



DOCUMENT DE RECHERCHE

EPEE

CENTRE D'ETUDE DES POLITIQUES ECONOMIQUES DE L'UNIVERSITE D'EVRY

**La PPA est-elle vérifiée
pour les pays développés et en développement ?
Un ré-examen par l'économétrie des panels non-stationnaires**

Imed DRINE & Christophe RAULT

05 - 13

La PPA est-elle vérifiée pour les pays développés et en développement ? Un ré-examen par l'économétrie des panels non-stationnaires

Imed DRINE

EUREQua, Université Paris I¹,

Christophe RAULT

EPEE, Université d'Evry Val d'Essonne²,

Résumé.

L'objet de cet article est d'utiliser les développements récents de l'économétrie des panels dynamiques non stationnaires afin d'examiner la robustesse du concept de PPA pour un échantillon de 73 pays développés et en développement. Nos investigations révèlent que la forme forte de la PPA est vérifiée pour un ensemble de pays de l'OCDE et le groupe MENA. En revanche, pour l'Afrique, l'Asie, l'Amérique latine et les PECO, les deux formes, faible et forte de la PPA, ne semblent pas pertinentes pour caractériser le comportement de long terme du taux de change réel. Un élargissement de notre champ d'analyse montre d'une part, que la nature du régime de change ne conditionne pas la validité de la PPA et d'autre part, que la PPA est plus facilement acceptée dans les pays à inflation élevée que dans les pays à inflation faible.

Mots clés : théorie de la parité de pouvoir d'achat, taux de change réel, pays développés, pays en développement, données de panel.

Classification JEL : E31, F0, F31, C15.

Abstract.

The aim of this paper is to apply recent advances in the econometrics of non-stationary dynamic panel methods to examine the robustness of the PPP concept for a sample of 73 developed and developing countries. Our investigations indicate that the strong PPP is verified for OECD and MENA countries. However in Africa, Asia, Latin America and the PECO, PPP does not seem relevant to characterize the long-run behavior of the real exchange rate. A widening of our analysis field shows that the nature of the exchange rate regime doesn't condition the validity of the PPP and that the PPP is more easily accepted in countries with high inflation than with low one.

Key words : Purchasing power parity, real exchange rate, developed country, developing country, panel unit-root and cointegration tests.

JEL Classification : E31, F0, F31, C15.

Titre cours. un ré-examen de la PPA pour les pays développés et en développement

¹ Maison des Sciences de l'Economie, 106-112 bd. de L'Hôpital, 75647 Paris Cedex 13, France. E-mail : drine@univ-paris1.fr, URL: <http://www.membres.lycos.fr/Idrineimed>.

² Université d'Evry-Val d'Essonne, Département d'économie, Boulevard François Mitterrand, 91025 Evry Cedex. E-mail : chrault@hotmail.com, URL: <http://www.multimania.com/chrault>.

1. Introduction

L'objet de ce travail est de ré-examiner l'une des théories les plus controversées en économie internationale- la parité de pouvoir d'achat (PPA)- pour les pays en développement, en utilisant les avancées récentes de l'économétrie des panels dynamiques non-stationnaires. La PPA dans ses différentes versions met en relation le taux de change nominal de deux monnaies et le rapport des prix entre une économie et son partenaire commercial. Selon cette théorie un pays dont l'inflation est plus élevée que celle de ses partenaires commerciaux aura tendance à avoir une monnaie qui se déprécie. Bien que les travaux soulignent souvent le peu d'assise empirique de cette théorie et que sa pertinence en tant que modèle de référence pour décrire le comportement de long terme du taux de change réel soit remise en cause, la PPA demeure encore présente dans la plupart des modèles de détermination du taux de change. En outre, en matière de politique économique, elle continue à servir de cadre de référence pour définir le niveau du taux de change d'équilibre et mesurer l'ampleur des mésalignements dans les pays en développement.

Très récemment le débat sur la question de la validité de la PPA à long terme a refait surface principalement dans les pays développés (voir par exemple Canzoneri, Cumby et Diba, 1996; Obstfeld et Taylor, 1996; Pedroni, 1995; Taylor, 1996). D'après les nombreuses revues de la littérature consacrées à ce sujet, ce regain d'intérêt pour la PPA est dû essentiellement à trois facteurs: (1) la nécessité de ré-interpréter la théorie de la PPA, (2) la disponibilité de séries longues, et (3) le développement de l'économétrie des données de panel (cf. notamment Breuer, 1994; Froot et Rogoff, 1995; Rogoff, 1996). Ces travaux révèlent aussi que l'interaction de ces trois facteurs a permis de produire un certain nombre de faits stylisés du comportement du taux de change réel d'équilibre dans les pays développés : (1) l'hypothèse que le taux de change réel suit une marche aléatoire est fortement rejetée à long terme, (2) le taux de change réel a tendance à retrouver son niveau d'équilibre tel qu'il est défini par la PPA mais les écarts sont relativement persistants, (3) la forme faible de la PPA (i.e. l'existence d'une relation de long terme entre le taux de change nominal et le rapport des prix) est généralement acceptée, (4) à l'exception du cas du taux de change yen/\$, la majorité des travaux empiriques suggère qu'il n'existe pas d'écarts permanents du taux de change réel par rapport à la PPA qui peuvent être expliqués par des facteurs structurels, tels que l'effet Balassa-Samuelson.

Dans ce papier nous utilisons les développements récents de l'économétrie des panels dynamiques non stationnaires pour examiner le bien fondé du concept de PPA comme déterminant du taux de change réel d'équilibre dans les pays en développement. Notre démarche économétrique s'appuie sur les tests d'intégration sur données de panel proposés par Im, Pesaran et Shin (1997) et sur les tests de cointégration sur données de panel récemment développés par Pedroni (1997, 1999, 2000, 2001). Nous considérons un échantillon de 73 pays en développement classés selon trois critères (le niveau de développement et la zone géographique, la nature du régime de change, le niveau d'inflation) et analysons si ces spécificités économiques exercent ou non une influence sur le comportement de long terme du taux de change réel (TCR). Ceci nous permet de tirer des conclusions plus générales sur la robustesse de la PPA. A titre de comparaison nous introduisons également un groupe de pays développés.

Notre travail est justifié pour au moins 3 raisons :

- Tout d'abord, les travaux sur les pays en voie de développement utilisant les techniques récentes d'intégration et de cointégration sur données de panel sont encore

relativement peu nombreux par rapport aux travaux consacrés aux pays développés et ne permettent pas toujours de dégager de conclusions tranchées quant à la validité ou non de la PPA. Le choix de la période d'étude, des pays et de l'indice de prix conditionnent en effet grandement les résultats obtenus. On peut citer néanmoins Nagayasu (1998) qui confirme empiriquement en s'appuyant sur les tests de cointégration de Pedroni (1995) la forme semi-forte de la PPA pour 16 pays africains sur des données annuelles couvrant la période 1981-1994. On trouve également Holmes (2001) qui montre en appliquant le test de racine unitaire de Im *et al* (1997) à un panel de 27 pays africains sur des données trimestrielles couvrant la période 1974-1997 que la PPA est vérifiée pour les pays à inflation élevée.

- Ensuite, les spécificités économiques des pays en développement nous laissent penser que les caractéristiques du taux de change réel de ces pays peuvent différer de celles des pays développés, dont certaines régularités ont récemment été mises en évidence dans la littérature (cf. infra).
- Enfin, les derniers développements de l'économétrie des données de panel (cf. notamment Pedroni 1997, 1999, 2000, 2001) nous permettent à présent de remédier à la faible puissance en petits échantillons des techniques économétriques usuelles sur séries temporelles, et d'obtenir ainsi des résultats plus robustes.

La suite de notre travail s'organise comme suit : la section 2 décrit les relations théoriques à tester ainsi que le champ de notre étude (choix des pays, indicateurs, périodes considérées,...). La section 3 expose la méthodologie économétrique des panels dynamiques non stationnaires. La section 4 présente l'analyse économétrique et l'interprétation économique des résultats pour un panel de 73 pays développés et en développement. Une dernière section synthétise l'ensemble des résultats mis en évidence et conclut. Deux résultats fondamentaux ressortent de notre analyse. D'une part, la PPA n'est pas adaptée pour caractériser le comportement de long terme du taux de change réel dans la majorité de pays en développement. D'autre part, si le niveau d'inflation semble influencer le taux de change d'équilibre, le régime de change n'exerce aucun rôle.

2. Les relations théoriques à tester et le champ de l'étude

En général, l'hypothèse de PPA s'exprime par une relation de long terme entre le taux de change nominal et le rapport des prix. Sous la forme dite "forte", le coefficient de cointégration entre le taux de change nominal et le rapport des prix est égal à un, alors que sous sa forme dite "faible", les deux variables sont cointégrées mais le vecteur de cointégration peut s'écarter de un. Dans ce second cas, il se peut qu'il existe un mécanisme d'équilibre qui assure un mouvement symétrique des deux variables, mais que la présence de différences dans la construction des indices de prix, des coûts de transport et de bien d'autres facteurs de nuisance peuvent entraîner une relation non-unitaire³. Etant donné que le vecteur de cointégration entre le taux de change nominal et le rapport des prix est unitaire, la forme "forte" de la PPA peut être analysée en testant si le taux de change réel est stationnaire. La présence de racine unitaire impliquera que la PPA ne tient pas à long terme. Par contre la forme "faible" est vérifiée si le taux de change nominal et le rapport des prix sont cointégrés indépendamment de la nature du vecteur de cointégration. Nous envisageons ainsi deux

³Voir par exemple Fisher et Park (1991) ou Taylor et Makho (1988).

niveaux d'évaluation quantitative de cette hypothèse dans une perspective de long terme :

- à un premier niveau, elle est évaluée en testant si le logarithme du taux de change réel est stationnaire,
- à un deuxième niveau, elle est évaluée en testant si la variable $e_t - \alpha - \beta(p_t - p_t^*)$ est stationnaire, où α et β sont des paramètres constants qui varient entre pays, e_t étant le logarithme du taux de change nominal, p_t le logarithme des prix domestiques et p_t^* le logarithme des prix étrangers.

Par ailleurs, une part assez importante des travaux appliqués montre que la validité de la PPA dépend grandement du panel de pays considéré, de la période d'étude, ainsi que du type de données utilisées. La PPA serait plus facilement acceptée pour les pays développés que pour les pays en développement, surtout pour la période postérieure à 1973, date de remise en cause du système de Bretton Woods. En outre, quelques travaux confirment que certains résultats économétriques peuvent être expliqués par l'instabilité du régime de change. Rogoff (1996) remarque que le problème de stabilité du régime de change lié à l'utilisation des séries longues conditionne fortement les résultats économétriques. Par ailleurs, Mussa (1986) précise que la volatilité du taux de change réel dépend des régimes de change adoptés. De plus, certains travaux montrent que la PPA rencontre plus de succès dans les pays ouverts et à inflation élevée (Enders, 1988 ; Taylor *et alii*, 1988 ; et MacDonald, 1993). En effet, étant donné la prédominance des chocs nominaux dans les économies à inflation élevée, les écarts par rapport à la PPA ont tendance à être transitoires et à se résorber plus rapidement que dans les économies à inflation faible. Par ailleurs, Froot et Rogoff (1995) confirment que pour les pays à inflation faible, rien ne garantit que la PPA sous sa forme faible tienne puisque les chocs réels peuvent modifier les prix relatifs des biens.

