Belgique	2.15	2.51**
Norvège	0.78	-1.28
Allemagne	1.34	1.61
Pays-Bas	0.96	-0.51
Corée	1.18	1.53
Danemark	2.05	2.09**

Résultats du panel

sans les variables binaires temporelles

1.23 1.77*

avec les variables binaires temporelles

0.95 -3.71***

Les t-stat correspondent à $H_0 : \square_i = 1$.

*, **, *** indiquent respectivement un rejet à un niveau de signification de 10%, 5%, 1%.

Tableau 3.6 Tests de la PPA sur le panel 2

Pays	FMOLS	t-stat
Jamaique	1.11	4.15***
Jordanie	2.15	12.74***
Maroc	1.96	5.83***
Colombie	1.13	4.94***
Chili	1.19	4.89***
Inde	1.88	22.02***
Pakistan	1.72	9.51***
Afrique de Sud	1.13	3.40***
Thaïlande	1.88	3.33***
Malaisie	-0.70	-8.56***
Singapour	1.08	0.82
Burkina Faso	2.12	3.09***
Cameroun	1.31	2.12**
Indonésie	2.10	14.71***
Philippines	1.18	5.40***
Côte d'Ivoire	1.88	4.65***
Résultats du panel		
sans les variables binaires temporelles		
1.44 23.26***		
avec les variables binaires temporelles		
0.92 3.73***		

Les t-stat correspondent à $H_0 : \square_i = 1$.

*, **, *** indiquent respectivement un rejet à un niveau de signification de 10%, 5%, 1%.

Les résultats des tests individuels et des tests pratiqués sur les deux panels rejettent l'hypothèse nulle de PPA ‘forte’. En effet, pour le panel 1, les données correspondantes à onze parmi les 20 pays considérés donnent lieu à des rejets à un niveau de signification de 10% ou mieux. Nous notons six rejets à un niveau de 1% et dix à un niveau de 5%. Concernant les résultats du test effectué sur le panel en entier, ils indiquent un rejet de l'hypothèse de PPA ‘forte’ à un niveau de 10% ou mieux. Dans le cas où les variables binaires temporelles seraient incluses, le rejet est à un niveau de 1%.

Quant au panel 2, d'après le tableau 3.6, pour quinze des 16 pays formant l'échantillon, l'hypothèse nulle de PPA 'forte' est rejetée à un niveau de 10% ou mieux. Nous dénombrons quatorze rejets à un niveau de 1% et quinze à un niveau de 5%. Pour le test effectué sur le panel en entier, les résultats rejettent l'hypothèse nulle à un niveau de 1% dans les deux cas (avec et sans les variables binaires temporelles). Ainsi, pour les deux panels considérés, les résultats rejettent l'hypothèse nulle de PPA 'forte' et sont donc en concordance avec la plupart des études dans la littérature visant à tester la validité de cette théorie durant la période post- Bretton Woods.

Ainsi, nous avons vu dans ce chapitre que l'application de la méthode de cointégration de panel de Pedroni (2001b) sur un panel de vingt pays membres de l'OCDE et sur un panel de seize pays en voie de développement a abouti au rejet de la PPA 'forte' dans les deux cas, quoique pour le premier panel, la PPA 'faible' semble tenir. Nous pouvons alors dire que ces résultats rejoignent la plupart de ceux trouvés dans la littérature. Par ailleurs, il est possible que le niveau de développement ne soit pas le seul à influencer le comportement du taux de change et que d'autres caractéristiques économiques, telles que le régime de change et le niveau d'inflation, puissent jouer un rôle dans la détermination de l'évolution à long terme du taux de change réel²⁵.

²⁵ Drine et Rault (2003) ont considéré un échantillon composé de 73 pays développés et en voie de développement et ont trouvé que, pour les pays en voie de développement, la PPA ne constitue pas une référence dans la détermination de l'évolution à long terme du taux de change réel. Ils ont alors essayé d'identifier d'autres caractéristiques économiques pouvant influencer le comportement du taux de change. Leur analyse empirique a montré que le régime de change ne conditionne pas la validité de la PPA et que cette théorie a tendance à être acceptée dans les pays où l'inflation est relativement élevée.

