



Munich Personal RePEc Archive

**THE EXCHANGE RATE
PASS-THROUGH TO IMPORT
PRICES: A PANEL EVIDENCE FROM
DEVELOPING COUNTRIES**

GHARDACH, jaouad

10 June 2014

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/64938/>
MPRA Paper No. 64938, posted 10 Jun 2015 06:58 UTC

LE PASS-THROUGH DU TAUX DE CHANGE AU PRIX A L'IMPORTATION : CAS DE PAYS EN VOIE DE DEVELOPPEMENT

GHARDACH Jaouad

Université Mohammed V Rabat-Agdal (Morocco)

ghardach@gmail.com

RESUME – Le présent travail a pour objectif d'examiner théoriquement et empiriquement la relation de long terme du pass-through du taux de change vers les prix à l'importation. En utilisant une approche en panel hétérogènes afin d'estimer le pass-through du taux de change pour 4 pays en voie de développement. Notre méthodologie consiste à une estimation en panel non stationnaire et en testant la cointégration, nos résultats montrent que le pass-through du taux de change dans les pays en voie de développement a un caractère hétérogène.

Mots-clés: Pass-through, cointégration-panel, panel hétérogène, Pooled Mean Group Estimator.

ABSTRACT – The present working paper aims to examine theoretically and empirically the long run relationship of the exchange rate pass-through to import prices. Using a heterogeneous panel approach to estimate the ERPT for four developing countries. Our methodology consists of a no stationary panel estimation and a cointegration test, our results show that the ERPT in developing countries has a heterogeneous character.

Keywords: ERPT, Panel cointégration, heterogeneous panel, Pooled Mean Group Estimator.

JEL-Classification : C33, D21, E31, F31

I- INTRODUCTION

Les variations du taux de change revêtent une importance toute particulière pour des petites économies tournées vers l'extérieur. On sait que les idées dominantes sur le "meilleur régime de change" ont beaucoup évolué depuis la fin de Bretton Woods : mouvement en faveur de l'adoption de régimes de taux de change flexible dans les années 70, puis dans les années 80, mouvement en faveur d'une gestion plus active des taux de change et vers des monnaies uniques. Si ces fluctuations de la pensée peuvent être attribuées en partie à des modes, elles révèlent également la complexité et la richesse inépuisable du sujet (Calvo et Reinhart, 2002).

La dynamique d'intégration à l'économie mondiale a été à l'origine d'un renouvellement de la littérature sur la performance des régimes de change et plus précisément du lien entre le taux de change et les prix.

Comment les prix réagissent aux mouvements du taux de change ? Les suivent-ils totalement ou partiellement ? Et dans quel délai ?

Les études qui traitent de ces questions ont nommé ces rapports « *le pass-through du taux de change* », définie comme étant la variation en pourcentage du prix à l'importation (libellé en monnaie domestique) suite à une variation de 1% du taux de change bilatéral entre le pays importateur et le pays exportateur. Un pass-through complet se produit lorsqu'une appréciation (ou dépréciation) en termes de pourcentage d'une devise étrangère entraîne une augmentation (ou diminution) d'un pourcentage égal du prix du bien importé (en devise du pays destinataire).

De même pour le pass-through incomplet ou partiel qui se produit lorsque la réaction du prix est inférieure au pourcentage donné par le taux de change. Il faut noter à ce niveau que cette action résulte d'un comportement stratégique dit *pricing-to-market* (PTM).

Le présent travail est une contribution à l'analyse du pass-through du taux de change aux prix à l'importation pour des pays en voie de développement. L'idée dominante c'est que les particularités économiques de ces pays sont en pratique similaires.

C'est vrai que la plupart des économies en développement est fortement dépendant au commerce international, mais elles restent toutefois en position de non maîtrise des parts de marché du fait qu'elles sont en général des preneurs de prix « price taker ».

Rajoutant à cela la faible part qu'occupe l'activité industrielle dans l'économie de ces pays, ce qui les rend subordonnés aux importations en provenance des pays industrialisés.

A part ces similitudes, on est intéressé à analyser la nature de la dynamique de long terme du pass-through du taux de change aux prix à l'importation, et plus précisément, on cherche à savoir si cette relation de long terme est similaire pour tous les pays en voie de développement, du moment que l'on peut croire que le pass-through doit être complet à long terme en raison de l'ajustement graduel et complet des prix, car les rigidités des prix sont généralement un phénomène de court terme.