Ces conclusions font encore objet de débat et il semble difficile de vérifier si au moins une partie de ces résultats n'est pas dû à la faible puissance des méthodes économétriques utilisées. Le développement récent des techniques d'intégration et de cointégration sur données de panel nous permet désormais de remédier à ces lacunes et de ré-examiner la validité du concept de PPA pour les pays en développement.

A côté de ces considérations d'ordre théorique, les techniques de racine unitaire et de cointégration sur données de panel requièrent un minimum d'homogénéité pour aboutir à des conclusions robustes. C'est pour cette raison que nous décomposons notre échantillon de 73 pays en plusieurs sous-groupes homogènes. Trois critères ont été retenus pour opérer ce classement⁴ :

- premièrement, le niveau de développement et la zone géographique : notre étude porte sur cinq groupes de pays en développement⁵ : l'Afrique, l'Amérique Latine, l'Asie, les pays de MENA (Middle East and North Africa), les pays d'Europe Centrale et Orientale (PECO) et un groupe de pays développés (OCDE).
- deuxièmement, le type de régime de change : nous répartissons les pays en deux groupes, ceux à régime de change fixe et ceux à régime de change plus au moins

⁴Comme la majorité des pays composant notre échantillon sont fortement ouverts au commerce international, nous ne procédons pas à une décomposition selon le degré d'ouverture.

⁵La liste des pays retenus pour notre analyse empirique est fournie en annexe.

flexible⁶.

• troisièmement, le niveau d'inflation : deux groupes de pays ont ainsi été définis, ceux à niveau d'inflation faible et ceux à niveau d'inflation élevé⁷.

La période d'analyse varie selon le groupe de pays et selon l'indicateur de taux de change réel considéré. Deux indicateurs de taux de change réel ont été utilisés:

1. le taux de change réel multilatéral par rapport aux principaux partenaires commerciaux (taux de change réel effectif).
2. le taux de change réel bilatéral défini comme le rapport des prix à la consommation domestique et les prix de gros aux Etats-Unis.

Ce choix des indices de prix n'est pas sans rappeler les deux grandes approches de la PPA. D'un côté, si l'on privilégie une approche en termes de loi du prix unique, il semble préférable de retenir les prix de gros dans la mesure où ils prennent mieux en compte les biens échangeables. Cependant, l'absence de données pour les prix de gros dans les pays en développement nous a obligés à ne retenir que les prix à la consommation. Cet indicateur du taux de change réel correspond bien aux modèles théoriques standard où le taux de change réel est représenté par le rapport des prix des biens échangeables et non-échangeables. En effet, il est généralement admis que les prix à la consommation contiennent plus de biens non-échangeables que l'indice des prix de gros. D'un autre côté, si on conçoit la PPA dans l'optique de la théorie quantitative de la monnaie, il est préférable de retenir l'indice des prix à la consommation. Les variations de change sont alors liées à celle du pouvoir d'achat de la monnaie. Nous utilisons alors le taux de change réel effectif, puisque par construction il représente mieux les différents partenaires commerciaux. Le choix de travailler avec différents indicateurs de taux de change réel s'explique par le fait qu'il ne s'agit pas ici de prendre part au débat sur le concept de PPA et de valider une approche particulière. Notre objectif consiste à tester la validité de la PPA quelle que soit la notion dont elle relève.

Il reste à ajouter, comme le précisent Levin et Lin (1993)⁸ que travailler avec des données de panel sur des groupes de pays plus au moins homogènes pose le problème d'interdépendance entre pays reflétant la présence de facteurs communs (dû par exemple au fait que tous les taux de change nominaux sont exprimés par rapport au dollar). Ce phénomène d'interdépendance entre les pays affecte les résultats des tests et les coefficients de long terme estimés. En effet, O'Connell (1998) montre que les tests de PPA en panel qui

⁶Les pays à régime de change intermédiaire et flexible sont classés ensemble. Le groupement des pays tient compte aussi de la stabilité du régime de change pour une période de temps donnée. Ainsi, nous avons décomposé la période en deux sous périodes de 1970-1983 et 1990-1997. Les pays pour lesquels le régime de change est fortement instable sont exclus de l'échantillon. Pour la première sous période le classement des pays se fait selon un indice que nous avons calculé. Pour la deuxième sous période nous nous sommes référés au travail de Levy-Yeyati et Sturzenegger (1999).

⁷Les pays sont supposés à inflation élevée lorsque la variation moyenne de prix dépasse 10% par ans. Dans ce cas aussi nous avons sélectionné les pays selon la stabilité du niveau d'inflation sur la période. Les pays dont le niveau d'inflation a fortement varié au cours de la période ont été exclus de l'échantillon. Nous avons procédé comme suit : nous avons décomposé notre période d'étude en deux sous périodes 1970-1989 et 1990-1997 et avons calculé le niveau moyen d'inflation pour chaque période. Les pays pour lesquels l'inflation moyenne varie largement entre les deux sous périodes ont été exclus de l'échantillon. Seuls les pays qui affichent une stabilité du niveau moyen d'inflation entre les deux périodes ont été pris en compte.

⁸«*Since the removal of cross-section averages from the data does not affect the limiting distributions of the panel unit root and cointegration test statistics, this step should be performed unless there are strong a priori reasons to expect the unadjusted data to be independent across individuals*», Levin and Lin (1993).

ignorent ce phénomène souffrent d'importantes distorsions. Ainsi, les tests sont menés à la fois sur les séries brutes et sur les données ajustées⁹.

Les séries de taux de change réel effectif sont annuelles, extraites de la base CHELEM et couvrent la période 1964-1998. Les séries de prix à la consommation, les prix de gros et le taux de change nominal (exprimé en dollar) sont annuelles, extraites de la base de données du FMI et portent sur la période 1970-1998 sauf pour l'Afrique où, par manque de données, elles se limitent à la période 1983-1998. Pour les PECO, les séries de prix et de taux de change nominal sont trimestrielles et portent sur la période 1990:1-1998:4. Les données proviennent de la base de données de l'OCDE, de la base de données mondiale sur les pays en transition (WIIW) et des statistiques financières nationales. Le taux de change réel est exprimé par rapport au Deutsch Mark étant donné l'importance des échanges commerciaux de ces pays vis-à-vis de l'Allemagne.

3. La méthodologie économétrique des panels dynamiques non stationnaires

Avant le développement de techniques économétriques appropriées pour les panels dynamiques non stationnaires, les études menées sur des données de panel supposaient implicitement que les variables considérées étaient stationnaires. Ceci limite considérablement la portée des résultats obtenus étant donné les biais considérables d'estimations des paramètres liés à la non-prise en compte des propriétés de non-stationnarité des séries. Grâce aux développements récents de l'économétrie, il est désormais possible de tester la stationnarité sur données de panel ainsi que le caractère cointégré ou non d'un ensemble de variables.

3.1. Test de racine unitaire sur données de panel

Plusieurs tests ont été proposés dans la littérature (Levin et Lin, 1993; Quah, 1994; Im, Pesaran et Shin, 1997, IPS) mais le plus populaire d'entre eux est celui proposé par IPS. Ce dernier repose sur la régression suivante :

$$\Delta y_{it}^* = \rho_i y_{it-1}^* + \sum_{j=1}^k \Phi_{ij} \Delta y_{it-j}^* + v_{it}^*, i = 1, 2, \dots, N \text{ et } t = 1, 2, \dots, T$$

avec $y_{it}^* = y_{it} - \bar{y}_i$.

L'hypothèse nulle du test est $H_0 : \rho_i = 0$ pour tout i , contre $H_1 : \rho_i < 0$ pour au moins un i . Au lieu de supposer que le paramètre ρ_i est identique pour tous les pays (Levin et Lin, 1993), la méthodologie développée par Im, Pesaran et Shin utilise des tests de racine unitaire distincts pour chacun des n pays. La stationnarité peut être testée au moyen de deux statistiques : la statistique de Maximum de Vraisemblance, notée Lbar, et la statistique de Student, notée tb. Ces deux statistiques sont construites à partir des statistiques individuelles usuelles du test de Dickey-Fuller augmenté (ADF). Dans ce travail, nous utiliserons la statistique tb plutôt que celle du Lbar car les simulations de Monte-Carlo réalisées par IPS ont montré que c'était la plus puissante des deux, même pour des valeurs de N (nombre de pays) inférieures à 5. Cette statistique s'écrit comme suit :

⁹L'ajustement se fait en retranchant pour chaque série et à chaque moment du temps la moyenne du groupe.

$$t_b = \frac{\sqrt{N}(t_{N,T} - E(t_{N,T}))}{\sqrt{Var(t_{N,T})}}$$

où $t_{NT} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{iT}$ est une moyenne des t stats individuels obtenus lors de la mise en oeuvre d'un test ADF usuel sur séries temporelles, et où $E(t_{N,T})$ et $V(t_{N,T})$ désignent respectivement la moyenne et la variance des t_{iT} sous l'hypothèse nulle d'intégration d'ordre 1 des séries, avec $N \rightarrow \infty$.

En supposant l'absence de dépendance contemporaine entre les individus (pays) et pour $T \rightarrow \infty$, Im, Pesaran et Shin (1997) montrent que sous l'hypothèse nulle de non stationnarité, la statistique t_b a une distribution normale. Dans la partie appliquée de notre travail le choix du nombre de retards dans les régressions ADF individuelles se fait sur la base de la significativité du dernier retard en partant d'un nombre maximal de retards égal à 3. Remarquons cependant que nos résultats s'avèrent en réalité très peu sensibles au nombre de retards choisis.

3.2. Test de cointégration sur données de panel

Dans ce travail, le test de cointégration utilisé est celui récemment proposé par Pedroni (1997, 1999, 2000, 2001). Comme le test d'intégration de IPS (1997), ce test tient compte également de l'hétérogénéité des individus à travers des paramètres spécifiques pour chaque pays de l'échantillon.