CONCLUSION

La théorie de la PPA a fait l'objet d'une multitude d'études qui ont tenté de tester sa validité à long terme et ce, surtout après le passage au régime de taux de change flottant suite à l'abolition des accords de Bretton Woods. Il est vrai que l'utilisation de tests plus puissants a conduit à l'obtention de résultats qui sont de plus en plus en faveur de cette théorie. Cependant, il importe de signaler que, jusqu'à aujourd'hui, les chercheurs ne sont pas encore arrivés à un consensus quant à sa validité à long terme.

Étant donné qu'il est relativement plus difficile de prouver la validité de cette théorie quand la période d'étude est considérée comme courte, les chercheurs n'ont pas cessé d'améliorer les techniques et méthodes économétriques utilisées dans le but d'aboutir à des résultats en faveur de la PPA. C'est pour cela que nous avons essayé dans ce présent travail de voir si l'application d'une technique récente à savoir la méthode de cointégration de panel de Pedroni (2001b) sur deux panels dont les données correspondent à la période post- Bretton Woods, permettrait de valider la PPA. Par ailleurs, nous avons choisi deux panels différents afin de voir si le choix des pays à inclure dans le panel peut faire la différence entre les résultats.

L'application de la méthode de Pedroni (2001b) a abouti à un rejet de l'hypothèse de PPA 'forte' pour les deux panels considérés quoique, pour le panel 1 qui regroupe des pays de l'OCDE, nous ayons au moins trouvé une relation de cointégration entre les taux de change et les CPI. Nos résultats sont en concordance avec la plupart de ceux trouvés dans la littérature. De plus, en analysant les résultats individuels, nous retrouvons la conclusion de Pedroni (2001b), à savoir que cette non validité de la PPA n'est pas induite par des données qui correspondent à quelques pays seulement, elle semble plutôt être omniprésente dans la période post- Bretton Woods.

APPENDICE A**TESTS DE RACINE UNITAIRE SUR DONNÉES INDIVIDUELLES**

A.1	Résultats du test ADF pour le panel 1.....	43
A.2	Résultats du test ADF pour le panel 2.....	44

Résultats du test ADF pour le panel 1

Pays	XR	P
Canada	-0.434832	-1.015805
Mexique	-1.237760	-1.290501
Grande Bretagne	-1.955798	-1.943122
Suisse	-1.604245	-4.133812**
Italie	-1.874390	-3.826141**
Japon	-1.123132	-5.172089**
Espagne	-1.517409	-3.342000*
Turquie	1.255170	3.734469
Finlande	-1.894086	-1.083278
Hongrie	2.175563	2.692794
Portugal	-2.173156	-2.926565*
France	-1.776396	-1.604359
Luxembourg	-1.521793	-1.855204
Suède	-1.688570	-1.202963
Belgique	-1.521793	-1.780021
Norvège	-1.759433	-1.223932
Allemagne	-1.394816	-4.157772**
Pays-Bas	-1.413083	-0.994665
Corée	-1.313087	-2.279966
Danemark	-1.650788	-1.052234

*, ** indiquent respectivement un rejet à un niveau de signification de 5%, 1%.

Résultats du test ADF pour le panel 2

Pays	XR	P
Jamaïque	-0.335686	0.331988
Jordanie	-1.087103	-0.658671
Maroc	-1.816081	-0.558196
Colombie	-1.051937	1.418646
Chili	-1.628069	0.670312
Inde	0.484887	2.102016
Pakistan	0.724599	3.001402
Afrique du Sud	-0.173062	-0.058182
Thaïlande	-0.974946	1.301474
Malaisie	-0.443783	-3.711355**
Singapour	-1.224411	-3.562980**
Burkina Faso	-1.239422	-1.633143
Cameroun	-1.239422	-0.689049
Indonésie	-0.247625	1.725453
Philippines	-1.032241	-1.076270
Côte d'Ivoire	-1.239422	-0.478792

* , ** indiquent respectivement un rejet à un niveau de signification de 5%, 1%.

APPENDICE B**TESTS DE COINTÉGRATION SUR DONNÉES INDIVIDUELLES**

B.1	Résultats du test de Johansen pour le panel 1.....	46
B.2	Résultats du test de Johansen pour le panel 2.....	47

Résultats du test de Johansen pour le panel 1

Pays	L.R
Canada	3.72899
Mexique	23.64351**
Grande Bretagne	8.90413
Turquie	25.04523**
Finlande	7.84902
Hongrie	11.63864
France	27.11978**
Luxembourg	28.74570**
Suède	7.08751
Belgique	43.37396**
Norvège	12.04836
Pays-Bas	7.75607
Corée	17.34398*
Danemark	24.64137**

*, ** indiquent respectivement un rejet à un niveau de signification de 5%, 1%.