Il est important de mesurer le degré du pass-through et d'évaluer sa dynamique dans le temps, car il constitue un élément central dans la formulation de la conduite de la politique monétaire (Mishkin 2008 ; Edwards 2006 et Gagnon & Ihrig 2004).

Ce travail est organisé comme suit, la première section est une revue de littérature théorique sur le pass-through du taux de change et ses déterminants, en plus, elle résume certaines des études empiriques. La deuxième section discute le cadre analytique et décrit les données utilisées dans le modèle. La troisième section décrit et applique l'approche de Pesaran, Shin et Smith (2000) pour le cas de l'Égypte ; le Maroc ; la Tunisie et la Turquie

II- Revue de littérature sur le pass-through du taux de change.

2.1- Revue de littérature théorique

L'intérêt qu'a suscité le sujet du pass-through du taux de change au cours des années 80 a donné naissance à une large littérature théorique sur ce mécanisme de transmission.

En commençant par Engel (2003), deux branches peuvent être distinguées. La première se focalise sur la production industrielle et la nature de son équilibre partiel. Dans un cadre de concurrence imparfaite, les entreprises sont capables de segmenter le marché en distinguant entre marché local et extérieur et ajustent les prix de manière instantanée. Cette littérature est souvent appelée « pricing to market » PTM¹.

La deuxième branche de littérature s'intéresse à l'équilibre général et se focalise sur les rigidités nominales. L'idée c'est que les prix sont fixés à l'avance, soit en monnaie locale (Local currency pricing ; LCP), soit en monnaie du producteur (producer currency pricing ; PCP)².

L'élément clés de la littérature théorique concerne les déterminants spécifiques au marché du pass-through. Le degré du pass-through du taux de change qui caractérise une économie donnée doit être considéré comme le résultat d'une combinaison de facteurs micros et macroéconomiques. Ceci a été la motivation de plusieurs travaux qui ont essayé d'endogénéiser le pass-through du taux de change (ERPT). La première contribution revient à Froot et Klemperer (1989) qui ont mis l'accent sur l'importance des parts du marché dans la détermination du degré du pass-through. Les parts actuelles du marché influencent la demande future, et la réaction des exportateurs étrangers suite à une appréciation de la monnaie locale dépendrait de la façon dont cette appréciation sera perçue, transitoire ou permanente. Si cette appréciation est perçue comme étant un phénomène transitoire, les exportateurs préféreront de ne pas ajuster les prix de telle sorte à ne pas engager les profits futurs.

¹ Voir Krugman (1987) et Feenstra (1989).

² Obstfel et Rogoff (1995), Obstfel et Rogoff (2000), Obstfel et Rogoff (2002), Corsetti et Pesenti (2001) et Benigo (2003) adoptent le PCP. Betts et Devreux (2000), Bacchetta et Van Wincoop (2000) et Durate et Stockmann (2001) adoptent le LCP. Corsetti et Pesenti (2005), Tille (2001) et Devreux, Engel et Storgaard (2004) comparent le LCP et PCP

L'analyse des comportements de fixation des prix dans un cadre de segmentation des marchés avec fluctuation des taux de change nominaux montre qu'au niveau du produit, les comportements PTM sont influencés par de nombreux facteurs microéconomiques. Dans un cadre statique, les stratégies PTM peuvent être considérées comme un arbitrage des firmes exportatrices entre un risque de demande et un risque de marge. Si la firme n'ajuste pas son taux de marge aux variations de change, celles-ci sont répercutées sur le prix de vente en monnaie du pays importateur et entraînent une modification du niveau de la demande. Au contraire si la firme choisit de maintenir les prix en monnaie locale, les fluctuations de change modifient sa marge ex-post. Cette représentation de la réaction stratégique aux variations de change est valable que la firme fixe ses prix dans sa propre monnaie ou directement dans la monnaie de l'importateur.

Cet arbitrage conduit à un pass-through qui varie entre 0 et 1, la part des fluctuations de change absorbée par la firme étant fonction du risque de demande perçu : plus la demande du pays étranger est sensible aux variations de prix en monnaie locale, plus la firme est incitée à lisser l'effet sur les prix des variations de change en ajustant son taux de marge. De telles stratégies dites de PTM sont donc a priori plus probables en direction de marchés sur lesquels les pressions concurrentielles sont renforcées par la forte substituabilité des produits vendus ou le grand nombre de concurrents locaux.