Pedroni propose 7 statistiques pour tester la cointégration sur données de panel, quatre pour le modèle "Within" et trois pour le modèle "Between". Ces statistiques sont construites à partir d'un modèle présupposant que les relations de cointégration sont hétérogènes entre les pays et sont définies comme suit :

pour le modèle Within :

$$Z_{\rho}^w = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} (\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i) : Rho - stat$$

$$Z_{pp}^w = \left(\tilde{s}_{N,T}^{*2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^{*2} \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} (\hat{e}_{i,t-1}^* \Delta \hat{e}_{i,t}^*) : PP - stat$$

$$Z_t^w = \left(\tilde{\sigma}_{N,T}^2 \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} (\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i) : Adf - stat$$

$$Z_v^w = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} : v - stat$$

pour le modèle Between :

$$Z_{\rho}^B = \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \sum_{t=1}^T (\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i) : Rho - stat$$

$$Z_t^B = \sum_{i=1}^N (\hat{\sigma}_i^2 \sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^2)^{-1} \sum_{t=1}^T ((\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i) : Adf - stat$$

$$Z_{pp}^B = \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T \hat{s}^{*2} e_{i,t-1}^{*2} \right)^{-1} \sum_{t=1}^T (\hat{e}_{i,t-1}^* \Delta \hat{e}_{i,t}^*) : pp - stat$$

avec,

$$\hat{\lambda}_i = \frac{1}{T} \sum_{s=1}^{k_i} \left(1 - \frac{s}{k_i+1}\right) \sum_{t=s+1}^T \hat{\mu}_{i,t} \hat{\mu}_{i,t-s},$$

$$\hat{s}_i^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\mu}_{i,t}^2,$$

$$\hat{\sigma}_i^2 = \hat{s}_i^2 + 2\hat{\lambda}_i,$$

$$\tilde{\sigma}_{N,T}^2 = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^N \hat{L}_{11i} \hat{\sigma}_i^2,$$

$$\hat{s}_i^{*2} = \frac{1}{T} \sum_{t=s+1}^T \hat{\mu}_{i,t}^{*2}, \quad \tilde{s}_{N,T}^{*2} = \frac{1}{T} \sum_{t=s+1}^T \hat{s}_{i,t}^{*2} \hat{L}_{11i}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\eta}_{i,t}^2 + \frac{2}{T} \sum_{s=1}^{k_i} \left(1 - \frac{s}{k_i+1}\right) \sum_{i=1}^N \hat{\eta}_{it} \hat{\eta}_{i,t-s}.$$

et où les résidus $\mu_{i,t}$, $\mu_{i,t}^*$ et $\hat{\eta}_{it}$ proviennent des régressions ci-dessus :

$$\hat{e}_{i,t} = \hat{\gamma} \hat{e}_{i,t-1} + \hat{u}_{i,t},$$

$$\hat{e}_{i,t} = \hat{\gamma} \hat{e}_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{K_i} \hat{\gamma}_{ik} \Delta \hat{e}_{i,t-k} + \hat{u}_{i,t}^*,$$

$$\Delta y_{i,t} = \sum_{m=1}^M \hat{b}_{mi} \Delta X_{mi,t} + \hat{\eta}_{i,t}.$$

Il est à noter que L_i représente la $i^{ème}$ composante de la décomposition Cholesky de la matrice de Variance-Covariance des résidus, que $\hat{\lambda}$ et $\tilde{\sigma}_{NT}^2$ sont deux paramètres utilisés pour corriger des problèmes d'autocorrélation dans le modèle, et que s_i^2 et σ_i^2 désignent respectivement les variances individuelles contemporaines et de long terme.

Pour le modèle “Within”, 3 statistiques parmi 4 sont identiques aux “rho-stat”, “t-stat” et “variance-stat” étudiés par Phillips et Ouliaris (1990) pour les tests de racine unitaire sur des données individuelles. La troisième statistique correspond au test ADF standard (Dickey et Fuller, 1976). De même pour le modèle Between, les deux premières statistiques sont similaires aux “rho-stat” et “t-stat” définies par Phillips et Ouliaris (1990) alors que la troisième statistique est celle d’ADF standard.

Le modèle de base s’écrit comme suit :

$$y_{i,t} = \alpha_i + \delta_i t + \eta_t + \beta_i x_{i,t} + e_{i,t}, i = 1, 2, \dots, N \quad \text{et} \quad t = 1, 2, \dots, T$$

Les variables y et x sont supposées intégrées d’ordre un pour chaque membre de l’échantillon et η_t représente un effet temporel commun à l’ensemble de l’échantillon.

Si l'on désigne par γ_i le coefficient autorégressif relatif aux résidus de la $i^{\text{ème}}$ régression, alors pour la première catégorie de tests (le modèle Within), l'hypothèse nulle et son alternative se présentent comme suit :

$$H_0 : \gamma_i = 1 \text{ et } H_1 : \gamma_i = \gamma < 1 \text{ pour tout } i.$$

Pour la deuxième catégorie (le modèle Between), on a la spécification suivante :

$$H_0 : \gamma_i = 1 \text{ et } H_1 : \gamma_i < 1 \text{ pour tout } i.$$

Il est évident que pour la deuxième catégorie, l'hypothèse alternative est plus générale, puisqu'elle suppose que la dynamique transitoire est hétérogène entre les individus.

Pedroni montre que la distribution asymptotique de ces 7 statistiques de tests peut être exprimée comme suit :

$$\frac{\chi_{N,T} - \mu\sqrt{N}}{\sqrt{\nu}} \rightarrow N(0,1)$$

, où $\chi_{N,T}$ désigne la statistique considérée parmi les sept proposées, les paramètres N et T représentant respectivement le nombre de pays considérés et le nombre d'observations disponibles pour chacun d'entre eux, μ et ν étant des termes d'ajustement décrits dans Pedroni (1999, 2000).

En terme de puissance, Pedroni (1997) montre que pour des valeurs de T supérieures à 100, ces 7 statistiques se comportent relativement bien et ne souffrent pas de distorsion de seuil. Cependant, pour des échantillons de plus petites tailles (T inférieur à 20) la statistique Z_t^B est la plus puissante, suivie des statistiques Z_ρ^w et Z_t^w . C'est donc la statistique Z_t^B qui sera utilisée dans ce travail pour déterminer l'existence ou non d'une relation de cointégration entre les variables considérées.

Il est important de noter que l'hypothèse nulle testée est l'absence de relation de cointégration entre les variables. Par conséquent, au seuil considéré, une statistique calculée plus grande que la valeur critique tabulée (1.65 au seuil de 5%) conduira au rejet de l'hypothèse nulle d'absence de cointégration.

4. Analyse économétrique de la PPA pour un panel de 73 pays développés et en développement

4.1 PPA, niveau de développement et zone géographique

4.1.1 Tests de la forme forte de la PPA

En plus des tests ADF standard appliqués aux séries individuelles (cf. tableau 1 en annexe), le test de racine unitaire sur données de panel proposé par Im, Pesaran et Shin (1997) est utilisé pour examiner l'ordre d'intégration de nos séries. Les tests sont menés sur une

spécification avec constante¹⁰. Les résultats de ces tests sur données de panel pour les séries brutes et ajustées des deux indicateurs de taux de change réel sont présentés dans le Tableau 1¹¹

INSERER TABLEAU 1

Pour l'Afrique et pour les deux indicateurs de taux de change réel, les tests individuels ne rejettent pas dans la majorité des cas (pour 8 pays sur 13) l'hypothèse nulle de non-stationnarité, même si la faible taille de l'échantillon ne permet pas de juger de la puissance des tests (cf. tableau 1 en annexe). Les résultats du test de racine unitaire en panel confirment ceux des tests individuels et montrent que l'hypothèse nulle de non-stationnarité du taux de change réel ne peut pas être rejetée au seuil de 5%. Globalement, les tests menés sur des séries ajustées confirment les résultats trouvés sur les séries brutes, sauf dans le cas du taux de change bilatéral. En effet, les tests rejettent l'hypothèse nulle pour les séries brutes et ne la rejettent pas pour les séries ajustées.

Dans le cas de l'Amérique latine, les résultats des tests individuels ne sont pas très différents de ceux des pays africains : le taux de change réel paraît en général non stationnaire. L'hypothèse de non-stationnarité peut être rejetée au seuil de 5% dans 7 cas sur 19 pour le taux de change multilatéral, et dans 3 cas sur 16 pour le taux de change réel bilatéral. Par contre, les tests sur données de panel ne rejettent pas l'hypothèse nulle de non stationnarité dans le cas du taux de change réel bilatéral, et la rejettent dans le cas du taux de change effectif. Ce résultat n'est pas modifié par le type de données utilisées.

Dans le cas de l'Asie, les résultats du test de racine unitaire en panel dépendent du type de données utilisées. En effet, sur les données brutes, le taux de change réel bilatéral est stationnaire alors que le taux de change multilatéral est non stationnaire. Nous trouvons l'opposé pour les données ajustées. Les tests sur données individuelles ne sont pas en conformité avec ceux sur données de panel puisque pour les deux indicateurs, l'hypothèse de non-stationnarité ne peut être rejetée au seuil de 5%.

Des résultats identiques sont trouvés pour les PECO, puisque les tests individuels montrent que pour l'ensemble des pays l'hypothèse nulle de non-stationnarité du taux de change réel ne peut être rejetée. Le test sur données de panel va dans le même sens et indique que la non-stationnarité du taux de change réel ne peut pas être rejetée au seuil de 5%.

Les résultats du test de stationnarité sur les données individuelles confirment la non-stationnarité du taux de change réel bilatéral et du taux de change effectif pour les 6 pays du MENA. Cependant, les tests de stationnarité sur données de panel montrent que le taux de change bilatéral est intégré d'ordre un pour les données non ajustées et stationnaire dans le cas des données ajustées. Par contre, nous trouvons des résultats plus robustes pour le taux de change multilatéral. En effet, indépendamment du type de données, les tests indiquent clairement que le taux de change réel est intégré d'ordre 1.

Pour les pays développés, les résultats sur données de panel révèlent que, pour les données brutes, le taux de change effectif est stationnaire, alors que le taux de change bilatéral est plutôt intégré d'ordre 1. Cependant, appliqués à des données ajustées, les tests rejettent la non-stationnarité du taux de change réel dans le cas des deux indicateurs. Les tests sur données de panel contredisent les tests individuels qui indiquent qu'en général le taux de

¹⁰Nous n'avons pas retenu ici une spécification avec constante et tendance déterministe puisque l'existence d'une tendance dans les séries de taux de change réel est une violation de la forme traditionnelle de PPA telle qu'elle est définie par Cassel (1922).

¹¹ La valeur critique est de 1.65. L'hypothèse nulle de racine unitaire est rejetée si la statistique calculée est supérieure à la valeur critique.

change réel est non stationnaire. Il semble donc que les tests individuels souffrent d'une faible puissance et soient incapables de rejeter l'hypothèse de non stationnarité en petits échantillons. Ces éléments empiriques en faveur de la PPA dans les pays développés s'expliquent par la faiblesse des coûts de transaction, l'absence de barrières tarifaires et la stabilité relative des politiques commerciales adoptées. Ces résultats sont identiques à ceux trouvés dans les travaux antérieurs, qui en général confirment la PPA pour les pays développés.

En conclusion, les tests de racine unitaire sur données de panel menés dans cette sous-section confirment en général la PPA pour les économies avancées. En revanche, pour les pays en développement la forme forte de la PPA n'est pas vérifiée. Ce résultat confirme d'une part que le processus de convergence des prix entre les pays en développement et ses partenaires commerciaux n'est pas encore achevé et d'autre part qu'il existe certaines sources de nuisance qui empêchent un ajustement total du taux de change nominal aux variations des prix. Taylor (1998) évoque les coûts de transport comme source possible de nuisance. Patel (1990) remarque que la différence dans la construction des indices de prix entre les pays peut aussi être à l'origine du rejet de la forme forte de la PPA. Enfin, Fisher et Park (1991) considère que le différentiel de productivité peut entraîner un coefficient de cointégration non unitaire entre le taux de change nominal et le rapport des prix. Cependant, le rejet de la forme "forte" de la PPA n'implique pas que la forme "faible" ne soit pas vérifiée. En effet, il est important de préciser que les tests de racine unitaire sur données de panel imposent un coefficient de cointégration unitaire et homogène¹² entre le taux de change nominal et le rapport des prix. Mais beaucoup d'auteurs ont montré que, bien qu'il puisse exister une relation d'équilibre entre ces deux variables, pour une interprétation plus générale de la PPA (forme faible de la PPA), il n'est pas nécessaire que le coefficient de cointégration soit égal à un. Par conséquent, nous allons poursuivre l'analyse dans la sous-section suivante pour examiner si la forme "faible" de la PPA tient pour les pays en développement.

