

République Algérienne Démocratique et Populaire
Ministère de l'Enseignement Supérieur et de la Recherche Scientifique

UNIVERSITÉ ABOU-BEKR BELKAÏD TLEMCEN
Faculté des Sciences Economiques, de Gestion et des Sciences
Commerciales
Département des Sciences Economiques
Option : Monnaie, Banque et Finance

THÈME

La parité du pouvoir d'achat dans les pays du
Maghreb : une perspective non linéaire

MÉMOIRE POUR L'OBTENTION D'UN MAGISTÈRE EN SCIENCES ECONOMIQUES

Présenté par: ABDELHAK BENAMAR

** Sous la direction de* Mr. MOHAMED BENBOUZIANE

DEVANT LE JURY :

M.BELMOKADEM	Pr	U. TLEMCEN	PRESIDENT
M. BENBOUZIANE	MC	U. TLEMCEN	RAPPORTEUR
A. BENHABIB	Pr	U. TLEMCEN	EXAMINATEUR
A. BENDIABELLAH	Pr	U. TLEMCEN	EXAMINATEUR
K. BOUTALEB	Pr	U. TLEMCEN	EXAMINATEUR

Année Universitaire 2006-2007



Table des Matières

Résumé	iii
Acknowledgements	v
Introduction	1
CHAPITRE 1. La loi du prix unique et la parité du pouvoir d'achat	10
1.1. PPP, la loi du prix unique, et l'indice des prix	11
1.2. L'évidence empirique de la loi du prix unique	17
1.3. Étude empirique de la validité de la loi du prix unique dans les pays du Maghreb	28
1.4. Les résultats	35
1.5. Conclusion	47
BIBLIOGRAPHIE	49
CHAPITRE 2. PPP et taux de change réel	56
2.1. Les origines de la parité du pouvoir d'achat	56
2.2. L'évidence empirique de la parité du pouvoir d'achat	61
2.3. L'étude empirique de la parité du pouvoir d'achat dans les pays Maghreb	97

BIBLIOGRAPHIE	117
CHAPITRE 3. Conclusion Générale	128
BIBLIOGRAPHIE	133

RESUME

LA PARITE DU POUVOIR D'ACHAT DANS LES PAYS DU MAGHREB : UNE PERSPECTIVE NON LINEAIRE

ABDELHAK BENAMAR

L'objectif de notre travail est de tester la validité de la parité du pouvoir d'achat dans les pays du Maghreb. L'idée principale de notre travail est que pour accepter la parité du pouvoir d'achat, il faut que le taux de change réel soit stationnaire. En effet le taux de change réel représente les déviations de la parité du pouvoir d'achat.

L'évidence empirique a montré que le comportement du taux de change réel est non linéaire. Ce comportement non linéaire peut être représenté par un modèle à seuil avec une transition discrète dans le cas de la loi du prix unique, et un modèle à seuil avec une transition lisse dans le cas de la parité du pouvoir d'achat.

L'utilisation de la méthode de Caner et Hansen (2001) conduit à l'acceptation de la loi du prix unique entre l'Algérie et le Maroc, et L'Algérie et la Tunisie.

Cependant, même avec l'utilisation de cette méthode cette loi est rejetée entre le Maroc et la Tunisie.

L'utilisation de la méthode de van Dijk, Franses et Paap (2002) montre que la parité du pouvoir d'achat contre le dollar est acceptée dans les pays du Maghreb. Sauf que le comportement du taux de change réel pour l'Algérie et le Maroc est non linéaire avec une mémoire longue, mais dans le cas de la Tunisie, le comportement du taux de change réel est non linéaire sans mémoire longue.

Acknowledgements

Je tiens à exprimer toute ma reconnaissance et ma gratitude à Monsieur BEN-BOUZIANE MOHAMMED de m'avoir encadré, soutenu et orienté tout au long de ma préparation de ce mémoire. Ses remarques et ses conseils précieux m'ont permis d'avancer dans ce modeste travail de recherche.

Ainsi, je tiens à remercier Mr. BETTAHAR SAMIR pour son soutien moral ainsi que les membres du jury pour m'avoir fait l'honneur de participer à l'évaluation de ce mémoire. Enfin, je remercie le Pr. BENHABIB ABDEREZZAK et tous les membres du laboratoire MECAS de la faculté des sciences économiques de gestion et de sciences commerciales.

Introduction

La stabilité du taux de change autour d'un niveau d'équilibre est l'un des objectifs des politiques monétaires de chaque pays. Cette stabilité consiste en la détermination du taux de change réel d'équilibre. Ce dernier permet de mesurer les sous évaluation ou surévaluation (mésalignement) d'une monnaie par rapport à une autre.

Mesurer le niveau de mésalignement est d'une grande importance pour chaque pays notamment les pays émergents. Coudert (1999) met en relief cette importance où il affirme, par exemple, à travers la crise asiatique et celles qui l'ont suivie, l'intérêt de pouvoir mesurer les surévaluations éventuelles des monnaies avant que les attaques spéculatives ne se produisent. Cet état de fait nous a mené à réfléchir sur le problème de mesure. Ce qui nous a conduit à *la théorie de référence* (en d'autres termes la parité du pouvoir d'achat (PPP)) en termes de détermination du taux de change d'équilibre.

Il n'est guère possible aujourd'hui de réduire l'approche de la théorie de la PPP à une envie de savoir en sachant ce que cette théorie véhicule avec elle de précisions. L'évolution de la théorie de la PPP en terme d'exactitude d'analyse nous permet de la replacer dans un rapport avec la finance comportementale. Face à cette

évolution, qui n'est pas sans susciter de désenchantements, voire d'ambiguïté, la théorie de la parité du pouvoir d'achat (PPP) est une théorie de détermination du taux de change. Elle représente une condition d'équilibre de court ou de long terme ; comme elle peut être utilisée comme une condition efficace d'arbitrage sur les marchés des biens ou les marchés financiers.

Dans cet ensemble de perspectives, la parité du pouvoir d'achat devient une condition d'équilibre de long terme, qui est acceptée du fait de l'arbitrage dans les marchés internationaux des biens.

L'hypothèse de la PPP postule que les niveaux des prix nationaux exprimés en terme d'une monnaie commune doivent être égaux, ou d'une autre manière, le taux de change nominal doit être proportionnel par rapports aux niveaux des prix nationaux. Cette hypothèse postule aussi que le taux de change réel doit être stationnaire.

La stationnarité du taux de change réel est une condition nécessaire et suffisante pour que la parité du pouvoir d'achat comme condition de long terme soit valide. C'est dans ce sens, qu'un grand nombre de chercheurs ont testé la stationnarité et plus précisément la non stationnarité du taux de change réel en utilisant une multitude de techniques et de méthodes.

Plusieurs raisons justifient l'intérêt des chercheurs quant à la non stationnarité du taux de change réel. Nous pouvons cité trois traits fondamentaux. Premièrement, le degré de persistance du taux de change réel peut être utilisé pour déterminer les principales impulsions qui conduisent des mouvements de taux de

change. Si le taux de change réel est très persistant, nous avons affaire à des chocs réels qui sont assimilés à des chocs de technologie. Si la persistance du taux de change réel est faible, les chocs sont des chocs de demande, comme par exemple, les innovations liées à la politique monétaire.

Deuxièmement, étant donné que la non stationnarité du taux de change réel implique le rejet de la parité du pouvoir d'achat comme condition de long terme, et que la plupart des théories macroéconomiques des économies ouvertes sont fondées sur l'hypothèse de la parité du pouvoir d'achat, la non stationnarité du taux de change réel entraîne une sorte de non applicabilité d'une grande partie des théories macroéconomiques. En effet, il est bien connu que les implications des modèles dynamiques des économies ouvertes dépendent de manière significative du degré de persistance du taux de change réel.

Troisièmement, les estimations des taux de change basées sur la parité du pouvoir d'achat sont souvent utilisées dans la détermination du niveau de mésalignement du taux de change nominal, ainsi qu'à l'élaboration des parités du taux de change, et à la comparaison internationale des niveaux de revenus nationaux. Les utilisations pratiques du concept de la parité du pouvoir d'achat, et en particulier, le calcul du taux de change de la PPP, serait évidemment affecté si le taux de change réel est non stationnaire.

Contrairement aux idées conventionnelles, le travail de Rogoff (1996) marque nettement les études menées jusqu'à présent. Le développement des nouvelles techniques économétriques a suscité une révision empirique touchant la non linéarité

du taux de change réel. Conséquemment, la parité du pouvoir d'achat s'exprime mieux pendant des périodes normales que pendant des périodes inflationnistes. De plus la parité du pouvoir d'achat absolue peut être plus utile que la parité du pouvoir d'achat relative ; comme le taux de change se caractérise par une excessive volatilité du court terme, on assiste à une augmentation de la volatilité après l'effondrement du système de Bretton Woods. En outre, l'effet de frontière sur l'arbitrage est probablement exagéré, et les tests de *half-life*¹ fortement suspects (pour un panorama récent, Pippenger (2004)).

Ainsi, il apparaît que l'utilisation des méthodes économétriques non linéaires, fournit un argument convaincant, selon lequel les déviations de la parité du pouvoir d'achat disparaissent à travers le temps. Ceci implique que le taux de change réel est un processus stationnaire avec un seul niveau d'équilibre de long terme. Cette révision empirique motive l'adoption des méthodes non linéaires sur la base des nouveaux modèles de détermination du taux de change sous la contrainte des coûts de transaction internationaux. L'idée principale de ces modèles théoriques est que les grandes déviations du niveau d'équilibre de la parité du pouvoir d'achat disparaissent plus rapidement que les petites déviations, du fait que plus ces déviations sont grandes, plus le bénéfice net de l'arbitrage dans les marchés internationaux des biens est grand.

¹Le *half-life* est défini comme le nombre des mois pour que les déviations s'abaissent de manière permanente au dessous de 50% en réponse à une unité de choc dans les niveaux des séries.

La pierre d'achoppement principale à laquelle se heurte la construction de la parité du pouvoir d'achat réside dans le choix de l'indice des prix du fait que l'ajustement du taux de change réel vers le niveau d'équilibre de la PPP est orienté par l'arbitrage sur les marchés internationaux des biens.

Dans ce cas, le principe de l'indice des prix reposera sur la saillance de certaines caractéristiques : les indices des prix incluent une certaine proportion des biens non échangeables, pour lesquels l'arbitrage ne se produit pas ; pour cela il faut donc prendre en compte le degré d'influence des taux change réels construits sur la base de ces indices.

Ce constat abrupt des indices des prix a le mérite de susciter les réactions de Summers et Heston (1991) dans leur recherche qui s'inscrit dans le cadre du " *International Comparison Programme* " (ICP). Au-delà des indices des prix officiels, ces chercheurs veulent estimer les valeurs de la parité du pouvoir d'achat absolu en utilisant un panier commun de bien pour tous les pays. Empiriquement, le ICP n'a pas été d'une grande utilité du fait de sa construction sur la base d'intervalles de temps peu fréquents et larges, et pour certaines périodes dont les données ne sont disponibles que pour quelques pays.

Le recours aux méthodes d'extrapolation pour résoudre ces problèmes a rendu les données présentées dans le ICP partiellement artificielles. Autrement dit, ces données ont perdu leur fiabilité. Pour cette raison, les indices des prix rendus disponibles par les sources officielles restent généralement les seules utilisées dans la construction des taux de change réel, en dépit de leurs limitations.

Au vu des explications évoquées brièvement ci-dessus, le présent travail s'intéresse à la théorie de la parité du pouvoir d'achat et sa validité dans les pays du Maghreb.

Dans ce contexte, notre problématique se focalise sur le comportement du taux de change réel et les sources de chocs qui peuvent l'affecter. Ceci dit, notre étude ne porte ni sur la détermination du taux de change réel d'équilibre, ni sur la détermination du degré du mésalignement.

Ceci nous conduit à formuler notre questionnement comme suit :

Peut-on accepter l'hypothèse de la parité du pouvoir d'achat dans les pays du Maghreb? Et quel est le vrai comportement du taux de change réel dans ces pays?

L'intérêt pour ce questionnement est suscité par l'émergence de nouvelles techniques dans ce domaine qui a d'ailleurs, pris un élan considérable sur le plan empirique que sur le plan théorique. Cet empirisme soutenu par l'utilisation des nouvelles techniques a changé la position de cette théorie au sein de la finance internationale.

Dans ce sens, le premier travail à retenir est sans doute celui de Kenneth Rogoff parut en 1996 dans *Journal of Economic literature*, qui a soulevé le *puzzle* de la parité du pouvoir d'achat.

Dans la pensée de l'auteur, l'étude du *puzzle* suppose et précise celle de la validité de la théorie de la PPP. Regardée par le petit bout de la lorgnette, cette notion va permettre d'évoquer cette question « *comment est-il possible de réconcilier l'extrême volatilité à court terme des taux de change réel avec une faible vitesse dans lequel les déviations de la PPP tendent à disparaître?* »

Ce *puzzle* considéré comme un glissement épistémologique de la discipline, suscite l'utilisation des nouvelles méthodes économétriques, comme par exemple, les modèles non linéaires ou les modèles à mémoire longue, ou même des modèles combinant à la fois la non linéarité et la mémoire longue.

Il est nécessaire d'évoquer que notre travail s'inscrit dans le prolongement du recours précédent. Alors, nous nous intéressons, a priori, à la validité de la PPP et au comportement du taux de change réel dans les pays du Maghreb tout en utilisant à la fois les modèles non linéaires et les modèles combinant la non linéarité et la mémoire longue.

Dans cette perspective notre problématique présume que l'acceptation de la parité du pouvoir d'achat dans les pays Maghreb dépend de la connaissance du vrai comportement du taux de change réel. Pour cela, nous adoptons un plan de recherche mettant en valeur deux hypothèses, exposées de façon à donner une réponse empirique.

La première hypothèse consiste à montrer que les taux de change réels suivent un comportement non linéaire à cause des coûts de transaction et entre autres les barrières commerciales. Ce comportement non linéaire peut être représenté par un modèle à seuil avec une transition discrète dans le cas de la loi du prix unique, et un modèle à seuil avec une transition lisse dans le cas de la parité du pouvoir d'achat. Cette hypothèse est entendue comme une réponse affirmative à la question qu'on pourrait se poser dans ce contexte, à savoir : Le comportement du taux de change réel est-il non linéaire ?

La deuxième hypothèse se présente en ce sens que cette non linéarité fait en sorte que le taux de change réel est *mean-reverting*², du fait que le rejet de la stationnarité du taux de change réel était du à la mauvaise spécification des tests en utilisant les modèles linéaires. L'interrogation donnant motif à cette hypothèse est formulée ainsi : Le taux de change réel est il *mean-reverting*? Et quel est son degré de persistance?

Un travail comme le nôtre portant sur la finance comportementale impose un éclaircit sur l'approche adoptée et sur la façon dont nous allons présenter la cohorte notionnelle de cette discipline. Cet état d'esprit impose une nouvelle approche à l'encontre du procédé désigné sous le nom d'inférence inductive. Ce nouveau procédé introduit par Karl Popper (1934) soutenu par Friedman (1953) selon laquelle la validité d'une théorie repose sur la comparaison de prédictions avec la réalité. Il ressort de ce raisonnement que la bonne démarche scientifique doit partir d'hypothèses et les combiner pour construire des théories. De ces théories on en déduit des propositions qui peuvent par l'observation être testées et donc rejetées. Cette approche repose sur le procédé qu'on adopte désigner par le nom de modèle hypothético-déductif.

Sur le plan rédactionnel, le travail se divise en deux chapitres :

Un premier chapitre s'intitulant *La loi du prix unique et la parité du pouvoir d'achat*. Ce dernier contient deux volets. Un premier volet présente un rappel

²*Mean-reverting* mot utilisé dans le jargon économétrique qui veut dire : tous les chocs qui affectent le processus sont transitoires.

historique des recherches effectuées sur la notion de la loi du prix unique. Selon les travaux dans ce cadre les écarts de la loi du prix unique peuvent disparaître quand ils sont modelés en utilisant une structure non linéaire. Dans un deuxième volet, nous testons la validité de la loi du prix unique entre les pays du Maghreb, en utilisant la méthode de Caner et Hansen (2001) pour tenir compte de l'aspect non linéaire et du changement de régime discret dans les écarts de cette loi.

Le second chapitre est présenté sous le titre de *la parité du pouvoir d'achat et le taux de change réel*. Tout d'abord, nous proposerons un parcours historique et théorique dans le quel nous abordons la notion de la PPP, a savoir principalement son évolution théorique. En suite nous présenterons les études qui ont pour objet la validation de cette théorie.

Conventionnellement, les recherches ont adopté deux tendances. La première est d'utiliser les modèles à mémoire longue pour étudier le comportement du taux de change réel. Une deuxième tendance consiste en l'utilisation des modèles non linéaires. De même, ces deux tendances n'ont pas parvenu à donner des résultats satisfaisants.

A cet effet, Une troisième tendance vient à combler les lacunes présentées par les tendances précédentes. Dans ce sens, la combinaison des modèles non linéaire et des modèles à mémoire longue peut donner une image plus claire sur le comportement du taux de change réel et la parité du pouvoir d'achat respectivement. Dans ce cadre et à la lueur des acquis notamment les principes de la troisième tendance, nous inscrivons notre étude dans cette continuité.

CHAPITRE 1

La loi du prix unique et la parité du pouvoir d'achat

Le présent chapitre se compose de deux parties. Dans la première partie, nous faisons une revue de littérature de l'évidence empirique de la loi du prix unique. Selon cette dernière, d'une part, les déviations de la loi du prix unique se caractérisent par une très forte volatilité, et d'autre part, la volatilité des prix relatives est considérablement faible que celle du taux de change nominal. De plus, les écarts de la loi du prix unique peuvent disparaître à travers le temps quand ils sont modélés en utilisant une structure non linéaire (en utilisant des modèles à seuil dont le changement de régime se fait d'une façon discrète).

Dans la deuxième partie, nous testons la validité de la loi du prix unique entre les pays du Maghreb (l'Algérie, le Maroc et la Tunisie). Le taux de change réel peut être interprété comme étant des déviations de la loi du prix unique et de la parité du pouvoir d'achat. Ainsi, tester la loi du prix unique revient à tester le taux de change réel issu de cette loi. Autrement dit, pour accepter la loi du prix unique entre les pays du Maghreb, il suffit que le taux de change réel (i.e. les déviations de cette loi) soit stationnaire. Pour tester la stationnarité des taux de change réel bilatérale entre les pays du Maghreb, nous utilisons la méthode de Caner et

Hansen (2001) pour tenir compte de l'aspect non linéaire et du changement de régime discret dans les écarts de la loi du prix unique.

1.1. PPP, la loi du prix unique, et l'indice des prix

La loi du prix unique représente la pierre angulaire dans la construction de la parité du pouvoir d'achat. Dans sa version absolue, cette loi peut être écrite comme suit :

$$(1.1) \quad P_{i,t} = S_t P_{i,t}^*$$

avec $i = 1, 2, \dots, N$; $P_{i,t}$ le prix du bien i en terme de monnaie domestique au temps t ; $P_{i,t}^*$ le prix du même bien en terme de monnaie étrangère au temps t ; S_t le taux de change nominal (Le prix domestique de la monnaie étrangère) au temps t .

Selon l'équation (1.1), la version absolue de la loi du prix unique postule que le même bien doit avoir le même prix à travers les pays, quand sa valeur est exprimée au terme de la même monnaie. Cette loi est valide dans le cas d'absence des barrières naturelles, comme par exemple, les coûts de transaction, les barrières douanières... etc.

Dans sa version relative, la loi du prix unique postule une condition relativement faible sous la forme :

$$(1.2) \quad \frac{P_{i,t+1}^* S_{t+1}}{P_{i,t+1}} = \frac{P_{i,t}^* S_t}{P_{i,t+1}}$$

La version absolue de la loi du prix unique implique la version relative de cette loi, mais la version relative ne peut pas impliquer la version absolue.

La loi du prix unique ne peut être testée adéquatement que si les biens de production internationale sont parfaitement substituables. Dans ce cas, la condition d'arbitrage non profitable doit assurer la qualité des prix dans les marchés des biens fortement intégrés (*Highly integrated goods markets*). Cependant, la présence de différents tarifs comme les coûts de transport, les taxes, ou autres barrières non tarifaires, conduisent à la violation de la condition d'arbitrage non profitable, et viole aussi la loi du prix unique. De plus, la supposition de la pure substitution des biens à travers différents pays est cruciale pour vérifier la loi du prix unique. Cependant, les différenciations des produits à travers les pays, créent un écart entre le prix domestique et étranger du produit. Ce dernier est proportionnel à la liberté de commercialisation du produit lui-même¹.

Formellement, la version absolue de la parité du pouvoir d'achat s'obtient par la sommation de tous les biens échangeables dans chaque pays, et s'écrit comme suit :

¹L'exemple de différenciations des produits à travers les pays est celui du hamburger de McDonald. Par contre, l'exemple des biens dont la loi du prix unique est acceptée est celui de l'or (Rogoff, 1996).

A partir de l'équation (1.5), on peut facilement définir le taux de change réel sous la forme logarithmique suivante :

$$(1.6) \quad q_t \equiv s_t - p_t + p_t^*$$

De ce fait, on peut le considérer comme une mesure des déviations de la parité du pouvoir d'achat.

Le fait que la parité du pouvoir d'achat est dérivée de la loi du prix unique pose plusieurs problèmes en ce qui concerne l'indice des prix. Par exemple, l'équation (1.3) et (1.4), assument implicitement que les poids sont les même dans chaque pays. Cependant, les poids des indices des prix sont différents à travers les pays (ils peuvent même être nul dans un pays et ne pas l'être dans d'autres pour un nombre déterminé de biens et services) et tendent à changer à travers le temps. Pour ce fait, les chercheurs assument généralement que la parité du pouvoir d'achat doit être approximativement accepté en utilisant les indices des prix de chaque pays. Par exemple, dans le cas d'un indice géométrique, on peut réécrire l'équation (1.4) comme suit :

$$(1.7) \quad \sum_{i=1}^N \gamma_i p_{i,t} = s_t + \sum_{i=1}^N \gamma_i^* p_{i,t}^* + \sum_{i=1}^N (\gamma_i - \gamma_i^*) p_{i,t}^*$$

ou

$$(1.8) \quad \sum_{i=1}^N \gamma_i p_{i,t} = s_t + \sum_{i=1}^N \gamma_i^* p_{i,t}^* + \mu_t$$

où γ_i^* représentent les poids de l'indice des prix étranger. Il apparaît clairement de l'équation (1.8) que les écarts entre les indices nationaux des prix causent des écarts (représentés par μ_t) dans la parité du pouvoir d'achat même si la loi du prix unique est acceptée entre les biens pris individuellement. Notons que l'indice géométrique des prix est homogène du premier degré, c'est à dire, une augmentation de la même proportion dans tous les prix va faire monter l'indice globale des prix de la même proportion. Donc, les différences dans les poids à travers les pays n'ont pas une grande importance quand les impulsions des prix affectent tous les biens et services d'une façon plus ou moins homogène. Ainsi, par exemple, une augmentation de x pourcent de tous les prix dans le pays étranger va conduire à une augmentation de x pourcent dans le niveau des prix étranger. Ceci se manifeste par une augmentation de x pourcent dans le coté droit de l'équation (1.8), et un changement égal à zéro dans le terme μ_t . Ainsi, si les prix domestiques restent constants, une appréciation de x pourcent de la monnaie domestique est nécessaire pour garder l'équilibre.

Une analyse similaire peut être établit dans le cas où certains biens et services sont non échangeables. En supposant que la loi du prix unique n'est appliquée qu'entre les biens échangeables, alors une augmentation de x pourcent dans les prix

de tous les biens échangeables étrangers implique, en principe, une appréciation de x pourcent de la monnaie domestique. Mais, s'il y a aussi une hausse de x pourcent dans les prix de tous les biens non échangeables, la condition de la parité du pouvoir d'achat baser sur les indices des prix nationaux individuels va aussi impliquer un mouvement de x pourcent dans le taux de change.

Bien qu'il soit préférable que les déviations de la PPP calculées par les bureaux nationaux des statistiques ne soient pas grandes, il est très courant que ces bureaux utilisent un indice des prix arithmétique plutôt qu'un indice géométrique. Cependant, des différences considérables peuvent surgir dans le cas où les impulsions des prix affectent d'une façon hétérogène les différents biens et services dans une économie, en particulier, quand l'inflation dans les prix est différente entre le secteur des biens échangeables et le secteur des biens non échangeables. Dans ce contexte, l'exemple le plus connu est celui de l'effet Balassa-Samuelson (Balassa Bela, 1964 et Samuelson, 1964).

Le choix de l'indice des prix approprié qui doit être utilisé dans l'implémentation de la version absolue de la parité du pouvoir d'achat fait l'objet d'un grand débat dans la littérature, qui s'étend jusqu'à Keynes (1932). Généralement, tous les mesures des prix qui ont été utilisées incluent une proportion des biens non échangeables, ce qui conduit au rejet de la PPP, ou au moins, le rejet des conditions d'homogénéité et de proportionnalité nécessaires pour la parité du pouvoir d'achat. Dans la littérature relative à cette question, il existe plusieurs tentatives

pour la construction d'une mesure des prix appropriée pour tester la PPP. Le travail le plus populaire dans ce contexte est celui de Summers et Heston (1991). Ces derniers ont, dans le cadre du "*International comparison programme*" (ICP), reporté les valeurs estimées de la parité du pouvoir d'achat absolue à travers de longues périodes pour un grand nombre de pays, en utilisant un panier commun des biens pour tous ces pays. Cependant, dans la pratique, le ICP n'a pas été d'une grande utilité pour la plupart des travaux empiriques, du fait qu'il soit construit sur la base d'intervalles de temps peu fréquent et larges, et pour certaines périodes, les données ne sont disponibles que pour quelques pays seulement. De plus, le recours aux méthodes d'extrapolation pour résoudre ces problèmes a rendu les données présentées dans le ICP partiellement artificielles. Autrement dit, ces données ont perdu leurs fiabilité. Cependant, malgré ces limites, les indices des prix rendus disponibles par les sources officielles restent généralement les seules utilisées dans l'implémentation de la parité du pouvoir d'achat absolue.

Généralement, la difficulté de trouver une forte évidence en faveur de la PPP, et les difficultés rencontrées lors de transition de la loi du prix unique vers la parité du pouvoir d'achat, fournies au chercheurs une forte motivation pour étudier empiriquement la loi du prix unique.

1.2. L'évidence empirique de la loi du prix unique

Le rejet de la parité du pouvoir d'achat durant le nouveau régime de change flottant a motivé l'utilisation de nouveaux tests économétriques pour tester la loi

du prix unique. Généralement, les études économétriques suggèrent le rejet de la loi du prix unique pour la plupart des biens, et fournissent une forte évidence empirique que, d'une part, les déviations de la loi du prix unique se caractérisent par une volatilité très forte, et d'autre part, que la volatilité des prix relatifs est considérablement faible que celle du taux de change nominal. Cependant, plusieurs études récentes montrent que les écarts de la loi du prix unique peuvent disparaître à travers le temps quand ils sont modelés en utilisant une structure non linéaire.

1.2.1. La loi du prix unique et les niveaux nationaux des prix

Plusieurs études empiriques traitant la loi du prix unique, utilisaient les indices nationaux des prix. Isard (1977), par exemple, utilise des données désagrégées pour un nombre de biens échangeables (des produits chimiques, le papier, des produits en glasse...) pour un nombre de pays. Les résultats montrent que les déviations de la loi du prix unique sont larges et persistantes, et semblent fortement corrélées avec les mouvements du taux de change. Richardson (1978) a trouvé des résultats similaires à celle de Isard par l'utilisation des données standard de 4- et 7-digit des catégories de la classification industrielle.