L.R représente le Ratio de Vraisemblance.

Résultats de test de Johansen pour le panel 2

Pays	L.R
Jamaïque	10.38205
Jordanie	10.14745
Maroc	21.71042**
Colombie	17.63391*
Chili	6.39542
Inde	10.58610
Pakistan	16.38499*
Afrique du Sud	21.51872**
Thaïlande	6.00045
Burkina Faso	10.37505
Cameroun	15.04125
Indonésie	12.21891
Philippines	7.39798
Côte d'Ivoire	5.64475

* , ** indiquent respectivement un rejet à un niveau de signification de 5%, 1%.

L.R représente le Ratio de Vraisemblance.

BIBLIOGRAPHIE

- Abuaf, N. et Jorion, P. (1990), 'Purchasing Power Parity in the Long-run', *The Journal of Finance* 45, 157-74.
- Abul Basher, S. et Mohsin, M. (2002), 'PPP Tests in Cointegrated Panels: Evidence from Asian Developing Countries', Department of Economics, York University, Working Paper No. 2002-05.
- Ahking, F. (1990), 'Further Results on Long-Run Purchasing Power Parity in The 1920s', *European Economic Review* 34, 913-19.
- Ardeni, P. G. et Lubian, D. (1991), 'Is there Trend Reversion in Purchasing Power Parity?', *European Economic Review* 35, 1035-55.
- Baharumshah, A. Z. et Ariff, M. (1997), 'Purchasing Power Parity in South East Asia Countries Economics: A Cointegration Approach', *Asian Economic Journal* 11, 141-53.
- Baillie, R. T. et Selover, D. D. (1987), 'Cointegration and Models of Exchange Rate Determination', *International Journal of Forecasting* 3, 43-51.
- Baum, C. F., Barkoulas, J.T. et Caglayan, M. (1999), 'Long Memory or Structural Breaks: Can Either Explain Nonstationary Real Exchange Rates under the Current Float?', *Journal of International Financial Markets Institutions and Money* 9, 359-76.
- Bayoumi, T. et MacDonald, R. (1999), 'Deviations of Exchange Rates from Purchasing Power Parity: A Story Featuring Two Monetary Unions', International Monetary Fund Staff Papers 46, 89-102.
- Beckett, S., Hakkio, C. S. et Joines, D. H. (1995), 'Exchange Rates in the Long Run', Federal Reserve Bank of Kansas City, Working Paper No.95-14.
- Canzoneri, M., Cumby, R. et Diba, B. (1999), 'Relative Labor Productivity and the Real Exchange Rate in the Long Run: Evidence for A Panel of OECD Countries', *Journal of International Economics* 47 (2), 245-66.
- Cheung, Y.W. et Lai, K.S. (1993b), 'Long-Run Purchasing Power Parity During the Recent Float', *Journal of International Economics* 34, 181-92.
- Cheung, Y-W. et Lai, K. S. (1994), 'Mean Reversion in Real Exchange Rates', *Economic Letters* 46 (3), 251-56.
- Chinn, M. (1997), 'Sectoral Productivity, Government Spending and Real Exchange Rates: Empirical Evidence for OECD Countries', NBER Working Paper No. 6017.