4.1.2 Test de la forme faible de la PPA

Le test de la forme faible de la PPA consiste à vérifier l'existence ou non d'une relation de cointégration entre le taux de change nominal et le rapport des prix. Les résultats du test de cointégration de Pedroni (statistique Z_t^B) sont reportés dans le Tableau 2¹³.

INSERER TABLEAU 2

Commençons par remarquer que, pour les pays développés et le MENA, la forme "faible" de la PPA est vérifiée. De plus, les tests sur des données individuelles (cf. tableau 3 en annexe) montrent que pour la majorité des pays, l'hypothèse nulle de cointégration ne peut être rejetée au seuil de 5%. Ce dernier résultat ne contredit pas pour autant la version forte, mais permet d'expliquer les résultats ambigus obtenus par les tests de racine unitaire sur données de panel.

Les tests de cointégration sur données de panel montrent, cependant, que la forme faible de la PPA est rejetée pour l'Afrique, l'Amérique Latine, l'Asie et les PECO et

¹²En fait, les tests de racine unitaire sur données de panel supposent une relation moyenne pour l'ensemble de l'échantillon avec un coefficient de cointégration unitaire.

¹³La valeur critique est de 1.65. L'hypothèse nulle d'absence de cointégration est rejetée si la statistique calculée est supérieure à la valeur critique.

indiquent donc que pour un grand nombre de pays en développement, la PPA ne peut pas être retenue comme modèle de référence pour déterminer l'évolution de long terme du taux de change réel.

Sur la base de spécificités économiques des pays en développement nous pouvons avancer les éléments suivants pour justifier ces résultats empiriques :

- Les entraves aux échanges internationaux sont susceptibles d'influencer asymétriquement les prix relatifs en perturbant l'arbitrage spatial. En fait, même si la libéralisation économique semble être la tendance générale dans la majorité des pays en développement, il reste encore des barrières tarifaires et non-tarifaires dans quelques pays qui limitent le libre échange.
- Les mouvements de capitaux de long terme peuvent aussi provoquer des écarts par rapport à la PPA. Les pays en développement ont pu bénéficier de forts flux de capitaux, en termes d'investissements directs étrangers. Ces flux de capitaux entraînent souvent une appréciation de long terme du taux de change réel.
- Les interventions sur le marché des changes peuvent influencer la valeur de la monnaie. Plusieurs pays sont en effet amenés à intervenir sur le marché de change pour faire face à des fluctuations du taux de changes et renforcer ainsi la compétitivité de leurs exportations.
- Les modifications des prix relatifs reflétant des changements structurels dans l'économie peuvent être à l'origine de déviations du taux de change par rapport à la PPA. En fait, la plupart des pays en développement ont entrepris au début des années 80 d'importants programmes d'ajustement pour restructurer leurs économie. Ces efforts de restructuration ont permis de libéraliser les prix, tout en renforçant la compétitivité du secteur des exportations. Les gains de productivité réalisés dans le secteur des biens échangeables ont entraîné une baisse de leur prix relatif et donc une appréciation continue du taux de change réel (effet Balassa-Samuelson). En effet, les écarts de gain de productivité sont plus forts et plus instables entre pays en développement qu'entre pays développés, ce qui amoindrit les chances de succès des tests de PPA.

La première batterie de tests que nous avons effectuée sur la base d'une décomposition géographique et du niveau de développement montre que pour la majorité des pays en développement, la PPA ne semble pas être pertinente pour caractériser l'évolution du taux de change réel (à l'exception des pays du MENA pour la forme faible de la PPA). Les spécificités économiques des différentes zones géographiques semblent jouer un rôle important dans la détermination du comportement de long terme du taux de change réel. C'est cette voie que nous explorons dans la sous-section suivante.

4.2 PPA, régimes de change et inflation

Nous cherchons à présent dans cette sous-section à identifier d'autres spécificités économiques pouvant influencer le comportement du taux de change réel. L'idée générale est que la PPA a tendance à être plus facilement acceptée pour les pays à inflation élevée que pour les pays à inflation faible ou moyenne. On reconnaît aussi un certain rôle à la nature du

régime de change dans la détermination du comportement du taux de change réel. Il faut tout de même noter que, jusqu'à aujourd'hui nous ne disposons pas de suffisamment de travaux empiriques pour confirmer ces idées. La rareté des études s'explique en premier lieu par la faible puissance des méthodes économétriques standard. Mais le développement récent de nouvelles techniques économétriques permet de reposer cette question et de chercher si ces intuitions théoriques sont vérifiées empiriquement.

Nous procédons à présent à une décomposition de notre échantillon de pays selon la flexibilité relative du régime de change et le niveau d'inflation. Nous commençons par examiner la relation entre flexibilité de change et PPA et nous revenons ensuite sur l'effet de l'inflation.

4.2.1 PPA et régimes de change

Les pays sont classés en deux sous-groupes : les pays dont le régime de change est fixe et les pays à régime de change flexible. La nature et la stabilité¹⁴ du régime de change au cours de la période d'étude, qui va de 1970 à 1983 pour le régime de change fixe et de 1990 à 1998 pour le régime de change flexible, représentent les critères de classement des différents pays de notre échantillon. Seuls les pays pour lesquels le régime de change est stable au cours de la période d'étude sont retenus, les autres sont éliminés de l'échantillon, ce qui réduit le nombre de pays à 16 pour le régime fixe et à 35 pour le régime flexible.

Pedroni (2001) a fait une extension des tests standard sur données individuelles pour tester des contraintes sur les coefficients de cointégration avec données de panel. L'avantage de ce test, par rapport aux tests de racine unitaire utilisés précédemment, est qu'il est basé sur une méthode de régression corrigée des nuisances occasionnées par la faible taille de l'échantillon : les "Fully Modified ordinary least squares", notés Fmols. Pedroni (2001) montre que cette méthode est nettement plus robuste (dans le cas de petits échantillon comme ici) que celle des moindres carrés ordinaires (OLS)¹⁵. Par ailleurs, il constate que les tests de racine unitaire basés sur les OLS sont biaisés en petit échantillon et ont tendance à rejeter à tort l'hypothèse nulle.

La méthode économétrique utilisée est celle du test de coefficient de cointégration unitaire (Pedroni, 2001) et de cointégration sur donnée de panel (Pedroni, 1997, 1999). Les résultats des tests sont présentés dans le Tableau 3 :

INSERER TABLEAU 3

Les tests joints de cointégration et de coefficients unitaires sur données de panel montrent que la forme forte de la PPA est rejetée dans le cas des deux régimes de change¹⁶. Nous avons aussi procédé à des tests de racine unitaire sur données de panel et nous avons trouvé que dans le cas du régime de change flexible, la forme forte de la PPA est vérifiée. Cependant, pour le régime de change fixe la forme forte de la PPA est rejetée. Ces résultats confirment la supériorité des tests de Pedroni (2001) par rapport aux tests de racine unitaire sur données de panel.

Les tests de cointégration sur données de panel confirment par contre la forme faible de la

¹⁴Nous présentons dans l'annexe la procédure de classement des pays selon le régime de change. Pour le classement des pays développés, on se réfère au travail de Levi-Yeyati et Sturzenegger (1999).

¹⁵La supériorité de la Fmols est confirmée par Philipps et Hansen (1990) et Philipps (1995) sur des données individuelles.

¹⁶La valeur critique au seuil de 5% est de 1.96 et l'on rejette l'hypothèse nulle de coefficient unitaire si la statistique calculée est inférieure à 1.96.

PPA pour les deux types de régimes de change¹⁷.

Oh (1996) trouve des résultats différents et montre que dans les pays en développement, la forme forte de la PPA est acceptée pour la période de régime de change fixe alors qu'elle est rejetée pour la période de régime flexible. Par contre, dans les pays développés, le test de racine unitaire sur données de panel rejette la stationnarité du taux de change réel pour la période de régime fixe et la confirme pour la période de régime flexible. Il faut néanmoins noter que nous ne procédons pas de la même façon pour distinguer les différents régimes de change. En effet, Oh (1996) se base sur une décomposition temporelle : de 1960 à 1972, le régime de change est supposé fixe, et de 1973 à 1989, le régime de change est supposé flexible. Cependant, dans notre analyse, nous avons essayé de tenir compte d'un classement par rapport à un indice composite qui permet de distinguer les différents régimes de change sur la base de la volatilité relative du taux de change nominal et des réserves de change. Cette façon de procéder permet de tenir compte de ce qu'est effectivement le régime de change pratiqué et non ce qui est officiellement annoncé. De plus, pour limiter les nuisances que peuvent occasionner les changements de régime de change au cours du temps, nous avons tenu compte également de la stabilité du régime de change. La méthode économétrique adoptée est aussi différente puisque au lieu de procéder à des tests de racine unitaire, nous testons directement si le coefficient de cointégration entre les prix de l'économie et son partenaire commercial, exprimés dans une même monnaie, est égal ou non à 1.

Ainsi, il ressort clairement de nos investigations économétriques que la validité de la PPA ne dépend pas du type de régime de change, alors que jusqu'à aujourd'hui nous ne disposons pas sur base des travaux antérieurs d'une réponse claire sur les liens entre la nature de régime de change et les propriétés stochastiques du taux de change réel. En effet, Grilli et Kaminsky (1991) confirment que le comportement du taux de change réel dépend de la période d'étude et des événements historiques plutôt que du type de régime de change en vigueur. En d'autres termes, c'est la nature de chocs macroéconomiques qui affecte l'économie, aussi bien que la stabilité du régime de change au cours du temps qui détermine le comportement de long terme du taux de change. Par ailleurs, plusieurs travaux empiriques montrent qu'entre le début des années 80 et 90, les régimes de change adoptés, aussi bien par les pays en développement que par les pays développés n'étaient pas stables¹⁸. Les pays ont eu le souci d'élaborer la politique de change la mieux adaptée à un environnement économique caractérisé par une ouverture accrue sur l'extérieur. Ces efforts d'adaptation ont conduit les économies à changer fréquemment leurs politiques de change. Ce n'est qu'à partir des années 90 qu'on constate une stabilité relative du régime de change dans plusieurs pays. Nous sommes donc conduits à penser que la volatilité relativement plus élevée du taux de change réel, qui a caractérisé la période postérieure à "Bretton Woods" s'explique plutôt par l'instabilité du régime de change que par sa flexibilité. En fait, que le régime de change soit flexible ou fixe il existe toujours une combinaison des prix et du taux de change nominal qui assure la stabilité du taux de change réel à long terme. Dans le cas du régime de change fixe et face à des chocs macroéconomiques, ce sont les prix qui s'ajustent à long terme pour maintenir la stabilité du taux de change réel. En revanche, dans le cas du régime de change flexible, ce sont à la fois les prix et le taux de change nominal qui s'ajustent et il peut y avoir une combinaison des deux pour assurer la PPA. Enfin, il semble que ce soit la faible puissance des méthodes économétriques standard plutôt que l'instabilité du régime de change

¹⁷Les tests de cointégration consistent dans ce cas à tester l'existence d'une relation de long terme entre les prix domestiques et étrangers exprimés dans la même monnaie.