Giovannini (1988) utilise un modèle d'équilibre partiel pour la détermination des prix domestiques et d'exportations pour une firme monopolistique, et justifie son choix par le fait que les propriétés stochastiques des déviations de la loi du prix unique sont fortement affectées par la monnaie qui domine les prix d'exportation. En particulier, Giovannini (1988) utilise des données sur les prix domestiques et

les prix d'exportation en dollar des biens Japonais, et arrive à la conclusion que les déviations de la loi du prix unique (ces déviations ont été trouvées larges, non seulement pour les biens dont la fabrication est sophistiquées, mais aussi pour les commodités comme par exemple les vis, les écrous et les boulons) sont principalement dues aux mouvements du taux de change. D'autres travaux arrivent aux mêmes conclusions que Giovannini (1988). Nous citons, à titre d'exemple, ceux de Benninga et protopapadakis (1988) ; Bui et Pippenger (1990) ; Goodwin, Grennes et wohlgenant (1990) ; Fraser, Taylor et Webster (1991) et Goodwin (1992).

Les travaux de Knetter (1989, 1993) sont considérés parmi les travaux les plus convaincants en ce qui concerne les tests de la loi du prix unique. En utilisant des données désagrégées de grande qualité (7-digit), Knetter trouve qu'il existe des écarts grands et persistant entre les prix des biens échangeables exportés à diverses destinations (par exemple, entre la bière allemande exportée à l'Angleterre et celle exportée aux États-Unis). Les mêmes résultats sont trouvés par Herguera (1994), Chen et Knez (1995) et Dumas, Jennergren et Naslund (1995). Dans le même contexte, on peut citer le travail de Engel (1993) qui trouve une forte régularité empirique : la variabilité du prix de consommation d'un bien par rapport à un autre bien différent dans un pays est beaucoup moins faible que celle du même bien par rapport à un bien similaire dans un autre pays. Ceci est vrai pour tous les biens à l'exception des produits très simples et homogènes. Engel (1993) suggère que les modèles du taux de change réel soient susceptibles de permettre des prévisions

concernant cette relation, ce qui peut être utilisé comme mesure de distinction entre les modèles.

1.2.2. La loi du prix unique et les niveaux des prix des cités

D'autres chercheurs utilisent des niveaux des prix propre à certaines villes dans les tests de la loi du prix unique. Parsley et Wei (1996) étudient la convergence vers la loi du prix unique dans le cas de l'absence des barrières commerciales ou des fluctuations du taux de change nominal, par l'analyse d'un panel de données de 51 prix et de 48 villes des Etats-Unis. Ils trouvent des taux de convergences considérablement élevés que ceux trouvés en utilisant des données transnationales, et que cette convergence se produit plus rapidement dans le cas de grandes différences des prix, et que les taux de convergence sont plus faible dans les cas où les distances entre les villes augmentent. Le travail de Engel et Rogers (1996), s'inscrit dans la même ligne de recherche. Engel et Rogers utilisent les données de 14 catégories de prix de consommation des villes américaines et canadiennes, pour analyser les propriétés stochastiques des déviations de la loi du prix unique. Les résultats montrent que les distances entre les villes peuvent expliquer une part considérable des différences des prix entre des biens similaires à travers différentes villes du même pays. Cependant, les différences des prix sont considérablement plus grandes pour deux villes de pays différents que celles de deux villes équidistantes du même pays. Selon Engel et Rogers (1996), le passage de la frontière nationale – ou ce qu'on appelle "l'effet de frontière" – augmente la volatilité des

écarts des prix par le même ordre de grandeur qui serait produit par l'addition de 2500 à 25000 milles supplémentaires entre les villes considérées. Dans le même contexte, Rogers et Jenkins (1995) et Engel (1993) montrent que l'effet de frontière est efficace non seulement dans l'augmentation de la volatilité des écarts des prix, mais aussi de sa persistance.

1.2.3. Pricing to Market

La théorie de Krugman (1987) et Dornbusch (1987) dite "*pricing to market*" (PTM) est considérée comme l'une des raisons rationnelles pour le rejet de la loi du prix unique. Compte tenu du développement des théories du commerce et de la compétition imparfaite, cette théorie se caractérise par le fait que le même bien peut avoir des prix différents dans des pays différents, quand il est vendu par des firmes oligopolistiques. Ceci est dû au fait qu'il y a beaucoup d'industries qui vendent des licences, de vente de leur biens, séparément au niveau national qu'à l'étranger. Dans ce contexte, Froot et Rogoff (1995) notent que la théorie de PTM explique, non seulement les déviations du long terme de la loi du prix unique, mais a aussi des implications importante sur le mécanisme de transmission des perturbations dans le marché monétaire en présence des rigidités nominales (voir aussi Marston, 1990). Au niveau empirique, Knetter (1989 ; 1993) trouve que la théorie de PTM est très importante pour les firmes Allemandes et Japonaises relativement aux firmes Américaines, et que c'est une stratégie à utiliser pour une très large gamme de biens. Rangan et Lawrence (1993) expliquent les résultats

de Knetter par le fait que les firmes des Etats-Unis vendent une grande partie de leurs exportations par le biais des filiales, ce qui fait que l'application de la théorie de PTM par les firmes Américaines se produit au niveau subsidiaire. Dans ce cas, les comparaisons faites par Knetter peuvent conduire à une sous estimation de l'importance de la théorie de PTM par les firmes Américaines.

Cependant, Kasa (1992) affirme que l'idée fondamentale de la théorie de PTM n'est pas la discrimination des prix, comme l'ont proposé Krugman (1987) et Dornbusch (1987). Kasa ajoute que la théorie de PTM est mieux établit par une structure des coûts ajustés : c'est un modèle dans lequel les firmes font face à une sorte de menu de coûts, ou un modèle dans lequel les consommateurs font face à des coûts fixe, en substituant entre différents produits (voir aussi Froot et Klemperer, 1989).

Ghosh et Wolf (1994) examinent les propriétés statistiques et les déterminants des changements du prix de la couverture du journal *The Economist* à travers 12 pays durant le nouveau régime flottant. Ils trouvent que le test standard de PTM ne peut pas distinguer l'hypothèse alternative du menu des coûts. Leurs résultats sont conformes avec le comportement des prix issus de la conduite du menu des coûts, et suggèrent une forte violation de la loi du prix unique. Récemment, Haskel et Wolf (2001) utilisent les prix de transaction du détail pour des détaillants multinationaux afin d'examiner l'ampleur et la permanence des violations de la loi du prix unique. Bien qu'il y ait une faible évidence de convergence à travers le temps, Haskel et Wolf (2001) trouvent des déviations de 20 à 50 pourcent pour

des produits similaires. Selon ces auteurs, de telles différences pourrait être dû aux différences des coûts locaux. Dans ce cas, les prix relatifs des produits similaires (comme par exemple des miroirs ronde contre des miroirs carrés) doivent être égaux à travers les pays. En fait, les prix relatifs varient significativement pour les biens de grande similarité parmi un groupe de produit. En outre, les prix des produits similaires en terme d'une monnaie commune sont souvent différents, ce qui laisse à penser que les différences dans les coûts locaux de distribution, les impôts locaux et probablement les tarifs n'expliquent pas le modèle des prix, laissant la place à l'évaluation stratégique ou à d'autres facteurs ayant pour résultats des marges bénéficiaires variables, comme une alternative pour l'explication des divergences observées. Sarno et Taylor (2002) notent que l'échec du LOP peut aussi être expliqué par des facteurs institutionnels typiques à ce siècle, et que ces facteurs augmentent la persistance des déviations de la loi du prix unique. Cependant, Froot, Kim et Rogoff (1995), en utilisant des données des prix des grains et autres biens de laiterie en Angleterre et en Hollande pour une période de données, allant du quatorzième aux vingtième siècle, trouvent que la volatilité de la loi du prix unique était stable à travers toute la période, malgré l'existence de plusieurs changements de régime au sein de l'échantillon.

1.2.4. La non linéarité dans les déviations de la loi du prix unique

Parmi les explications possibles des violations de la loi du prix unique suggéré dans la littérature, les frais de transport, les tarifs et les barrières non tarifaires jouent

un rôle déterminant. Le Fond Monétaire International (IMF, 1994) estime l'écart causé par les coûts de transport, l'assurance, et les autres coûts de transactions à environ 10 pourcent. De plus, il trouve que cet écart varie fortement à travers les pays, et que la présence de composantes non échangeables significatives dans les indices des prix utilisés dans la littérature empirique peut induire des violations de la loi du prix unique. Même si l'indice des prix de gros (WPI) n'inclut que peu de composantes non échangeables relatives à l'indice des prix de consommation (CPI), il inclut toujours des composantes non échangeables significatives (comme par exemple les coûts du travail utilisé et l'assurances). De plus, même si les tarifs ont été considérablement réduit à travers le temps entre les grands pays industrialisés, les barrières non tarifaires restent toujours très significatives. Les gouvernements de plusieurs pays interviennent souvent dans le commerce à travers les frontières en utilisant des barrières non tarifaires différentes de celles employées à l'intérieur de leurs frontières (voir à ce propos Knetter (1994), Feenstra (1995), Rogoff (1996) et Feenstra & Kendall (1997)).

Les frictions dans l'arbitrage international ont des implications importantes. En particulier, ces frictions impliquent des non linéarités potentielles dans les déviations de la loi du prix unique. Selon Sarno et Taylor (2002), l'idée qu'il peut y avoir des non linéarités dans l'arbitrage des biens revient à Heckscher (1916), qui a suggéré qu'il peut y avoir des déviations significatives de la loi du prix unique causées par les coûts des transactions internationales entre les marchés géographiquement séparés. Un point de vue semblable existe chez Cassel (1922)

et Officer (1982). Récemment, un nombre d'auteurs ont développé des modèles théoriques de l'ajustement non linéaire du taux de change réel causé par les coûts de transaction issus de l'arbitrage international. Parmi ces auteurs, nous citons Benninga et Protopapadakis (1988), Williams et Wright (1991), Dumas (1992), et Sercu Uppal et Van Hulle (1995). Dans la plupart de ces modèles, les coûts de transport proportionnelles créent une bande dans le taux de change réel dans laquelle le coût marginal de l'arbitrage excède le profit marginal. Si on suppose un arbitrage instantané des biens aux bords de la bande, alors, dans ce cas, le seuil reflète les barrières.

Récemment, à la suite de la théorie de l'investissement dans l'incertain, plusieurs études (voir par exemple Dumas, 1992 ; Dixit, 1989 et Krugman, 1989) interprètent le seuil, non seulement en tant qu'un reflet intrinsèque des coûts de transport et des barrières du commerce, mais aussi comme un résultat des coûts perdus d'arbitrage international, ainsi qu'un résultat des tendances des commerçants d'attendre des opportunités d'arbitrage suffisamment large pour se manifester une fois entré sur le marché. O'Connell et Wei (1997) développent le modèle des coûts iceberg pour tenir compte des coûts d'arbitrage fixes aussi bien que les coûts proportionnelles. Par conséquent, on se trouve devant un modèle à deux seuils où le taux de change réel est remis par l'arbitrage à un seuil supérieur ou un seuil intérieur plus bas chaque fois qu'il franchit le seuil externe correspondant. Intuitivement, l'arbitrage devient fort une fois qu'il est assez profitable de l'emporter sur le coût fixe initial, et s'arrêtera avant que le taux réel revienne au niveau de la parité du pouvoir

d'achat à cause des coûts d'arbitrage proportionnels. Coleman (1995) suggère que l'hypothèse du commerce instantané devrait être remplacée par la présomption que l'embarquement ou le transport des marchandises prend du temps. Dans ce modèle, les coûts de transports créent encore une bande du taux de change réel sans arbitrage, mais le taux de change peut toujours s'écarter des seuils. Au-delà du seuil supérieur ou inférieur, le taux réel devient de plus en plus *mean-reverting*² avec la distance du seuil. Dans la bande des coûts de transaction, et quand il n'y a pas de commerce, le processus devient divergent de sorte que le taux de change reste la plupart du temps loin de sa parité.

L'évidence de l'effet des coûts de transactions a été soulevée aussi par Davutyan et Pippenger (1990). Récemment, Obstfeld et Taylor (1997) étudiaient la nature non linéaire du processus d'ajustement en terme d'un modèle autorégressif à seuil à transition brutale (TAR) (Tong, 1990). Le modèle TAR tient compte d'une bande des coûts de transactions dans laquelle aucun ajustement des déviations de la loi du prix unique ne peut avoir lieu (i.e. les déviations de la LOP se caractérisent par la présence des racines unitaires). Cependant, en dehors de cette bande, l'arbitrage des biens devient profitable, et le processus change brusquement pour devenir un processus autorégressif stationnaire. Selon Obstfeld et Taylor (1997), les modèles

²*Mean-reverting* veut dire que tous les chocs qui affect le processus sont transitoires. On note que si ces chocs transitoires ont des effets permanents (i.e la nouvelle valeur d'équilibre est différente de la valeur initiale), on se retrouve devant une situation d'*hystérèse* (voir Gocke, 2002).

TAR fonctionnent mieux avec l'utilisation des données désagrégées, et les estimations des seuils selon ces modèles correspondent aux estimations populaires grossières de l'ordre de grandeur des coûts de transports actuels.

Récemment, Sarno, Taylor et Chowdhury (2001) ont testé empiriquement la validité de la loi du prix unique en utilisant les données de cinq taux de change majeurs bilatéraux avec le dollar et neuf secteurs de marchandises pendant le nouveau régime flottant depuis le début des années 1970. Les auteurs trouvent, en utilisant un modèle à seuil à transition brutale, une forte évidence d'une non linéaire mean-reversion dans les déviations de la loi du prix unique avec une vitesse de convergence acceptable. Conformément aux arguments théoriques sur les marchés internationaux d'arbitrage des biens sous la contrainte des coûts de transaction, et compte tenu de la littérature empirique citée ci-dessus, les résultats de Sarno, Taylor et Chowdhury (2001) contribuent à la formation d'un consensus en faveur d'un changement discret de régime dans les déviations de la loi du prix unique et de la présence de coûts de transaction non nul à travers une large gamme de biens et de pays. Conformément aux résultats de Obstfeld et Taylor (1997), il s'avère que les coûts de transactions entre les marchés des États-Unis et celle du Japon sont inférieurs à ceux existant entre les États Unis et l'Europe. En générale, bien que le nombre de retard soit plus long qu'on pourrait le prévoir, l'ajustement vers la loi du prix unique reste toujours assez rapide. En outre, ces résultats suggèrent que les déviations de la loi du prix unique peuvent être délicates (en prenant un

nombre de retard supérieur à quatre), mais elles ne sont pas aussi persistantes comme le suggère une grande partie de littérature relative à cette question.

1.3. Étude empirique de la validité de la loi du prix unique dans les pays du Maghreb

Après avoir fait le tour de la littérature sur la loi du prix unique, nous testons, dans cette section, la validité de cette loi dans les pays du Maghreb (l'Algérie, le Maroc et la Tunisie), en utilisant les modèles à seuil à transition brutale (TAR). En particulier, nous utilisons la méthode de Caner & Hansen (2001) pour tester la stationnarité du taux de change réel issue de la loi du prix unique en utilisant les indices des prix de consommation.

1.3.1. Le modèle

Le modèle à seuil utilisé est le suivant :

$$(1.9) \quad \Delta y_t = \begin{cases} \theta'_1 x_{t-1} + e_{1t} & \text{si } z_{t-1} < \lambda \\ \theta'_2 x_{t-1} + e_{2t} & \text{si } z_{t-1} \geq \lambda \end{cases}$$

avec $t = 1, \dots, T$; $x_{t-1} = (y_{t-1} \ r'_t \ \Delta y_t \dots \Delta y_{t-k})'$; e_{1t} et e_{2t} sont deux bruits blanc i.i.d (identiquement indépendamment distribué) ; z_t est la variable swiching qui doit être stationnaire, d'où le choix de $z_t = y_t - y_{t-m}$ pour $m \geq 1$ (Caner et Hansen : 2001) ; r_t est un vecteur des composantes déterministes incluant un intercept et

peut être un trend linéaire; λ représente le seuil tel que $\lambda \in [\lambda_1, \lambda_2]$ avec $p(z_t \leq \lambda_1) = 0.15$ et $p(z_t \leq \lambda_2) = 0.85$ (Andrews : 1993) ; $\theta_1 = \begin{bmatrix} \rho_1 \\ \beta_1 \\ \alpha_1 \end{bmatrix}$; $\theta_2 = \begin{bmatrix} \rho_2 \\ \beta_2 \\ \alpha_2 \end{bmatrix}$; ρ_1 et ρ_2 sont des scalaires et représentent les coefficients des y_{t-1} dans les deux régimes ; β_1 et β_2 ont la même dimension que r_t et représentent les coefficients des composantes déterministes; α_1 et α_2 sont deux k-vecteurs et représentent les coefficients des $(\Delta y_t, \dots, \Delta y_{t-k})$ dans les deux régimes.

Pour l'estimation du modèle (1.9), nous utilisons la méthode de Hansen (1996) qui propose de calculer la variance des résidus pour chaque valeur possible du seuil en utilisant la méthode des moindres carrés. Nous retenons la valeur suivante du seuil qui minimise la variance des résidus :

$$(1.10) \quad \Delta y_t = \begin{cases} \tilde{\theta}_1(\lambda)x_{t-1} + \hat{e}_{1t}(\lambda) & \text{si } z_{t-1} < \lambda \\ \tilde{\theta}_2(\lambda)x_{t-1} + \hat{e}_{2t}(\lambda) & \text{si } z_{t-1} \geq \lambda \end{cases}$$

$$\hat{e}_t(\lambda) = \hat{e}_{1t}(\lambda) + \hat{e}_{2t}(\lambda) ; \hat{\sigma}^2(\lambda) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{e}_t^2(\lambda) ; \hat{\lambda} = \text{Min}_{\lambda} \hat{\sigma}^2(\lambda) ; \hat{\theta}_1 = \hat{\theta}_1(\hat{\lambda}) ; \hat{\theta}_2 = \hat{\theta}_2(\hat{\lambda}) ; \hat{e}_{1t} = \hat{e}_{1t}(\hat{\lambda}) ; \hat{e}_{2t} = \hat{e}_{2t}(\hat{\lambda}) .$$

On peut donc écrire le modèle comme suit :

$$(1.11) \quad \Delta y_t = \begin{cases} \tilde{\theta}_1 x_{t-1} + \hat{e}_{1t} & \text{si } z_{t-1} < \hat{\lambda} \\ \tilde{\theta}_2 x_{t-1} + \hat{e}_{2t} & \text{si } z_{t-1} \geq \hat{\lambda} \end{cases}$$

Hansen (2000) propose un intervalle de confiance pour le seuil λ , fondé sur le ratio de vraisemblance $\Gamma = \{\lambda : LR(\lambda) \leq c\}$ où $LR(\lambda) = T \frac{\hat{\sigma}^2(\lambda) - \hat{\sigma}^2(\hat{\lambda})}{\hat{\sigma}^2(\hat{\lambda})}$; C représente le niveau de confiance (par exemple: $C = 95\%$) et $c = c_\xi(C)$ est la valeur critique (au niveau C) tabulée par Hansen (2000) (on note que $LR(\lambda_0)$ est la statistique du ratio de vraisemblance du test de l'hypothèse $H_0 : \lambda = \lambda_0$).

Après l'estimation du modèle, nous pouvons effectuer les tests de l'effet du seuil (linéarité) et les tests de la stationnarité.

1.3.2. Le test de l'effet du seuil

Tester l'effet du seuil revient à tester l'hypothèse suivante :

$$H_0 : \theta_1 = \theta_2$$

Pour cela on utilise la statistique de Wald (W_t) et puisque cette statistique est une fonction décroissante de $\hat{\sigma}^2(\lambda)$ on peut l'écrire comme suit :

$$W_t = W_t(\hat{\lambda}) = \sup_{\lambda \in \Gamma} T \left(\frac{\sigma_0^2}{\hat{\sigma}^2(\lambda)} - 1 \right)$$

où σ_0^2 est la variance des résidus du modèle estimé sous l'hypothèse nulle (le modèle linéaire) et $\hat{\sigma}^2(\hat{\lambda})$ est la variance des résidus du modèle (1.10).

Hansen (1996) a étudié les propriétés asymptotiques de la statistique de Wald dans le cas où le seuil λ n'est pas identifié sous l'hypothèse nulle (dans ce cas le teste est non standard), et il a proposé une approximation à l'aide des simulations.

Caner et Hansen (2001) montrent que la présence de la non stationnarité dans les données change la distribution asymptotique du test de l'effet du seuil. Selon eux la distribution de statistique de Wald est généralement non pivotale et dépend des fonctions des paramètres de nuisances. Cette dépendance est très compliquée, ce qui nous amène à ne pas tabuler les valeurs critiques. Pour cela, Caner et Hansen (2001) proposent deux approximations bootstrap de la distribution asymptotique de la statistique de Wald. La première est basée sur une estimation sans contrainte. La deuxième est renforcée par la contrainte des racines unitaires.

1.3.3. Le teste de la stationnarité

Enders et Granger (1998) développent des valeurs critiques pour tester l'hypothèse des racines unitaires dans le cas d'un ajustement asymétrique (sous forme d'un modèle à seuil). Ils montrent que le test de Dickey-Fuller (1979) et tous ses extensions (comme par exemple celui de Philip Perron (1988)) ne représentent qu'un cas spécial de leur test (le cas d'un ajustement symétrique des paramètres). Selon eux les hypothèses à tester sont les suivantes:

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = 0$$

$$H_1 : \rho_1 < 0 \text{ et } \rho_2 < 0$$

Caner et Hansen (2001) proposent une troisième hypothèse à tester :

$$H_2 : \left[\begin{array}{c} \rho_1 < 0 \text{ et } \rho_2 = 0 \\ \text{ou} \\ \rho_1 = 0 \text{ et } \rho_2 < 0 \end{array} \right]$$

Dans le cas où H_0 est acceptée, y_t est intégré d'ordre 1 ($I(1)$). Mais dans le cas où on accepte H_2 alors le processus y_t a des racines unitaires dans un régime et stationnaire dans l'autre. Dans l'application, il est intéressant de distinguer entre les cas H_0 , H_1 , et H_2 .

Caner et Hansen (2001) proposent deux statistiques de Wald (R_{1t} et R_{2t}) pour tester l'hypothèse H_0 contre les hypothèses H_1 et H_2 :

$$R_{1t} = t_1^2 + t_2^2 \quad (\text{tester } H_0 \text{ contre l'alternative } \rho_1 \neq 0 \text{ ou } \rho_2 \neq 0).$$

$$R_{2t} = t_1^2 1_{(\hat{\rho}_1 < 0)} + t_2^2 1_{(\hat{\rho}_2 < 0)} \quad (\text{tester } H_0 \text{ contre l'alternative } \rho_1 < 0 \text{ ou } \rho_2 < 0).$$

où t_1 et t_2 sont des ratios de student de $\hat{\rho}_1$ et $\hat{\rho}_2$ de la régression par les moindres carrés du modèle (1.10). Les deux statistiques (R_{1t} et R_{2t}) peuvent justifier le rejet de l'hypothèse des racines unitaires, mais ne peuvent pas distinguer entre H_1 et H_2 . A cet effet, Caner et Hansen (2001) proposent d'examiner les statistiques individuelles t_1 et t_2 . Si seulement l'une de ces deux statistiques est significative alors on accepte H_2 .

Les statistiques R_{1t} et R_{2t} sont des fonctions continues de t_1 et t_2 . Par conséquent on peut les écrire sous la forme $R_t = R(t_1, t_2)$. Caner et Hansen (2001) suggèrent d'une part, que H_0 doit être rejetée pour une valeur significativement large de R_t , et pour déterminer cette significativité (calculer p -value) ils proposent une approximation Bootstrap de la distribution des testes sous l'hypothèse H_0 , et

montrent d'autre part que les distributions des statistiques R_t , t_1 , t_2 dépendent de la présence de l'effet du seuil. Pour cet effet, ils proposent deux approximations bootstrap pour calculer les p -value : un bootstrap avec la contrainte de l'effet du seuil (le cas où le seuil est identifié sous l'hypothèse H_0), et un bootstrap sans contrainte (le cas où le seuil n'est pas identifié sous l'hypothèse H_0). Puisque la sensibilité des taux de rejet aux paramètres de nuisance³, en utilisant un modèle linéaire sous l'hypothèse des racines unitaires, est très faible, ils recommandent d'utiliser seulement le bootstrap sans contrainte.

1.3.4. La description des données

Les données utilisées sont des données mensuelles des taux de change nominaux⁴ et des indices des prix de consommation des pays du Maghreb (l'Algérie, le Maroc et la Tunisie). Ces données sont rapportées de l'IFS (*International Financial Statistic*)

³Dans le cas des tests d'hypothèses simples, la densité de probabilité des observations est complètement connue sous chaque hypothèse, ce qui permet d'écrire le rapport de vraisemblance. Cependant, dans de nombreuses situations, la densité de probabilité sous chaque hypothèse dépend de paramètres qui ne sont pas connus, c'est-à-dire, il existe plusieurs densités de probabilité qui sont des candidates possibles pour décrire les observations sous au moins une des hypothèses. Par exemple, tester $H_0 : r = n$ contre $H_1 : r = s + n$, où n est une variable aléatoire de densité $p_n(N)$ connue et s est une constante déterministe inconnue. Si on admet que s est connu, les densités associées à chaque hypothèse dans ce cas sont : $p_r(R/H_0) = p_n(R)$ et $p_r(R/H_1, s) = p_n(R - s)$. Cependant s n'est pas connue, et donc on a un nombre infini de densités possibles de probabilité qui peuvent décrire les observations sous l'hypothèse H_1 . On dit alors que H_1 est une hypothèse composée, car on peut lui associer plusieurs densités, selon la valeur de s . Dans ces cas on appelle le paramètre inconnu s paramètre de nuisance.

⁴Les taux de change nominaux utilisés sont des taux de change bilatéraux (Dinar Algérien/Dirham ; Dinar Algérien/Dinar Tunisien ; Dinar Tunisien/Dirham) calculés à partir des taux de change nominaux de ces trois pays par rapport au dollar

couvrant les périodes: de janvier 1974 à décembre 2004 pour l'Algérie ; de juillet 1987 à décembre 2004 pour la Tunisie et de janvier 1974 à mai 2004 pour le Maroc.

Dans notre travail, nous testons la stationnarité du taux de change réel calculé comme suit :

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

q_t le taux de change réel sous la forme logarithmique⁵ ;

s_t le logarithme du taux de change nominal ;

p_t le logarithme de l'indice des prix de consommation du pays de base ;

p_t^* le logarithme de l'indice des prix de consommation du pays étranger.

Ainsi, nous avons trois séries de taux de change réel bilatéral à tester : un taux de change réel bilatéral entre l'Algérie et le Maroc entre la période de janvier 1974 à mai 2004; un deuxième entre l'Algérie et la Tunisie de juillet 1987 à décembre 2004 et un troisième entre le Maroc et la Tunisie de juillet 1987 à mai 2004. Cependant, dans les test, on utilise les périodes de janvier 1974 à mai 2003 pour le premier taux de change réel; de juillet 1987 à décembre 2003 pour le deuxième et de juillet 1987 à mai 2003 pour le troisième. Le reste de chaque période est utilisé pour les prévisions hors échantillon.

⁵On note que les variables sont exprimés en logarithme afin d'essayer d'éviter 'le paradoxe de Siegel' (Siegel, 1972) : l'espérance du marché du taux de change exprimé comme le prix domestique de la monnaie étrangère ne peut pas être égal à la valeur réciproque prévue du taux de change exprimé comme le prix étranger de la monnaie domestique.