- Coakley, J. et Fuertes, A.M. (1997), 'The New Panel Unit Root Tests of PPP', *Economic Letters* 57, 17-22.
- Corbae, D. et Ouliaris, S. (1988), 'Cointegration and Tests of Purchasing Power Parity?', *Review of Economics and Statistics* 70, 508-21.
- Culver, S. et Papell, D. (juin 1999), 'Panel Evidence of Purchasing Power Parity Using Intranational and International Data', Department of Economics, University of Houston.
- Darby, M. R. (1983), 'Movementism Purchasing Power Parity: The Short and Long Runs', in *The International Transmission of Inflation*, eds Darby, M. R., Lothian, J. R. et al., University of Chicago Press for the NBER, Chicago Press for the NBER, Chicago.
- Dickey, D. A. et Fuller, A. W. (1979), 'Distribution of Estimators for Autoregressive Time Series with A Unit Root', *Journal of American Statistical Association* 74, 427-31.
- Do_anlar, M. (1999), 'Testing Long-Run Validity of Purchasing Power Parity for Asian Countries', *Applied Economics Letters* 6, 147-51.
- Dornbusch, R. (1976), 'Expectations and Exchange Rate Dynamics', *Journal of Political Economy* 84, 1161-76.
- Drine, I. et Rault, C. (2003), 'A Re-examination of the Purchasing Power Parity using Non-stationary Dynamic Panel Methods: A Comparative Approach for Developing and Developed Countries', William Davidson Working Paper No. 570.
- Edison, H. J. (1985), 'Purchasing Power Parity: A Quantitative Re-assessment of the 1920s Experience', *Journal of International Money and Finance* 4, 361-72.
- Edison, H.J. (1987), 'Purchasing Power Parity in the Long Run: A Test of the Dollar-Pound Exchange Rate, 1890-1978', *Journal of Money, Credit, and Banking* 19, 376-87.
- Edison, H.J. et Fisher, E. (1991), 'A Long-Run View of the European Monetary System', *Journal of International Money and Finance* 10, 53-70.
- Edison, H. J., Gagnon, J. H. et Melick, W. R. (1997), 'Understanding the Empirical Literature on Purchasing Power Parity: the Post-Bretton Woods Era', *Journal of International Money and Finance* 16 (1), 1-17.
- Edison, H. J. et Klovland, J. T. (1987), 'A Quantitative Reassessment of the Purchasing Power Parity Hypothesis: Some Evidence on Norway and the United States', *Journal of Applied Econometrics* 2, 309-34.
- Enders, W. et Hurn, S. (1994), 'Theory and Tests of Generalized Purchasing Power Parity: Common Trends and Real Exchange Rates in the Pacific Rim', *Review of International Economics* 2, 179-90.

- Engel, C. (2000), 'Long-Run PPP May Not Hold after All', *Journal of International Economics* 51, 243-73.
- Engle, R. et Granger, C. W. J. (1987), 'Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing', *Econometrica* 55, 251-76.
- Fisher, E. et Park, J. (1991), 'Testing Purchasing Power Parity under the Null Hypothesis of Co-Integration'. *The Economic Journal* 52, 1476-84.
- Fleissig, A. R. et Strauss, J. (2000), 'Panel Unit Root Tests of Purchasing Power Parity for Price Indices', *Journal of International Money and Finance* 19, 489-506.
- Frankel, J. A. (1986), 'International Capital Mobility and Crowding Out in the U.S. Economy: Imperfect Integration of Financial Markets or Goods Markets', in *How Open is the U.S. Economy?*, eds Hafer, R., Lexington Books, Lexington, MA, 33-67.
- Frankel, J. (1990), 'Zen and the Art of Modern Macroeconomics: a Commentary', in: Haraf. W. and Willett. T. (Eds.), *Monetary Policy for a Volatile Global Economy*, American Enterprise Institute for Public Policy Research, Washington DC, 117-23.
- Frankel, J.A. et Rose, A.K. (1996), 'A Panel Project on Purchasing Power Parity: Mean Reversion Between and Within Countries', *Journal of International Economics* 40, 209-24.
- Frenkel, J. A. (1978), 'A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence', *Scandanavian Journal of Economics*, 200-24.
- Frenkel, J. A. (1981), 'Flexible Exchange Rates, Prices, and the Role of 'News': Lessons from the 1970s', *Journal of Political Economy* 89, 665-705.
- Gan, W. B. (1994), 'Characterizing Real Exchange Rate Behavior of Selected East Asian Economies', *Journal of Economic Development* 19, 67-92.
- Glen, J. (1992), 'Real Exchange Rates in the Short, Medium and Long Run', *Journal of International Economics* 33, 147-616.
- Grilli, V. et Kaminsky, G. (avril 1991), 'Nominal Exchange Rate Regimes and the Real Exchange Rate: Evidence from the United States and Great Britain, 1985-1986', *Journal of Monetary Economics*, 191-212.
- Hakkio, C. (1984), 'A Reexamination of Purchasing Power Parity', *Journal of International Economics* 17, 265-77.
- Higgins, M. et Zakrjsek, E. (1999), 'Purchasing Power Parity: Three Stakes Through the Heart of the Unit Root Null', Federal Reserve Bank of New York, Staff Reports.