¹⁸Levy-Yeyati et Sturzenegger (1999) ont classé les régimes de change dans un ensemble de pays développés et en développement sur la base d'un indice de volatilité de change. Il ressort de leur analyse que la majorité de pays ont du changer de régime de change à plusieurs reprises au cours de la période d'étude.

caractérisant les périodes d'étude qui explique en partie le faible écho rencontré par la PPA dans les travaux antérieurs.

4.2.2 PPA et inflation

Nous décomposons à présent notre échantillon de pays selon le niveau d'inflation. Les pays où le niveau moyen d'inflation ne dépasse pas 10% sont classés comme pays à inflation faible, les autres sont classés comme pays à inflation élevée. Là aussi, la stabilité du niveau d'inflation au cours de la période d'étude est prise en compte. Nous excluons de notre échantillon les pays où le taux d'inflation varie fréquemment au cours de la période. Autrement dit, les pays qui ne sont pas susceptibles d'être classés dans l'un des deux groupes pour l'ensemble de la période d'étude ne sont pas retenus.

INSERER TABLEAU 4

Les résultats des tests de racine unitaire sur données de panel (cf. Tableau 4) révèlent que la forme forte de la PPA est plus souvent rencontrée dans les pays à inflation élevée que dans les pays à inflation faible. Ces résultats sont compatibles avec ceux de M. Holmes (2000) qui constate, pour un échantillon de pays africains, que la PPA forte est plus facilement acceptée pour les pays à inflation élevée que pour les pays à inflation faible. Par ailleurs, nos résultats semblent être en conformité avec les prédictions théoriques selon lesquelles la PPA rencontre plus de succès dans les pays à inflation élevée. En effet, pour les pays à inflation élevée ce sont les chocs nominaux qui dominent les fluctuations du taux de change réel, et par voie de conséquence les écarts par rapport à la PPA ne peuvent être que temporaires. De plus, un environnement inflationniste favorise l'arbitrage spatial et temporel, ce qui renforce la convergence des prix entre pays.

En outre, les tests de cointégration sur données de panel indiquent que la forme faible de PPA est acceptée aussi bien pour les pays à inflation élevée que pour les pays à inflation faible¹⁹.

5. Conclusion

Les tentatives de vérification de la PPA posent de nombreux problèmes méthodologiques. Si on s'en tient aux versions élémentaires, le taux de change réel devrait être constant. C'est pourquoi devant les fluctuations importantes observées des parités réelles, les défenseurs de la PPA en ont fait une théorie valable uniquement sur la longue période du fait de mécanismes d'ajustement très lents. Cependant, même à cet horizon, peu de travaux économétriques ont réussi à valider la PPA. En particulier, les recherches les plus récentes portant sur la période post Bretton-Woods, faisant appel à l'économétrie des séries temporelles pour les pays développés, mettent généralement en évidence la non-stationnarité du taux de change réel, confirmant ainsi le peu d'assise empirique de la théorie de la PPA. L'objet de ce papier était d'examiner si le concept de PPA pouvait servir de modèle de référence pour déterminer l'évolution du taux de change réel dans un large échantillon de pays développés et en développement. Les techniques récentes d'intégration et de cointégration sur données de panel ont été mobilisées pour pallier à la faible puissance des méthodes standard de l'économétrie des séries temporelles en petits échantillons.

¹⁹ Mahdavi et Zho (1994) confirment aussi que la PPA est vérifiée pour les pays à inflation élevée.

Nos investigations révèlent que la PPA est vérifiée pour un ensemble de pays développés et le groupe MENA. Cependant, pour l'Afrique, l'Asie, l'Amérique latine et les PECO, les deux formes, faible et forte, de la PPA ne semblent pas pertinentes pour caractériser le comportement de long terme du taux de change réel. Un élargissement de notre champ d'analyse montre d'une part, que la nature du régime de change ne conditionne pas la validité de la PPA et d'autre part, que la PPA est plus facilement acceptée dans les pays à inflation élevée que dans les pays à inflation faible.

Cette étude met en évidence l'absence d'une relation d'équilibre entre les prix nationaux, les prix étrangers et le taux de change pour les pays en développement. La théorie de la PPA n'est donc pas un modèle satisfaisant pour expliquer le comportement de long-terme du taux de change réel pour les pays en développement. Ce résultat confirme aussi que les écarts par rapport à la PPA sont permanents.

Hormi les problèmes d'entraves aux échanges et de rigidité des prix qui caractérisent la majorité des pays en développement, les chocs de productivité peuvent être aussi évoqués pour expliquer les écarts persistants des taux de change par rapport à leur valeur d'équilibre définie par la PPA. Selon la thèse de Balassa (1964) et Samuelson (1964), l'accroissement de la productivité du secteur des biens échangeables entraîne une appréciation de long terme du taux de change réel et donc des écarts persistants par rapport à la PPA. En plus de l'effet Balassa-Samuelson, d'autres variables macroéconomiques sont également susceptibles d'influencer le niveau d'équilibre du taux de change réel comme les termes de l'échange, les mouvements des capitaux, les dépenses publiques ...

Annexes

Annexe 1 : résultats complets des tests économétriques

1. PPA, niveau de développement et zone géographique

A) Tests de la forme forte de la PPA

Tableau 1 : Tests de stationnarité du taux de change réel

	Taux bilatéral ²⁰		Taux multilatéral ²¹	
	C	C + T	C	C + T
AFRIQUE	Test individuel ²²			
Botswana	-2.34 (0)	-5.90***(3)	-0.95 (0)	-2.23 (0)
Burundi	-3.05** (0)	-2.50 (0)	-3.11** (0)	-2.50 (0)
Gambie	-4.04***(3)	-1.22 (0)	-4.28***(3)	-7.02***(3)
Ghana	-1.08 (0)	-1.98 (0)	-1.01 (0)	-2.01 (0)
Kenya	0.02 (0)	-1.90 (0)	-0.15 (0)	-2.05 (3)
Malawi	-4.00***(3)	-2.8 (3)	-2.24 (3)	-2.79 (2)
Niger	-1.55 (4)	-4.40***(2)	-5.09***(2)	-3.05 (2)
Ouganda	-1.51 (0)	-3.89** (4)	-1.49 (0)	-4.03** (4)
RSA	-1.37 (0)	-1.23 (0)	-1.46 (0)	-1.27 (0)
Sierra Leone	-3.58***(3)	-2.91 (3)	-1.76 (0)	-3.37** (3)
Tanzanie	-2.26 (0)	-2.33 (0)	-2.25 (0)	-2.33 (0)
Zimbabwe	-4.98***(1)	-5.75***(4)	-3.04** (4)	-2.32 (0)
Zambie	-1.43 (0)	-1.28 (0)	-3.33** (4)	-2.08 (4)
Test en panel, Pedroni (1997, 1999,2000)				
Données brutes				
	-3.67	-0.41	-0.38	-0.93
Données ajustées ²³				
	-1.13	1.62	0.19	-0.40
AMERIQUE LATINE	Test individuel			
Argentine	-1.97 (0)	-2.24 (0)	-1.84 (5)	-2.13 (5)
Bolivie	-2.22 (0)	-2.26 (0)	-1.97 (0)	-1.81 (0)
Brésil			-1.40 (0)	-2.22 (0)
Chili	-2.11 (0)	-1.70 (0)	-2.14 (0)	-3.11* (1)
Colombie	-2.69* (5)	-3.14 (5)	-2.80* (5)	-3.33* (5)
Costa Rica	-2.22 (0)	-2.15 (0)	-3.27** (0)	-3.18* (0)
El Salvador			0.02 (3)	-2.03 (3)
Equateur	-3.07** (2)	-2.98 (2)	-0.96 (0)	-1.30 (0)
Guatemala	-1.87 (5)	-2.74 (3)	-2.93** (0)	-3.51 (1)
Guyane	-0.46 (2)	-2.24 (2)	-0.66 (3)	-4.62*** (0)
Honduras	-2.39 (2)	-2.31 (0)	-2.38 (3)	-2.87 (3)
Jamaïque			-2.78 (1)	-3.19* (1)
Mexique	-0.54 (0)	-2.78 (0)	-3.68*** (1)	-3.78* (1)
Nicaragua	-1.75 (0)	-2.25 (0)	-1.71 (1)	-1.88 (2)
Panama	-1.18 (0)	-1.06 (0)	-3.09** (5)	-3.24* (5)
Paraguay	-2.05 (5)	-2.24 (0)	-1.93 (5)	-1.60 (5)
Pérou	-0.45 (0)	-1.58 (0)	-2.01 (0)	-2.16 (0)
Uruguay	-0.99 (0)	-2.10 (0)	-2.65* (0)	-3.26* (2)
Venezuela	-3.30** (0)	-3.15 (0)	-2.7* (0)	-2.51 (3)
Test en panel ²⁴				
Données brutes				
	-1.37	-0.74	-3.15	-3.16
Données ajustées				
	-1.37	-0.74	-3.03	-2.76

²⁰ C'est le taux de change réel bilatéral vis à vis des Etats Unis et calculé sur la base des prix à la consommation.

²¹ C'est le taux de change multilatéral calculé par rapport aux principaux partenaires commerciaux.

²² C'est le test de racine unitaire standard : ADF. Le nombre de retards est entre parenthèses. *, **, et *** indiquent successivement la stationnarité du taux de change réel au seuil de 10%, 5% et 1%.

²³ Ce sont des données corrigées de la corrélation intra-groupe.

²⁴ La valeur critique est de 1.65.