Figure 1.1. le taux de change réel bilatéral DA/DH

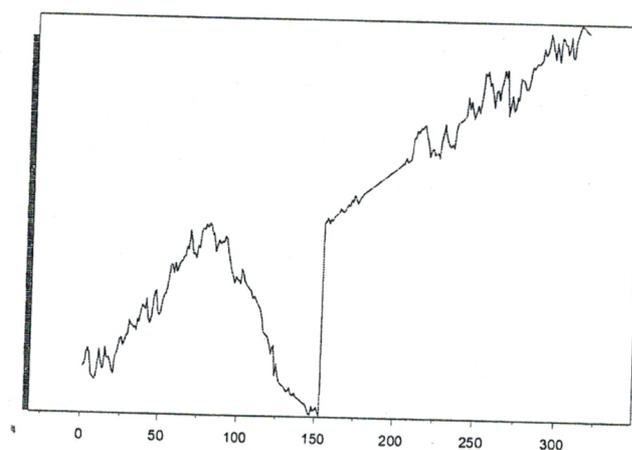
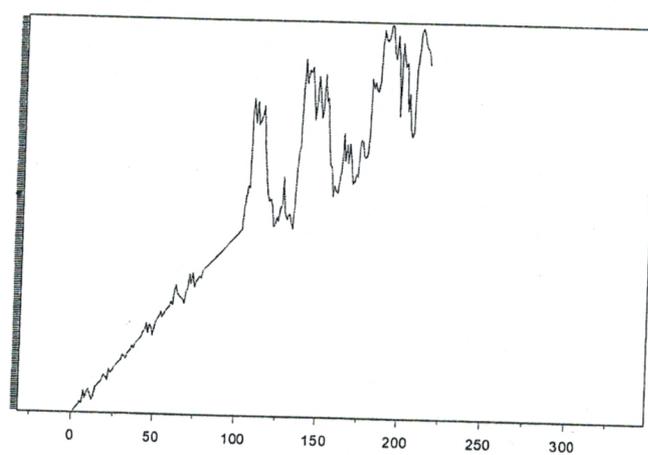
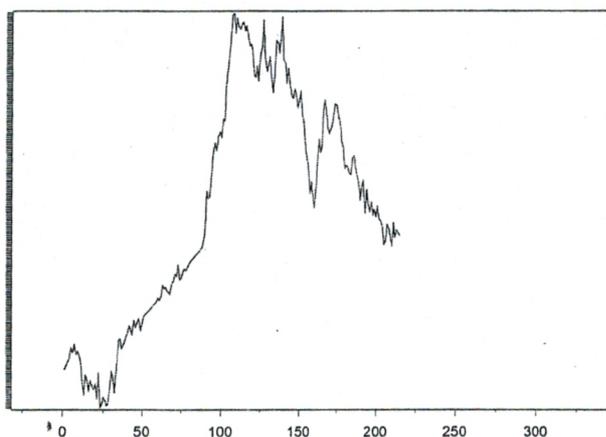


Figure 1.2. le taux de change réel bilatéral DA/DT



1.4.

Figure 1.3. le taux de change réel bilatéral DH/DT



Les résultats

1.4.1. Les résultats des tests des racines unitaires

Le travail empirique commence par le test conventionnel de Dickey Fuller Augmenté (ADF) pour les trois taux de change réel bilatéral (DA/DH, DA/DT, DH/DT).

Les résultats sont obtenus à partir d'une régression ADF avec constante pour les taux de change réel DA/DH et DA/DT, et une régression ADF sans constante pour le taux de change réel DT/DH. Le nombre de retard de ces régressions ADF est déterminé à l'aide du critère d'Akaike modifié (MAIC) proposé par Ng et Perron (2001).

Tableau[1] : Les résultats des tests ADF

	Lag : MAIC	ADF	ρ_1	<i>Half-life</i> ⁶
DA/DH	8	-2.831615 [0.0549]	-0.210624 (0.074383)	2.9306998/ ∞
DA/DT	5	-1.751252 [0.43035]	-0.104722 (0.059799)	∞
DH/DT	12	0.734806 [0.8725]	0.005187 (0.007059)	∞

Les valeurs entre parenthèses et crochets sont respectivement les écarts type et les probabilités.

Les résultats reportés dans le tableaux [1], montrent bien, à l'exception du taux de change réel DA/DH, que nous n'avons pas pu rejeter l'hypothèse des racines unitaires aux niveaux de 1%, 5% et 10%. Pour le taux de change réel DA/DH, l'hypothèse des racines unitaires est rejetée pour un seuil de 5.49%. De ce fait, l'hypothèse de la loi du prix unique est rejetée pour les taux de change DA/DT, DH/DT. Cependant, elle est acceptée pour la taux de change DA/DH avec un half-life de trois mois.

Pour s'assurer qu'il n'y a pas de points de changement structurel dans ces régressions ADF, nous avons choisi d'effectuer le test de stabilité des coefficients de Chow (1960). Les résultats de ce test sont présentés dans le tableau [2]. D'après ces résultats, les régressions ADF sont stables à travers toute la période d'étude.

⁶Le *Half-life* est défini comme le nombre des mois pour que les déviations s'abaissent de manière permanente au dessous de 50% en réponse à une unité de choc dans les niveaux des séries. le *Half-life* est calculé comme suit: $\ln(0.5)/\ln(1 + \rho_1)$.

Tableau[2] : Les résultats du test de Show

	F-statistic	Log likelihood ratio
DA/DH	1.615703 [0.10093]	16.75673 [0.079923]
DA/DT	1.066243 [0.387012]	7.875185 [0.343729]
DH/DT	1.56022 [0.122777]	16.72158 [0.080756]

Les valeurs entre crochets sont des probabilités.

Cependant, beaucoup d'études ont montré que le test ADF souffre d'une faible puissance (Maddala et Wu, 1999 et Hadri, 2000) et nécessite l'utilisation des échantillons de très grande taille ou des données de panel. D'autres auteurs (Frankel, 1986 & 1990 ; Lothian, 1986 ; Froot & Rogoff, 1995 et Lothian & Taylor, 1996 & 1997) notent que les taux de change réel souffrent d'une faible puissance pour rejeter l'hypothèse de l'instabilité lors de l'utilisations des données du nouveau régime de change flottant.

De plus, plusieurs études (Dumas, 1994 ; Michael & Nobay & Peel, 1997 ; Taylor & Peel & Sarno, 2001 ; Obstfeld & Taylor, 1997) montrent que le comportement du taux de change réel n'est pas linéaire.

De ce fait, nous avons choisi de tester la linéarité des régressions ADF des taux de change réel, et de prendre en considération l'aspect de non linéarité, s'il existe, dans les tests des racines unitaires.

1.4.2. Les résultats des tests de linéarité

Pour tester la linéarité des régressions ADF, nous avons choisi d'utiliser deux tests différents. Le premier test est celui de Ramsey (1969) dit RESET. Le deuxième est celui de BDLS développé par Brock & Dechert & Sheinkman & LeBaron (1996). A noter que ces deux tests n'imposent pas de types particuliers de non linéarité. Les résultats du test BDLS sont reportés dans le tableau [3].

Tableau[3] : les résultats du test BDLS

m	RER (Algérie / Maroc)		RER (Algérie / Tunisie)		RER (Maroc / Tunisie)	
	BDLS	Bootstrap	BDLS	Bootstrap	BDLS	Bootstrap
2	0.0422	[0.0000]	0.091215	[0.0000]	0.100655	[0.0000]
3	0.0766	[0.0000]	0.156817	[0.0000]	0.162653	[0.0000]
4	0.0970	[0.0000]	0.194222	[0.0000]	0.222476	[0.0000]
5	0.1033	[0.0000]	0.215996	[0.0000]	0.257832	[0.0000]
6	0.1077	[0.0000]	0.228059	[0.0000]	0.268719	[0.0000]

Les valeurs entre crochets sont des *p-value* calculées en utilisant 10000 simulations bootstrap.

Ces résultats montrent l'existence d'une forte non linéarité dans les résidus des régressions ADF pour les trois taux de change réel (tous les *p-value* tendent vers zéro).

Par contre, les résultats du test RESET reporté dans le tableau [4], montrent que les régressions ADF sont linéaires pour les trois taux de change réel.

Tableau[4] : les résultats du test RESET

	Nb retard: MAIC	F-statistic	Log likelihood ratio
DA/DH	8	0.256195 [0.61309]	0.264789 [0.606849]
DA/DT	5	0.014538 [0.904166]	0.015194 [0.901897]
DH/DT	12	0.087326 [0.767983]	0.094847 [0.758103]

Les valeurs entre crochets sont des probabilités (p-value).

Pour remédier au problème de contradiction entre ces deux tests, nous utilisons le test de Wald proposé par Caner et Hansen (2001), et qui va nous permettre de tester un type particulier de non linéarité : les modèles TAR.

1.4.3. Les résultats du test de l'effet du seuil

Le test de Wald test l'hypothèse nulle de linéarité contre l'hypothèse alternative d'un modèle TAR. Les résultats du test sont présentés dans le tableau [5].

Les nombres de retard d sont déterminés de façon à minimiser la variance résiduelle du modèle TAR.

Tableau[5] : résultat du test de Wald

	d	Wald	p-value	BCV		
				10%	5%	1%
DA/DH	8	37.1	0.0381	32.4	35.9	44.2
DA/DT	3	48.7	0.0188	35.6	41	54.6
DH/DT	4	38.7	0.0553	34.9	39.5	49.2

Les p-value sont calculé à la base de 10000 réplifications. BCV : valeur critique du bootstrap.

Les p-value montrent que les trois taux de change réel sont non linéaires pour des seuils différents (3.81% pour DA/DH, 1.88% pour DA/DT, et 5.53% pour DH/DT). Donc, le comportement de ces trois taux de change réel suit un modèle TAR, ce qui implique que les tests ADF sont mal spécifiés.

Les résultats des tests des racines unitaires dans les modèles TAR sont présentés dans le tableau [6]. La première colonne présente le nombre de retard qui est déjà déterminé dans le test de Wald. Dans la deuxième colonne on trouve les bootstrap p-value des statistiques t_1 et t_2 utilisés pour tester H_0 contre H_2 . Ces p-value sont obtenus en utilisant 10000 simulations bootstrap.

Les bootstrap p-value des statistiques t_1 et t_2 montrent que ρ_1 et ρ_2 dans le cas du taux de change DH/DT, sont tous les deux significativement nuls, par conséquent nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse des racines unitaires (les deux régimes sont très persistents et suivent une marche aux hasard).

Pour le taux de change DA/DT, les p-value de t_1 et t_2 montre que ρ_1 est significativement différent de zéro, tandis que ρ_2 est significativement égal à zéro, ce qui veut dire que le régime intérieur est stationnaire, mais le régime extérieur est très persistant et suit une marche aux hasard.

Le même résultat est trouvé pour le taux de change DA/DH, sauf que c'est le régime extérieur qui est stationnaire, tandis que le régime intérieur est très persistant et suit une marche aux hasard.

Ainsi, à l'exception du taux de change DH/DT qui est très persistant et suit une marche aux hasard dans les deux régimes, les deux autres taux de change se caractérisent par des racines unitaire partielles (i.e. stationnaire dans un régime et non stationnaire dans l'autre).

Tableau[6] : résultat du test des racines unitaires (TAR)

		DA/DH	DA/DT	DA/DH
d		8	3	4
t_1	Extérieur	[0.867]	[0.0087]	[0.624]
t_2	Intérieur	[0.0779]	[0.752]	[0.204]
les tests des racines	R_{1t}	[0.202]	[0.0253]	[0.414]
unitaires	R_{2t}	[0.219]	[0.0281]	[0.450]
le seuil	λ	0.0380	-2.27	0.0369
%	Extérieur	65.9	18.4	72.5
%	Intérieur	34.1	81.6	27.5
β_1	Extérieur	0.723(1.98)	8.30(4.25)	1.47(1.94)
β_2	Intérieur	8.11(3.21)	2.40(1.54)	3.75(3.47)
ρ_1	Extérieur	-0.0293(0.0926)	-0.450(0.203)	-0.0671(0.101)
ρ_2	Intérieur	-0.388(0.149)	-0.115(0.0711)	-0.361(0.181)
<i>Half-life</i>	Extérieur	∞	1.1594250	∞
<i>Half-life</i>	Intérieur	1.4116389	∞	∞

Extérieur et intérieur sont les régimes. *p-value* sont calculé à la base de 10000 réplifications.

On trouve aussi dans le tableau [6] les résultats de R_{1t} et R_{2t} qui montrent que, à l'exception du taux de change réel DA/DT qui se caractérise par des racines unitaires partielles, nous n'avons pas pu rejeter l'hypothèse des racines unitaires. Mais puisque R_{1t} ne distingue pas entre H_1 et H_2 , nous nous intéresserons plus aux résultats de R_{2t} , t_1 et t_2 .

De plus, la variable switching dans notre modèle est stationnaire, ce qui fait que le processus reste infiniment dans chaque régime, souvent dans les limites (Bec, Ben Salem et MacDonald, 2002). En conséquence, quand le taux de change réel est mean-reverting dans au moins un régime, le processus entier peut être vu comme stationnaire. Donc, vu les statistiques R_{2t} , t_1 et t_2 , nous pouvons conclure que les taux de change réel DA/DH et DA/DT peuvent être vu comme stationnaires.

D'autres résultats apparaissent aussi dans le tableau (6), comme par exemple la valeur du seuil, des constantes, de ρ_1 et ρ_2 et le half-life⁷ de chaque taux de change réel. Par exemple, le taux de change DA/DT est un modèle TAR avec un seuil de -2.27 et 18.6% d'observations aux régime extérieur (qui est stationnaire avec $\rho_1 = -0.45$ et un half-life de 1.159 mois), 81.6% d'observations aux régime intérieur (qui suit une marche aux hasard). Donc, ce taux de change est stationnaire avec une très grande persistance puisque la plus grande partie des observations se trouve dans le régime qui a des racines unitaires. Cette persistance et le fait que ce taux de change suit un modèle TAR peut expliquer le biais du test ADF des racine unitaires (Sekkioua, 2004).

1.4.4. Les prévisions hors échantillon (modèle linéaire vs modèle TAR)

La dernière étape des tests consiste à comparer le pouvoir prédictif du modèle linéaire contre celui du modèle TAR. En utilisant les mêmes modèles estimés si

⁷Le half-life est défini comme le nombre des mois pour que les déviations s'abaissent de manière permanente au dessous de 50% en réponse à une unité de choc dans les niveaux des séries.

dessus, nous procédons à une simulation du modèle TAR ainsi que le modèle linéaire sur la période laissée pour les prévisions avec des étapes de 1, 3, 6, 9 et 12 mois. La comparaison entre ces deux modèles se fait à l'aide de la statistique RMSE. La valeur la plus faible de RMSE indique une meilleure performance du pouvoir prédictif. Les résultats des prévisions hors échantillon sont présentés dans le tableau [7].

Tableau[7] : les prévisions hors échantillons (TAR vs linéaire modèle)

Linéaire RMSE					
Horizon	1	3	6	9	12
DA/DH	1.45059	1.03768	1.69882	1.38997	2.05830
DA/DT	1.37449	2.08433	1.55085	2.25149	2.92415
DH/DT	0.63362	2.12229	1.74013	1.52078	1.33915
TAR RMSE					
Horizon	1	3	6	9	12
DA/DH	1.45059	1.549149	1.14719	1.31052	1.389479
DA/DT	1.013626	1.996119	1.46523	1.62947	2.456361
DH/DT	2.031927	3.072135	2.74736	2.46023	2.33836

RMSE : Root mean square error.

La comparaison entre les RMSE du modèle linéaire et le modèle non linéaire montre que, dans le cas du taux de change réel DA/DT, le pouvoir prédictif du

modèle TAR et meilleur que celui du modèle linéaire dans tous les étapes. Cependant, dans le cas du taux de change réel DH/DT , le modèle linéaire est meilleur que le modèle TAR. Dans le cas du taux de change réel DA/DH , la performance du modèle TAR est meilleur dans 66% des étapes (6, 9 et 12).

D'après ces résultats, il apparaît que la performance des modèles TAR est supérieure à celle des modèles linéaires, et que les modèles TAR sont plus exactes et plus appropriés pour modéliser les déviations de la loi du prix unique. Cependant, la faible performance du modèle TAR remarqué dans le taux de change réel DH/DT peut être expliquée par le fait que la période utilisée dans les prévisions se caractérise par une tendance linéaire (Van Dijk, Terasvirta et Franses, 2001 et Sekkioua, 2004).

1.5. Conclusion

Les résultats de l'étude empirique se résument dans les points suivants :

- L'utilisation du test ADF confirme que la loi du prix unique n'est pas acceptée entre l'Algérie et la Tunisie et le Maroc et la Tunisie. Cependant, cette loi est acceptée entre l'Algérie et le Maroc avec un half-life de trois mois.
- L'utilisation du test BDLS montre l'existence d'une non linéarité dans les résidus des régressions ADF. Par contre, le test RESET montre que les régressions ADF sont linéaires pour les trois taux de change réel. Pour résoudre le problème de contradiction entre ces deux tests, nous avons utilisé le test de Wald proposé par Caner & Hansen (2001), et qui a montré que les trois taux de change réel sont

non linéaires pour différents seuils (3.81% pour DA/DH, 1.88% pour DA/DT et 5.53 pour DH/DT). Donc, les trois taux de change suivent un modèle TAR, ce qui implique que les tests ADF sont mal spécifiés.

- Les tests de stationnarité sous les modèles TAR montrent que le taux de change réel DH/DT est très persistant et suit une marche aux hasard, tandis que les deux autres taux de change réel se caractérisent par des racines unitaires partielles. Autrement dit, la loi du prix unique est rejetée entre le Maroc et la Tunisie. Cependant, elle est acceptée entre l'Algérie et le Maroc, et l'Algérie et la Tunisie.

- Finalement, la comparaison entre le pouvoir prédictif du modèle linéaire et celui du modèle TAR montre que le modèle TAR est plus performant que le modèle linéaire dans le cas des taux de change réel DA/DT et DA/DH, tandis que le modèle linéaire est meilleur dans le cas du taux de change réel DH/DT.

Il apparaît que les modèles TAR sont plus performants que les modèles linéaires pour modéliser les déviations de la loi du prix unique entre les pays du maghreb. De plus l'utilisation de ces modèles peut conduire à l'acceptation de cette loi entre ces pays. Cependant, le rejet de cette loi dans le cas du taux de change réel entre le Maroc et la Tunisie peut avoir plusieurs explications. Une explication possible est celle de l'effet de frontière. En effet, la distance géographique entre le Maroc et la Tunisie est plus grande que celle entre ces deux pays avec l'Algérie. On retrouve la même explication chez Cuddington et Liang (2000) qui expliquent le fait que la parité du pouvoir d'achat est acceptée entre le Franc et la Livre, tandis qu'elle est

rejeté entre le Dollar et la Livre, par le fait que la distance géographique entre les Etats-Unis et l'Europe est beaucoup plus grande que celle entre la Grande Bretagne et la France. Cependant, l'effet de distance peut être diminué à travers le temps en raison des améliorations dans les technologies de transport et de communications. Ceci nous amène à penser que d'autres recherches sont nécessaires pour pouvoir expliquer ces résultats.

BIBLIOGRAPHIE

- [1] Andrews, D. (1993), "Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point", *Econometrica*, 61 (4), 821-856.
- [2] Balassa Bela (1964), "The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal", *Journal of Political Economy*, December, 72, (6), pp. 584-96.
- [3] Bec, F., M. Ben Salem, & R. MacDonald (2002), "Real exchange rates and real interest rates: A nonlinear perspective", CREST-ENSAE.
- [4] Benninga, S. & A.A. Protopapadakis (1988), "The equilibrium pricing of exchange rates and assets when trade takes time", *Journal of International Economics*, Vol. 7, 129-49.
- [5] Brock, W., D. Dechert, J. Sheinkman, & B. LeBaron (1996), "A test for independence based on the correlation dimension", *Econometric Reviews*, 15, 197-235.
- [6] Bui, N. & J. Pippenger (1990), "Commodity prices, exchange rates and their relative volatility", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 9, 3-20.
- [7] Çaner, M., & B.E. Hansen (2001), "Threshold autoregression with a unit root", *Econometrica*, 69, 1555-1596.
- [8] Cassel, G. (1922), *Money and foreign exchange after 1914*, Constable, London.
- [9] Chen, Z., & P.J. Knez (1995), "Measurement of market integration and arbitrage", *Review of Financial Studies*, Vol. 8, 287-325.
- [10] Chow G. (1960), "tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions", *Econometrica* 20 (3), pp. 591-605.

- [11] Coleman, A.M.G. (1995), "Arbitrage, Storage and the Law of One Price: New Theory for the Time Series Analysis of an Old Problem", *Discussion Paper*, Department of Economics, Princeton University.
- [12] Cuddington, J.T., & H. Liang (2000), "Purchasing power parity over two centuries", *Journal of international money and finance*, 19, 753-757.
- [13] Davutyan, N., & J. Pippenger (1990), "Testing Purchasing Power Parity: Some Evidence of the Effects of Transactions Costs", *Econometric Reviews*, Vol. 9, 211-40.
- [14] Dickey D.A., & W.A. Fuller (1979), "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root", *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp. 427-31.
- [15] Dixit, A.K. (1989), "Hysteresis, Import Penetration and Exchange Rate Pass-Through", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 104, 205-28.
- [16] Dornbusch, R. (1987), "Purchasing Power Parity", in J. Eatwell, M. Milgate, and P. Newman, eds., *The New Palgrave: A Dictionary of Economics* (London: Macmillan), 1075-85.
- [17] Dumas, B. (1992), "Dynamic Equilibrium and the Real Exchange Rate in Spatially Separated World", *Review of Financial Studies*, Vol. 5, 153-80.
- [18] Dumas, B. (1994), "Partial Equilibrium Versus General Equilibrium Models of the International Capital Market", in F. Van Der Ploeg, ed., *The Handbook of International Macroeconomics* (Oxford: Blackwell).
- [19] Dumas, B., L.P. Jennergren, & B. Naslund (1995), "Siegel's Paradox and the Pricing of Currency Options", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 14, 213-23.
- [20] Enders, W., & C.W.J. Granger (1998), "Unit-Root Tests and Asymmetric Adjustment With an Example Using the Term Structure of Interest Rates", *Journal of Business and Economic Statistics* 16, 304 - 11.
- [21] Engel, C. (1993), "Real exchange rates and relative prices: An empirical investigation", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 32, 35-50.

- [22] Engel, C., and J.H. Rodgers (1996) "How wide is the border," *American Economic Review*, Vol. 86, 1112-25.
- [23] Feenstra, R.C. (1995), "Exact Hedonic Price Indexes", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 77, 634-53.
- [24] Feenstra, R.C., & J.D. Kendall (1997), "Pass-Through of Exchange Rates and Purchasing Power Parity", *Journal of International Economics*, Vol. 43, 237-61.
- [25] Frankel, J.A. (1986), "International Capital Mobility and Crowding Out in the U.S. Economy: Imperfect Integration of Financial Markets or Goods Markets?", in R.W. Hafer, ed., *How Open Is the U.S. Economy?* (Lexington, Massachusetts: Lexington Books).
- [26] Frankel, J.A. (1990), "Zen and the Art of Modern Macroeconomics: The Search for Perfect Nothingness", in W. Haraf, and T. Willett, eds., *Monetary Policy for a Volatile Global Economy* (Washington, D.C.: American Enterprise Institute).
- [27] Fraser, P., M.P. Taylor, & A. Webster (1991), "An empirical examination of long-run purchasing power parity as theory of international commodity arbitrage", *Applied Economics*, Vol. 23, 1749-59.
- [28] Froot, K.A., & P.D. Klemperer (1989), "Exchange Rate Pass-Through When Market Share Matters", *American Economic Review*, Vol. 79, pp. 637-54.
- [29] Froot, K.A., and K. Rogoff (1995), "Perspectives on PPP and long-run real exchange rates", in G.M. Grossman, K. Rogoff (eds.) *Handbook of International Economics*, Elsevier, Vol. 3, 1647-88.
- [30] Froot, K.A., M. Kim, & K. Rogoff (1995), "The Law of One Price Over 700 Years", *NBER Working Paper* 5132 (Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research).
- [31] Ghosh, A.R., & H.C. Wolf (1994), "Pricing in International Markets: Lessons from The Economist", *NBER Working Paper* 4806 (Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research).

- [32] Giovannini, A. (1988), "Exchange rate and traded goods prices", *Journal of International Economics*, Vol. 24, 45-68.
- [33] Gocke, M. (2002), "Various concepts of hysteresis applied in economics", *Journal of Economic Survey*, 123-124.
- [34] Goodwin, B.K. (1992), "Multivariate cointegration tests and the law of one price in international wheat markets", *Review of Agricultural Economics*, Vol. 14, 117-24.
- [35] Goodwin, B.K., T. Grennes, & M.K. Wohlgenant (1990), "Testing the law of one price when trade takes time", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 9, 21-40.
- [36] Hadri, K. (2000), "Testing for stationarity in heterogeneous panel data", *Econometrics Journal*, 3, 148-161.
- [37] Hansen, B.E. (1996), "Estimation of TAR Models", *Boston College Working Papers in Economics* 325, Boston College Department of Economics.
- [38] Hansen, B.E. (2000), "Sample Splitting and Threshold Estimation", *Econometric Society*, vol. 68(3), 575-604.
- [39] Haskel, J., & H.C. Wolf (2001), "The Law of One Price—A Case Study", *NBER Working Paper* 8112 (Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research).
- [40] Heckscher, E.F. (1916), "Vaxelkursens Grundval vid Pappersmyntfot", *Ekono-misk Tidskrift*, Vol.18, 309-12.
- [41] Herguera, I. (1994), "Exchange rate uncertainty, Market structure, and the pass-through relationship", *Economic Notes*, Vol. 23, 292-307.
- [42] Isard, P. (1977), "How far can we push the 'Law of One Price'?", *American Economic Review*, Vol. 67, 942-48.
- [43] Kasa, K. (1992), "Adjustment Costs and Pricing-to-Market: Theory and Evidence", *Journal of International Economics*, Vol. 32, 1-30.
- [44] Keynes, J.M. (1932), *Essays in persuasion*, New York:

- [45] Knetter, M.M. (1989), "Price discrimination by U.S. and German exporters", *American Economic Review*, Vol. 79, 198-210.
- [46] Knetter, M.M. (1993), "International comparisons of Price-to-Market behaviour", *American Economic Review*, Vol. 83, 473-86.
- [47] Knetter, M.M. (1994), "Did the Strong Dollar Increase Competition in U.S. Product Markets?", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 76, pp. 192-95.
- [48] Krugman, P.R. (1987), "Pricing to market when the exchange rate changes", in S.W. Arndt and J.D. Richardson, eds., *Real-Financial Linkages Among Open Economies* (Cambridge, Massachusetts: MIT Press), 49-70.
- [49] Lothian, J.R. (1986), "Real Dollar Exchange Rates under the Bretton-Woods and Floating-Rate Systems", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 5, 429-48.
- [50] Lothian, J.R., & M.P. Taylor (1996), "Real Exchange Rate Behavior: The Recent Float from the Perspective of the Past Two Centuries", *Journal of Political Economy*, Vol. 104, pp. 488-510.
- [51] Lothian, J.R., & M.P. Taylor (1997), "Real Exchange Rate behavior: The Problem of Power and Sample Size", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 16, pp. 945-54.
- [52] Maddala, G.S., & S. Wu (1999), "A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Special Issue, 61, 631-651.
- [53] Marston, R.C. (1990), "Pricing to Market in Japanese Manufacturing", *Journal of International Economics*, Vol. 29, pp. 217-36.
- [54] Michael, P., A.R. Nobay, & D.A. Peel (1997), "Transaction costs and nonlinear adjustment in real exchange rates: An empirical investigation", *Journal of Political Economy*, Vol. 105, 862-79.
- [55] Ng, S., & P. Perron (2001), "Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power", *Econometrica*, 69, 1519-1554.