En outre, la réaction des firmes aux mouvements de change est influencée par la structure concurrentielle du marché sur lequel elle se positionne. Ainsi, en concurrence oligopolistique, la volonté de la firme de maintenir sa part de marché est un motif supplémentaire la conduisant à adopter une stratégie de PTM. La relation entre l'intensité du PTM et la part de marché de la firme est cependant ambiguë. A partir d'une part de marché faible, une hausse marginale du pouvoir de monopole de la firme lui permet d'absorber une proportion plus importante des mouvements de change par des ajustements de marge, ce qui implique plus de PTM et un pass-through plus faible. Dans certains cas, l'exportateur peut même être amené à surcompenser l'effet direct du change sur les prix à l'importation de façon à gagner des parts de marché à l'étranger : dans ce cas, le coefficient de PTM est supérieur à 1 et le pass-through sera négatif. Une telle stratégie est rationnelle si la firme cherche à gagner des parts de marché dans le pays importateur de façon à augmenter son pouvoir de monopole futur. En revanche, au-delà d'un certain seuil, le pouvoir de marché de la firme est tel que sa propension au lissage de l'effet de change sur les prix en monnaie locale diminue.

L'importance de la persistance perçue de ces fluctuations du taux de change a été reprise par Taylor (2000). Les entreprises locales face à une dépréciation résultant une augmentation des prix, elles ajustent les prix dans la mesure où cette augmentation des prix soit perçue comme permanente. Et plus les prix sont stables, moins l'augmentation sera considérée comme persistante. L'ajustement des prix des producteurs et consommateurs suite à une dépréciation dépend aussi du degré d'ouverture de l'économie. Et plus l'économie est ouverte, plus la part des biens importés est importante dans l'indice des prix à la consommation (IPC), de même pour les biens intermédiaires qui sont incorporés dans la production finale.

L'importance du degré d'ouverture des économies a été soulignée par Goldfajn et Werlang (2000). Bacchetta et Van Wincoop (2005) ont introduit une nouvelle façon d'étudier le mécanisme du pass-through. Leur tentative d'endogénéisation du pass-through du taux de change repose sur sa liaison directement à la décision du choix de devise de facturation. En supposant que les exportateurs fixent leurs prix à l'avance, le pass-through du taux de change dépendra donc de cette décision prise : si tous les exportateurs, pour un pays donné choisissent le PCP, on assistera alors à un pass-through complet vers les prix à l'importation pour ce pays. Contrairement si les exportateurs fixent leurs prix en devise du pays destinataire, le pass-through sera dans ce cas nul. C'est pour ces raisons qu'ils ont développé un modèle pour expliquer la décision du choix de la devise de facturation. Leur conclusion, c'est que chaque décision peut dépendre des pressions de compétitivité auxquelles ces entreprises font face, comme il est suggéré dans le modèle d'oligopole de Cournot par Dornbush (1987).

Les exportateurs pour un pays donné sont plus susceptibles à choisir le PCP, si leurs parts de marché dans le pays de destination sont plus importantes.

Devreux et Engel (2000), Devreux, Engel et Storgaard (2004) ont mis l'accent sur l'importance de la position de la politique monétaire comme déterminant derrière une telle décision : les exportateurs pourraient préférer le PCP au LCP, si la politique monétaire dans le pays de destination est instable.

Chang et Lapan (2003) ont développé un modèle de duopole avec deux exportateurs de deux pays différents et qui se concurrencent sur un marché local. Suite à une variabilité suffisamment élevée du taux de change, ces exportateurs vont choisir d'ajuster les prix comme réponse à ces fluctuations du taux de change.

Corsetti et Pesenti (2004) proposent un modèle d'équilibre général dans lequel la relation entre la devise de facturation et la volatilité du taux de change est caractérisée par l'existence de plusieurs équilibres : lorsque les fluctuations du taux de change sont faibles, le LCP serait plus attractif pour les exportateurs et s'ils choisissent de le pratiquer, les autorités monétaires auront plus d'intérêt à maintenir la volatilité du taux de change faible, à l'opposé si la volatilité du taux de change est élevée, les entreprises seront donc ramenées à choisir le PCP et les autorités monétaires auront plus d'intérêt à passer vers un régime de change flexible.