ASIE				
Test individuel				
Corée	-1.88 (1)	-3.14 (1)	-1.52 (0)	-1.61 (0)
Hongkong	-1.09 (1)	-0.48(1)	-0.80 (1)	-3.44*(3)
Inde	-1.97 (1)	-4.52***(4)	-1.09 (3)	-2.77 (4)
Indonésie	-0.87 (0)	-1.76 (1)	-0.59 (0)	-0.81 (0)
Japon	-0.75 (4)	-2.98 (1)	-0.44 (4)	-1.49 (0)
Malaisie	-1.54 (1)	-2.83 (1)	-1.57 (0)	-1.70 (0)
Philippines	-2.05 (0)	-2.61 (0)	-1.23 (2)	-3.60**(1)
Singapour	-1.41 (3)	-2.10 (1)	-3.33**(0)	-2.85 (0)
Thaïlande	-2.13 (3)	-2.17 (0)	-0.65 (0)	-3.06 (0)
Test en panel				
		Données brutes		
	-1.87	-1.32	-1.41	-0.77
		Données ajustées		
	-1.51	-0.77	-2.34	-0.87
MENA				
Test individuel				
Algérie	-1.07 (0)	-1.66 (0)	-1.50 (3)	-1.19 (3)
Egypte	-1.98 (1)	-2.62 (1)	-1.18 (1)	-2.44 (1)
Jordanie	-0.77 (0)	-1.13 (0)	-1.65 (0)	-0.59 (0)
Maroc	0.59 (0)	-0.69 (0)	-2.58 (1)	-3.17 (1)
Tunisie	-0.45 (0)	-1.56 (0)	-1.17 (0)	-1.75 (4)
Turquie	-1.73 (0)	-1.73 (0)	-1.68 (0)	-1.90 (0)
Test en panel				
		Données brutes		
	1.86	2.04	-0.24	1.56
		Données ajustées		
	2.10	0.68	0.57	0.35
OCDE				
Test individuel				
Australie	-2.21 (0)	-2.59 (1)	-2.40 (1)	-3.09 (4)
Autriche	-2.68* (1)	-1.08 (3)	-0.64 (3)	-3.51** (1)
Belgique	-0.38 (0)	-2.30 (4)	-2.47 (0)	-3.67** (0)
Canada	-0.86 (0)	-2.74 (4)	-1.73 (4)	-2.85 (1)
Danemark	-3.13**(1)	-1.25 (0)	-2.08 (0)	-2.56 (4)
Espagne	-1.91 (0)	-2.78 (1)	-1.59 (0)	-1.82 (0)
Etats Unis			-2.75* (1)	-2.67 (1)
Finlande	-1.68 (0)	-2.72 (4)	-2.71* (1)	-2.75 (1)
France	-2.35 (0)	-2.60 (1)	-2.34 (0)	-1.96 (0)
Grèce	-1.38 (0)	-2.70 (1)	-3.34** (1)	-3.29* (1)
Islande	-2.94*(1)	-1.50 (8)	-1.04 (0)	-1.41 (0)
Irlande	-2.65*(1)	-2.86 (1)	-0.35 (3)	-3.03 (4)
Italie	-1.94 (0)	-2.02 (2)	-3.13** (1)	-4.84*** (3)
Japon			-1.37 (0)	-3.39* (3)
Luxembourg	-2.95**(1)	-1.48 (0)	-2.27 (2)	-2.09 (0)
N. Zélande	-3.24**(1)	-3.47* (4)	-3.76** (2)	-4.05** (1)
Pays Bas	-1.42 (0)	-2.94 (1)	-1.43 (1)	-2.87 (2)
Norvège	-2.02 (2)	-3.06 (4)	-2.74* (0)	-2.95 (1)
Portugal	-2.02 (1)	-2.33 (1)	-1.79 (3)	-1.81 (5)
R. Unis	-2.84* (1)	-1.34 (0)	-1.62 (1)	-1.51 (1)
Suède	-3.36**(4)	-4.28*** (2)	-0.69 (4)	-5.10*** (2)
Suisse	-1.26 (2)	-2.40 (1)	-0.27 (4)	-1.60 (4)
Test sur des données de panel				
		Données brutes		
	-3.30	-0.83	-1.25	-3.69
		Données ajustées		
	-3.30	-0.83	-3.45	-3.18
PECO				
Test individuel				
Bulgarie	-0.38	-2.56		
Croatie	-0.61	-3.59		
République T	-0.77	-2.94		
Estonie	0.95	-2.94		
Hongrie	-1.49	-1.90		
Lettonie	-2.11	-2.04		
Lituanie	-1.32	-2.27		
Pologne	-1.32	-1.71		
Roumanie	-1.97	-1.11		
Russie	-1.85	-1.27		
Slovaquie	-1.44	-1.87		
Slovénie	-1.52	-1.85		
Test en panel				
		Données brutes		
	-1.43	2.32		
		Données ajustées		
	-1.63	1.33		

B) Tests de la forme faible de la PPA

Tableau 2 : Tests de racine unitaire sur des données de panel

Pays	Données ajustées		Données brutes	
	Constante	Constante + tendance	Constante	Constante + tendance
taux de change nominal				
Afrique	-0.18	0.68	-0.18	0.68
Amérique Latine	0.19	1.14	0.19	1.14
Asie	3.19	0.45	1.1	0.12
Mena	5.71	0.64	1.1	0.71
PECO	0.34	1.76	0.54	0.86
OCDE	-0.17	0.81	-0.17	0.81
Rapport des prix				
Afrique	0.59	5.14	0.53	3.81
Amérique Latine	3.34	5.49	0.86	-0.98
Asie	5.13	0.45	1.1	-0.43
Mena	1.44	6.03	0.91	0.65
PECO	2.01	1.23	0.43	0.19
OCDE	1.36	0.22	-0.46	1.85

Tableau 3 : Test de cointégration entre le taux de change nominal et le rapport des prix

	α_1	β_1	t-stat	Nombre de retards
Pays développés				
Australie	-0.96	0.66	3.48	1
Autriche	-0.92	0.74	7.15	1
Belgique	-0.37	1.39	10.57	2
Canada	1.37	0.91	52.82	0
Danemark	-1.18	0.96	4.05	0
Espagne	-0.77	1.09	36.53	1
Finlande	1.08	0.21	2.52	0
France	0.03	1.30	43.59	3
Grèce	-0.29	1.23	30.68	0
Islande	2.16	0.69	5.85	1
Irlande	0.50	0.99	26.07	1
Italie	-0.79	0.4	2.61	0
Luxembourg	-0.42	1.21	21.76	1
N. Zélande	-0.17	0.78	10.27	1
Pays Bas	0.50	1.06	24.27	3
Norvège	-0.24	1.41	28.33	0
Portugal	0.77	0.97	14.90	0
R. Uni	-0.21	1.34	30.63	1
Suède	-1.23	0.45	6.06	1
Suisse	1.08	3.26	3.30	1
	Panel-stat	Group-stat		
v-stat		1.343		
rho-stat	-0.639	-0.897		
pp-stat	-1.563	-2.477		
Ad-fstat	-2.802	-4.386		
Amérique latine				
Argentine	0.75	0.99	36.2	0
Bolivie	-0.76	1.04	9.81	0
Chili	0.63	1.03	52.4	3
Colombie	-0.59	1.28	9.31	0
Costa Rica	-0.72	1.00	8.66	0
Equateur	-1.55	1.00	13.3	2
Guatemala	-1.40	0.96	9.82	0
Guyane	-0.86	0.98	14.0	0
Honduras	1.03	1.13	4.79	2
Mexique	1.49	1.03	5.45	0
Nicaragua	1.90	1.03	31.3	2
Panama	0.46	0.34	10.6	2
Paraguay	1.77	1.02	4.82	0
Pérou	-1.77	0.88	12.9	0
Uruguay	-0.63	0.79	27.8	0
Venezuela	0.77	0.97	5.57	0
	Panel-stat	Group-stat		
v-stat		3.77		
rho-stat	-1.548	-0.379		
pp-stat	-1.604	-1.356		

adf-stat	-2.094	-1.571		
Asie				
Corée	1.37	0.65	6.46	1
Hong Kong	-0.66	0.008	0.06	1
Inde	-0.13	1.93	8.53	1
Indonésie	1.77	1.65	13.80	1
Japon	9.43	2.1	21.41	1
Malaisie	-1.16	0.77	17.51	1
Philippines	-0.12	0.92	13.05	3
Singapour	-1.39	1.34	32.08	1
Thaïlande	-0.15	1.05	8.60	3
	Panel-stat	Group-stat		
v-stat		2.397		
rho-stat	1.113	0.589		
pp-stat	0.939	0.253		
Adf-stat	0.784	0.610		
Afrique				
Botswana	-1.44	1.09	13.31	3
Burundi	0.53	0.80	16.35	4
Gambie	0.68	1.18	10.63	1
Ghana	-0.92	1.05	11.4	3
Kenya	1.30	3.42	11.34	2
Malawi	-0.16	1.14	11.41	0
Niger	-0.78	1.46	5.05	0
Ouganda	-0.56	0.50	1.39	0
RCA	0.72	0.58	15.76	3
Sierra Leone	1.08	1.72	14.54	1
Tanzanie	0.92	2.63	7.96	0
Zimbabwe	1.10	1.10	21.03	2
Zambie	-2.10	4.99	4.14	1
	Panel-stat	Group-stat		
v-stat	0.958			
rho-stat	-0.052	-0.79		
pp-stat	-0.43	-1.101		
adf-stat	-1.291	-1.368		
MENA				
Algérie	0.25	1.22	6.05	0
Egypte	-0.63	0.33	0.41	0
Jordanie	-1.34	0.96	18.06	0
Maroc	0.11	0.16	0.20	0
Tunisie	-0.95	0.48	12.91	1
Turquie	2.19	1.19	8.37	0
	Panel-stat	Group-		
stat				
v-stat	1.966			
rho-stat	-1.067	-0.56		
pp-stat	-1.138	-3.54		
adf-stat	-2.421	-3.21		
PECO				
Bulgarie	0.08	1.5	28.51	0
Croatie	-0.07	1.49	12.16	0
Rep Tchèque	0.07	7.25	17.78	0
Estonie	0.045	1.44	36.83	0
Hongrie	0.01	2.97	26.97	1
Lettonie	-0.15	2.96	12.50	2
Lituanie	0.06	2.35	13.83	0
Pologne	-0.13	2.68	12.17	2
Roumanie	0.98	0.70	10.81	1
Russie	0.64	1.55	7.72	2
Slovaquie	0.66	1.43	15.31	2
Slovénie	-0.23	7.51	8.12	1
	Panel-stat	Group-stat		
v-stat	1.547			
rho-stat	-0.62	-1.124		
pp-stat	-0.278	-1.420		
adf-stat	-1.510	-1.203		

2. PPA, régime de change et inflation (Pedroni, 2001)

Pays	Constante		Constante + tendance	
	ADF-stat ²⁵		ADF-stat	
Australie	-2.71	(0)	-1.52	(4)
Autriche	0.23	(0)	-1.87	(0)
Belgique	-0.08	(0)	-1.78	(0)
Bénin	-1.12	(0)	-2.56	(0)
Burkina Faso	0.11	(4)	-3.11	(2)
Cameroun	-1.45	(0)	-2.13	(0)
Canada	-2.21	(0)	-2.45	(3)
Danemark	0.33	(0)	-1.78	(0)
Espagne	0.34	(4)	-1.85	(1)
Finlande	-1.18	(0)	-2.09	(0)
France	0.46	(0)	-1.66	(0)
Gabon	-1.73	(3)	-2.47	(0)
Hongkong	-2.80	(4)	-2.69	(1)
Inde	-1.05	(0)	-2.60	(0)
Irlande	-0.18	(0)	-1.69	(0)
Italie	-0.83	(2)	-1.30	(0)
Japon	0.36	(4)	-1.93	(4)
Jordanie	-0.95	(4)	-3.10	(1)
Luxembourg	-0.04	(0)	-1.69	(0)
Malaisie	-2.68	(1)	-3.31	(2)
Mali	-1.40	(0)	-2.65	(0)
Maroc	-1.52	(0)	-2.14	(1)
Niger	0.16	(0)	-2.74	(0)
Norvège	0.57	(4)	-2.47	(0)
Paraguay	-3.37	(3)	-1.99	(0)
Pays Bas	-0.42	(0)	-2.17	(0)
R. C.A	-2.75	(3)	-2.38	(0)
R. Congo	-0.60	(1)	-1.78	(0)
Royaume Uni	-3.85	(3)	-0.95	(3)
Sénégal	-1.64	(0)	-2.48	(0)
Singapour	-1.99	(1)	-2.36	(2)
Suède	-1.36	(0)	-1.73	(0)
Thaïlande	-2.46	(1)	-1.84	(0)
Tunisie	-1.78	(2)	-2.26	(1)
Group-ADF-stat	2.60		-4.31	