- [56] O'Connell, P., & S.-J. Wei (1997), "The Bigger They Are, The Harder They Fall: How Price Differences Between U.S. Cities are Arbitraged", *NBER Working Paper* 6089 (Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research).
- [57] Obstfeld, M., & A.M. Taylor (1997), "Nonlinear Aspects of Goods-Market Arbitrage and Adjustment: Heckscher's Commodity Points Revisited", *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 11, 441-79.
- [58] Officer Lawrence H. (1982), *Purchasing power parity and exchange rates: Theory, evidence and relevance*, Greenwich, CT: JAI press.
- [59] Parsley, D.C., S.J. Wei (1996), "Convergence to the law of one price without trade barriers or currency fluctuations", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 111, 1211-36.
- [60] Phillips, P.C.B., & P. Perron (1988), "Testing for a unit root in time series regression", *Biometrika*, 75 (2), 335- 346.
- [61] Ramsey, J.B. (1969), "Tests for specification errors in classical linear least squares regression analysis", *Journal of the Royal Statistical Society*, 31, 350-371.
- [62] Rangan, S., & R.Z. Lawrence (1993), "The Responses of U.S. Firms to Exchange Rate Fluctuations: Piercing the Corporate Veil", *Brookings Papers on Economic Activity*, 341-69.
- [63] Richardson, J.D. (1978), "Some empirical evidence on commodity arbitrage and the law of one price", *Journal of International Economies*, Vol. 8, 341-51.
- [64] Rogers, J.H., & M. Jenkins (1995), "Haircuts or hysteresis? Sources of movements in real exchange rates", *Journal of International Economies*, Vol. 8, 341-51.
- [65] Rogoff, K. (1996), "The purchasing power parity puzzle", *Journal of Economic Literature*, vol.34 (2) June: 647-68.
- [66] Samuelson Paul, A. (1964), "Theoretical notes on trade problems", *Review of Economics and Statistics*, May, 46 (2), 145-54.

- [67] Sarno, L. and M.P. Taylor (2002), "Purchasing power parity and the real exchange rate", *IMF Staff Papers*, vol.49 (1): 65-105.
- [68] Sarno, L., M. P. Taylor, & I. Chowdhury (2001), "Nonlinear Dynamics in Deviations from the Law of One Price: A Broad-Based Empirical Study", *Journal of Money, Credit, and Banking*, forthcoming.
- [69] Sekkioua, H.S. (2004), "Nonlinear adjustment in the forward premium: evidence from a threshold unit root test", *International Review of Economics and Finance*, Forthcoming.
- [70] Sercu, P., R. Uppal, & C. Van Hulle (1995), "The Exchange Rate in the Presence of Transactions Costs: Implications for Tests of Purchasing Power Parity", *Journal of Finance*, Vol. 50, 1309-19.
- [71] Siegel, J. J. (1972), "Risk, Interest rates and the Forward exchange", *Quarterly Journal of Economics*, 303-309.
- [72] Summers, R. & A. Heston (1991), "The Penn World Table (Mark 5): An expanded Set of International Comparisons, 1950-1988", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, 327-68.
- [73] Taylor, M.P., D.A. Peel, & L. Sarno (2001), "Nonlinear mean-reversion in real exchange rates: Toward a solution to the purchasing power parity puzzles", *International Economic Review*, Vol. 42, N°4, 1015-1042.
- [74] Tong, H. (1990), *Nonlinear Time Series: A Dynamical System Approach* (Oxford: Clarendon Press).
- [75] Van Dijk, D.V., T. Tersvirta, & P.H. Franses (2001), "Smooth transition autoregressive models: A survey of recent developments", *SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance*, No. 380.
- [76] Williams, J.C., & B.D. Wright (1991), *Storage and Commodity Markets* (Cambridge, England: Cambridge University Press).
PPP et taux de change réel

CHAPITRE 2

PPP et taux de change réel

2.1. Les origines de la parité du pouvoir d'achat

Le concept de la parité du pouvoir d'achat (PPP) et les relations entre taux de change et prix, ont été discutés depuis le XVIème siècle par les érudits de l'école de Salamanque (Officer 1982, Rogoff 1996, Lothian 1997a, Sarno et Taylor 2002, Taylor 2006). C'est ainsi que Taylor (2006) affirme que le développement du concept du parité du pouvoir d'achat dans cette période est dû à la rencontre de trois paramètres fondamentaux. En premier lieu, l'école Salamanque était l'une des premiers lieux de savoir de l'époque ; en outre, connu par la présence de plusieurs érudits et connaisseurs des lois qui régissent tous les marchés de l'empire Espagnol. En second lieu, cette période est caractérisée par une persistance du phénomène inflationniste nommée par *grande inflation*. Le troisième paramètre fut la présence d'une loi orthodoxe et rigide où l'église catholique a essayé d'appliquer l'interdiction formelle de l'usure au sein de l'Empire.

Pendant le premier quart du XVIème siècle, l'Espagne a commencé sa grande expansion dans le continent Américain. Et vers la moitié du siècle, elle a contrôlé la plupart du sud de continent, le centre, la péninsule de Floride et l'île de Cuba. Ce nouvel empire a procuré à l'Espagne, d'une part une grande puissance et un

prestige, et d'autre part une énorme richesse venant des trésors des anciens empires, Aztèque du Mexique et Inca du Pérou, et essentiellement des découvertes des mines d'or et d'argent dans le nouveau monde, exploités avec les travailleurs esclaves des nations conquérées. L'effet économique le plus important des grands flux de métaux précieux vers l'Espagne se concrétisait par un niveau très élevé d'inflation¹ qui sera connu en tant que *grande inflation*, ainsi qu'une mauvaise situation de la balance commerciale (puisque l'Espagne importe les biens du reste de l'Europe, l'augmentation des prix doit toucher tout le continent, bien qu'elle ne soit remarquée qu'en Espagne).

Si par exemple, un crédit se fait en monnaie Française, et sera remboursé dans un délai d'une année en monnaie Espagnole, alors il est parfaitement raisonnable de s'attendre à ce que la somme rendue en monnaie Espagnole sera plus grande que celle équivalente à la somme initial du crédit (en monnaie Française), pour tenir compte de la chute dans le pouvoir d'achat de la monnaie Espagnole durant l'année. Ainsi, l'intérêt sur le crédit peut être déguisé en mouvement dans le pouvoir d'achat relatif, sans enfreindre les lois anti-usures de l'église catholique².

¹Le rapport entre inflation et augmentation de l'offre de monnaie (les précurseur de la théorie quantitative de monnaie) était lui aussi retracer au début par les érudits de Salamanca (Lothian, 1997a), bien que leur perspicacité essentielle, était simplement d'observer les variations relative dans le pouvoir d'achat entre deux monnaie avec différent taux d'inflation (Grice-Hutchison, 1952).

²à ce sujet, Domingo de Banez écrit en 1594 : "... *one party may lawfully agree to repay a large sum to another, corresponding to the amount required to buy the same parcel of goods that the latter might have bought if he had not delivered his money in exchange.*" (Sarno & Taylor, 2002).

C'est dans ce contexte que le concept de la parité du pouvoir d'achat naquit (Taylor : 2006).

Durant le XIXème siècle, les économistes classiques (Ricardo, 1821 et Wheatley 1803, 1807 et 1822) ont contribué au développement de la théorie de la parité du pouvoir d'achat. Ils considéraient la PPP comme une extension de la théorie quantitative de la monnaie vers une économie ouverte (Frenkel, 1978). Or, les disciples de l'école classique ignoraient largement l'influence des prix relatifs sur le taux de change et vice versa. C'est ainsi que Taylor (2006) confirme que l'idée de PPP était en train de disparaître des débats académiques et politiques à partir du début du XIXème siècle. De son côté, Einzig (1967) fait remarquer que la disparition du concept de parité du pouvoir d'achat se faisait sentir graduellement jusqu'à 1914 où le concept a été quasiment oublié.

Cette théorie était ressuscitée une autre fois vers la fin de la première guerre mondiale, grâce aux travaux de l'économiste Suédois Gustav Cassel. Sa contribution a été d'un intérêt considérable dans l'éclaircissement du concept de PPP. Cependant, l'intérêt suscité par cet auteur à cette théorie donne naissance à un grand nombre de travaux qui s'échelonnaient sur la période de 1916 jusqu'à 1928 (Cassel 1916, 1918, 1922, 1928a et 1928b).

C'est ainsi que l'économiste Suédois, et pour la première fois lui a donné le nom de Parité du pouvoir d'achat ³:

³Keynes (1923, chapitre 3), considère que Ricardo a inventé la PPP, et que Cassel lui a donné le nom (Dornbusch, 1985).

"The general inflation which has taken place during the war has lowered this purchasing power in all countries, though in a different degree, and the rates of exchange should accordingly be expected to deviate from their old parities in proportion to the inflation of each country. At every moment the real parity is represented by this quotient between the purchasing power of the money in the one country and the other. I propose to call this parity purchasing power parity. As long as anything like free movement of merchandise and a somewhat comprehensive trade between the two countries takes place, the actual rate of exchange rate cannot deviate very much from this purchasing power parity" (Cassel, 1918).

La conception Cassellienne s'est concentrée autour de deux points : d'une part, montrer l'utilité de cette théorie, et d'autre part, déterminer l'indice des prix qui doit être utilisé pour calculer cette parité⁴. Ainsi, Cassel essayait de relancer l'intérêt du concept de la parité du pouvoir d'achat dans le contexte du débat politique concernant le retour des monnaies majeurs à l'étalon-or abandonné pendant la guerre (plus précisément le retour de la Livre sterling à l'étalon-or). Cassel a fini par convaincre Keynes (1923) de sa cause (Taylor, 2006). Cependant, malgré l'influence de Keynes sur le cercle politique britannique, le concept de PPP était jugé nouveau et expérimental par le ministre des finances (Winston Churchill) et le gouverneur de la banque d'Angleterre⁵ (Montagu Norman), et ne

⁴Le point de vue de Cassel a changé à travers les années : dans sa formulation originale (1916), la PPP était en terme de la quantité relative de monnaie, mais dans les formulations qui ont suivi, elle était en terme de prix (voir Frenkel, 1978).

⁵Le commentaire de Norman auprès du comité de Chamberlain-Bradbury en 1924 était le suivant : *"I am not sure where i would turn for such calculation, and i am not sure i would trust such*

peut être utilisé pour des considérations sérieuses. Finalement, la livre Sterling était convertie simplement en l'étalon-or en mai 1925 à un taux de 4.86\$ pour la livre (sa parité avant la guerre). Ainsi la livre était surévaluée de 10% ou plus (Keynes 1925, Moggridge 1972, Taylor 1992, Taylor 2006).

Après la deuxième guerre mondiale, l'analyse macroéconomique de l'économie ouverte était largement établit en terme de modèle de prix fixe. Par conséquent, la parité du pouvoir d'achat n'a pas pris une grande intention. Cependant, la PPP était un élément clef de l'analyse monétariste développée à l'université de Chicago dans les années d'après guerre (Laidler, 1981) ; dont le *locus classicus* de Friedman et Schwartz (1963).

Il semble que le concept de parité du pouvoir d'achat est devenu plus attractant pour plusieurs chercheurs et un centre d'intérêt plus ou moins étanche. De même, l'intérêt à ce concept a essayé de prendre de l'ampleur en tant que paramètre pertinent dans l'analyse macroéconomique en générale et dans la finance internationale en particulier depuis la moitié de l'année 1906. Dornbusch et Krugman (1976) attirent l'intention sur l'intérêt de cette théorie dans les recherches en économie internationale et en finance et affirme : "*Under the skin of any international economist lies a deep-seated belief in the some variant of the PPP theory of exchange rate*". Vingt ans plus tard, la théorie cassalienne a trouvé des échos dans toutes les recherches entreprises. Rogoff (1996) l'affirme en disant : "*most instinctively*

calculation if it were made, because they are very experimental, these calculation, don't you think ?" (Moggridge, 1972, p.89).

believe in some variant of purchasing power parity as an anchor for long run real exchange rate".

Entre 1976 et 1996, la PPP n'a pas cessé de changer de place entre rejet et acceptation. Pour la valider, il a fallu recourir à de nouvelles techniques économétriques. A titre d'exemple, nous citons les travaux de Sarno & Taylor (2002) ; Taylor & Sarno (2001) ; Taylor & Peel (2000) ; Michael & Nobay & Peel (1997) ; Pippenger (2004). Au bénéfice du développement de certains outils, spécialement l'informatique, les travaux de ces derniers donnent un nouveau visage de la PPP différent du premier sur plusieurs aspects⁶. Nous citons, en outre, quelques aspects comme la non linéarité, l'intégration fractionnaire et la volatilité.

2.2. L'évidence empirique de la parité du pouvoir d'achat

L'évidence empirique de la parité du pouvoir d'achat est extrêmement large, et la complexité des méthodes des tests de validation de cette théorie est développée avec le développement des techniques économétriques. Par conséquent, il est utile de séparer cette énorme évidence empirique de la parité du pouvoir d'achat en six étapes : la littérature des premières études empiriques de la parité du pouvoir d'achat ; les tests de l'hypothèse de marche aux hasard du taux de change réel ; les études de cointegration ; les études de longues périodes ; les études des données

⁶Pippenger (2004) distingue entre la théorie conventionnelle de la PPP et la théorie moderne de celle-ci de deux manières: en premier lieu, la présence de la non linéarité a cause des coûts de transactions et d'autres barrières du commerce ; et en deuxième lieu, l'importance du temps dans l'arbitrage des biens.

de panel ; et finalement, les études qui utilisent les techniques économétriques non linéaires (Sarno & Taylor, 2002).

2.2.1. La littérature des premières études empirique de la parité du pouvoir d'achat

La parité du pouvoir d'achat absolue implique que le taux de change nominal est le ratio des deux niveaux nationaux des prix appropriés. Cependant, la parité du pouvoir d'achat relative assume, en principe, que les changements dans le taux de change sont égaux aux changements dans les prix relatifs nationaux. Les premières études empiriques – jusqu'à la fin des années 1970 – qui testaient la parité du pouvoir d'achat se basaient sur l'estimations des équations sous la forme :

$$(2.1) \quad s_t = \alpha + \beta p_t + \beta^* p_t^* + \omega_t$$

avec ω_t un terme d'erreur. Le test des restrictions $\beta = 1$ et $\beta^* = -1$ est interprété comme un test de la parité du pouvoir d'achat absolue, tandis que le test des mêmes restrictions en utilisant l'équation (2.1) avec les variables en première différence est interprété comme un test de la parité du pouvoir d'achat relative. En particulier, une distinction est souvent faite entre le test que β et β^* sont égaux avec des signes opposés – la condition de la symétrie – et le test qu'ils sont égaux ou inférieurs à l'unité – la condition de la proportionnalité –.

Même si les premiers chercheurs sur la parité du pouvoir d'achat s'attendaient à ce qu'on l'accepte seulement comme une condition de long terme, ils n'ont pas introduit une dynamique pour la distinction entre le court terme et le long terme dans l'équation estimée. Néanmoins, la littérature empirique basée sur l'estimation des équations sous la forme (2.1) suggère généralement le rejet de la parité du pouvoir d'achat. Cependant, Frenkel (1978), en utilisant des données de pays dont le niveau d'inflation est très élevé, trouve des estimations de β et β^* positives et inférieures à l'unité, ce qui laisse à penser que la parité du pouvoir d'achat est un élément très important dans la modélisation à long terme du taux de change. Cette approche de Frenkel est cependant affectée par plusieurs inconvénients. Premièrement, Frenkel n'a pas étudié les propriétés stochastiques des résidus, en particulier, il n'a pas testé leur stationnarité. En effet, si les résidus ne sont pas stationnaires, une partie des chocs qui affectent le taux de change réel sont permanents, ce qui implique la violation de la parité du pouvoir d'achat. Deuxièmement, à l'exception des économies hyper inflationnistes, la parité du pouvoir d'achat tend à être fortement rejetée sur la base des estimations des équations pouvant se mettre sous la forme (2.1). Selon Frenkel (1978), on s'attend à ce que la convergence à la parité du pouvoir d'achat se produit à long terme, et que le rejet de cette parité est peut être seulement dû aux chocs réels temporelles et à la rigidité des prix dans les marchés des biens. Un autre problème, celui de l'endogénéité des taux de change nominaux et des niveaux des prix, apparaît lors des tests de la parité du pouvoir

d'achat en utilisant les équations sous la forme (2.1). En effet, le choix de la variables qui doit être mise du côté gauche de l'équation (2.1) est arbitraire (Sarno & Taylor, 2002). Dans ce contexte, Krugman (1978) construit un modèle du taux de change à prix flexible dans lequel les autorités monétaires domestiques interviennent contre les chocs réels en utilisant des politiques monétaires expansionnistes induisant l'inflation. Ce modèle est estimé en utilisant, d'une part, la méthode des variables instrumentales (VI), et d'autre part, la méthode des moindres carrés ordinaire (MCO). Relativement à la méthode des MCO, La méthode des VI a donné des estimations de β et β^* très proche de l'unité en valeur absolue, mais la parité du pouvoir d'achat était toujours rejeté (voir aussi Frenkel, 1981).

De ce qui précède, on conclut que le grand problème des ces premières études est le fait qu'il n'ont pas testé la stationnarité des résidus des équations estimées. Dans le cas où le taux de change nominal et le niveau des prix ne sont pas stationnaires (et ne sont pas cointégrés), alors l'équation (2.1) est une régression fallacieuse, et l'inférence statistique conventionnelle basée sur la méthode des MCO est invalide (Granger & Newbold, 1974). Par contre, dans le cas où le terme d'erreur dans l'équation (2.1) est stationnaire, alors il existe une forte relation linéaire à long terme entre le taux de change et le niveau des prix, mais l'inférence statistique conventionnelle reste toujours invalide à cause de la présence des biais dans l'estimation de l'écart type (Engel & Granger, 1987 ; et Banerjee & Dolado & Hendry & Smith, 1986).

La deuxième étape dans le développement de cette littérature aborde explicitement la question de la non stationnarité des variables utilisées, commençant par tester si le taux de change réel est stationnaire – ce qui implique une évidence de la parité du pouvoir d'achat a long terme – ou n'est pas stationnaire – ce qui implique l'absence de n'importe quelle tendance à converger à un niveau d'équilibre de long terme –

2.2.2. Les tests des racines unitaires dans le taux de change réel

Le taux de change réel sous sa forme logarithmique s'écrit comme suit :

$$(2.2) \quad q_t = s_t - p_t + p_t^*$$

Dans cette deuxième étape, l'approche adoptée pour tester la parité du pouvoir d'achat est basée sur les tests de non stationnarité du taux de change réel. Parmi les premières études qui ont adopté cette approche, on peut citer : Roll (1979) ; Adler & Lehmann (1983) ; Hakkio (1984) ; Edison (1985) ; Frankel (1986) ; Huizinga (1987) et Meese & Rogoff (1988). Entre la mi et la fin des années 1980, l'approche standard de base était d'utiliser une variante du test de Dickey-Fuller augmenté pour tester l'existence des racines unitaires dans le processus du taux de change réel. Celle-ci est généralement basée sur une régression auxiliaire de la forme suivante :

$$(2.3) \quad q_t = \gamma_0 + \gamma_1 t + \gamma_2 q_{t-1} + \Xi(L)\Delta q_{t-1} + e_t$$

où $\Xi(L)$ représentent le polynôme d'ordre p de l'opérateur de retard L , et e_t un bruit blanc . Tester l'hypothèse nul $\gamma_2 = 0$, en utilisant un test ADF, est équivalent a un simple test des racines unitaires dans le processus générateur de donnée de q_t , impliquant le rejet de tout niveau d'équilibre de long terme pour q_t . L'hypothèse alternative (i.e. l'acceptation de la parité du pouvoir d'achat) exige que $\gamma_2 < 0$. L'une des variantes de cette approche est l'utilisation d'une version modifiée de ce test pour tenir compte des bruits non gaussiens (Phillips, 1986 ; Phillips & Perron, 1988).

Une seconde approche pour tester la non stationnarité du taux de change réel est celle des tests du ratio des variances. Dans ce cas, la persistance du taux de change réel est mesurée en utilisant un simple test non paramétrique $z(k)$, développé à l'origine par Cochrane (1988) :

$$(2.4) \quad z(k) = \frac{1 \text{Var}(q_t - q_{t-k})}{k \text{Var}(q_t - q_{t-1})}$$

où k est un nombre entier positive et Var représentant la variance. Si le taux de change réel suit une marche au hasard, alors le ratio de l'équation (2.4) doit être égal à l'unité, et la variance d'un changement de k période doit être égal à

k fois la variance du changement d'une seule période. Par contre, si le taux de change réel est mean-reverting, alors le ratio $z(k)$ doit être compris entre le zéro et l'unité.

Une troisième approche impliquant l'utilisation des techniques d'intégration fractionnaire⁷ est également utilisé dans cette deuxième étape. Contrairement aux tests conventionnels des racines unitaires, ces techniques permettent aux chercheurs de prendre en considérations un grand nombre de processus stationnaires sous l'hypothèse alternative. Selon cette approche, le taux de change réel peut être représenté comme suit :

$$(2.5) \quad \Phi(L)(1 - L)^d q_t = \zeta(L)w_t$$

où $\Phi(L)$ et $\zeta(L)$ sont deux polynômes de l'opérateur de retard L avec des racines à l'extérieur du cercle d'unité, et w_t un bruit blanc. Selon cette approche, le paramètre d peut se situer dans un intervalle continu compris entre zéro et l'unité. Bien que les processus intégrés fractionnellement sont plus persistants que les purs autorégressifs moyens mobiles (ARMA), ils restent néanmoins toujours stationnaires. Dans le cas où $d = 0$, alors le taux de change réel suit simplement un processus ARMA. Cependant, dans le cas où d , $\Phi(L)$ et $\zeta(L)$ sont tous égaux à l'unité, alors le taux de change réel suit une marche au hasard (Diebold & Husted & Rush, 1991 et Cheung & Lai, 1993a).

⁷Pour une revue de l'intégration fractionnaire voir Baillie (1996).

Généralement, les études empiriques qui utilisant les tests décrits dans cette section pour examiner la parité du pouvoir d'achat durant le nouveau régime de change flottant, n'ont pas pu rejeter l'hypothèse de marche aux hasard du taux de change réel des monnaies des grands pays industrialisés contre les autres monnaies. Ceci laisse à suggérer que les déviations de la parité du pouvoir d'achat sont permanentes. Parmi ces études, on cite Enders (1988), Taylor (1988), Mark (1990) et Edison et Pauls (1993). Cependant, d'autres études constituaient l'exception et supportaient la parité du pouvoir d'achat. Dans ce contexte, on peut citer Huizinga (1987) qui a utilisé le test du ratio des variances avec les données du taux de change du dollar contre un nombre de monnaie pour une période de moins de dix ans, et Chowdhury et Sdogati (1993) qui ont analysé le système monétaire européen sur la période allant de 1979 à 1990. Les résultats de Chowdhury & Sdogati (1993), d'une part, supportaient la parité du pouvoir d'achat pour le taux de change réel de ces pays contre le mark Allemand, et d'autre part, la rejetait contre le dollar Américain. Whitt (1992), en utilisant un test bayésien des racines unitaires développé par Sims (1988), rejette l'hypothèse de marche au hasard du taux de change réel pour un nombre de pays sur les deux périodes, avant et après Bretton Woods.

2.2.3. Les études de la parité du pouvoir d'achat utilisant la cointégration

Il est admis que la cointégration, développé par Engel & Granger (1987) est une approche idéale pour tester la parité du pouvoir d'achat. Bien que les déviations à court terme du niveau d'équilibre de long terme de la parité du pouvoir d'achat sont admissibles, une condition nécessaire pour accepter la parité du pouvoir d'achat est que "l'erreur d'équilibre" (Granger, 1986) q_t soit stationnaire à travers le temps. Dans le cas contraire, le taux de change nominal et les prix relatifs tendent à dévier l'un de l'autre d'une façon permanente. Selon Engel & Granger (1987), pour qu'il y est une relation de cointégration entre deux séries, deux conditions doivent être satisfaites : la première condition est que ces deux séries ne soient pas stationnaires, mais intégrées du même ordre (généralement, intégrées d'ordre un) ; et la deuxième condition est qu'il existe une combinaison linéaire – de ces deux séries – qui soit stationnaire. Dans ce cas, la non stationnarité d'une série est compensée par la non stationnarité de l'autre, ce qui garantie le rapport de long terme entre les deux variables. Dans notre contexte, si le taux de change nominal s_t et les prix relatives π_t – après les avoir différenciés d fois – peuvent être représentés sous la forme d'un processus stationnaire, inversible et non déterministe de type ARMA, alors, on dit qu'ils sont tous les deux intégrés d'ordre d (i.e. $I(d)$). La combinaison linéaire :

$$(2.6) \quad s_t + \kappa\pi_t = z_t$$

doit être trouvée généralement intégrée d'ordre d (i.e $I(d)$) dans le cas où le taux de change réel suit une marche au hasard. Dans le cas contraire, et s'il existe un paramètre de cointegration α , de façon à ce que q_t soit intégré d'ordre $I(d - c)$, $c > 0$, alors, le taux de change nominal et les prix relatifs sont cointégrés d'ordre d, c , ou $CI(d, c)$. Dans le contexte des tests de la parité du pouvoir d'achat, on s'intéresse au cas où $d = c = 1$, ce qui veut dire que s_t et π_t sont tous les deux intégrés d'ordre un ($I(1)$), mais que z_t est *mean-reverting*. Dans ce cas, on peut être presque sûr qu'il existe une relation de long terme entre les variables considérées, du fait, d'une part, qu'elles partagent une tendance stochastique commune (Stock & Watson, 1988), et d'autre part, que la cointegration entre deux variables est au moins une condition nécessaire pour qu'elles aient une relation de long terme stable entre elles (Taylor, 1988 ; et Taylor & McMahon, 1988).

Cependant, si l'hypothèse de l'absence des relations de cointegration ne peut être rejetée, alors, d'une part, la régression estimée n'est qu'une régression fallacieuse, et d'autre part, cette régression n'a aucun sens économique. Ainsi, on se trouve devant les mêmes inconvénients cités dans la première étape. Étant donné qu'il n'existe aucune combinaison liant les séries en niveau, alors le terme d'erreur dans la régression doit être non stationnaire sous l'hypothèse nulle.

La différence principale entre l'utilisation des tests de cointegration et l'utilisation des tests de non stationnarité dans le taux de change réel – pour tester la validité de la parité du pouvoir d'achat – est que dans le deuxième cas, les conditions de symétrie et de proportionnalité ne sont pas imposées et ne peuvent pas être testées,

à cause de la présence des biais dans l'estimations des écarts types. Dans ce contexte, beaucoup d'études ont donnée des explications raisonnables pour le rejet des conditions de symétrie et de proportionnalité, basées sur des considérations d'erreurs de mesure (en particulier, les différences systématiques entre les mesures actuelles des indices des prix et les mesures théoriques utilisées dans le calcul de la parité du pouvoir d'achat) et des barrières du commerce. Parmi ces études, on peut citer Taylor (1988), Fisher et Park (1991), et Cheung et Lai (1993a et 1993b).

Pour éviter ces problèmes, on peut utiliser l'estimateur du maximum de vraisemblance de Johansen (1988 et 1991) qui nous permet de tester l'existence d'un vecteur de cointegration multiple. La méthode de Johansen (1991) nous permet de tester des restrictions linéaires sur les paramètres des vecteurs de cointegration, ce qui rend possible de tester – d'une façon plus au moins exacte – les conditions de symétrie et de proportionnalité. Une autre méthode peut être utilisée pour éviter ces problèmes est celle des moindres carrés modifiées proposée par Phillips & Hansen (1990). L'estimation d'une régression du taux de change nominal sur les prix relatifs avec cette méthode permet de corriger les biais dans l'estimation des écarts types. On peut également corriger ces biais en utilisant l'estimateur des moindres carrés dynamiques développé par Stock & Watson (1993).

Les premières études de cointegration ont généralement montré l'absence d'une convergence significative du taux de change vers la parité du pouvoir d'achat durant le nouveau régime flottant. Parmi ces études on cite Taylor (1988) et Mark (1990). Cependant, cette convergence est trouvée significative, d'une part, pour le régime

flottant entre les deux guerres (Taylor & McMahon, 1988), et d'autre part, pour le taux change flottant entre les Etats-Unis et le Canada (McNown et Wallace, 1989). Choudhry, McNown et Wallace (1991) ont trouvé que la parité du pouvoir d'achat – dans le cas des pays dont le niveau d'inflation est très élevé – est acceptée comme une condition de long terme. De plus, des études plus récente sur la parité du pouvoir d'achat entre les grands pays industrialisés, ont donné des résultats en faveur de cette parité comme condition de long terme durant le nouveau régime flottant. Parmi ces études on peut citer Corbae et Ouliaris (1988), Kim (1990) et Cheung et Lai (1993a et 1993b).