- Horvath, M. T. et Watson, M. W. (1995), 'Testing for Cointegration when Some of the Cointegrating Vectors are Prespecified', *Econometric Theory* 11, 984-1014.
- Huizinga, J. (1987), 'An Empirical Investigation of the Long-run Behaviour of Real Exchange Rates', *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy* 27, 149-214.
- Im, K. S., Pesaran, H. M. et Shin, Y. (1995), 'Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels', Cambridge University, Working Paper.
- Im, K., Pesaran, M.H. et Shin, Y. (juin 1997), 'Testing for Unit Roots in Heterogenous Panels', Department of Applied Economics, University of Cambridge, Working Paper,.
- Ito, T. (1997), 'The long-Run Purchasing Power Parity for the Yen: Historical Overview', *Journal of Japanese and International Economics* 11, 502-21.
- Johansen, S. (1991), 'Estimation and Hypothesis testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models', *Econometrica* 59, 1551-80.
- Johansen, S. et Juselius, K. (1992), 'Testing Structural Hypotheses in A Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and UIP for UK', *Journal of Econometrics* 53, 211-44.
- Johnson, H. G. (1976), 'The Monetary Approach to Balance-of-Payments Theory', in: Frenkel, J. A. and Johnson, H. G., Eds., *The Monetary Approach to the Balance of Payment*, London, 147-67.
- Jorion, P. et Sweeney, R. (août 1996), 'Mean Reversion in Real Exchange Rates: Evidence and Implications for Forecasting', *Journal of International Money and Finance*, 535-50.
- Kavunku, Y. O. (mai 2000), 'A Review on Purchasing Power Parity and Empirical Reconsideration of Conventional Unit Root Tests', Department of Economics, University of California at Santa Barbara.
- Kim, Y. (novembre 1990), 'Purchasing Power Parity in the Long Run: A Cointegration Approach', *Journal of Money, Credit, and Banking* 22, 491-503.
- Kim, J. O. et Enders, W. (1991), 'Real and Monetary Causes of Real Exchange Rate Movements in the Pacific Rim', *Southern Economic Journal* 57, 1061-70.
- Lan, Y. (2001), 'The Explosion of Purchasing Power Parity? Department of Economics, the University of Western Australia, Discussion Paper No.01-22.
- Levin, A. et Lin, C. F. (1992), 'Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties', Department of Economics, University of California at San Diego, Discussion Paper No. 92-93.

- Levin, A. et Lin, C. F. (1993), 'Unit Root Tests in Panel Data: New Results', Department of Economics, University of California at San Diego, Discussion Paper No. 93-56.
- Li, K. (1999), 'Testing Symmetry and Proportionality in PPP: A Panel Data Approach', *Journal of Business and Economic Statistics* 17, 409-18.
- Lothian, J.R. (1997), 'Multi-Country Evidence on the Behavior of Purchasing Power Parity', *Journal of International Money and Finance* 16(1), 19-35.
- Lothian, J.R. et Taylor, M.P. (1996), 'Real Exchange Rate Behavior: The Recent Float from the Perspective of the Past Two Centuries', *Journal of Political Economy* 104 (3), 488-509.
- Lucas, R. E. (1982), 'Interest Rates and Prices in a Two-Currency World', *Journal of Monetary Economics* 10, 335-60.
- Luintel, K. B. (2000), 'Real Exchange Rate Behaviour: Evidence from Black Markets', *Journal of Applied Econometrics* 15, 161-85.
- MacDonald, R. (novembre 1993), 'Long-Run Purchasing Power Parity: Is it for Real?' *The Review of Economics and Statistics* 75 (4), 690-5.
- MacDonald, R. (1996), 'Panel Unit Root Tests and Real Exchange Rates', *Economic Letters* 50, 7-11.
- Maddala, G. S. et Wu, S. (1997), 'A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a Simple Test', Ohio State University, Working Paper.
- Maddala, G. S. et Wu, S. (1999), 'A comparative study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61, 631-52.
- Maeso-Fernández, F. (1998), 'Econometric Methods and Purchasing Power Parity: Short Run and Long Run PPP', *Applied Economics* 15 (5), 1443-57.
- Mark, N. (février 1990), 'Real and Nominal Exchange Rates in the Long-Run: An Empirical Investigation', *Journal of International Economics* (28), 115-36.
- Michael, P., Nobay, A. et Peel, D. (1997), 'Transaction Costs and Non-Linear Adjustments in Real Exchange Rates: An Empirical Investigation', *Journal of Political Economy* 105, 862-79.
- Murray, C. J. et Papell, D. (2002b), 'Do Panels Help Solve the Purchasing Power Parity Puzzle', Department of Economics, University of Houston.
- Mussa, M. (Automne 1986), 'Nominal Exchange Rate Regimes and the Behavior of Real Exchange Rates: Evidence and Implications', *Carnegie-Rochester Ser. Public Policy* 25, 117-213.