Tableau. 4 : Test de stationnarité du TCR pour les pays à inflation élevée (Pedroni, 2001)

Pays	Constante		Constante + tendance	
	ADF-stat		ADF-stat	
Argentine	-1.73	(0)	-2.37	(0)
Bolivie	-1.77	(0)	-1.75	(0)
Chili	-2.39	(1)	-2.08	(0)
Colombie	-2.26	(1)	-2.22	(1)
Costa Rica	-1.72	(0)	-2.30	(0)
Egypte	-1.94	(1)	-2.76	(1)

²⁵ Le nombre de retards est entre parenthèses ;

El Salvador	-1.74 (0)	-1.34 (0)
Equateur	-3.26 (2)	-2.02 (2)
Grèce	-1.55 (0)	-1.14 (0)
Guatemala	-1.56 (0)	-2.03 (0)
Islande	-2.40 (0)	-2.09 (1)
Mexico	-1.61 (2)	-3.00 (0)
Pérou	-0.38 (0)	-0.42 (0)
Portugal	-2.61 (1)	-0.94 (1)
Suisse	-1.91 (0)	-1.86 (0)
Turquie	-1.53 (0)	-2.12 (0)
Uruguay	-1.03 (0)	-1.31 (0))
Venezuela	-1.20 (0)	-2.14 (0)
Group-ADF-stat	-1.51	-1.72

Tableau. 5 : Test de stationnarité du TCR pour des pays à régime de change fixe

	Constante	Constane + tendance
Chili	-1.62 (0)	-1.08 (0)
Colombie	1.60 (0)	-2.06 (1)
Costa Rica	0.91 (0)	-0.65 (0)
Equateur	-1.38 (1)	-1.75 (0)
Egypte	-1.61 (0)	-0.81 (0)
Guatemala	-0.54 (1)	-1.48 (0)
Honduras	2.57 (0)	-1.54 (0)
Inde	-0.43 (0)	1.42 (0)
Jordanie	0.51 (0)	-0.18 (0)
Nicaragua	-1.41 (0)	-1.47 (0)
Paraguay	1.34 (0)	-1.55 (0)
Philippines	-0.10 (0)	-0.48 (0)
Thaïlande	0.40 (0)	-1.55 (0)
Turquie	-1.08 (0)	-1.48 (0)
Uruguay	-0.66 (0)	-1.17 (0)
Zambie	0.41 (0)	-2.94 (1)
Group-ADF-stat	6.98	-1.23

Tableau. 6 : Test de stationnarité du TCR pour des pays à régime de change flexible

	Constante	Constante + tendance
Australie	-3.28 (0)	9.00 (0)
Autriche	-2.71 (1)	9.09 (0)
Belgique	-1.91 (1)	9.14 (0)
Canada	-7.65 (2)	9.08 (0)
Colombie	-1.87 (0)	9.12 (0)
Chili	-1.95 (0)	9.17 (0)
Danemark	1.40 (2)	9.09 (0)
Equateur	-1.47 (0)	7.67 (0)
Espagne	-1.95 (0)	9.09 (0)
Finlande	-1.66 (0)	6.85 (0)
France	-3.66 (1)	9.08 (0)
Grèce	-1.81 (1)	9.42 (0)
Guatemala	-0.38 (0)	9.08 (0)
Honduras	-0.95 (0)	7.77 (0)
Inde	-2.13 (2)	9.25 (0)
Irlande	-1.90 (0)	9.17 (0)
Islande	9.75 (0)	9.77 (0)

Italie	-3.03 (0)	4.18 (2)
Japon	-2.33 (0)	9.10 (0)
Luxembourg	-1.81 (0)	9.37 (0)
Maroc	-7.05 (2)	3.78 (2)
N. Zélande	-2.30 (1)	2.05 (0)
Norvège	-2.04 (0)	9.08 (0)
Paraguay	-1.83 (0)	9.08 (0)
Pays Bas	-1.75 (0)	9.10 (0)
Pérou	-2.94 (1)	9.10 (0)
Portugal	-6.73 (2)	9.07 (0)
R. C.A	-2.82 (1)	9.08 (0)
Royaume Uni	-2.81 (1)	9.10 (0)
Suède	-7.55 (2)	9.09 (0)
Suisse	1.53 (0)	9.08 (0)
Thaïlande	-2.06 (0)	9.51 (0)
Tunisie	-3.04 (0)	9.09 (0)
Turquie	-0.70 (0)	9.10 (0)
Uruguay	-5.57 (2)	9.18 (0)
Group-ADF-stat	-5.03	70.59

Annexe 2 : procédure de classement des pays selon le régime de change

Les régimes de change sont classés sur la base de trois critères relatifs au comportement du taux de change :

1. La volatilité du taux de change est mesurée par la valeur absolue de la moyenne des variations mensuelles du taux de change nominal pendant une année.
2. La volatilité des variations du taux de change est mesurée par l'écart type du taux de variations mensuelles du taux de change nominal
3. La volatilité des réserves de change est mesurée par la valeur absolue de la moyenne des variations mensuelles du rapport des réserves internationales de change du mois en cours et la masse monétaire du mois précédente.

Les données proviennent de la base du FMI pour la période 1970-1998.

Le tableau suivant représente les bandes de variation telles qu'elles sont définies par Levi-Yeyati et Sturzenegger (1999) et qui nous serviront de référence pour classer les pays selon les régime de change :

Tableau. 1 : critères de classement des pays selon les régime de change

	Volatilité du taux de change		Volatilité de la variation du taux de change		Volatilité des réserves de change	
	min	max	min	max	max	min
Flexible	0.5%	1.4%	0.1%	1.9%	0.1%	5.4%
Flexibilité contrôlée	0.6%	1.3%	0.6%	1.7%	4.8%	12%
Administré	0.3%	1.2%	0.1%	1%	4.3%	12.4%
Fixe	0%	0.3%	0%	0.3%	5.7%	12.7%

Sur la base de ces critères, nous classons nos pays en trois types de régimes de change : fixe, flexible et intermédiaire. Les pays à régime de change purement fixe et administré sont regroupés ensemble. Les résultats de cette classification sont représentés dans le tableau suivant :

Tableau. 2 : Evolution de régimes de change

	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
ALGERIE	fx	fx	nd	nd	i	f	f	f	f	f	f	f	f	f	f	f	f	f	f	f	f	f	f	f	f	f	f	f
ARGENTINE	nd	nd	nd	nd	nd	nd	nd	nd	nd	nd	nd	nd	nd	nd	nd	nd	nd	nd	fx	f	f	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx
BOLIVIE	nd	nd	nd	nd	nd	nd	nd	nd	nd	nd	nd	nd	nd	fx	f	f	i	nd	f	f	f	f	f	f	i	f	f	f
BOTSAWANA	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	i	fx	i	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	i	fx	i
BURANDI	fx	fx	f	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	f	f	f	f	f	f	f	f	f	f	f	f	f	f	f
CHILI	fx	fx	fx	fx	fx	fx	nd	nd	fx	fx	fx	fx	fx	i	f	f	f	i	f	i	f	f	f	i	f	i	i	f
COLOMBIE	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	f	fx	fx	i	i	i	i	i	f	f	f	f	f
COREE	fi	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	f	i	fx	fx	i	i	f	i	fx	fx	i	i	i	fx	i	i	i	f	f
COTA RICA	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	i	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	i	fx	fx	fx
EGYPTE	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	f	f	f	fx	fx	i	fx	fx	fx	fx
EQUATEUR	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	i	fx	i	i	i	i	f	i	f	f	f	f	f
GAMBI	fx	i	i	i	i	i	i	i	i	i	i	i	f	f	f	f	f	f	f	f	f	f	f	f	i	f	i	f
GANA	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	i	fx	fx	i	fx	fx	fx	fx	fx	fx	i	i	i	i	i	i
GUATUMALA	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	i	fx	i	f	f	i	f	f	f	f	f	f	f
GUYANE	i	i	l	i	i	fx	fx	fx	fx	fx	i	fx	fx	f	f	i	fx	fx	fx	f	f	f	f	f	f	f	f	f
HONDORAS	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	i	fx	fx	fx	f	i	i	f	f	f	f	f	f
INDE	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx
INDONISIE	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	i	fx	fx	fx	fx	i	i	i	i	fx	i	fx	fx	i	i	i	i	i	i	f	f
JORDANI	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	i	fx	fx	fx	fx	fx	fx	i	i	i	i	i	fx	fx	i	fx	i	i	fx	fx	fx
KENYA	fx	fx	l	i	fx	i	i	f	f	f	f	f	f	f	f	f	f	f	f	f	f	f	f	f	f	f	f	f
MALAWI	fx	i	i	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	i	i	i	i	i	f	f	i	i	i	f	f	f	i	fx	f	f
MALISIE	i	i	f	f	i	i	i	f	i	i	i	i	i	i	i	i	i	i	i	i	i	i	i	i	i	i	f	f
MAROC	fx	fx	i	i	i	i	i	f	f	f	f	f	f	f	f	i	f	f	f	f	f	f	f	f	f	f	f	f
MEXIQUE	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	i	i	i	i	i	f	fx	i	i	fx	fx	fx	f	f	f	f	f
NICARAGUA	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	nd	nd	nd	nd	nd	nd	nd	nd	nd	nd	nd
NIGER	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	i	i	i	i	i	i	i	i	fx	i	i	i	i	fx	fx	i	fx
OUGANDA	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	nd	nd	nd	i	i	i	i	i	i
PARAGUAY	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	i	i	fx	fx	f	i	i	i	i	i	i	i	i	f
PHILIPPINES	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	nd	nd	nd	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx
RCA	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	i	fx	fx	i	i	i	i	i	i	i	i	i	fx	i	i	i	i	i	i	i	i
SINGAPOOR	i	i	i	i	i	i	i	i	i	i	i	i	i	i	i	i	i	i	i	i	i	i	i	i	i	fx	i	i
SIRALEONE	fx	i	i	fx	i	i	i	i	i	i	i	f	f	fx	f	f	f	f	f	f	f	f	f	f	f	f	f	f
TANZANI	fx	fx	fx	fx	fx	f	f	f	f	i	f	f	f	f	f	f	f	f	f	f	fx	fx	nd	f	f	f	f	f

THAÏLANDE	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	i	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	
TUNISIE	fx	fx	i	i	i	i	fx	fx	fx	i	i	i	i	i	i	i	i	i	fx	i	i	i	i	i	i	i	i	i	
TURQUIE	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	
URGUAY	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	i	i	i	i	f	f	f	f	f	f	f	f	f	f	f	
ZAMBABWE	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	i	i	f	i	i	i	i	i	f	i	f	f	i	f	f	f	nd	
ZAMBI	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	fx	i	fx	i

Note : nd signifie régime indéterminé, fx signifie régime fixe, i signifie régime intermédiaire et f signifie régime flexible.