D'une façon générale, les études de cointegration mettent en évidence plusieurs caractéristiques importantes des données. L'hypothèse nulle de l'absence des relations de cointegration est plus facile à rejeter dans le cas ou le taux de change, de la période considérée, est plus fixe que flottant. En plus, l'évidence de la parité du pouvoir d'achat, en utilisant le WPI, est plus forte que celle en utilisant le CPI⁸. Elle est même plus forte lors de l'utilisation du déflateur du PIB. Cette forte évidence de la parité du pouvoir d'achat en utilisant le WPI tient au fait que ce dernier contient des composantes non échangeables relativement plus petites, donc, il est considéré comme la meilleure approximation de l'indice des prix idéal pour l'hypothèse de la parité du pouvoir d'achat relativement au CPI et au déflateur du

⁸La distinction entre le CPI et le WPI est subtile, du fait que les deux indices sont fortement corrélés, et les différences dans leurs mouvements sont généralement très difficiles à expliquer (Sarno & Taylor, 2002).

PIB. An noter que le fait que la parité du pouvoir d'achat soit plus acceptée en utilisant le WPI que CPI, est soulevée depuis Keynes (1932).

Une autre caractéristique des données suggérées par la littérature relative à la cointégration est que cette dernière est acceptée plus fréquemment dans les systèmes bivariés que dans les systèmes trivariés et dans les procédures de cointégration à deux étapes de Engel & Granger (1987). Cependant, la conclusion décevante est que les conditions de symétrie et de proportionnalité sont très souvent rejetées, et que les paramètres estimés dans les régressions de la parité du pouvoir d'achat sont souvent loin de leurs valeurs théoriques. Bien que ce résultat peut être simplement expliqué par les biais causés par des échantillons de petites tailles dans le cas de la procédure de cointégration à deux étapes, il demeure difficile d'expliquer ces rejets dans le cas des échantillons de grandes tailles et des estimations obtenues en utilisant la procédure de Johansen. Ainsi, le problème peut être simplement du au fait qu'il faut de très longue séries de données pour pouvoir détecter la stationnarité du taux de change réel, et par conséquent, accepter l'hypothèse de la parité du pouvoir d'achat. D'après ce qui précède, on peut conclure que, en générale, le rejet de la parité du pouvoir d'achat peut être du à la faible puissance des tests économétriques conventionnels.

2.2.4. Le problème de la puissance des tests

Après avoir mis l'accent sur le problème de la puissance des tests par Frankel (1986 et 1990), un nombre d'auteurs notent que les tests établis pendant les années

1980 pour examiner la stabilité du taux de change réel à long terme, appliqués à la période du nouveau régime flottant seulement, peuvent avoir une très faible puissance pour rejeter l'hypothèse nulle de l'instabilité du taux de change réel. Parmi ces études, on peut citer Lothian (1986 et 1998a), Froot et Rogoff (1995) et Lothian et Taylor (1996 et 1997). L'explication donnée est que, si le taux de change réel est stable dans le sens où il tend à converger vers sa moyenne à travers de longues périodes, alors, l'examen d'un seul taux de change réel à travers une période d'environ 25 ans, ne peut rapporter assez d'informations pour pouvoir détecter la faible *mean-reversion* vers la parité du pouvoir d'achat.

Pour illustrer ce point, on peut utiliser une simple expérience de Monte Carlo. Par exemple, Lothian & Taylor (1996) estiment un autorégressif d'ordre un ($AR(1)$) pour les taux de change réel sterling-dollar et sterling-franc en utilisant des données avec une période de deux siècles. Pour le taux de change réel sterling-dollar, le modèle $AR(1)$ obtenu est le suivant :

$$(2.7) \quad q_t = 0.179 + 0.887q_{t-1} + \hat{\varepsilon}_t$$

(0.049) (0.031)

où $\hat{\varepsilon}_t$ représentent l'erreur estimée avec un écart type de 7,1 pourcent, et les valeurs entre parenthèses représentent les écarts types des paramètres estimés. Le coefficient d'autocorrélation de premier ordre estimé implique une vitesse de convergence typique à la littérature des études utilisant les données de panel et les

données de longues périodes (ceci sera discuté dans les sections qui suivent). En effet, l'intervalle de confiance de 95 pour cent, qui s'étend de environ 0.825 à 0.95, entoure certainement tous les estimations des points reportés (voir Rogoff, 1996).

Donc, ce modèle peut être utilisé comme une base pour l'expérience de Monte Carlo. En effet, à la base de ce modèle, Sarno & Taylor (2002) simulent des données, à l'aide d'un processus générateur de données artificielles, pour plusieurs tailles d'échantillons et avec des coefficients d'autocorrélation prenant les valeurs de 0.825, 0.887 et 0.95. Dans Chaque cas, Sarno & Taylor ont produit 10000 séries de données artificielles avec une taille de $T + 100$ – ou T est la taille particulière de l'échantillon – commençant par la valeur initiale de $q_0 = 0$. Pour chaque série de données artificielles, ils ont calculé la statistique de Dickey-Fuller (après avoir enlevé les 100 points initiaux), et l'ont comparé avec la valeur critique de 5% calculer en utilisant les estimations de surface de réponse de McKinnon (1991). Ceci leur a permis de calculer la proportion des rejets de l'hypothèse des racines unitaire sur 10000 cas, ainsi que la puissance empirique appropriée à ces tailles d'échantillons et ces coefficients d'autocorrélation. Les résultats de cette expérience sont reportés sur le tableau [8].

Tableau [8] : la puissance empirique de la fonction du test de Dickey-Fuller

T :	15	20	25	50	75	100	150	200	250
$\rho^9 = 0.950$	4.79	5.70	6.02	7.41	9.81	12.54	21.17	32.81	47.31
$\rho = 0.887$	6.33	6.99	7.95	15.13	26.03	41.26	75.13	93.80	99.31
$\rho = 0.825$	7.44	6.26	11.41	28.07	53.55	78.08	98.21	99.95	100.0

Source : Sarno et Taylor (2002). Note : T représente la taille d'échantillons.

Une grande partie des premières études sur le taux de change réel en utilisant les tests des racines unitaires et de cointégration était publiée vers la fin des années 1980, ce qui fait que ces études se basaient sur des périodes de environ 15 ans puisque la généralisation du régime flottant a commencé en 1973. Cependant, le tableau [8] montre que, dans le cas des vitesses de convergence enregistrées dans la littérature (voir Froot & Rogoff, 1995 ; et Rogoff 1996), la probabilité de rejeter l'hypothèse nulle de marche au hasard pour le taux de change réel, dans le cas où ce taux de change est *mean-reverting*, ne dépasse pas les 7.5 pourcent (cette probabilité varie environ entre 5 et 7.5 pourcent). Étant donné que l'on dispose que d'une seule série disponible du taux de change réel, on peut interpréter ces résultats de la façon suivante : si le taux de change réel est *mean-reverting* dans ces mêmes conditions, alors, la probabilité de ne jamais pouvoir rejeter l'hypothèse nulle de l'existence d'une racine unitaire, en utilisant les données disponibles, dépasse les 92 pourcent quand on a que 15 ans de données disponibles (Sarno & Taylor, 2002).

⁹ ρ représente le coefficient d'autocorrélation de premier ordre.

Même avec l'avantage des 10 ans additionnels, qui sont maintenant disponibles, on n'obtient qu'une légère augmentation de la puissance du test, à un maximum d'environ 11 pourcent pour le scénario le plus optimiste des vitesses de convergence. Donc, les résultats de Sarno & Taylor (2002) se confirment avec celles de Lothian & Taylor (1996) (l'estimation du coefficients d'autocorrélation du premier ordre de ces dernier est de 0.887). En effet, même avec un siècle de données du taux de change réel, on aurait moins d'une chance sur deux pour rejeter l'hypothèse des racines unitaires. De plus, même si on considère l'extrémité inférieure de l'intervalle de confiance de 95 pourcent, dont le coefficient d'autocorrélation du premier ordre est de 0.825, on a toujours besoin d'environ 75 ans de données pour pouvoir rejeter l'hypothèse des racines unitaires avec une probabilité qui dépasse les 50 pourcent. Dans le même contexte, Engel (2000), en utilisant des données artificielles du taux de change nominal et des données des prix désagrégées, trouve que les tests standard des racines unitaires et de cointegration appliqués sur le taux de change réel, peuvent avoir des biais significatives dans les tailles des région de rejet et d'acceptation, et démontre aussi que les tests de stationnarité peuvent avoir une très faible puissance.

De plus, Shiller & Perron (1985), en utilisant une expérience de Monte Carlo, montrent que le fait d'augmenter la fréquence de l'observation – utiliser des données mensuelles ou trimestrielles au lieu des données annuelles – et par conséquent augmenter le nombre des données disponibles, n'a pas pour autant permis aux chercheurs d'éviter ce problème. Dans le cadre d'une analyse spectrale, étant

donné l'examen des composantes du taux de change réel à faible fréquence, l'amélioration de la puissance du test exige des données de longue période en terme d'années¹⁰ (Sarno & Taylor, 2002). Néanmoins, il est à noter qu'il existe un autre problème relative au test de l'hypothèse nulle des racines unitaires dans le taux de change réel, à savoir que les processus de données ayant des racines unitaires peuvent être arbitrairement bien représentés par des processus stationnaires dans le cas de l'utilisation d'échantillons finis (voir par exemple Faust, 1996).

Ceci a amené quelque chercheurs à examiner le comportement du taux de change réel en utilisant de très longues séries de données, ou d'une façon alternative, en utilisant la même tailles des série du change flottant (i.e depuis 1973), mais avec des tests des racines unitaires se basant sur un panel du taux de change réel d'un nombre de pays (ceci sera discuté dans les sections qui suivent).

2.2.5. Les études de longue période

La première approche utilisée dans la littérature pour éviter le problème de la faible puissance des tests conventionnels des racines unitaires, est l'utilisation des séries de données de longue période. Dans ce contexte, Frankel (1986), en utilisant des données allant de 1969 a 1986 pour le taux de change réel dollar-sterling, a pu rejeter l'hypothèse de marche au hasard, en estimant un autorégressive d'ordre un ($AR(1)$) avec un paramètre de 0.86. L'hypothèse de la parité du pouvoir d'achat

¹⁰Les mêmes remarques sont valables pour le test du ratio de la variance et le test de l'absence des relations de cointegration.

du long terme pour le taux de change dollar-sterling a été examiné aussi par Edison (1987) sur la période allant de 1890 à 1978, en utilisant un modèle a correction d'erreur (MCE) sous la forme suivante :

$$(2.8) \quad \Delta s_t = \delta_0 + \delta_1 \Delta(p_t - p_t^*) + \delta_2 (s_{t-1} - p_{t-1} + p_{t-1}^*) + u_t$$

Dans le modèle (17), le niveau d'équilibre de long terme du taux de change réel constant. Selon Edison (1987), la parité du pouvoir d'achat est acceptée, mais les chocs qui affectent le taux de change réel sont très persistents, et le *half-life* est de 7.3 ans. Glen (1992) trouve que le taux de change réel pour neuf pays est *mean-reverting* avec un *half-life* de 3.3 ans à travers une période allant de 1900 à 1987 (voir aussi Cheung et Lai, 1994 et Lothian, 1990, 1991).

Lothian & Taylor (1996), en utilisant des données de deux siècles des taux de change réel dollar-sterling et franc-sterling, fournissent une évidence indirecte en faveur de la parité du pouvoir d'achat durant la période du nouveau régime flottant. D'une part, en utilisant un test de Chow, ils ne trouvent aucune évidence significative de changement structurelle entre les périodes d'avant et d'après Bretton Woods, et d'autre part, ils trouvent que le fait de ne pas pouvoir détecter la *mean-reversion* dans le taux de change réel durant le nouveaux régime flottant, est peut être simplement du à la petite taille des échantillons.

Cependant, les études de longue période sont sujettes à plusieurs critiques. L'une de ces critiques est due au fait que les données de très longues périodes, couvrent plusieurs types de régimes de change. De même, les chocs réels peuvent produire des changements structurels ou des variations dans le taux de change réel d'équilibre (voir par exemple Hegwood & Papell, 1998). De plus, les chercheurs qui utilisent ce type de données ont toujours du mal à déterminer les points de changements structurels (Lothian & Taylor, 1996 ; Sarno & Taylor, 2002). Ce sont, généralement, les problèmes rencontrés lors de l'utilisation des données de très longue période.

Néanmoins, pour fournir un test convaincant de la stabilité du taux de change réel durant la période d'après Bretton Woods, il est nécessaire d'établir un test en n'utilisant que les données de cette période. Ceci fournit un avantage pour les études des données de panel.

2.2.6. Les études des données de panel

Une autre approche pour éviter le problème de la faible puissance des tests conventionnelles des racines unitaires, est celle de l'augmentation du nombre des taux de change utilisés dans chaque étude. La première tentative dans ce contexte est due à Hakkio (1984), qui a utilisé la méthode des moindres carrés généralisés (GLS) pour tester l'hypothèse nulle de non stationnarité en utilisant les données d'un système de quatre taux de change. Cependant, Hakkio n'a pas pu rejeter l'hypothèse nulle que tous les taux de change réel suivent une marche au hasard.

Abuaf & Jorion (1990), en utilisant une approche similaire à celle de Hakkio (1984), examinent un système de dix régressions, sous la forme d'un autorégressif d'ordre un (AR(1)), pour les taux de change réel du dollar, sous la contrainte de l'égalité des coefficients d'autocorrélation du premier ordre à travers les taux de changes, et en tenant compte des corrélations contemporaines entre les erreurs. L'estimation est exécutée en utilisant l'estimateur de Zellner (1962), dit "*seemingly unrelated*" (SUR), qui est à la base d'une GLS multivariée en utilisant la matrice de covariance estimée des erreurs obtenues à partir des estimations individuelles par les moindres carrés ordinaires. Ainsi, Abuaf et Jorion (1990) testent l'hypothèse nulle que les taux de change réel sont conjointement non stationnaires pour tous les séries durant la période allant de 1973 à 1987. Leurs résultats aboutissent à un rejet marginal de l'hypothèse nulle de la non stationnarité commune à un niveau de signification conventionnel nominal. Ces résultats étaient interprétés comme une évidence en faveur de la parité du pouvoir d'achat. Cette étude de Abuaf & Jorion (1990) a stimulé une partie de la littérature appliquant les généralisations multivariées des tests des racines unitaires afin d'augmenter la puissance des tests. Dans ce contexte, on peut citer par exemple, Flood & Taylor (1996), Wu (1996), Frankel & Rose (1996), Coakley & Fuertes (1997), Lothian (1997b), O'Connell (1998), et Papell (1998). Un grand nombre de ces études fournissent une évidence en faveur de la parité du pouvoir d'achat comme condition de long terme, en utilisant un nombre suffisamment grand de pays, et des données couvrant la période d'après Bretton Woods seulement. Par exemple, Flood & Taylor (1996) trouvent une

forte évidence de la *mean-reversion* à long terme de la parité du pouvoir d'achat en utilisant les données de 21 pays industrialisés pendant la période du régime flottant, en utilisant des régressions pour 5, 10, et 20 ans des mouvements du taux de change sur l'inflation contre le dollar américain.

Cependant, Sarno & Taylor (1998) et Taylor & Sarno (1998) notent que les conclusions suggérées par ces études peuvent être trompeuses à cause de l'interprétation incorrecte de l'hypothèse nulle des tests des racines unitaires multivariées utilisées par Abuaf et Jorion (1990) et par les études qui ont suivies. L'hypothèse nulle dans ces études est la non stationnarité commune des taux de change réel considérés, et par conséquent, le rejet de l'hypothèse nulle peut se produire même si seulement une des séries utilisés est stationnaire. Donc, le rejet de l'hypothèse nulle lors de l'examin d'un groupe de taux de change réel, peut ne pas être très instructif, et certainement n'implique pas une évidence en faveur de la parité du pouvoir d'achat pour tous les taux de change réel. Taylor & Sarno (1998), sur la base d'un grand nombre d'expériences de Monte Carlo pour le taux de change réel du dollar américain contre les pays du G-5, trouvent que pour une taille d'échantillon correspondant à la période du nouveau régime flottant, la présence d'un seul processus stationnaire, ainsi qu'avec trois processus se caractérisant par des racines unitaires, conduit au rejet au niveau de 5 pourcent de l'hypothèse nulle de la non stationnarité commune dans 65 pourcent des simulations dans le cas où la racine du processus stationnaire dépasse la valeur de 0.95. Cependant, dans le cas où la valeur de la racine de ce processus stationnaire est de 0.9 ou moins, alors le taux de rejet change

de 65 pourcent à plus de 95 pourcent des simulations (on note que le processus générateur de données artificielles est basé sur des données trimestrielles, de sorte que les racines soient plausibles (voir Taylor & Sarno, 1998)). Selon O'Connell (1998), un autre problème surgit lors de l'utilisation des tests de panel des racines unitaires, à savoir que ces tests ne contrôlent pas les dépendances transversales dans les données, ce qui peut mener à une déformation de la taille de la région de rejet en augmentant le niveau de signification des tests, de la taille nominale de 5 pourcent, de plus de 50 pourcent.

Taylor & Sarno (1998) utilisent deux tests multivariés des racines unitaires. Ces deux tests sont trouvés – en utilisant la méthode de Monte Carlo – relativement plus puissants que les tests univariés traditionnelles, en utilisant les données des pays du G-5 durant la période d'après Bretton Woods. Le premier test est basé sur une généralisation du test de Dickey Fuller augmenté avec, d'une part, une régression plus générale de type AR(4) pour tous les taux de change réel considérés, et d'autre part, contrairement à Abuaf & Jorion (1990), les coefficients d'autocorrélation ne sont pas contraints d'être égaux à travers les pays. Bien que l'hypothèse nulle soit rejetée, ce test n'a pas permis aux auteurs d'identifier ni les seuils ni les monnaies dont la parité du pouvoir d'achat est acceptée. Le deuxième test est basé sur une extension de la procédure de cointégration de Johansen, employée par Taylor & Sarno (1998) comme un test multivarié des racines unitaires. Selon ces auteurs, pour un système de N $I(1)$ séries, il peut y avoir au plus $N - 1$ vecteurs de cointégration, donc, si on peut rejeter l'hypothèse qu'il existe moins

de N vecteurs de cointégration dans le cas d'un système de N séries, alors on peut rejeter l'hypothèse de la non stationnarité de toute les séries. Autrement dit, la seule manière pour qu'il puisse y avoir N vecteurs de cointégration distincts pour un système de N séries, est que chacune des séries soit $I(0)$ (i.e. chacune des séries est elle-même une relation de cointégration)¹¹. Ainsi, Selon Taylor et Sarno (1998), l'hypothèse nulle de la procédure de Johansen est qu'il y a $N - 1$ ou moins de vecteurs de cointégration parmi les N séries du panel, ce qui implique q'au moins une de ces séries est non stationnaire, donc, le rejet de l'hypothèse nulle implique dans ce cas que tous les séries du panel sont *mean-reverting*. En rejetant cette hypothèse nulle au niveau de signification nominal de 1 pourcent, Taylor & Sarno (1998) fournissent une évidence que les taux de change réel des pays du G-5 durant le nouveau régime flottant, construits sur la base des indices des prix de consommation (CPI), sont *mean-reverting*.

2.2.7. Le Puzzle de la parité du pouvoir d'achat

Dans les sections précédentes, nous avons discuté la manière dont les chercheurs ont essayé de résoudre le problème de la puissance des tests de stationnarité dans les taux de change réel, soit par les études de longue période ou par les études des racines unitaires avec les données de panel. Cependant, avec ou sans ces études de longue période ou de données de panel, la réponse à la question d'acceptation

¹¹Selon Sarno & Taylor (2002), ceci assume que le processus fondamental doit être soit $I(0)$ ou $I(1)$.

ou de rejet de la parité du pouvoir d'achat comme condition de long terme reste toujours controversée.

Pour les études de longue période, Frankel & Rose (1996) notent que les grands échantillons nécessaires pour obtenir un niveau de puissance statistiquement acceptable avec les tests univariés standards des racines unitaires, peuvent ne pas être disponibles dans le cas de plusieurs monnaies¹². De plus ces données peuvent être potentiellement inappropriées à cause des différences dans le comportement du taux de change réel à travers d'une part, les différentes périodes historiques, et d'autre part les différents régimes de change nominal. Dans ce contexte, on peut citer par exemple Baxter & Stockman (1989), et Hegwood & Papell (1998).

Pour les études des données de panel, Taylor & Sarno (1998) en utilisant la méthode de Monte Carlo, montrent que le problème potentielle des tests des racines unitaires avec ce type de données, est que l'hypothèse nulle dans ces tests est généralement que toutes les séries sont générées par des processus ayant des racines unitaires, de sorte que la probabilité du rejet de cette hypothèse peut être aussi grande dans le cas où seulement une des séries est générée par un processus stationnaire.

Cependant, même si on peut considérer que les résultats des études de longues périodes ou des données de panel, représentent une solution du premier *puzzle* de la théorie de la parité du pouvoir d'achat, il reste néanmoins un deuxième *puzzle*

¹²Froot & Rogoff (1995) notent que cela peut générer des biais dits "survivorship bias" dans les tests sur les données disponibles.



à résoudre pour cette théorie. Parmi les études de longue période et de données de panel qui ont trouvé une *mean-reversion* significative du taux de change réel, il semble qu'il y a un consensus que le *half-life* des déviations de la parité du pouvoir d'achat soit environ entre 3 et 5 ans (Rogoff, 1996). Avec le fait, d'une part, que les chocs réels ne peuvent pas expliquer la plus grande partie de la volatilité à court terme du taux de change réel (puisque'il semble impossible que les chocs des facteurs réels, tels que les goûts et la technologie, soient aussi volatiles), et d'autre part, que les chocs nominaux n'ont un fort effet que sur une période de temps dans laquelle les salaires nominaux et les prix sont rigides, alors, il apparaît que le deuxième *puzzle* n'est que la grande persistance du taux de change réel (Rogoff, 1996). A ce sujet, Rogoff (1996) écrit: "*The purchasing power parity puzzle then is this: how can one reconcile the enormous short-term volatility of real exchange rates with the extremely slow rate at which the shocks appear to damp out?*"

Le *puzzle* de la parité du pouvoir d'achat est devenue, depuis le travail de Rogoff (1996), une issue additionnelle dans les recherches concernant le taux de change réel. Par exemple, Lothian & Taylor (2000), en examinant les variations du taux de change réel d'équilibre dollar-sterling (l'effet Harrod-Balassa-Samuelson) des 200 dernières années en utilisant une tendance non linéaire, suggèrent que le *half-life* des déviations de la parité du pouvoir d'achat pour ce taux de change peut en effet être moins de deux ans et demi.

Récemment, Taylor (2001b) a trouvé que les estimations empiriques du *half-life* des chocs du taux de change réel peuvent avoir plusieurs biais à cause de deux

pièges empiriques. Le premier piège, selon Taylor, a une relation avec l'agrégation temporelle dans les données. En utilisant un modèle dans lequel le taux de change réel suit un processus $AR(1)$ avec une fréquence plus élevée que celle utilisée lors du prélèvement des données, Taylor prouve analytiquement que le degré des biais dans le *half-life* estimé augmente avec l'augmentation du degré de l'agrégation temporelle (i.e. avec l'augmentation de la durée de temps entre l'observation des points de données). Le deuxième piège soulevé par Taylor, est celui de la possibilité d'un ajustement non linéaire du taux de change réel. Sur la base des expériences de Monte Carlo, avec un processus générateur de données artificielles non linéaire, Taylor prouve qu'il peut également y avoir des biais substantiels dans le *half-life* estimé d'un ajustement linéaire dans le cas où le vrai ajustement est non linéaire. Le problème d'agrégation temporelle est très difficile à traiter par les chercheurs du fait, d'une part, que les données de longue période sont nécessaires pour avoir une puissance raisonnable des tests de non stationnarité du taux de change réel, et d'autre part, qu'il n'existe pas de données de longue période se caractérisant par une grande fréquence. De plus, Taylor prouve également que le problème devient particulièrement aigu quand le degré d'agrégation temporelle excède la longueur du *half-life* réel, de sorte que cette source de biais puisse être légèrement atténuée dans le cas où le chercheur admet que le vrai *half-life* est substantiellement plus grand que la fréquence d'observation. De toute façon, selon Sarno & Taylor (2002), jusqu'ici, les chercheurs ont commencé seulement à explorer la question de la non linéarité du taux de change réel.

2.2.8. La dynamique non linéaire du taux de change réel

Les modèles discutés dans le cadre de la détermination du processus stochastique dans les déviations de la loi du prix unique implique également que le comportement du taux de change réel est non linéaire. En effet, ils suggèrent que le taux de change devient de plus en plus *mean-reverting* avec la taille des déviations du niveau d'équilibre. Dans certains modèles, le changement au comportement *mean-reverting* est soudain, tandis qu'il est lisse dans d'autres. Selon Dumas (1994), même dans le premier cas (changement de régime soudain), l'agrégation temporelle tend à lisser la transition entre les régimes. De plus, si le taux de change réel est mesuré en utilisant des indices des prix, composés des prix des biens dont chacun avec un niveau différent des coûts d'arbitrage international, on peut s'attendre à ce que l'ajustement du taux de change réel global soit plus lisse que discret (Sarno et Taylor, 2002).

Michael, Nobay et Peel (1997) et Taylor, Peel et Sarno (2001) proposent une structure de modèle économétrique pour l'analyse empirique de la parité du pouvoir d'achat qui prend en compte, d'une part, le fait de la présence des barrières naturelles du commerce (les coûts de transaction, les coût de transport...), et d'autre part, l'agrégation à travers les biens avec différents seuils. Ces modèles d'équilibre pour la détermination du taux de change en présence des coûts de transactions ont été également proposés par Benninga et Protopapadakis (1988), Dumas (1992), et Sercu, Uppal et van Hulle (1995). En raison des coûts de commercialisation des

biens, des déviations persistantes de la parité du pouvoir d'achat sont impliquées comme un dispositif d'équilibre de ces modèles (ces déviations sont laissées non corrigé aussi longtemps qu'elles sont petites par rapport aux coûts du commerce). Dumas (1992) donne un aperçu significatif des déviations de la parité du pouvoir d'achat, en analysant la dynamique du processus du taux de change réel dans les marchés séparés géographiquement sous la présence des coûts de transaction proportionnelles. Ses résultats montrent que les déviations de la parité du pouvoir d'achat suivent un processus non linéaire *mean-reverting*. La vitesse d'ajustement vers l'équilibre change directement avec le degré des déviations de la parité du pouvoir d'achat. Dans la bande des coûts de transaction, et quand il n'y a pas de commerce, le processus devient divergent de sorte que le taux de change reste la plupart du temps loin de sa parité. Ceci implique que les déviations de la parité du pouvoir d'achat durent très longtemps, bien qu'elles ne suivent certainement pas une marche au hasard. Dumas (1992) présume que l'hypothèse de Roll (1979) de la parité du pouvoir d'achat ex ante (ex ante PPP) n'est acceptée dans son modèle que dans le cas où le degré d'aversion au risque tend vers zéro. Selon Kilian et Taylor (2001), une autre structure, générant aussi des non linéarités dans la dynamique du taux de change réel, peut être basée sur un modèle dans lequel il y a des agents hétérogènes exerçant de l'influence sur les marchés des changes, à savoir les fondamentalistes économiques, les analystes techniques et les *noise*

*traders*¹³. Dans ce contexte on peut citer les travaux de Allen et Taylor (1990), Taylor et Allen (1992), et Sarno et Taylor (2001a). De plus Taylor (2001) affirme que l'intervention sur le taux de change officiel peut produire une non linéarité dans le comportement du taux de change réel.