Dans un régime de taux de change flexible, une faible transmission des variations du taux de change aux prix peut contribuer à stabiliser la production et l'inflation. Devreux (2001) montre que dans une petite économie ouverte présentant un degré élevé de transmission des variations du taux de change au prix, l'arbitrage entre la volatilité de la production (ou de la consommation) et la volatilité de l'inflation est prononcée quelle que soit la règle de politique monétaire. Une politique qui cherche à stabiliser la production engendre une volatilité élevée du taux de change et, partant, une volatilité marquée de l'inflation. Mais si les variations du taux de change ne se répercutent que lentement sur l'inflation, cet arbitrage est beaucoup moins prononcé. Un régime de change flottant peut stabiliser la production sans entraîner une forte volatilité de l'inflation. C'est pourquoi un degré faible du pass-through pourrait apporter plus de souplesse dans la conduite d'une politique monétaire indépendante et faciliter la mise en place d'un régime de ciblage d'inflation, Choudhri et Hakura (2001).

2.2- Revue de littérature empirique

La montée considérable de la littérature théorique a été accompagnée par différentes publications d'études empiriques. La première génération de travaux empiriques concernait l'estimation du pass-through du taux de change en utilisant la méthode économétrique la plus simple (MCO). Ces contributions ont été cependant fortement critiquées à cause de la faible attention donnée aux données (non stationnarité des séries chronologiques)³.

Et comme réaction, il y avait la poussée d'une seconde génération de modèles qui ont essayé de prendre en considération ces critiques. Goldfajn et Werlang (2000), Gagnon et Ihrig (2004), Campa et Goldberg (2002).

Même si ces modèles diffèrent dans la façon dont ils sont spécifiés et estimés, ils avaient en commun la même technique d'estimation. En effet, ils relient dans un modèle uni-varié dans lequel l'indice d'inflation est régressé sur la valeur présente et passée de variation du taux de change et autres variables explicatives.

Et plus récemment, d'autres travaux sont apparus et qui utilisent une technique alternative aux modèles uni-variés à savoir « les modèles VAR ». Par exemples Mc Carthy (2000), Choudhri, Faruqee, et Hakura (2002), Belaisch (2003), et Hahn (2003).

Comparés aux modèles VAR, les modèles uni-variés ont l'avantage d'être moins sophistiqués et demandent moins de temps. Donc, il n'est pas étonnant que les études qui adoptent cette technique travaillent avec un large ensemble de pays que les études qui utilisent les modèles VAR. Ça leur permet d'obtenir une évidence sur le PT entre pays à travers lequel il est nécessaire d'engager une analyse des facteurs qui déterminent les différences entre pays de l'ERPT.

Plusieurs articles s'intéressent aux déterminants du PT de type macroéconomique, Taylor (2000), explique la baisse tendancielle du PT par la stabilisation du taux d'inflation. Son argument c'est que la stabilité des prix rend les marchés plus transparents, ce qui facilite les comportements d'arbitrage et renforce l'incitation à adopter des stratégies de PTM.

La littérature empirique sur le PT incomplet met en évidence des écarts importants entre pays de niveau de développement différent. Goldfajn et Werlang (2000) ont trouvé que le coefficient du PT est d'autant plus élevé que l'horizon temporel de référence est lui-même

³ Voir Mennon (1995).

éloigné. Pour l'ensemble des pays de l'échantillon, il atteint son maximum au bout de 12 mois. Cependant il existe des disparités significatives entre les pays (voir tableau1)

Tableau1 : Coefficients de PT par catégorie de pays (1980-1998)

Mois	Pays développés	Pays émergents	Autres pays en développement	Pays OCDE	Pays non OCDE
6	0,245	0,394	0,340	0,113	0,471
12	0,605	0,912	0,506	0,188	0,754

*Source : Goldfajn et Werlang (2000)

Burstein, Eichenbaum et Rebelo (2005) ont étudié la dépréciation du taux de change réel qui a pris place après importantes périodes de dévaluations : Argentine (2002) ; Brésil (1997) ; Mexique (1994) ; et Thaïlande (1997), et concluent que le motif derrière ces dévaluations est la rigidité des prix des biens échangeables et des services.

Coulibaly et Kempf (2010) ont examiné l'impact de l'adoption du ciblage d'inflation sur le PT du taux de change pour 27 émergent (dont 15 cibleurs d'inflation et 12 non cibleurs). Leur conclusion, c'est que l'adoption du ciblage d'inflation dans les pays émergents a permis de réduire le PT du taux de change sur divers prix (prix à l'importation, prix à la production et prix à la consommation).