A partir du classement précédent nous définissons deux régimes de change : un régime de change fixe et un régime de change flexible. Le régime de change est supposé fixe lorsque le taux de change nominal est maintenu constant et que les réserves de change varient fortement. Le régime de change flexible est caractérisé par une variation significative du taux de change nominal et une stabilité relative des réserves de change : ainsi il englobe les pays à régime de change flexible et intermédiaire. Finalement, les pays qui sont caractérisés par une stabilité du taux de change nominal et des réserves de change sont exclus de l'échantillon. En fait, les régimes de change auront un effet uniquement lorsque les variables qui les caractérisent se comportent différemment. Autrement dit, le fait de tenir compte des pays pour lesquels le taux de change nominal et les réserves de change sont stables pourrait biaiser les résultats économétriques dans le sens d'une absence d'effet significatif des régimes de change.

Bibliographie

- Balassa B. (1964), "The Purchasing Power Parity Doctrine : A Reappraisal," *Journal of political Economy*, Vol. 72, pp 584-96.
- Breuer J. B. (1994) "An Assessment of the Evidence on PPP, " in J. Williamson (ed.) *Estimating Equilibrium Exchange Rate*, Washington, D. C. : Institute for International Economics.
- Canzoneri M., Cumby R., Diba B. (1996), "Relative labor productivity and the real exchange rate in the long run : evidence for a panel of OECD countries," *Journal of International Economics*; Vol. 47, pp 245-266.
- Cassel, K.G. (1922), "Money and Foreign Exchange after 1924, " London Constable and CO.
- Dickey D. et W. Fuller (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, pp 427-81.
- Enders W. (1988), "ARIMA and cointegration tests of PPP under fixed and flexible exchange rate regimes," *Review of Economics and Statistics*, pp 504-508.
- Fisher, Eric O'N et Park, Joon Y, 1991. "Testing Purchasing Power Parity under the Null Hypothesis of Co-integration," *Economic Journal*, Vol. 101 (409) pp. 1476-84.
- Froot K. et K. Rogoff (1995), "Perspectives on PPP and the Long-Run Real Exchange Rate," in G. Grossman et K. Rogoff (ed.), *Handbook of International Economics*, Vol. 3, Amsterdam : North Holland Press.
- Grilli V. et Kaminsky G. (1991), "Nominal Exchange Rate and Real Exchange Rate: Evidence from the Unites States and Great Britain 1885-1986," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 27, pp 192-212.
- Holmes J (2000), "Does PPP hold in African Less Developed Countries ? Evidence from a Panel Data and Root Test," *Journal of African Economies*, Vol 9 , N° 1 , pp 63-78.
- Im, K. Pesaran, H., and Shin, Y. (1997), "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels," *Manuscript, University of Cambridge*.
- Levi-Yeyati, E. and Sturzenegger F. (1999) "A de facto Classification of Exchange Rate Regimes:", mimeo, Universidad Torcuato di Tuella, forthcoming in *American Economic Review* in 2003.
- Levin and Lin (1993), *Unit Root Tests in Panel Data, Asymptotic and Finite Sample Properties*, U.C. San Diego Working paper.
- Mac Donald R. (1993), "Long-run purchasing power parity : is it for real?," *Review of Economics and Statistics*, pp 690-695.
- Mahdavi et Zho (1994), "PPP in High Inflation Countries : Further Evidence," *Journal of Macroeconomics*, Vol. 16, pp. 403-422.
- Vol. 16, pp. 403-422.
- Mussa M. (1986), "Nominal Exchange Rate Regimes and the Behavioral of Real Exchange Rates: Evidence and Implications," *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 27, pp 117-214.
- Nagayasu J. (1998), "Does the Long-Run PPP Hypothesis Hold for Africa?: Evidence from Panel Co-Integration Study," *Working Paper 98/123, International Monetary Fund, Washington, D. C.*
- Obstfeld M. et A. Taylor (1996), *International Capital Market Integration over The Long Lun : The Great Depression as a Watershed*, U. C. Berkeley.
- O'Connel (1998), "The Overvaluation of Purchasing Power Parity," *Journal of International Economics*, Vol. 44, pp 1-19 (à paraître).
- Oh K. (1996), "Purchasing Power Parity and Unit Root Tests using Panel Data," *Journal of International Money and Finance* (à paraître).
- Patel J. (1990), "Purshasing Power Parity as Long-Run Relation," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 5, pp 367-79.
- Pedroni P.(1995), "Panel Cointegration : Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis," *Indiana University Working Paper in Economics*, n° 95-013.
- Pedroni, P. (1997), "Panel Cointegration : Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time

- Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis : New Results”, *Indiana University Working Paper in Economics*, April.
- Pedroni P. (1999), “Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors,” *Oxford Bulletin of Economy and Statistics*, pp 653-670.
- Pedroni P. (2000), “PPP Tests in Cointegrated Panels,” *Indiana University Working Papers*.
- Pedroni P. (2001), “Panel Cointegration Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis, ” Department of Economics , *Indiana University Working Papers*.
- Phillips, P. (1995), "Fully Modified Least Squares and Vector Autoregression," *Econometrica*, Vol. 63, pp 1023-278.
- Phillips, P. et B. Hansen (1990), ``Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Process," *Review of Economic Studies*, Vol. 57, pp 99-125.
- Phillips, P. et Ouliaris (1988), “Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration,” *Econometrica*, Vol. 58, pp 165-193.
- Quah D. (1994), “Exploiting Cross-Section Variation for Unit Root Inference in Dynamic Data,” *Economics Letters*, Vol. 44, pp 9-19.
- Rogoff K. (1996), “The Purchasing Power Parity Puzzle,” *Journal of Economic Literature*, Vol. 34, pp 647-668.
- Samuelson, P.A. (1964), “Theoretical Notes on Trade Problems,” *Review of Economics and Statistics*, vol 46, pp 335-46.
- Taylor M. P. and Mac Makho (1988), “Long-run purchasing power parity,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 70, (3), pp 508-511.
- Taylor A. (1996), “International Capital Mobility in History : Purchasing Power Parity in the Long Run,” *North-western University Working Papers*.
- Taylor, M. P. et L. Sarno, (1998), “The Behavioral of Real Exchange Rate During the Post Bretton-Woods Period,” *Journal of International Economics*, Vol. 46, pp 281-312.

DOCUMENTS DE RECHERCHE EPEE

2005

0501 Animal Spirits in Woodford and Reichlin Economies: The Representative Agent Does Matter

Stefano BOSI & Thomas SEEGMULLER

0502 Fiscal Policy and Fluctuations in a Monetary Model of Growth

Stefano BOSI & Francesco MAGRIS

0503 Is Training More Frequent When the Wage Premium Is Smaller? Evidence from the European Community Household Panel

Andrea BASSANINI & Giorgio BRUNELLO

0504 Training, Wages and Employment Security: An Empirical Analysis on European Data

Andrea BASSANINI

0505 Financial Development, Labor and Market Regulations and Growth

Raquel FONSECA & Natalia UTRERO

0506 Testing Heterogeneity within the Euro Area Using a Structural Multi-Country Model

Eric JONDEAU & Jean-Guillaume SAHUC

0507 On Outward-Looking Comparison Utility, Heterogeneous Preferences & the Third Dimension: A Geometric Perspective

Jean-Paul BARINCI & Jean-Pierre DRUGEON

0508 Welfare Effects of Social Security Reforms across Europe: the Case of France and Italy

Raquel FONSECA & Theptida SOPRASEUTH

0509 Can Heterogeneous Preferences Stabilize Endogenous Fluctuations?

Stefano BOSI & Thomas SEEGMULLER

0510 Default Recovery Rates and Implied Default Probability Estimations: Evidence from the Argentinean Crisis

Ramiro SOSA NAVARRO

0511 Selective Immigration Policies, Human Capital Accumulation and Migration Duration in Infinite Horizon

Francesco MAGRIS & Giuseppe RUSSO

0512 A Necessary and Sufficient Condition for Weak Exogeneity in Vector Error Correction Models

Christophe RAULT

0513 La PPA est-elle vérifiée pour les pays développés et en développement ? Un ré-examen par l'économétrie des panels non-stationnaires

Imed DRINE & Christophe RAULT

2004

0401	Instabilité de l'emploi : quelles ruptures de tendance?
	<i>Yannick L'HORTY</i>
0402	Vingt ans d'évolution de l'emploi peu qualifié et du coût du travail : des ruptures qui coïncident?
	<i>Islem GAFSI, Yannick L'HORTY & Ferhat MIHOUBI</i>
0403	Allègement du coût du travail et emploi peu qualifié : une réévaluation
	<i>Islem GAFSI, Yannick L'HORTY & Ferhat MIHOUBI</i>
0404	Revenu minimum et retour à l'emploi : une perspective européenne
	<i>Yannick L'HORTY</i>
0405	Partial Indexation, Trend Inflation, and the Hybrid Phillips Curve
	<i>Jean-Guillaume SAHUC</i>
0406	Partial Indexation and Inflation Dynamics: What Do the Data Say?
	<i>Jean-Guillaume SAHUC</i>
0407	Why Do Firms Evaluate Individually Their Employees: The Team Work Case
	<i>Patricia CRIFO, Marc-Arthur DIAYE & Nathalie GREENAN</i>
0408	La politique environnementale française : une analyse économique de la répartition de ses instruments du niveau global au niveau local
	<i>Jean DE BEIR, Elisabeth DESCHANET & Mouez FODHA</i>
0409	Incentives in Agency Relationships: To Be Monetary or Non-Monetary?
	<i>Patricia CRIFO & Marc-Arthur DIAYE</i>
0410	Mathematics for Economics
	<i>Stefano BOSI</i>
0411	Statistics for Economics
	<i>Stefano BOSI</i>
0412	Does Patenting Increase the Private Incentives to Innovate? A Microeconomic Analysis
	<i>Emmanuel DUGUET & Claire LELARGE</i>
0413	Should the ECB Be Concerned about Heterogeneity? An Estimated Multi-Country Model Analysis
	<i>Eric JONDEAU & Jean-Guillaume SAHUC</i>
0414	Does Training Increase Outflows from Unemployment? Evidence from Latvian Regions
	<i>Jekaterina DMITRIJEVA & Michails HAZANS</i>
0415	A Quantitative Investigation of the Laffer Curve on the Continued Work Tax: The French Case
	<i>Jean-Olivier HAIRAULT, François LANGOT & Thepthida SOPRASEUTH</i>
0416	Intergenerational Conflicts and the Resource Policy Formation of a Short-Lived Government
	<i>Uk HWANG & Francesco MAGRIS</i>
0417	Voting on Mass Immigration Restriction
	<i>Francesco MAGRIS & Giuseppe RUSSO</i>

0418 Capital Taxation and Electoral Accountability

Toke AIDT & Francesco MAGRIS

0419 An Attempt to Evaluate the Impact of Reorganization on the Way Working Time Reduction Has Been Implemented by French Firms since 1996

Fabrice GILLES

0420 Dette souveraine: crise et restructuration

Facundo ALVAREDO & Carlos WINOGRAD

0421 Renouvellement des générations, asymétrie de position et dynamique technologique des entreprises

Marc-Arthur DIAYE, Nathalie GREENAN, Claude MINNI & Sonia ROSA MARQUES