Dans les procédures conventionnelles appliquées pour tester la parité du pouvoir d'achat, l'hypothèse nulle est habituellement d'assumer que le processus du taux de change réel a des racines unitaires, alors que l'hypothèse alternative est que toutes les racines du processus se trouvent à l'intérieur du cercle d'unité. Ainsi, l'hypothèse maintenue dans le cadre conventionnel assume que le taux de change réel suit un processus autorégressif linéaire, ce qui signifie que l'ajustement est continu avec une vitesse constante, indépendamment de la taille des déviations de la parité du pouvoir d'achat. Cependant, la présence des coûts de transaction peut impliquer des processus non linéaires, ce qui a des implications très importantes pour les tests conventionnelles des racines unitaires de la parité du pouvoir d'achat comme condition de long terme. Dans ce contexte, plusieurs évidences empiriques de l'effet des coûts de transaction sur les tests de la parité du pouvoir d'achat ont été données par Davutyan et Pippenger (1990). Plus récemment, Obstfeld et Taylor (1997) ont étudié la nature non linéaire d'un processus d'ajustement en termes d'un modèle autorégressif à seuil (TAR) (Tong, 1990) qui prend en compte une bande des coûts de transaction dans laquelle aucun ajustement ne peut avoir lieu,

¹³les *noise traders* sont des intervenants, sur les marchés des changes, dont la rationalité est mal définie car ils exploitent les rumeurs. Leur anticipation n'étant pas fondée sur l'observation des prix ou sur leurs valeurs attendues, en quelque sorte, elles brouillent le marché.

tandis qu'en dehors de cette bande, le processus change brusquement pour devenir un autorégressif stationnaire. Tandis qu'un changement discret de ce type peut être approprié dans le cas de l'effet de l'arbitrage sur les prix des biens désagrégé (Obstfeld et Taylor, 1997), l'ajustement discret du taux de change réel global ne peut être approprié que dans le cas où les firmes et les biens sont identiques (Sarno et Taylor, 2002). De plus, d'une part, plusieurs études théoriques suggèrent qu'un ajustement lisse peut être plus approprié qu'un ajustement discret en présence des coûts de transaction proportionnels, et d'autre part, Terasvirta (1994), Dumas (1994), et Bertola et Caballero (1990) suggèrent que l'agrégation temporelle ainsi que l'ajustement non synchronique par les agents hétérogènes, sont susceptible d'avoir comme conséquence un changement de régime globalement lisse.

Granger et Terasvirta (1993) proposent les modèles à seuil à transition lisse (STAR). Ces modèles peuvent être utilisés dans le cas des ajustements non linéaires dont le changement de régime est plus lisse que discret. Ce sont les modèles utilisés par Michael, Nobay et Peel (1997) et Taylor, Peel et Sarno (2001). Les modèles STAR peuvent être écrit comme suit :

$$(2.9) \quad (q_t - \mu) = \sum_{j=1}^p \beta_j (q_{t-j} - \mu) + \left[\sum_{j=1}^p \beta_j^* (q_{t-j} - \mu) \right] \Phi(\theta; q_{t-j} - \mu) + \varepsilon_t$$

avec q_t un processus stationnaire et ergodique ; $\varepsilon_t \rightarrow iid(0, \sigma^2)$; et $(\theta, \mu) \in \{\mathbb{R}^+ \times \mathbb{R}\}$, avec \mathbb{R} l'ensemble des nombres réel $(-\infty, +\infty)$ et \mathbb{R}^+ l'ensemble des nombres

réels positifs $(0, +\infty)$. La fonction $\Phi(\theta; q_{t-j} - \mu)$ est une fonction de transition qui détermine le degré de la *mean-reversion*. Cette fonction est gouvernée par le paramètre θ qui détermine la vitesse de la *mean-reversion* d'une façon efficace, et le paramètre μ représente le niveau d'équilibre de q_t . La fonction de transition exponentielle, suggérée par Granger et Terasvirta (1993) s'écrit comme suit :

$$(2.10) \quad \Phi(\theta; q_{t-d} - \mu) = 1 - \exp[-\theta^2 (q_{t-d} - \mu)^2]$$

Dans le cas où la fonction de transition du modèle (2.9) est sous la forme de l'équation (2.10), alors le modèle est dit exponentielle STAR ou ESTAR. La fonction de transition exponentielle est bornée entre le zéro et l'unité, $\Phi : \mathbb{R} \rightarrow [0, 1]$, avec $\Phi(0) = 0$ et $\lim_{x \rightarrow \pm\infty} \Phi(x) = 1$. Cette fonction est symétriquement inverse : elle forme une cloche autour du zéro. Selon Sarno & Taylor (2002), les propriétés des modèles ESTAR sont attrayantes dans le contexte de l'étude de la parité du pouvoir d'achat, parce qu'elles permettent, d'une part, une transition lisse entre les régimes, et d'autre part, un ajustement symétrique du taux de change réel dans le cas des déviations au dessus et au dessous du niveau d'équilibre. Le paramètre de transition θ détermine la vitesse de transition entre les deux régimes extrême. Si la valeur de θ est petite en valeur absolue, alors on aura une transition lente. Le régime intérieur correspond à $q_{t-d} = \mu$, quand $\Phi = 0$, ce qui fait que

l'équation (2.9) devienne un modèle linéaire $AR(p)$ qui s'écrit de la manière suivant

:

$$(2.11) \quad (q_t - \mu) = \sum_{j=1}^p \beta_j (q_{t-j} - \mu) + \varepsilon_t$$

Le régime extérieur correspond, pour un θ donné, à $\lim_{(q_{t-d}-\mu) \rightarrow \pm\infty} \Phi(\theta; q_{t-d} - \mu)$, ce qui fait que l'équation (2.9) devienne un différent modèle $AR(p)$ comme suit :

$$(2.12) \quad (q_t - \mu) = \sum_{j=1}^p (\beta_j + \beta_j^*) (q_{t-j} - \mu) + \varepsilon_t$$

avec une vitesse différente de *mean-reversion* tan que $\beta_j^* \neq 0$ pour au moins une valeur de j .

L'équation (2.9) peut aussi être écrite comme suit :

$$(2.13) \quad \Delta q_t = \alpha + \rho q_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_j \Delta q_{t-j} + \left(\alpha^* + \rho^* q_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_j^* \Delta q_{t-j} \right) \Phi(\theta; q_{t-d}) + \varepsilon_t$$

avec $\Delta q_t \equiv q_{t-j} - q_{t-j-1}$. Ecrit Sous cette forme, on doit s'intéresser aux paramètres ρ et ρ^* . Comme on l'a noté pour l'effet des coûts de transaction, plus les déviations de la parité du pouvoir d'achat sont larges, plus la tendance à se déplacer de nouveau vers l'équilibre est forte. Ceci implique que même si $\rho \geq 0$ est admissible, on doit avoir $\rho^* < 0$ et $(\rho + \rho^*) < 0$. Ce qui veut dire que pour les

petites déviations, q_t peut être caractérisée par des racines unitaires ou même par un comportement explosif. Cependant, pour les grandes déviations, le processus est *mean-reverting*. Cette analyse a des implications sur les tests conventionnelles des racines unitaires, qui sont basés sur un modèle linéaire $AR(p)$, écrit ci-dessous comme une régression de Dickey-Fuller :

$$(2.14) \quad \Delta q_t = \alpha' + \rho' q_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_j' \Delta q_{t-j} + \varepsilon_t$$

Si on suppose que le vraie processus de q_t est donné par le modèle non linéaire (2.13), alors les estimations du paramètre ρ' dans l'équation (2.14) tendront à se situer entre ρ et $(\rho + \rho^*)$, dépendement de la distribution des déviations observées du niveau d'équilibre μ . Par conséquent, l'hypothèse nulle $H_0 : \rho' = 0$ (une seul racine unitaire) ne peut être rejeté contre l'hypothèse alternative $H_1 : \rho' < 0$ (linéaire stationnaire), du fait que le vrai processus non linéaire est globalement stable avec $(\rho + \rho^*) < 0$. Donc, le fait de ne pas pouvoir rejeter l'hypothèse des racines unitaires sur la base des modèles linéaire n'infirme pas nécessairement la parité du pouvoir d'achat comme condition de long terme (voir Sarno et Taylor, 2002).

Michael, Nobay et Peel (1997) appliquent ce modèle pour les données mensuelles pour la période d'entre les deux guerres pour les taux de change franc-dollar,

franc-sterling et sterling-dollar, de la même manière que les séries de long période de Lothian & Taylor (1996). Leurs résultats rejettent clairement la structure linéaire en faveur des processus ESTAR. Les modèles non linéaires estimés fournissent une forte évidence du comportement *mean-reverting* des déviations de la parité du pouvoir d'achat. Ces modèles peuvent aider à expliquer les résultats des études précédentes. Cependant, les périodes examinées par Michael, Nobay & Peel (1997) appartiennent à celles dont la pertinence de la parité du pouvoir d'achat comme condition de long terme n'est pas controversée (voir Taylor & McMahon, 1988 ; Lothian & Taylor, 1996 ; et Lothian & McCarthy, 2000).

Taylor & Peel & Sarno (2001), en utilisant des données du nouveau régime flottant, aboutissent à des résultats empiriques qui fournissent une forte confirmation que quatre taux de change réel bilatéraux majeurs du dollar se caractérisent par une *mean-reversion* non linéaire à travers la période du régime flottant depuis 1973. Conformément à la littérature théorique récente sur la nature de la dynamique du taux de change réel en présence des coûts d'arbitrage international, les modèles estimés par Taylor, Peel et Sarno (2001) impliquent un niveau d'équilibre du taux de change réel de façon à ce que le comportement du niveau logarithmique de ce taux de change réel, qui est presque une marche au hasard, devienne de plus en plus *mean-reverting* avec la valeur absolue de la déviation du niveau d'équilibre. Taylor, Peel et Sarno (2001) ont de leur côté estimé les fonctions de réponse aux impulsions correspondant à leur modèle non linéaire estimé du taux de change réel,

en utilisant la méthode de Monte Carlo¹⁴. En tenant compte de la non linéarité (statistiquement) significative, Taylor, Peel et Sarno (2001) trouvent que la vitesse d'ajustement du taux de change réel est généralement plus rapide que les vitesses d'ajustement très lentes du taux de change réel enregistrées jusqu'ici dans la littérature. Donc, ces résultats s'emblent jeter une certaine lumière sur le *puzzle* de la parité du pouvoir d'achat (Rogoff, 1996). En particulier, les modèles non linéaires ne donnent des *half-life* compris entre 3 et 5 ans¹⁵, que dans le cas où les chocs du taux de change réel sont petits. Par exemple, pour les taux de change dollar-mark et dollar-sterling, même les petits chocs de 1 à 5 pourcent ont un *half-life* au dessous de 3 ans. Pour des chocs plus grands, la vitesse de la *mean-reversion* est encore plus rapide.

En utilisant un certain nombre d'études de Monte Carlo basées sur les modèles non linéaire estimés, Taylor, Peel et Sarno (2001) trouvent une puissance des tests standards des racines unitaires univariée, très faible pour pouvoir rejeter une fausse hypothèse nulle des racines unitaires dans le cas où le vrai modèle est non linéaire mean-reverting, suggérant de ce fait une explication pour la difficulté rencontrée par les chercheurs dans le rejet de l'hypothèse des racines unitaires linéaire à des niveaux de significations conventionnelles pour les taux de change réel majeurs à

¹⁴Dans ce contexte, Sarno et Taylor (2002) notent qu'en raison de la non linéarité, les *half-life* des chocs des taux de change réel changent avec, d'une part la taille du choc, et d'autre part avec les conditions initiales.

¹⁵Rogoff (1996) donne le nom de "*glacial*" pour ces *half-life*.

travers la période du nouveau régime flottant¹⁶. Par conséquent, les résultats de Taylor, Peel et Sarno (2001) couvrent tous les travaux empiriques précédents dans ce secteur.

2.3. L'étude empirique de la parité du pouvoir d'achat dans les pays Maghreb

Dans cette section, nous allons tester la validité de la parité du pouvoir d'achat contre le dollar dans les pays du Maghreb (l'Algérie, le Maroc, et la Tunisie). Les études récentes à ce sujet ont utilisé, soit des modèles non linéaires, soit des modèles à mémoire longue (ARFIMA) pour tester l'existence des racines unitaires dans le taux de change réel. L'utilisation de chaque technique indépendamment peut être favorable pour l'hypothèse de la parité du pouvoir d'achat dans certains cas, mais elle ne l'a pas pour d'autres. De ce fait, des modèles combinant à la fois la structure non linéaire et la mémoire longue, ont été développés récemment. En effet, l'évidence empirique a prouvé que les deux techniques peuvent être intimement liées. Pour cette raison, nous avons choisis d'utiliser les modèles FISTAR proposés par van Dijk, Franses et Paap (2002) pour tester la validité de la parité du pouvoir d'achat dans les pays du Maghreb.

¹⁶A noter que même les tests des racines unitaires de panel montrent une puissance plus élevée pour le rejet d'une fausse hypothèse nulle, que celle des tests linéaires conventionnelles.

2.3.1. Les modèles non linéaires a mémoire longue

2.3.1.1. Les modèles à mémoire longue (ARFIMA). Le concept de mémoire longue est devenu populaire depuis le célèbre travail de Granger et Joyeux (1980). Ils ont trouvé que dans plusieurs processus différenciés, les fonctions de densité spectrale était surdifférenciées, et les niveaux des séries exhibent une dépendance de long terme qui ne peut être représentée avec la dynamique stationnaire des processus ARMA. Ils ont proposé d'utiliser un opérateur de différenciation fractionnaire pour obtenir des séries stationnaires.

Selon Granger (1980), Granger et Joyeux (1980) et Hosking (1981), le modèle ARFIMA(p, d, q) est défini par :

$$(2.15) \quad \phi(L)(1-L)^d(y_t - u) = \theta(L)\varepsilon_t$$

avec: $E(\varepsilon_t) = 0$; $E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2$ et $E(\varepsilon_t\varepsilon_s) = 0$ pour $t \neq s$; $\phi(L) = (1 - \phi_1L - \dots - \phi_pL^p)$ et $\theta(L) = (1 + \theta_1L + \dots + \theta_qL^q)$ avec tous les racines à l'extérieur du cercle d'unité ; d est un nombre réel ; $(1-L)^d$ est l'opérateur de différenciation fractionnaire défini par :

$$(2.16) \quad (1-L)^d = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\Gamma(k-d)}{\Gamma(-d)\Gamma(k+1)} L^k$$

avec $\Gamma()$ est la fonction gamma ou la fonction factorielle généralisée.

Pour $-0.5 < d < 0.5$, le processus est stationnaire et inversible, et y_t est dite intégrée fractionnellement d'ordre d (i.e : $I(d)$). Ainsi le paramètre d représente le degré du comportement de mémoire longue. Pour $d < 1$, les poids des réponses d'impulsion sont finis, ce qui implique que les chocs dans les niveaux des séries sont transitoires (i.e : les séries sont stationnaires).

2.3.1.2. Les modèles non linéaires (STAR). Pour capturer l'aspect de non linéarité dans les séries temporelles, un grand nombre de modèles peuvent être utilisés (voir à ce sujet Franses et van Dijk, 2000), mais le modèle le plus populaire est le modèle STAR. Ce modèle est rendu empiriquement applicable par Terasvirta (1994). Généralement, le modèle STAR(p) à deux régimes s'écrit comme suit :

(2.17)

$$y_t = (\phi_{1,0} + \phi_{1,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{1,p}y_{t-p}) + (\phi_{2,0} + \phi_{2,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{2,p}y_{t-p}) G(s_t, \gamma, c) + \varepsilon_t$$

avec ε_t un bruit blanc gaussien ; $G(s_t, \gamma, c)$ est la fonction de transition qui gouverne le mouvement d'un régime à l'autre ; s_t est la variable de transition telle que : $s_t = y_{t-d^*}$ (Selon Taylor, Peel et Sarno (2001), la variable de transition la plus sensible est la variable dépendante retardée d'une seule période) ; l'argument γ détermine le degré de courbure de la fonction de transition et c représente le seuil.

Généralement, la fonction de transition peut être soit une fonction logistique, ou une fonction exponentielle. La fonction logistique est préférée pour modéliser

des processus ayant un comportement asymétrique pour distinguer les phases d'expansion et les phases de récessions (van Dijk & Terasvirta & Franses, 2002). Cependant, Taylor & Peel & Sarno (2001) estiment que la fonction logistique est inappropriée pour modéliser les mouvements du taux de change. Selon eux, il n'y a pas de raisons économique pour que le taux de change s'ajuste différemment au dessus ou au dessous l'équilibre. Donc, une fonction de transition symétrique est plus adéquate. De ce fait, on a choisi d'utiliser une fonction de transition exponentielle.

La fonction de transition exponentielle s'écrit comme suit :

$$(2.18) \quad G(s_t, \gamma, c) = 1 - \exp[-\gamma (s_t - c)^2]$$

Cette fonction est asymétrique (elle ne dépend pas du fait que la variable de transition change au dessus ou au dessous du seuil). Le paramètre γ contrôle le degré de non linéarité. Quand $\gamma \rightarrow 0$, la fonction de transition tend vers zéro, et le modèle (2.17) devient un simple modèle autorégressif. Et quand $\gamma \rightarrow \infty$, la fonction de transition converge vers l'unité, et le modèle (2.17) devient un différent modèle autorégressif dont les coefficients égal à la somme des coefficients des autorégressive des deux régimes.

Pour tester la linéarité dans les modèles ESTAR, on peut utiliser deux hypothèses, soit : $\gamma = 0$ ou $\phi_{2,0} = \phi_{2,1} = \dots = \phi_{2,p} = 0$. Cependant, la complexité

de ces testes est du au fait que les paramètre du modèle ESTAR ne sont pas identifier sous l'hypothèse nul de linéarité (paramètres de nuisance¹⁷). Ce problème a été traité par Luukkonen, Saikkonen et Terasvirta (1988). Ils ont proposé une approximation en séries de Taylor de la fonction de transition. Après cette approximation, le problème d'identification devient moins présent, et le test de linéarité peut être effectuer avec la statistique du multiplicateur de Lagrange (LM) avec une distribution asymptotique standard de χ^2 sous l'hypothèse nul.

Le développement de Taylor de premier ordre de la fonction de transition en $\gamma = 0$ sous la contrainte de $d^* < p$ s'écrit comme suit :

$$(2.19) \quad y_t = \sum_{j=1}^p (\beta_{1,0} + \beta_{1,j}y_{t-j}) + \sum_{j=1}^p (\beta_{2,j}y_{t-j}y_{t-d^*}) + \sum_{j=1}^p (\beta_{3,j}y_{t-j}y_{t-d^*}^2) + e_t$$

Les termes $\beta_{2,0}y_{t-d}$ et $\beta_{3,0}y_{t-d}^2$ sont exclus pour éviter le problème de multicollinéarité (Smallwood, 2005). e_t est en relation avec ε_t et représente le résidu du développement de Taylor du premier ordre. Après ce développement, les hypothèses du test deviennent sous la forme :

$$H_0 : \beta_{2,j} = \beta_{3,j} = 0 \quad \text{avec } j = 1, \dots, p$$

$$H_1 : \beta_{2,j} \neq 0 \text{ ou } \beta_{3,j} \neq 0 \quad \text{pour au moins une des } j$$

La statistique LM du test χ^2 est calculée comme suit :

¹⁷Le problème des paramètres de nuisance non identifier sous l'hypothèse nul est traité par Ploberger (1994) ; Hansen (1996) et Stinchcombe & White (1998).

$$(2.20) \quad LM_{\chi^2} = \frac{T(SSR_R - SSR_{UR})}{SSR_R}$$

avec T le nombre des observations utilisées ; SSR_R la somme des carrés des erreurs calculé sous l'hypothèse nulle ; SSR_{UR} la somme des carrés des erreurs de la régression sous l'équation (2.19). Cette statistique est distribuée selon une distribution $\chi^2(2p)$.

La statistique LM du test de Fisher est calculée comme suit :

$$(2.21) \quad LM_F = \frac{(SSR_R - SSR_{UR})/2p}{SSR_{UR}/(T - 3p - 1)}$$

Cette statistique est distribuée selon une distribution $F(2p, T - 3p - 1)$.

2.3.1.3. Le modèle FI-STAR. Le modèle FI-STAR a été développé récemment par van Dijk, Franses et Paap (2002). De façon générale, le modèle FI-STAR est défini comme suit :

$$(2.22) \quad \begin{aligned} (1-L)^d y_t = & \left[\phi_{1,0} + \sum_{j=1}^p \phi_{1,j} (1-L)^d y_{t-j} \right] \\ & + \left[\phi_{2,0} + \sum_{j=1}^p \phi_{2,j} (1-L)^d y_{t-j} \right] G(y_{t-d^*}, \gamma, c) + \varepsilon_t \end{aligned}$$

avec ε_t une martingale. Dans ce cas, la différence fractionnaire de la série temporelle est un model STAR.

van Dijk, Franses et Paap (2002) ont utilisé dans leur modèle une fonction de transition logistique. De son coté, Smallwood (2005) a utilisé la même procédure de van Dijk et *al.* (2002) en utilisant une fonction de transition exponentielle. Et puisque notre fonction de transition est exponentielle, nous allons suivre la procédure de Smallwood (2005).

Les problèmes du test de linéarité dans les modèles FI-STAR sont presque les mêmes que dans les modèles STAR, et les tests dans les deux cas sont presque similaires.

A la suite d'un développement de Taylor de la fonction de transition (avec $d^* \leq p$) nous trouvons la régression auxiliaire de (2.15) comme suit :

$$(2.23) \quad (1-L)^d y_t = \left[\phi_{1,0} + \sum_{j=1}^p \phi_{1,j} (1-L)^d y_{t-j} \right] + \left[\sum_{j=1}^p \phi_{2,j} (1-L)^d y_{t-j} y_{t-d^*} \right] + \left[\sum_{j=1}^p \phi_{3,j} (1-L)^d y_{t-j} y_{t-d^*}^2 \right] + e_t$$

L'hypothèse nulle du test de linéarité est la suivante :

$$H_0 : \phi_{2,j} = \phi_{3,j} = 0 \quad , \quad j = 1, \dots, p$$

Sous l'hypothèse nulle, la série temporelle est distribuée comme un processus a mémoire longue ARFIMA($p, d, 0$) et $e_t = \varepsilon_t$. Pour la construction du test, on utilise la fonction conditionnelle de vraisemblance sous l'hypothèse de normalité

et de variance constante. Le développement du test LM de linéarité est dû à Terasvirta (1994) et van Dijk, Franses et Paap (2002). En premier lieu, on estime un modèle ARFIMA($p, d, 0$), ce qui permet d'obtenir la série des résidus $\hat{\varepsilon}$ et l'ordre d'intégration \hat{d} . La somme des carrés des résidus (SSR_R) est construite pour les résidus $\hat{\varepsilon}$. Ensuite, on estime une régression de $\hat{\varepsilon}$ sur : $-\sum_{j=1}^{t-1} \frac{\hat{\varepsilon}_{t-j}}{j}$, $1, (1-L)\hat{d}y_{t-1}, \dots, (1-L)\hat{d}y_{t-p}, (1-L)\hat{d}y_{t-1}y_{t-d^*}, \dots, (1-L)\hat{d}y_{t-p}y_{t-d^*}$, et $(1-L)\hat{d}y_{t-1}y_{t-d^*}^2, \dots, (1-L)\hat{d}y_{t-p}y_{t-d^*}^2$. La somme des carrés des résidus de cette régression est notée SSR_{UR} .

La statistique LM du test de χ^2 est calculée comme suit :

$$(2.24) \quad LM_{\chi^2} = \frac{T(SSR_R - SSR_{UR})}{SSR_R}$$

Cette statistique est distribuée selon une distribution $\chi^2(2p)$.

La statistique LM du test de Fisher est calculée comme suit :

$$(2.25) \quad LM_F = \frac{(SSR_R - SSR_{UR})/2p}{SSR_{UR}/(T - 3p - 1)}$$

Cette statistique est distribuée selon une distribution $F(2p, T - 3p - 1)$.

Le test de non linéarité dans les modèles FI-STAR dépend de la valeur estimée du paramètre de différenciation d . Pour estimer les paramètres du modèle FI-STAR, van Dijk, Franses et Paap (2002) introduisent une modification sur

l'estimateur du maximum de vraisemblance de Beran (1995), qui est basé sur une approximation de la fonction LM qui minimise la somme des carrées des résidus pour les modèles ARFIMA($p, d, 0$) et FI-STAR(P) :

$$(2.26) \quad S(\theta) = \sum_{t=2}^T \varepsilon_t^2(\theta)$$

avec θ représentant les paramètres des deux modèles ; les résidus sont calculés en utilisant l'équation (2.23). Plus précisément, les résidus sont estimés comme suit :

$$(2.27) \quad \varepsilon_t = (1-L)^d y_t - \left[\phi_{1,0} + \sum_{j=1}^p \phi_{1,j} (1-L)^d y_{t-j} \right] - \left[\phi_{2,0} + \sum_{j=1}^p \phi_{2,j} (1-L)^d y_{t-j} \right] \left[1 - \exp \left(\frac{\gamma}{\sigma_{y_{t-d}}^2} (y_{t-d} - c)^2 \right) \right]$$

Pour estimer ce modèle, on utilise la méthode des moindres carrée non linéaire, et vu les difficultés rencontrées par cette estimation jointe, van Dijk, Franses et Paap (2002) proposent un algorithme basé sur la fonction de la somme des carrées des résidus.

A l'exception du paramètre de différenciation d , du seuil c , et du coefficient de *smoothness* γ , le modèle FI-STAR est linéaire dans le reste des paramètres. Ainsi, on peut utiliser la méthode des moindres carrée non linéaire pour estimer

les coefficients d , c et γ , et la méthode des moindres carrée ordinaire pour estimer les coefficients des autorégressives des deux régimes.

Pour tester la validité de l'algorithme de l'estimation, Smallwood (2005) exécute une série de simulations à la base des modèles FI-STAR. Les résultats obtenus de ces simulations supportent fortement cette technique d'estimation.

2.3.2. La description des données

Les données utilisées sont des données mensuelles des taux de change nominaux contre le dollar, et des indices des prix de consommation des pays du Maghreb (Algérie, Maroc, Tunisie), ainsi que l'indice des prix de consommation des États Unis. Ces données sont rapportées de l'IFS (*International Financial Statistic*) couvrant les périodes : de janvier 1974 à mai 2005 pour l'Algérie ; de Janvier 1970 à décembre 2005 pour la Tunisie ; et de janvier 1970 à août 2005 pour le Maroc.

Notre objectif est de tester la stationnarité du taux de change réel calculée comme suit :

$$(2.28) \quad q_t = s_t - p_t + p_t^*$$

où :

q_t : le taux de change réel ;

s_t : le logarithme du taux de change nominal contre le dollar ;

p_t : le logarithme de l'indice des prix de consommation du pays de base ;

p_t^* : le logarithme de l'indice des prix de consommation des États Unis.

2.3.3. Les résultats des estimations

2.3.3.1. L'estimation du modèle $ARFIMA(p, d, 0)$. Les résultats de l'estimation du modèle $ARFIMA(p, d, 0)$ sont présentés dans le tableau (9). Le nombre des coefficients est déterminé en utilisant les critères d'Akaike (AIC) et de Schwartz (SIC). La statistique de Ljung box montre qu'il y a une forte autocorrélation des erreurs dans le cas de l'Algérie et la Tunisie¹⁸.

Les résultats du tableau (9) montrent que, à l'exception du Maroc, l'hypothèse de la parité du pouvoir d'achat est acceptée comme condition de long terme pour l'Algérie et la Tunisie. En effet, les écarts type au niveau de 5% pour l'Algérie et la Tunisie montrent que la valeur estimée du paramètre d est significativement différente de l'unité, ce qui implique l'acceptation de la parité du pouvoir d'achat.

¹⁸Nous avons essayé plusieurs régressions, mais nous avons trouvé dans le cas de l'Algérie et la Tunisie que la régression avec un seul coefficient est celle qui donne le niveau le plus bas de l'autocorrélation. Cependant, même avec ce niveau, l'autocorrélation reste toujours très élevée.