Michele Ca Zorzi, Elke Hahn et Marcelo Sánchez ont examiné le degré du PT pour 12 pays émergents de l'Asie ; l'Europe Centrale et de l'Est ; et de l'Amérique Latine dans un modèle VAR. Le résultat c'est que le PT du taux de change au prix à l'importation, et ceux à la consommation est toujours élevé dans les pays émergents comparés aux pays développés. De même il existe une relation positive entre le degré du PT et l'inflation en excluant deux pays de l'échantillon à savoir la Turquie et l'Argentine.

Bouakez et Rebei (2008) ont fait recours à un modèle structurel d'équilibre général dynamique (DSGE) pour estimer le degré de pass-through au Canada. Ils constatent que le PT du taux de change aux prix canadiens à l'importation est resté assez stable, mais son effet sur les prix à la consommation a baissé ces dernières années. L'adoption d'un régime de ciblage d'inflation au Canada est la principale raison de la baisse du pass-through du taux de change. Ce qui appui les hypothèses de Taylor.

III- Cadre analytique et description des données

3.1- Equation du pass-through

Notre approche consiste à utiliser la spécification standard utilisée dans la littérature sur le PT comme point de départ, Goldberg & Knetter (1997) et Campa & Goldberg (2005). Par définition, les prix à l'importation, $MP_{i,t}$ pour tout pays i sont une transformation des prix à l'export, $XP_{i,t}$ des partenaires commerciaux du pays, en utilisant le taux de change nominal, $NEER_{i,t}$.

$$MP_{i,t} = NEER_{i,t} \cdot XP_{i,t} \quad (1)$$

A l'aide de lettres minuscules, on réécrit l'équation (1) en utilisant le Logarithme :

$$mp_{i,t} = neer_{i,t} + xp_{i,t} \quad (2)$$

Ainsi le prix à l'export, comporte le coût marginal, $MC_{i,t}$, et la marge bénéficiaire, $MKUP_{i,t}$ des exportateurs.

$$XP_{i,t} = MC_{i,t} \cdot MKUP_{i,t} \quad (3)$$

En Logarithme, on aura :

$$xp_{i,t} = mc_{i,t} + mkup_{i,t} \quad (4)$$

Alors, on peut réécrire l'équation (2) comme suit :

$$mp_{i,t} = neer_{i,t} + mc_{i,t} + mkup_{i,t} \quad (5)$$

La marge est supposée avoir deux composantes :

- (i) Une composante spécifique à l'industrie, et

(ii) Une réaction aux fluctuations du taux de change.

$$mkup_{i,t} = \alpha_i + \varphi_{i,t} \quad (6)$$

Le coût marginal d'un exportateur est fonction des conditions de la demande sur le marché destinataire, $y_{i,t}$ et des salaires dans le pays exportateur, $w_{i,t}$.

$$mc_{i,t} = \eta_0 y_{i,t} + \eta_1 w_{i,t} \quad (7)$$

En substituant (6) et (7) en (5), on aura :

$$mp_{i,t} = \alpha_i + (1 + \varphi) \cdot neer_{i,t} + \eta_0 y_{i,t} + \eta_1 w_{i,t}$$

Avec $\beta = (1 + \varphi)$

Cette structure suppose traduire l'unité des mouvements du taux de change. Cette configuration empirique permet au pass-through du taux de change, représenté par $\beta = (1 + \varphi)$ de dépendre de la structure concurrentielle dans une industrie. Les exportateurs pour un produit donné peuvent décider d'absorber certaines des variations du taux de change, plutôt que de les imputer au prix (en monnaie du pays importateur). Donc si $\varphi = 0$, le PT sera complet et leurs marges ne dépendront pas des fluctuations du taux de change (PCP est dominant). Et si $\varphi = 1$, les exportateurs décideront donc de ne pas laisser les prix varier (en monnaie du pays importateur) (LCP est dominant).