- Nagayasu, J. (1998), 'Does the Long-Run PPP Hypothesis Hold for Africa? Evidence from Panel Co-Integration Study', International Monetary Fund Working Paper, WP/98/123.
- O'Connell, P. (1998), 'The Overvaluation of Purchasing Power Parity', *Journal of International Economics* 44, 1-19.
- Oh, K. Y. (1996), 'Purchasing Power Parity and the Unit Root Tests Using Panel Data', *Journal of International Money and Finance* 15, 405-18.
- Papell, D. (1997), 'Searching for Stationarity: Purchasing Power Parity Under the Recent Float', *Journal of International Economics* 43, 313-32.
- Papell, D. (2002a), 'The Great Appreciation, the Great Depreciation, and the Purchasing Power Parity Hypothesis', *Journal of International Economics*, 51-82.
- Papell, D. et Theodoridis, H. (1998), 'Increasing Evidence of Purchasing Power Parity Over the Current Float', *Journal of International Money and Finance* 17, 41-50.
- Papell, D. et Theodoridis, H. (août 2001), 'The Choice of Numeraire Currency in Panel Tests of Purchasing Power Parity', *Journal of Money, Credit, and Banking*, 790-803.
- Patel, J. (1990), 'Purchasing Power Parity as a Long-Run Relation', *Journal of Applied Econometrics*, 367-79.
- Pedroni, P. (1995a), 'Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests, With an Application to the PPP Hypothesis', Indiana University Working Papers in Economics No. 95-013.
- Pedroni, P. (1996), 'Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels and the Case of Purchasing Power Parity', Indiana University, Working Paper.
- Pedroni, P. (2000), 'Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels', in B. H. Baltagi, eds., Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels, *Advances in Econometrics* 15 (JAI), 93-130.
- Pedroni, P. (2001a), 'Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests, With an Application to the PPP Hypothesis', Department of Economics, Indiana University Working Papers.
- Pedroni, P. (2001b), 'Purchasing Power Parity in Cointegrated Panels', *The Review of Economics and Statistics* 83 (4), 727-31.
- Perron, P. (1989), 'The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis', *Econometrica* 57, 1361-401.

Phylaktis, K. et Kassimatis, Y. (1994), 'Does the Real exchange Rate Follow a Random Walk? The Pacific Basin Perspective', *Journal of International Money and Finance* 13, 476-95.

Pippenger, M. K. et Goering, G. E. (1994), 'A Note on the Empirical Power of Unit Root Tests Under Threshold Processes', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 56, 473-81.

Rogoff, K. (1996), 'The Purchasing Power Parity Puzzle', *Journal of Econometric Literature* 34, 647-68.

Roll, R. (1979), 'Violations of Purchasing Power Parity and Their implications for Efficient International Commodity Markets', in *International Finance and Trade*, edits: Sarnat, M. and Szego, G. P., volume 1, Ballinger Publishing comp., Cambridge, 133-76.

Shiller, R. et Perron, P. (1985), 'Testing the Random Walk Hypothesis: Power Versus Frequency of Observation', *Economic Letters* 18, 1-48.

Stock, J. H. et Watson, M. W. (1993), 'A Simple Estimator of Cointegration Vectors in Higher Order Integrated Systems', *Econometrica* 61, 783-820.

Taylor, A. (1996), 'International Capital Mobility in History: Purchasing Power Parity in the Long-Run', NBER Working Paper No. 5742.

Taylor, M. P. (1988), 'An Empirical Examination of Long-run Purchasing Power Parity Using Cointegration Techniques', *Applied Economics* 20, 1369-82.

Taylor, M. P. et McMahon, P. (1988), 'Long-Run Purchasing Power Parity in the 1920s', *European Economic Review* 32, 179-97.

Wu, J. L. et Chen, S. L. (juin 1999), 'Are Real Exchange Rates Stationary Based on Panel Unit-Root Tests? Evidence from Pacific Basin Countries', *International Journal of Finance and Economics* 4 (3), 243-52.

Wu, J. L. et Wu, S. (2001), 'Is Purchasing Power Parity Overvalued', *Journal of Money, Credit, and Banking* 33, 804-12.

Logiciel

RATS for Windows, version 4.31. Evanston (Illinois): Estima, 1997.