Tableau[9] : les résultats de l'estimation des modèles ARFIMA(1,d,0)

	Algérie	Maroc	Tunisie
ϕ_1	0.9873[0.0040]	0.1304[0.0777]	0.9838[0.0048]
ϕ_2	<i>n.a</i>	<i>n.a</i>	<i>n.a</i>
ϕ_3	<i>n.a</i>	<i>n.a</i>	<i>n.a</i>
ϕ_4	<i>n.a</i>	<i>n.a</i>	<i>n.a</i>
d	0.2134[0.0578]	1[0.0344]	0.0741[0.0643]
μ	2.766[3.3346]	-0.0782[0.0518]	0.1176[0.1253]
Kurtosis	18.7932	5.8521	4.2144
Skewness	2.6385	0.5358	0.5794
Jarque Bera	4.18E + 03	164.3785	25.3588
P.val [5] (Q stat)	0.093	0.9883	0.235
P.val [10] (Q stat)	0.2015	0.6213	0.3705
P.val [20] (Q stat)	0.1065	0.46	0.2607
AIC	-8.1969	-8.8963	-9.1077
SIC	-8.1648	-8.8678	-9.0611
SSE	0.0986	0.0576	0.0235

Les valeurs entre crochet représentent les écarts type.

De façon générale, le tableau (9) montre qu'il n'existe pas une évidence de la stationnarité, du fait que tous les paramètres d sont significativement différents de zéro, et en même temps le coefficient autorégressif est significativement inférieur

à l'unité (sauf dans le cas du Maroc où le paramètre d est significativement égal à l'unité). Ainsi, nous pouvons avancer que dans le cas de l'Algérie et la Tunisie, les résultats sont en faveur de l'existence d'une mémoire longue.

2.3.3.2. Les résultats des tests de linéarité. Les tests de linéarité des modèles FI-STAR sont présentés dans le tableau (10). Ces résultats montrent que l'hypothèse de linéarité des taux de change réel est rejetée pour les trois pays, mais avec des niveaux différents (1% pour l'Algérie et 10% pour le Maroc et la Tunisie). Ainsi, tous les taux de change sont non linéaires, ce qui est en faveur des modèles FISTAR.

Tableau[10] :les résultats des tests de linéarité

	Algérie	Maroc	Tunisie
LM_{χ^2}	12.1343	5.0994	5.5537
p.value χ^2	0.0023	0.0781	0.0622
LM_F	6.2251	2.5564	2.7976
p.value F	0.0022	0.0788	0.0632

Les valeurs de LM chi2 et de LM F sont tous les deux supérieures aux valeurs tabulées.

2.3.3.3. Les résultats des estimations des modèles $FISTAR(P)$. Les résultats des tests de linéarité montrent que l'hypothèse de linéarité est rejetée pour les trois pays étudiés. Autrement dit, le taux de change réel est non linéaire, et

il est plus précisément sous la forme d'un modèle FI-STAR. Les résultats des estimations des modèles FI-STAR sont présentés dans le tableau (11).

Nous remarquons que les écarts type dans le cas des modèles FI-STAR sont plus larges que dans le cas des modèles ARFIMA. Dans ce contexte, Smallwood (2005) note que dans le cas où le coefficient de *smoothness* est large, alors la matrice hessienne estimée peut être volatile. Et par conséquent, les écarts type sont relativement large par rapport au modèle ARFIMA¹⁹.

Les résultats du tableau (11) montrent que dans le cas de l'Algérie et du Maroc, le taux de change réel est non linéaire avec une mémoire longue. Cependant, dans le cas de la Tunisie, il est très difficile d'interpréter les résultats des estimations des modèles FI-STAR. L'estimation de ce taux de change réel en utilisant les modèles *ESTAR(p)* semble une solution appropriée. D'autres résultats sont présentés dans le tableau (11), comme par exemple, les coefficients des autorégressives des deux régimes, le seuil, et plusieurs autres statistiques utiles pour l'évaluation du modèle (e.g., Kurtosis, Skewness, Jarque Bera, Ljung Box, AIC, SIC, et SSE). La statistique de Ljung Box montre que le problème de l'autocorrélation est moins présent dans les modèles non linéaires que dans les modèles ARFIMA.

Les résultats des tests montrent que la combinaison des modèles non linéaire avec les modèles à mémoire longue peut nous aider à mieux comprendre le comportement du taux de change réel. De plus, même dans les cas où ces modèles ne

¹⁹Smallwood (2005) note: "The underlying estimates of the smoothness parameter γ are quite large, and as a such the estimated Hessian matrix can be volatile. As a consequence, the numerical standard errors are relatively large when compared to table (1) ".

peuvent données des résultats en faveur de la parité du pouvoir d'achat, il n'en demeure pas moins que les modèles non linéaire sont plus approprié pour modéliser le comportement du taux de change réel. En, effet les résultats des tests sur les pays du Maghreb, montre que le taux de change réel dans le cas de l'Algérie et le Maroc suit un comportement non linéaire avec une mémoire longue. Cependant, dans le cas de la Tunisie, le taux de change réel suit un comportement non linéaire sans mémoire longue, et plus précisément sous la forme d'un modèle ESTAR.

Ces résultats, que ce soit dans le cas de l'Algérie et le Maroc, ou dans le cas de la Tunisie, montre que la parité du pouvoir d'achat peut être accepter comme condition d'équilibre de long terme dans les pays du Maghreb, et que le taux de change réel dans ces pays suit un comportement non linéaire sous la forme d'un modèle a seuil a transition lisse (ESTAR) dans le cas de la Tunisie, et un modèle ESTAR avec une mémoire longue (FI-ESTAR) dans le cas de l'Algérie et le Maroc.

Tableau[11] :les résultats des estimations des modèles FI-STAR

	Algérie	Maroc	Tunisie
$\phi_{1,0}$	0.638[2.189]	0.023[0.010]	-0.014[0.068]
$\phi_{1,1}$	-0.533[5.363]	0.441[0.597]	0.872[1.006]
$\phi_{2,0}$	-0.636[2.188]	-0.022[0.010]	0.016[0.067]
$\phi_{2,1}$	1.53[5.362]	-0.341[0.601]	0.102[1.012]
$G()$	29.826[102.719]	613.423[806.553]	50.294[345.697]
c	0.699[0.256]	0.409[0.006]	-0.082[0.037]
d	0.0018	0.01285	1
Kurtosis	19.68624	6.16848	4.20945
Skewness	2.26762	0.52371	0.65636
Jarque Bera	4460.06657	195.35035	28.14308
P.val [5] (Q stat)	0.00062	0.97235	0.63059
P.val [10] (Q stat)	0.0021	0.08517	0.8536
P.val [20] (Q stat)	0.00039	0.02453	0.82638
AIC	-8.36697	-8.92625	-9.12115
SIC	-8.29187	-8.85939	-9.01104
SSE	0.08118	0.0545	0.02191

Les valeurs entre crochet représentent les écarts type.

2.3.4. Conclusion

le chapitre qui vient d'être présenté a été divisé en deux volets. Dans le premier volet, nous avons présenté une revue de littérature que nous avons divisé en six étapes. La première étape se caractérise par l'utilisation de simples méthodes d'estimation comme la méthode des moindres carrés ordinaire ou la méthode des variables instrumentales. Dans cette étape, la parité du pouvoir d'achat est généralement rejetée, sauf dans le cas des pays dont le niveau d'inflation est très élevé. La deuxième étape aborde la question de la non stationnarité du taux de change réel. De même, les résultats de cette étape rejettent aussi l'hypothèse de la parité du pouvoir d'achat comme condition de long terme. La troisième étape se caractérise par l'utilisation de l'approche de la cointégration. Les résultats de cette étape sont en faveur de la parité du pouvoir d'achat, d'une part, entre les grands pays industrialisés, et d'autre part, dans le cas des pays dont le niveau d'inflation est très élevée. Cependant, même en utilisant la cointégration, les conditions de symétrie et de proportionnalité étaient souvent rejetées, et les paramètres estimés dans les régressions de la PPP étaient souvent loin de leurs valeurs théoriques. Selon ces études, on est devant un problème de taille d'échantillon ou un problème de puissance des testes. De ce fait, la quatrième étape se caractérise par l'utilisation des données de longue période. En effet, les résultats de cette étape étaient en faveur de la parité du pouvoir d'achat. Cependant, avec l'utilisation des

données de longue période, on se retrouve devant le problème que ces données couvrent plusieurs types de régimes de change, et qu'il est très difficile dans ce cas de déterminer les points de changement structurels, ce qui complique l'interprétation des résultats. La cinquième étape se caractérise par l'utilisation des données de panel. Bien qu'il y ait des contradictions dans l'interprétation des résultats de cette étape, sauf que ces résultats étaient en faveur de la parité du pouvoir d'achat dans les pays du G-5. De façon générale, et compte tenu des résultats de toute ces étapes, Rogoff (1996) note que le puzzle de la parité du pouvoir d'achat n'est que la grande persistance du taux de change réel.

La dernière étape dans le contexte des tests de la parité du pouvoir d'achat se caractérise par l'introduction des techniques non linéaire dans les tests de la stationnarité du taux de change réel. En effet, l'introduction de ces techniques peut résoudre le puzzle de Rogoff (1996). Les résultats de cette étape montrent que la parité du pouvoir d'achat peut être acceptée comme une condition d'équilibre de long terme, et que le taux de change réel suit un comportement non linéaire.

Dans le deuxième volet de ce chapitre, nous avons testé la validité de la parité du pouvoir d'achat contre le dollar dans les pays du Maghreb (l'Algérie, le Maroc, et la Tunisie). Les études récentes à ce sujet ont utilisé, soit des modèles non linéaires, soit des modèles à mémoire longue pour tester l'existence des racines unitaires dans le taux de change réel. Cependant, l'évidence empirique a prouvé que les deux techniques peuvent être intimement liées. Pour cette raison, nous

avons choisis d'utiliser les modèles FI-STAR pour tester la validité de la parité du pouvoir d'achat dans les pays du Maghreb.

Les résultats de l'étude empirique se résument dans les points suivants (Benbouziane et Benamar, 2007) :

- Les résultats de l'estimation des modèles ARFIMA montrent que le taux de change réel dans le cas de l'Algérie et la Tunisie, se caractérise par l'existence d'une mémoire longue. Dans le cas du Maroc, nous remarquons que le taux de change réel n'est pas stationnaire. Autrement dit, la parité du pouvoir d'achat est acceptée dans le cas de l'Algérie et la Tunisie, mais elle est rejeté dans le cas du Maroc.
- Les résultats des tests de linéarité montrent que le taux de change réel dans les trois pays est non linéaire. Ces taux de change réel suivent la forme d'un modèle FI-STAR, donc les estimations des modèles ARFIMA sont mal spécifiés.
- Les résultats de l'estimation des modèles FI-STAR montrent que le cas de l'Algérie et du Maroc, le taux de change réel est non linéaire avec une mémoire longue. Pour le cas de la Tunisie, nous heurtons à une difficulté d'interprétation des résultats .
- Dans le cas de la Tunisie, l'utilisation des modèles ESTAR semble être une solution appropriée dans la modélisation du Taux de change réel.

Les résultats des tests montrent que la combinaison des modèles non linéaires avec les modèles à mémoire longue peut aider à mieux comprendre le comportement du taux de change réel. De plus, même dans le cas où ces modèles ne peuvent

donner des résultats en faveur de la parité du pouvoir d'achat, il n'en demeure pas moins que les modèles non linéaire sont plus appropriés pour modéliser le comportement du taux de change réel.

En guise de conclusion de ce chapitre les résultats de l'étude empirique montre que la parité du pouvoir d'achat contre le dollar est acceptée dans les pays du Maghreb. Sauf que le comportement du taux de change réel pour l'Algérie et le Maroc est non linéaire avec une mémoire longue (sous forme d'un modèle FI-STAR), mais dans le cas de la Tunisie, le comportement du taux de change réel est non linéaire sans mémoire longue (sous la forme d'un modèle ESTAR).

BIBLIOGRAPHIE

- [1] Abuaf, N. & P. Jorion (1990), "Purchasing Power Parity in the Long Run," *Journal of Finance*, Vol. 45, pp. 157-74.
- [2] Adler, M. & B. Lehmann (1983), "Deviations from Purchasing Power Parity in the Long Run", *Journal of Finance*, Vol. 38, pp. 1471-87.
- [3] Allen, H. & M.P. Taylor (1990), "Charts, Noise and Fundamentals in the Foreign Exchange Market," *Economic Journal*, Vol. 100, pp. 49-59.
- [4] Banerjee, A. & J.J. Dolado & D.F. Hendry & G.W. Smith (1986), "Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics Through Static Models: Some Monte Carlo Evidence," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 3, pp. 253-78.
- [5] Baxter, M. & A.C. Stockman (1989), "Business Cycles and the Exchange Rate System," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 23, pp. 377-400.
- [6] Benbouziane, M. et A. Benamar (2007), " Nonlinearity and Long Memory Process: A Joint Hypothesis for The Purchasing Power Parity in MENA Countries", *Bulletin of Statistics and Economics*, Vol 1 n° S07, pp 2-20.
- [7] Benninga, S. & A.A. Protopapadakis (1988), "The Equilibrium Pricing of Exchange Rates and Assets When Trade Takes Time," *Journal of International Economics*, Vol. 7, pp. 129-49.
- [8] Bertola, G. & R.J. Caballero (1990), "Kinked Adjustment Costs and Aggregate Dynamics," in O.J. Blanchard and S. Fischer, eds., *NBER Macroeconomics Annual* (Cambridge, Massachusetts: MIT Press).
- [9] Cassel, G. (1916), "The present situation of the foreign exchanges I", *Economic Journal*, 26, 62-5.

- [10] Cassel, G. (1918), "Abnormal deviations in international exchanges", *Economic Journal*, 28, 413-15.
- [11] Cassel, G. (1928a), *Foreign investments*, Lectures of the Harris Foundation, Chicago, University of Chicago Press, Chicago.
- [12] Cassel, G. (1928b), *Post-war monetary stabilization*, Columbia university press, New York.
- [13] Cheung, Y.W. & K.S. Lai (1993a), "A Fractional Cointegration Analysis of Purchasing Power Parity," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 11, pp. 103-12.
- [14] Cheung, Y.W. & K.S. Lai (1993b), "Long-Run Purchasing Power Parity During the Recent Float," *Journal of International Economics*, Vol. 34, pp. 181-92.
- [15] Cheung, Y.W. & K.S. Lai (1994), "Mean Reversion in Real Exchange Rates," *Economics Letters*, Vol. 46, pp. 251-56.
- [16] Choudhry, T., R. McNown, & M. Wallace (1991), "Purchasing Power Parity and the Canadian Float in the 1950s," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 73, pp. 558-63.
- [17] Chowdhury, A.R. & F. Sdogati (1993), "Purchasing Power Parity in the Major EMS Countries: The Role of Price and Exchange Rate Adjustment," *Journal of Macroeconomics*, Vol. 15, pp. 25-45.
- [18] Coakley, J. & A.M. Fuertes (1997), "New Panel Unit Root Tests of PPP," *Economics Letters*, Vol. 57, pp. 17-22.
- [19] Cochrane, J.H. (1988), "How Big Is the Random Walk in GNP?" *Journal of Political Economy*, Vol. 96, pp. 893-920.
- [20] Corbae, D. & S. Ouliaris (1988), "Cointegration and Tests of Purchasing Power Parity," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 70, pp. 508-11.
- [21] Davutyan, N. & J. Pippenger (1990), "Testing Purchasing Power Parity: Some Evidence of the Effects of Transactions Costs," *Econometric Reviews*, Vol. 9, pp. 211-40.

- [22] Diebold, F.X., S. Husted, & M. Rush (1991), "Real Exchange Rates under the Gold Standard," *Journal of Political Economy*, Vol. 99, pp. 1252-71.
- [23] Dornbusch, R. & Krugman, P. (1976), "Flexible exchange rates in the short run", *Brooking Papers on Economic Activity*, 3, 537-75.
- [24] Dornbusch, R. (1985), "Purchasing power parity", *NBER working paper series*, No 1591.
- [25] Dumas, B. (1992), "Dynamic Equilibrium and the Real Exchange Rate in Spatially Separated World," *Review of Financial Studies*, Vol. 5, pp. 153-80.
- [26] Dumas, B. (1994), "Partial Equilibrium Versus General Equilibrium Models of the International Capital Market," in F. Van Der Ploeg, ed., *The Handbook of International Macroeconomics* (Oxford: Blackwell).
- [27] Edison, H.J. & B.D. Pauls (1993), "A Re-Assessment of the Relationship Between Real Exchange Rates and Real Interest Rates: 1974-90," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 31, pp. 165-87.
- [28] Edison, H.J. (1985), "Purchasing Power Parity: A Quantitative Reassessment of the 1920s Experience," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 4, pp. 361-72.
- [29] Edison, H.J. (1987), "Purchasing Power Parity in the Long Run," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 19, pp. 376-87.
- [30] Einzig, P. (1967), *Foreign exchange crisis*, Macmillan, London.
- [31] Enders, W. (1988), "ARIMA and Cointegration Tests of PPP under Fixed and Flexible Exchange Rate Regimes," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 70, pp. 504-08.
- [32] Engel, C. (2000), "Long-Run PPP May Not Hold after All," *Journal of International Economics*, Vol. 51, pp. 243-73.
- [33] Engle, R.F. & Granger, C.W. (1987), "Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing", *Econometrica*, March, 251-276.

- [34] Faust, J. (1996), "Near Observational Equivalence and Theoretical Size Problems with Unit Root Tests," *Econometric Theory*, Vol. 12, pp. 724-31.
- [35] Fisher, E.O.N. & J.Y. Park (1991), "Testing Purchasing Power Parity Under the Null Hypothesis of Cointegration," *Economic Journal*, Vol. 101, pp. 1476-84.
- [36] Flood, R.P. & M.P. Taylor (1996), "Exchange Rate Economics: What's Wrong with the Conventional Macro Approach?" in J.A. Frankel, G. Galli, and A. Giovannini, eds., *The Microstructure of Foreign Exchange Markets* (Chicago: University of Chicago Press).
- [37] Frankel, J.A. & A.K. Rose (1996), "A Panel Project on Purchasing Power Parity: Mean Reversion Within and Between Countries," *Journal of International Economics*, Vol. 40, pp. 209-24.
- [38] Frankel, J.A. (1986), "International Capital Mobility and Crowding Out in the U.S. Economy: Imperfect Integration of Financial Markets or Goods Markets?" in R.W. Hafer, ed., *How Open Is the U.S. Economy?* (Lexington, Massachusetts: Lexington Books).
- [39] Frankel, J.A. (1990), "Zen and the Art of Modern Macroeconomics: The Search for Perfect Nothingness," in W. Haraf, and T. Willett, eds., *Monetary Policy for a Volatile Global Economy* (Washington, D.C.: American Enterprise Institute).
- [40] Franses, P. H., & D. van Dijk (2000), *nonlinear time series models in empirical finance*, Cambridge University Press.
- [41] Frenkel, J. A. (1978), "Purchasing power parity: Doctrinal perspective and evidence from the 1920s", *Journal of International Economics*, 8, 169-191.
- [42] Frenkel, J.A. (1981), "The Collapse of Purchasing Power Parities During the 1970s," *European Economic Review*, Vol. 16, pp. 145-65.
- [43] Friedman, M. & Schwartz, A. J. (1963), *A monetary history of the United States: 1867-1960*, Princeton University Press for the National Bureau of Economic Research, Princeton, NJ.

- [44] Froot, K.A. & K. Rogoff (1995), "Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates," in K. Rogoff and G. Grossman, eds., *Handbook of International Economics* (Amsterdam: North Holland).
- [45] Glen, J.D. (1992), Real Exchange Rates in the Short, Medium, and Long Run," *Journal of International Economics*, Vol. 33, pp. 147-66.
- [46] Granger, C. W. J., & R. Joyeux (1980), "An introduction to long-memory time series," *Journal of Time Series Analysis*, 1, 15-30.
- [47] Granger, C.W.J & P. Newbold (1974), "Spurious Regressions in Econometrics," *Journal of Econometrics*, Vol. 2, pp. 111-20.
- [48] Granger, C.W.J. & T. Teräsvirta (1993), *Modeling Nonlinear Economic Relationships* (Oxford: Oxford University Press).
- [49] Granger, C.W.J. (1980), "Long memory relationships and the aggregation of dynamic models", *Journal of Econometrics*, Volume: 14, Issue: 2, pp. 227-238.
- [50] Granger, C.W.J. (1986), "Developments in the Study of Cointegrated Variables," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 48, pp. 213-28.
- [51] Grice-Hutchison, M. (1952), *The school of Salamanca: Readings in Spanish Monetary theory, 1544-1605*, Clarendon Press, Oxford.
- [52] Hakkio, C.S. (1984), "A Re-examination of Purchasing Power Parity: A Multi-Country and Multi-Period Study," *Journal of International Economics*, Vol. 17, pp. 265-77.
- [53] Hegwood, N.D. & D.H. Papell (1998), "Quasi Purchasing Power Parity," *International Journal of Finance and Economics*, Vol. 3, pp. 279-89.
- [54] Hosking, J. (1981), "Fractional differencing", *Biometrika* 68: 167-170.
- [55] Huizinga, J. (1987), "An Empirical Investigation of the Long-Run Behavior of Real Exchange Rates," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 27, pp. 149-214.
- [56] Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, pp. 231-54.

- [57] Johansen, S. (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, Vol. 59, pp. 1551-80.
- [58] Keynes, J. M. (1923), *A tract on monetary reform*, Macmillan, London.
- [59] Keynes, J. M. (1925), *The economic consequences of Mr Churchill*, Macmillan, London.
- [60] Keynes, J. M. (1932), *Essays in Persuasion* (New York: Harcourt Brace).
- [61] Kilian, L. & M.P. Taylor (2001), "Why Is It So Difficult to Beat the Random Walk Forecast of Exchange Rates?" (University of Michigan and University of Warwick).
- [62] Kim, Y. (1990), "Purchasing Power Parity in the Long Run: A Cointegration Approach," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 22, pp. 491-503.
- [63] Krugman, P.R. (1978), "Purchasing Power Parity and Exchange Rates: Another Look at the Evidence," *Journal of International Economics*, Vol. 8, pp. 397-407.
- [64] Krugman, P.R. (1989), *Exchange Rate Instability* (Cambridge, Massachusetts: MIT Press).
- [65] Laidler, D. E. W. (1981), "Monetarism - an interpretation and an assessment", *Economic Journal*, 91, 1-21.
- [66] Lothian, J.R. & C. McCarthy, 2000, "Real Exchange Rate Behavior Under Fixed and Floating Exchange Rate Regimes" (Fordham University).
- [67] Lothian, J.R. & M.P. Taylor (1996), "Real Exchange Rate Behavior: The Recent Float from the Perspective of the Past Two Centuries," *Journal of Political Economy*, Vol. 104, pp. 488-510.
- [68] Lothian, J.R. & M.P. Taylor (1997), "Real Exchange Rate behavior: The Problem of Power and Sample Size," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 16, pp. 945-54.

- [69] Lothian, J.R. & M.P. Taylor (2000), "Purchasing Power Parity Over Two Centuries: Strengthening the Case for Real Exchange Rate Stability," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 19, pp. 759-64.
- [70] Lothian, J.R. (1986), "Real Dollar Exchange Rates under the Bretton-Woods and Floating-Rate Systems," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 5, pp. 429-48.
- [71] Lothian, J.R. (1990), "A Century plus of Japanese Exchange Rate Behavior," *Japan and the World Economy*, Vol. 2, pp. 47-50.
- [72] Lothian, J.R. (1991), "A History of Yen Exchange Rates," in W.T. Ziemba, W. Bailey, and Y. Hamao, eds., *Japanese Financial Market Research* (Amsterdam: Elsevier).
- [73] Lothian, J.R. (1997a), "What Salamanca scholastics can teach our social thinkers today", *The Bransma Review*, 29, 1-4.
- [74] Lothian, J.R. (1997b), "Multi-Country Evidence on the Behavior of Purchasing Power Parity Under the Current Float," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 16, pp. 19-35.
- [75] Lothian, J.R. (1998), "Some New Stylized Facts of Floating Exchange Rates," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 17, pp. 29-39.
- [76] Luukkonen, R., P. Saikkonen, & T. Terasvirta (1988), "Testing linearity against smooth transition autoregressive models", *Biometrika* 75, 491-499.
- [77] Mark, N. (1990), "Real and Nominal Exchange Rates in the Long Run: An Empirical Investigation," *Journal of International Economics*, Vol. 28, pp. 115-36.
- [78] McKinnon, R.I. (1991), *Monetary Theory and Controlled Flexibility in the Foreign Exchanges* (Princeton: International Finance Section, Princeton University).
- [79] McNown, R. & M. Wallace (1989), "National Price Levels, Purchasing Power Parity, and Cointegration: A Test of Four High Inflation Economies," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 8, pp. 533-45.

- [80] Meese, R.A. & K. Rogoff (1988), "Was It Real? The Exchange Rate-Interest Differential Relation over the Modern Floating-Rate Period," *Journal of Finance*, Vol. 43, pp. 933-48.
- [81] Michael, P., A.R. Nobay, & D.A. Peel, 1997, "Transactions Costs and Nonlinear Adjustment in Real Exchange Rates: An Empirical Investigation," *Journal of Political Economy*, Vol. 105, pp. 862-79.
- [82] Moggridge, D. E. (1972), *British monetary policy 1924-1931: The Norman conquest of \$4.8*, Cambridge university press, Cambridge.
- [83] O'Connell, P.G.J. (1998), "The Overvaluation of Purchasing Power Parity," *Journal of International Economics*, Vol. 44, pp. 1-19.
- [84] Obstfeld, M. & A.M. Taylor (1997), "Nonlinear Aspects of Goods-Market Arbitrage and Adjustment: Heckscher's Commodity Points Revisited," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 11, pp. 441-79.
- [85] Papell, D.H. (1998), "Searching for Stationarity: Purchasing Power Parity Under the Current Float," *Journal of International Economics*, Vol. 43, pp. 313-32.
- [86] Phillips, P.C.B. & B.E. Hansen (1990), "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes," *Review of Economic Studies*, Vol. 57, pp. 99-125.
- [87] Phillips, P.C.B. & P. Perron (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regressions," *Biometrika*, Vol. 75, pp. 335-46.
- [88] Phillips, P.C.B. (1986), "Understanding Spurious Regressions in Econometrics," *Journal of Econometrics*, Vol. 33, pp. 311-40.
- [89] Pippenger, J. (2004), "The modern theory of the LOP and PPP: Some implications", *Departmental working papers*, University of California, Santa Barbara, Paper 304.
- [90] Ricardo, D. (1821), *On the principles of political economy and taxation*, John Murray, London.

- [91] Rogoff, R. (1996), "The Purchasing Power Parity Puzzle," *Journal of Economic Literature*, Vol. 34, pp. 647–68.
- [92] Roll, R. (1979), "Violations of Purchasing Power Parity and Their Implications for Efficient International Commodity Markets," in M. Sarnat and G.P. Szego, eds., *International Finance and Trade*, Vol. 1 (Cambridge, Massachusetts: Ballinger).
- [93] Sarno, L. & M.P. Taylor (1998), "Real Exchange Rates Under the Recent Float: Unequivocal Evidence of Mean Reversion," *Economics Letters*, Vol. 60, pp. 131–37.
- [94] Sarno, L. & M.P. Taylor (2001a), "The Microstructure of the Foreign Exchange Market: A Selective Survey of the Literature," *Princeton Studies in International Economics*, Vol. 89 (Princeton: Economics Section, Princeton University).
- [95] Sarno, L. & M.P. Taylor (2002), "Purchasing power parity and the real exchange rate", *IMF Staff Papers*, vol.49 (1): 65-105.
- [96] Sercu, P., R. Uppal, & C. Van Hulle (1995), "The Exchange Rate in the Presence of Transactions Costs: Implications for Tests of Purchasing Power Parity," *Journal of Finance*, Vol. 50, pp. 1309–19.
- [97] Shiller, R.J. & P. Perron (1985), "Testing the Random Walk Hypothesis: Power Versus Frequency of Observation," *Economics Letters*, Vol. 18, pp. 381–86.
- [98] Sims, C.A. (1988), "Bayesian Skepticism on Unit Root Econometrics," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, pp. 463–74.
- [99] Smallwood, A.D. (2005), "Joint Tests for Long Memory and Non-linearity: The Case of Purchasing Power Parity", *Studies in Nonlinear dynamics and Econometrics*, Vol. 09, n°2, Article 7.
- [100] Stock, J.H. & M.W. Watson (1988), "Testing for Common Trends," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 83, pp. 1097–1107.
- [101] Stock, J.H. & M.W. Watson (1993), "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems," *Econometrica*, Vol. 61, pp. 783–820.