Par la suite l'équation finale peut être réécrite comme suit :

$$mp_{i,t} = \alpha_i + \beta neer_{i,t} + \lambda y_{i,t} + \delta w_{i,t} \quad (9)$$

Le résultat le plus répandu est la situation intermédiaire où le PT du taux de change est incomplet (mais différent de zéro) résultant de la combinaison entre le LCP et le PCP dans une économie. Donc, il y a une fraction des prix à l'importation qui est fixé en monnaie locale, tandis que la part restante est fixée en monnaie étrangère. Par conséquent, la mesure dans laquelle les mouvements du taux de change sont transmis au prix domestiques est la

prédominance du LCP ou PCP : plus la part du LCP est importante, plus ERPT sera faible, au contraire si la part du PCP est importante, l'ERPT sera élevé.

3.2- Description des données

Dans notre étude, nous considérons un panel composé de 4 pays en voie de développement : Egypte, Maroc, Tunisie, et Turquie. Les données sont annuelles et couvrent la période 1983-2013. On utilise l'indice des prix à l'importation, $mp_{i,t}$, le PIB réel comme proxy de la demande locale, $y_{i,t}$.

Pour mesurer les mouvements des coûts pour le producteur étranger, $FPC_{i,t}$, qui exporte sa production vers un marché local, on utilisera la même variable proxy utilisée par Bailliu & Fujii (2004) et qui est représentée comme suit :

$$FPC_{i,t} = REER_{i,t} \cdot \frac{ULC_{i,t}}{NEER_{i,t}} \quad (10)$$

$NEER_{i,t}$, est le taux de change effectif nominal (monnaie locale par unité de monnaie étrangère)⁴, $ULC_{i,t}$, est le coût unitaire du travail local, $REER_{i,t}$, est le taux de change effectif réel.

En raison de la non disponibilité des données pour tous les pays de notre échantillon, on rejoint Campa & Goldberg (2005), en utilisant l'indice des prix à la consommation, $cpi_{i,t}$, pour capturer les changements dans les coûts de production, sous l'hypothèse que les prix varient en général avec les mouvements des salaires. En Log linéarisant l'équation (10), on aura :

$$fpc_{i,t} = reer_{i,t} + cpi_{i,t} - neer_{i,t} \quad (11)$$

Etant donné que le taux de change effectif nominal et celui réel sont pondérés par rapport aux échanges commerciaux. Cela nous donne une mesure des coûts des partenaires commerciaux (tous les partenaires du pays importateur), avec une pondération par rapport au poids des partenaires dans les échanges commerciaux avec le pays importateur.

⁴ Une dépréciation de la monnaie locale apparaît comme une augmentation du taux de change effectif nominal

Les variables utilisées pour construire cette variable proxy (coût du producteur étranger) sont : le taux de change effectif nominal ; le taux de change effectif réel ; et l'indice des prix à la consommation. L'ensemble des données utilisées dans ce travail sont issues des bases de données statistiques du Fond Monétaire International (IFS), et de la Banque Mondiale.

IV- Méthodologie empirique

4.1- Test de racine unitaire

Avant de tester la relation de cointégration, on va étudier la stationnarité des variables, comprises dans l'équation (9). S'agissant de données en panel, on utilisera le test t-bar proposé par Im, Pesaran et Shin (2003)⁵. Ces auteurs furent les premiers à proposer un test de racine unitaire sur données de panel permettant de relâcher la contrainte imposée par Levin et Lin d'une homogénéité de la racine autorégressive. Toutefois, comme dans tous les tests de première génération l'hypothèse d'indépendance reste toujours valide. Lors d'une éventuelle autocorrélation des résidus, le modèle à tester est alors le suivant :

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i + \rho_i + \rho_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_j \Delta y_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t}$$

Où $\varepsilon_{i,t}$ est N.i.d $(0, \sigma_i^2)$

Sous l'hypothèse nulle, le test IPS est toujours joint sachant qu'une nullité de ρ_i implique la nullité des effets individuels ($\alpha_i = -\rho_i Y_i$ avec $Y_i \in \mathbb{R}$) :

$$H_0: \rho_i = 0 ; \forall_i = 1, \dots, N$$

$$H_1: \rho_i = 0 ; \forall_i = 1, 2, \dots, N_1$$

$$\rho_i = 0 ; \forall_i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N$$

⁵ Voir Hurlin & Mignon (2005)