- [102] Taylor, A.M. (2001b), "Potential Pitfalls for the Purchasing Power Parity Puzzle? Sampling and Specification Biases in Mean Reversion Tests of the Law of One Price," *Econometrica*, forthcoming.
- [103] Taylor, M.P. & D.A. Peel (2000), "Nonlinear adjustment, long-run equilibrium and exchange rate fundamentals", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 19, 33-53.
- [104] Taylor, M.P. & H. Allen (1992), "The Use of Technical Analysis in the Foreign Exchange Market," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 11, pp. 304-14.
- [105] Taylor, M.P. & L. Sarno (1998), "The Behavior of Real Exchange Rates During the Post-Bretton Woods Period," *Journal of International Economics*, Vol. 46, pp. 281-312.
- [106] Taylor, M.P. & P.C. McMahon (1988), "Long-Run Purchasing Power Parity in the 1920s," *European Economic Review*, Vol. 32, pp. 179-97.
- [107] Taylor, M.P. & P.C. McMahon (1988), "Long-Run Purchasing Power Parity in the 1920s," *European Economic Review*, Vol. 32, pp. 179-97.
- [108] Taylor, M.P. (1988), "An Empirical Examination of Long-Run Purchasing Power Parity Using Cointegration Techniques," *Applied Economics*, Vol. 20, pp. 1369-81.
- [109] Taylor, M. P. (1992), "The dollar-sterling exchange rate in the 1920s: Purchasing power parity and the Norman conquest of \$4.86", *Applied Economics*, 24, 803-11.
- [110] Taylor, M.P. (2001), "Does Official Exchange Rate Intervention Really Matter?" (University of Warwick).
- [111] Taylor, M.P. (2006), "Real exchange rates and purchasing power parity: mean-reversion in economic thought", *Applied Financial Economics*, 16, 1-17.
- [112] Taylor, M.P., D.A. Peel, & L. Sarno (2001), "Nonlinear Mean-Reversion in Real Exchange Rates: Towards a Solution to the Purchasing Power Parity Puzzles," *International Economic Review*, Vol. 42, pp. 1015-42.

- [113] Teräsvirta, T. (1994), "Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 89, pp. 208–18.
- [114] Tong, H. (1990), *Nonlinear Time Series: A Dynamical System Approach* (Oxford: Clarendon Press).
- [115] van Dijk, D., P.H. Franses, & R. Paap (2002), "A nonlinear long memory model, with an application to US unemployment", *Journal of Econometrics* Volume: 110, Issue: 2, pp.135-165.
- [116] van Dijk, D., T. Teräsvirta, & P.H. Franses (2002), "Smooth transition autoregressive models – a survey of recent developments," *Econometric Reviews*, 21, 1-47.
- [117] Wheatley, J. (1803), *Remarks on currency and commerce*, Burton, Little, London.
- [118] Wheatley, J. (1807), *An essay on the theory of money and principles of commerce*, Vol. 1, London.
- [119] Wheatley, J. (1822), *An essay on the theory of money and principles of commerce*, Vol. 2, London.
- [120] Whitt, J.A., Jr. (1992), "The Long-Run Behavior of the Real Exchange Rate: A Reconsideration," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 24, pp. 72–82.
- [121] Wu, Y. (1996), "Are Real Exchange Rates Non-Stationary?: Evidence from a Panel-Data Test," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 28, pp. 54–63.
- [122] Zellner, A. (1962), "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 57, pp. 348–68.



CHAPITRE 3

Conclusion Générale

La théorie de la parité du pouvoir d'achat a fait l'objet d'une multitude d'études ayant pour objectif de tester sa validité à long terme et ce, surtout après le passage au régime de change flottant suite à l'effondrement de Bretton Woods.

Notre travail s'inscrit dans le cadre des travaux utilisant des méthodes économétriques puissantes afin d'obtenir des résultats qui sont de plus en plus en faveur de cette théorie. De plus, notre travail porte sur les pays du Maghreb (l'Algérie, le Maroc, et la Tunisie) du fait que la PPP n'a pas été suffisamment étudiée dans ces pays, et que même les études précédentes (qui ont traité de cette théorie dans ces pays) ont utilisé des méthodes économétriques conventionnelles.

Nous rappelons que la question principale à laquelle nous avons tenté de répondre dans le travail était de savoir si l'hypothèse de la parité du pouvoir d'achat pouvait être acceptée pour les pays du Maghreb.

Nous nous sommes concentrés dans notre étude sur le comportement du taux de change réel. En effet le taux de change réel peut être interprété comme étant les déviations de la parité du pouvoir d'achat. Par conséquent, la stationnarité du taux de change réel est une condition nécessaire et suffisante pour que la parité du pouvoir d'achat comme condition de long terme soit valide.

Notons que les études récentes ont choisi deux tendances pour valider la PPP. La première tendance était d'utiliser des modèles à mémoire longue pour étudier le comportement du taux de change réel. Ces modèles ont réussi à valider la PPP dans certains cas, et ont échoué dans d'autres. La deuxième tendance était d'utiliser des modèles non linéaires pour étudier le comportement du taux de change réel. De même, ces modèles ont aussi réussi à valider cette théorie dans certains cas, et ils ont échoué dans d'autre cas.

Une troisième tendance pour étudier le comportement du taux de change réel est basée sur le fait que les modèles à mémoire longue et les modèles non linéaires sont des modèles complémentaires dans l'étude de comportement du taux de change réel. Par conséquent, la combinaison de ces modèles peut donner une image plus claire sur le comportement du taux de change réel, et par conséquent sur la parité du pouvoir d'achat.

Tout abord, nous avons testé la validité de la loi du prix unique entre les pays du Maghreb. Nous notons que pour accepter la loi du prix unique entre les pays du Maghreb, il faut que les déviations de cette loi (le taux de change réel) soient stationnaires. Et pour mettre l'accent sur l'aspect non linéaire de ce taux de change réel, nous avons utilisé les modèles à seuil à transition brutale (TAR). En effet, les études récentes ont montré que la non linéarité du taux de change réel est due aux coûts de transaction et aux barrières du commerce, et que les modèles TAR sont plus appropriés pour modéliser cette non linéarité dans le cas de la loi du prix unique.

Les résultats montrent, effectivement, que les modèles TAR sont plus performants et plus appropriés que les modèles linéaires pour la modélisation de la loi du prix unique entre les pays du Maghreb. L'utilisation de ces modèles a conduit à l'acceptation de cette loi entre l'Algérie et le Maroc, et l'Algérie et la Tunisie. Cependant, même avec l'utilisation de ces modèles, cette loi est rejetée entre le Maroc et la Tunisie. Ce rejet peut avoir plusieurs explications. Une explication possible est celle de l'effet de frontière. En effet, la distance entre le Maroc et la Tunisie est plus grande que celle entre ces pays avec l'Algérie.

Nos résultats ne font que confirmer les explications affirmées par Cuddington et Liang (2000). Les auteurs expliquent que la parité du pouvoir d'achat est acceptée entre le Franc et la Livre, tandis qu'elle est rejetée entre le Dollar et la Livre, par le fait que la distance géographique entre les Etats-Unis et l'Europe est beaucoup plus grande que celle entre la grande Bretagne et la France.

Cependant, l'effet de distance peut se réduire à travers le temps en raison des améliorations dans les technologies de transport et de communications. Etant donné que les résultats trouvés sont que la réponse aux recherches entrepris dans cette étude. Pour cela d'autres recherches sont nécessaires pour pouvoir mieux expliquer ce phénomène.

Dans cet état d'esprit nous avons testé la validité de la parité du pouvoir d'achat contre le Dollar pour les pays du Maghreb. En effet, tester la validité de cette parité revient à tester la stationnarité du taux de change réel, du fait que le taux de change réel est considéré comme étant les déviations de la parité du

pouvoir d'achat. De même, nous avons utilisé les modèles FI-STAR pour modéliser le comportement du taux de change réel.

Nous notons que ces modèles combinent à la fois la structure non linéaire et la mémoire longue. Avec l'utilisation de ces modèles, nous pouvons repérer les processus ayant une mémoire longue, et les processus ayant une dynamique non linéaire, et les processus ayant une dynamique non linéaire combinée avec une mémoire longue. Les résultats montrent que la combinaison des modèles non linéaire avec les modèles à mémoire longue peut nous aider à mieux comprendre le comportement du taux de change réel dans les pays du Maghreb.

De plus, même dans le cas où ces modèles ne peuvent donner des résultats en faveur de la parité du pouvoir d'achat, il n'en demeure pas moins que les modèles non linéaire sont plus appropriés pour modéliser le comportement du taux de change réel dans ces pays.

En effet, ces résultats montrent que la parité du pouvoir d'achat contre le Dollar est acceptée dans les pays du Maghreb. Ces résultats montrent aussi que le comportement du taux de change réel pour l'Algérie et le Maroc est non linéaire avec une mémoire longue (sous la forme d'un modèle FI-STAR). Cependant, dans le cas de la Tunisie, le comportement du taux de change réel est non linéaire sans mémoire longue (sous la forme d'un modèle ESTAR).

BIBLIOGRAPHIE

- [1] Abuaf, N. & P. Jorion (1990), "Purchasing Power Parity in the Long Run," *Journal of Finance*, Vol. 45, pp. 157-74.
- [2] Adler, M. & B. Lehmann (1983), "Deviations from Purchasing Power Parity in the Long Run", *Journal of Finance*, Vol. 38, pp. 1471-87.
- [3] Allen, H. & M.P. Taylor (1990), "Charts, Noise and Fundamentals in the Foreign Exchange Market," *Economic Journal*, Vol. 100, pp. 49-59.
- [4] Andrews, D. (1993), "Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point", *Econometrica*, 61 (4), 821-856.
- [5] Balassa Bela (1964), "The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal", *Journal of Political Economy*, December, 72, (6), pp. 584-96.
- [6] Banerjee, A. & J.J. Dolado & D.F. Hendry & G.W. Smith (1986), "Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics Through Static Models: Some Monte Carlo Evidence," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 3, pp. 253-78.
- [7] Baxter, M. & A.C. Stockman (1989), "Business Cycles and the Exchange Rate System," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 23, pp. 377-400.
- [8] Bec, F., M. Ben Salem, & R. MacDonald (2002), "Real exchange rates and real interest rates: A nonlinear perspective", *CREST-ENSAE*.
- [9] Benbouziane, M. et A. Benamar (2007), " Nonlinearity and Long Memory Process: A Joint Hypothesis for The Purchasing Power Parity in MENA Countries", *Bulletin of Statistics and Economics*, Vol 1 n° S07, pp 2-20.

- [10] Benninga, S. & A.A. Protopapadakis (1988), "The equilibrium pricing of exchange rates and assets when trade takes time", *Journal of International Economics*, Vol. 7, 129-49.
- [11] Bertola, G. & R.J. Caballero (1990), "Kinked Adjustment Costs and Aggregate Dynamics," in O.J. Blanchard and S. Fischer, eds., *NBER Macroeconomics Annual* (Cambridge, Massachusetts: MIT Press).
- [12] Brock, W., D. Dechert, J. Sheinkman, & B. LeBaron (1996), "A test for independence based on the correlation dimension", *Econometric Reviews*, 15, 197-235.
- [13] Bui, N. & J. Pippenger (1990), "Commodity prices, exchange rates and their relative volatility", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 9, 3-20.
- [14] Caner, M., & B.E. Hansen (2001), "Threshold autoregression with a unit root", *Econometrica*, 69, 1555-1596.
- [15] Cassel, G. (1916), "The present situation of the foreign exchanges I", *Economic Journal*, 26, 62-5.
- [16] Cassel, G. (1918), "Abnormal deviations in international exchanges", *Economic Journal*, 28, 413-15.
- [17] Cassel, G. (1922), *Money and foreign exchange after 1914*, Constable, London.
- [18] Cassel, G. (1928a), *Foreign investments, Lectures of the Harris Foundation*, Chicago, University of Chicago Press, Chicago.
- [19] Cassel, G. (1928b), *Post-war monetary stabilization*, Columbia university press, New York.
- [20] Chen, Z., & P.J. Knez (1995), "Measurement of market integration and arbitrage", *Review of Financial Studies*, Vol. 8, 287-325.
- [21] Cheung, Y.W. & K.S. Lai (1993a), "A Fractional Cointegration Analysis of Purchasing Power Parity", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 11, pp. 103-12.

- [22] Cheung, Y.W. & K.S. Lai (1993b), "Long-Run Purchasing Power Parity During the Recent Float," *Journal of International Economics*, Vol. 34, pp. 181-92.
- [23] Cheung, Y.W. & K.S. Lai (1994), "Mean Reversion in Real Exchange Rates," *Economics Letters*, Vol. 46, pp. 251-56.
- [24] Choudhry, T., R. McNown, & M. Wallace (1991), "Purchasing Power Parity and the Canadian Float in the 1950s," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 73, pp. 558-63.
- [25] Chow G. (1960), "tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions", *Econometrica* 20 (3), pp. 591-605.
- [26] Chowdhury, A.R. & F. Sdogati (1993), "Purchasing Power Parity in the Major EMS Countries: The Role of Price and Exchange Rate Adjustment," *Journal of Macroeconomics*, Vol. 15, pp. 25-45.
- [27] Coakley, J. & A.M. Fuertes (1997), "New Panel Unit Root Tests of PPP," *Economics Letters*, Vol. 57, pp. 17-22.
- [28] Cochrane, J.H. (1988), "How Big Is the Random Walk in GNP?" *Journal of Political Economy*, Vol. 96, pp. 893-920.
- [29] Coleman, A.M.G. (1995), "Arbitrage, Storage and the Law of One Price: New Theory for the Time Series Analysis of an Old Problem", *Discussion Paper*, Department of Economics, Princeton University.
- [30] Corbae, D. & S. Ouliaris (1988), "Cointegration and Tests of Purchasing Power Parity," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 70, pp. 508-11.
- [31] Cuddington, J.T., & H. Liang (2000), "Purchasing power parity over two centuries", *Journal of international money and finance*, 19, 753-757.
- [32] Davutyan, N., & J. Pippenger (1990), "Testing Purchasing Power Parity: Some Evidence of the Effects of Transactions Costs", *Econometric Reviews*, Vol. 9, 211-40.
- [33] Dickey D.A., & W.A. Fuller (1979), "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root", *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp. 427-31.

- [34] Diebold, F.X., S. Husted, & M. Rush (1991), "Real Exchange Rates under the Gold Standard," *Journal of Political Economy*, Vol. 99, pp. 1252-71.
- [35] Dixit, A.K. (1989), "Hysteresis, Import Penetration and Exchange Rate Pass-Through", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 104, 205-28.
- [36] Dornbusch, R. & Krugman, P. (1976)," Flexible exchange rates in the short run", *Brooking Papers on Economic Activity*, 3, 537-75.
- [37] Dornbusch, R. (1985),"Purchasing power parity", *NBER working paper series*, No 1591.
- [38] Dornbusch, R. (1987), "Purchasing Power Parity", in J. Eatwell, M. Milgate, and P. Newman, eds., *The New Palgrave: A Dictionary of Economics* (London: Macmillan), 1075-85.
- [39] Dumas, B. (1992), "Dynamic Equilibrium and the Real Exchange Rate in Spatially Separated World", *Review of Financial Studies*, Vol. 5, 153-80.
- [40] Dumas, B. (1994), "Partial Equilibrium Versus General Equilibrium Models of the International Capital Market," in F. Van Der Ploeg, ed., *The Handbook of International Macroeconomics* (Oxford: Blackwell).
- [41] Dumas, B., L.P. Jennergren, & B. Naslund (1995),"Siegel's Paradox and the Pricing of Currency Options", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 14, 213-23.
- [42] Edison, H.J. & B.D. Pauls (1993), "A Re-Assessment of the Relationship Between Real Exchange Rates and Real Interest Rates: 1974-90," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 31, pp. 165-87.
- [43] Edison, H.J. (1985), "Purchasing Power Parity: A Quantitative Reassessment of the 1920s Experience," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 4, pp. 361-72.
- [44] Edison, H.J. (1987), "Purchasing Power Parity in the Long Run," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 19, pp. 376-87.
- [45] Einzig, P. (1967), *Foreign exchange crisis*, Macmillan, London.

- [46] Enders, W. (1988), "ARIMA and Cointegration Tests of PPP under Fixed and Flexible Exchange Rate Regimes," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 70, pp. 504-08.
- [47] Enders, W., & C.W.J. Granger (1998), "Unit-Root Tests and Asymmetric Adjustment With an Example Using the Term Structure of Interest Rates", *Journal of Business and Economic Statistics* 16, 304 - 11.
- [48] Engel, C. (1993), "Real exchange rates and relative prices: An empirical investigation", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 32, 35-50.
- [49] Engel, C. (2000), "Long-Run PPP May Not Hold after All," *Journal of International Economics*, Vol. 51, pp. 243-73.
- [50] Engel, C., and J.H. Rodgers (1996) "How wide is the border," *American Economic Review*, Vol. 86, 1112-25.
- [51] Engle, R.F. & Granger, C.W. (1987), "Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing", *Econometrica*, March, 251-276.
- [52] Faust, J. (1996), "Near Observational Equivalence and Theoretical Size Problems with Unit Root Tests," *Econometric Theory*, Vol. 12, pp. 724-31.
- [53] Feenstra, R.C. (1995), "Exact Hedonic Price Indexes", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 77, 634-53.
- [54] Feenstra, R.C., & J.D. Kendall (1997), "Pass-Through of Exchange Rates and Purchasing Power Parity", *Journal of International Economics*, Vol. 43, 237-61.
- [55] Fisher, E.O.N. & J.Y. Park (1991), "Testing Purchasing Power Parity Under the Null Hypothesis of Cointegration," *Economic Journal*, Vol. 101, pp. 1476-84.
- [56] Flood, R.P. & M.P. Taylor (1996), "Exchange Rate Economics: What's Wrong with the Conventional Macro Approach?" in J.A. Frankel, G. Galli, and A. Giovannini, eds., *The Microstructure of Foreign Exchange Markets* (Chicago: University of Chicago Press).
- [57] Frankel, J.A. & A.K. Rose (1996), "A Panel Project on Purchasing Power Parity: Mean Reversion Within and Between Countries," *Journal of International Economics*, Vol. 40, pp. 209-24.

- [58] Frankel, J.A. (1986), "International Capital Mobility and Crowding Out in the U.S. Economy: Imperfect Integration of Financial Markets or Goods Markets?" in R.W. Hafer, ed., *How Open Is the U.S. Economy?* (Lexington, Massachusetts: Lexington Books).
- [59] Frankel, J.A. (1990), "Zen and the Art of Modern Macroeconomics: The Search for Perfect Nothingness," in W. Haraf, and T. Willett, eds., *Monetary Policy for a Volatile Global Economy* (Washington, D.C.: American Enterprise Institute).
- [60] Franses, P. H., & D. van Dijk (2000), *nonlinear time series models in empirical finance*, Cambridge University Press.
- [61] Fraser, P., M.P. Taylor, & A. Webster (1991), "An empirical examination of long-run purchasing power parity as theory of international commodity arbitrage", *Applied Economics*, Vol. 23, 1749-59.
- [62] Frenkel, J. A. (1978), "Purchasing power parity: Doctrinal perspective and evidence from the 1920s", *Journal of International Economics*, 8, 169-191.
- [63] Frenkel, J.A. (1981), "The Collapse of Purchasing Power Parities During the 1970s," *European Economic Review*, Vol. 16, pp. 145-65.
- [64] Friedman, M. (1953), *Essays in positive economics*, Chicago university press.
- [65] Friedman, M. & Schwartz, A. J. (1963), *A monetary history of the United States: 1867-1960*, Princeton University Press for the National Bureau of Economic Research, Princeton, NJ.
- [66] Froot, K.A. & K. Rogoff (1995), "Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates," in K. Rogoff and G. Grossman, eds., *Handbook of International Economics* (Amsterdam: North Holland).
- [67] Froot, K.A., & P.D. Klemperer (1989), "Exchange Rate Pass-Through When Market Share Matters", *American Economic Review*, Vol. 79, pp. 637-54.
- [68] Froot, K.A., M. Kim, & K. Rogoff (1995), "The Law of One Price Over 700 Years," *NBER Working Paper* 5132 (Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research).

- [69] Ghosh, A.R., & H.C. Wolf (1994), "Pricing in International Markets: Lessons from The Economist", *NBER Working Paper* 4806 (Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research).
- [70] Giovannini, A. (1988), "Exchange rate and traded goods prices", *Journal of International Economics*, Vol. 24, 45-68.
- [71] Glen, J.D. (1992), "Real Exchange Rates in the Short, Medium, and Long Run," *Journal of International Economics*, Vol. 33, pp. 147-66.
- [72] Goodwin, B.K. (1992), "Multivariate cointegration tests and the law of one price in international wheat markets", *Review of Agricultural Economics*, Vol. 14, 117-24.
- [73] Goodwin, B.K., T. Grennes, & M.K. Wohlgenant (1990), "Testing the law of one price when trade takes time", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 9, 21-40.
- [74] Granger, C. W. J., & R. Joyeux (1980), "An introduction to long-memory time series," *Journal of Time Series Analysis*, 1, 15-30.
- [75] Granger, C.W.J & P. Newbold (1974), "Spurious Regressions in Econometrics," *Journal of Econometrics*, Vol. 2, pp. 111-20.
- [76] Granger, C.W.J. & T. Teräsvirta (1993), *Modeling Nonlinear Economic Relationships* (Oxford: Oxford University Press).
- [77] Granger, C.W.J. (1980), "Long memory relationships and the aggregation of dynamic models", *Journal of Econometrics*, Volume: 14, Issue: 2, pp. 227-238.
- [78] Granger, C.W.J. (1986), "Developments in the Study of Cointegrated Variables," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 48, pp. 213-28.
- [79] Grice-Hutchison, M. (1952), *The school of Salamanca: Readings in Spanish Monetary theory, 1544-1605*, Clarendon Press, Oxford.
- [80] Hadri, K. (2000), "Testing for stationarity in heterogeneous panel data", *Econometrics Journal*, 3, 148-161.

- [81] Hakkio, C.S. (1984), "A Re-examination of Purchasing Power Parity: A Multi-Country and Multi-Period Study," *Journal of International Economics*, Vol. 17, pp. 265-77.
- [82] Hansen, B.E. (1996), "Estimation of TAR Models", *Boston College Working Papers in Economics* 325, Boston College Department of Economics.
- [83] Hansen, B.E. (2000), "Sample Splitting and Threshold Estimation", *Econometric Society*, vol. 68(3), 575-604.
- [84] Haskel, J., & H.C. Wolf (2001), "The Law of One Price—A Case Study", *NBER Working Paper* 8112 (Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research).
- [85] Heckscher, E.F. (1916), "Vaxelkursens Grundval vid Pappersmyntfot", *Ekono-misk Tidskrift*, Vol.18, 309-12.
- [86] Hegwood, N.D. & D.H. Papell (1998), "Quasi Purchasing Power Parity," *International Journal of Finance and Economics*, Vol. 3, pp. 279-89.
- [87] Herguera, I. (1994), "Exchange rate uncertainty, Market structure, and the pass-through relationship", *Economic Notes*, Vol. 23, 292-307.
- [88] Hosking, J. (1981), "Fractional differencing", *Biometrika* 68: 167-170.
- [89] Huizinga, J. (1987), "An Empirical Investigation of the Long-Run Behavior of Real Exchange Rates," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 27, pp. 149-214.
- [90] Işard, P. (1977), "How far can we push the 'Law of One Price'?", *American Economic Review*, Vol. 67, 942-48.
- [91] Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, pp. 231-54.
- [92] Johansen, S. (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, Vol. 59, pp. 1551-80.

- [93] Kasa, K. (1992), "Adjustment Costs and Pricing-to-Market: Theory and Evidence", *Journal of International Economics*, Vol. 32, 1-30.
- [94] Keynes, J. M. (1923), *A tract on monetary reform*, Macmillan, London.
- [95] Keynes, J. M. (1925), *The economic consequences of Mr Churchill*, Macmillan, London.
- [96] Keynes, J.M. (1932), *Essays in Persuasion* (New York: Harcourt Brace).
- [97] Kilian, L. & M.P. Taylor (2001), "Why Is It So Difficult to Beat the Random Walk Forecast of Exchange Rates?", *working paper* (University of Michigan and University of Warwick).
- [98] Kim, Y. (1990), "Purchasing Power Parity in the Long Run: A Cointegration Approach," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 22, pp. 491-503.
- [99] Knetter, M.M. (1989), "Price discrimination by U.S. and German exporters", *American Economic Review*, Vol. 79, 198-210.
- [100] Knetter, M.M. (1993), "International comparisons of Price-to-Market behaviour", *American Economic Review*, Vol. 83, 473-86.
- [101] Knetter, M.M. (1994), "Did the Strong Dollar Increase Competition in U.S. Product Markets?", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 76, pp. 192-95.
- [102] Krugman, P.R. (1978), "Purchasing Power Parity and Exchange Rates: Another Look at the Evidence," *Journal of International Economics*, Vol. 8, pp. 397-407.
- [103] Krugman, P.R. (1987), "Pricing to market when the exchange rate changes", in S.W. Arndt and J.D. Richardson, eds., *Real-Financial Linkages Among Open Economies* (Cambridge, Massachusetts: MIT Press), 49-70.
- [104] Krugman, P.R. (1989), *Exchange Rate Instability* (Cambridge, Massachusetts: MIT Press).
- [105] Laidler, D. E. W. (1981), "Monetarism - an interpretation and an assessment", *Economic Journal*, 91, 1-21.

- [106] Lothian, J.R. (1997a), "What Salamanca scholastics can teach our social thinkers today", *The Brandsma Review*, 29, 1-4.
- [107] Lothian, J.R. (1997b), "Multi-country evidence on the behavior of purchasing power parity under the current float", *Journal of International Money and Finance*, vol.16 (1) February: 19-35.
- [108] Lothian, J.R. & C. McCarthy, 2000, "Real Exchange Rate Behavior Under Fixed and Floating Exchange Rate Regimes", *working paper* (Fordham University).
- [109] Lothian, J.R. & M.P. Taylor (1996), "Real Exchange Rate Behavior: The Recent Float from the Perspective of the Past Two Centuries," *Journal of Political Economy*, Vol. 104, pp. 488-510.
- [110] Lothian, J.R. & M.P. Taylor (1997), "Real Exchange Rate behavior: The Problem of Power and Sample Size," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 16, pp. 945-54.
- [111] Lothian, J.R. & M.P. Taylor (2000), "Purchasing Power Parity Over Two Centuries: Strengthening the Case for Real Exchange Rate Stability," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 19, pp. 759-64.
- [112] Lothian, J.R. (1986), "Real Dollar Exchange Rates under the Bretton-Woods and Floating-Rate Systems," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 5, pp. 429-48.
- [113] Lothian, J.R. (1990), "A Century plus of Japanese Exchange Rate Behavior," *Japan and the World Economy*, Vol. 2, pp. 47-50.
- [114] Lothian, J.R. (1991), "A History of Yen Exchange Rates," in W.T. Ziemba, W. Bailey, and Y. Hamao, eds., *Japanese Financial Market Research* (Amsterdam: Elsevier).
- [115] Lothian, J.R. (1997b), "Multi-Country Evidence on the Behavior of Purchasing Power Parity Under the Current Float," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 16, pp. 19-35.
- [116] Lothian, J.R. (1998a), "Some New Stylized Facts of Floating Exchange Rates," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 17, pp. 29-39.