Sous l'hypothèse alternative, les séries individuelles $y_{i,t}$ peuvent se répartir en deux sous-groupes. Plus précisément, N_1 séries⁶ vont posséder une dynamique stationnaire alors que les autres admettront une racine unitaire. Pour effectuer ce test, IPS proposent deux statistiques. La première statistique standardisée $Z_{tbar}(p; \beta)$ est centrée sur l'espérance de la distribution asymptotique de la statistique individuelle ADF et réduite par la variance de cette même distribution :

$$Z_{tbar}(p, \beta) = \frac{\sqrt{N}[t_bar_{NT} - E(t_{iT})]}{\sqrt{V(t_{iT})}}$$

Avec : $t_bar_{NT} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{iT}$

Où t_{iT} désigne la statistique de Student associée à l'hypothèse nulle de racine unitaire ($\rho_i = 0$) dans un modèle avec constante et les mouvements $E(t_{iT}) = -1,533$ et $V(t_{iT}) = 0,706$ correspondent à l'espérance et à la variance de la distribution asymptotique (*quand* $T \rightarrow \infty$) converge séquentiellement vers une loi normale centrée réduite. Toutefois, la distribution peut poser problème dans des panels de petite taille T . c'est pour cette raison qu'IPS ont proposé une seconde statistique standardisée, notée $W_{tbar}(p, \beta)$, qui possède l'avantage d'être beaucoup plus puissante à distance finie :

$$W_{tbar}(p, \beta) = \frac{\sqrt{N}[t_bar_{NT} - N^{-1} \sum_{i=1}^N E(t_{iT}(\rho_i, 0)|\rho_i = 0)]}{\sqrt{V(t_{iT}(\rho_i, 0)|\rho_i = 0)}}$$

Où les valeurs de $E(t_{iT}(\rho_i, 0)|\rho_i = 0)$ et $V(t_{iT}(\rho_i, 0)|\rho_i = 0)$ ont été tabulées pour différents ordres de retards p_i et différentes tailles T par les auteurs. Outre l'hypothèse d'indépendance des individus, ces tests souffrent de deux défauts : premièrement, la bonne identification du processus autorégressif est primordiale. Deuxièmement, il est difficile de conclure lors du rejet de l'hypothèse nulle. Cette dernière ne permet pas d'affirmer la stationnarité de toutes les séries individuelles mais uniquement l'existence d'au moins un individu ne possédant pas de racine unitaire dans la dynamique étudiée.

Les résultats du test IPS pour les variables de notre modèle sont présentés dans le tableau suivant, en niveau et en première différence. En niveau, il est impossible de rejeter

⁶ La valeur N_1 qui est a priori inconnue doit être comprise entre $0 < N_1 < N$

l'hypothèse nulle que toutes les séries ne sont pas stationnaires en faveur de l'hypothèse alternative qu'au moins une série du panel est stationnaire. Par contre en première différence, et au seuil de 5% on peut rejeter l'hypothèse nulle de non stationnarité des séries, et conclure que toutes les séries sont stationnaires en première différence.

Tableau 2 : Résultats du test de racine unitaire Im, Pesaran and Shin's (2003)

Variables	En niveau		Première différence	
	<i>Avec constante</i>	<i>Avec constante et tendance</i>	<i>Avec constante</i>	<i>Avec constante et tendance</i>
<i>mpi_{i,t}</i>	- 0,1368	-1,2531	-3,4444	-3,8556
<i>neer_{i,t}</i>	- 1,7893	- 1,7213	- 2,1478	- 2,5454
<i>rgdp_{i,t}</i>	- 0,2457	- 3,6502	- 6,9858	- 7,1130
<i>fpc_{i,t}</i>	2,3132	-1,0084	- 2,3121	- 3,1478

NB : pour le test IPS, la valeur critique au seuil de 5% est -1,81 pour le modèle avec constante et -2,44 pour le modèle avec constante et tendance linéaire.

4.2- Test de cointégration

Afin de vérifier la relation de long terme de cointégration du PT, on utilisera le test de Johansen. Sa technique présente un avantage par rapport à celle de Pedroni et KAO basés sur des tests résiduels⁷, qui sont assez restrictifs lorsqu'on analyse les propriétés de cointégration d'un vecteur de dimension n de variables intégrées d'ordre 1, $I(1)$ alors que des relations de cointégration multiples peuvent exister. Le test de cointégration proposé par Johansen a pour objet de tester l'hypothèse nulle de r relations de cointégration, contre l'hypothèse alternative de k relation de cointégration, avec $r = 0, 1, \dots, k - 1$ ⁸ On peut alors construire la statistique suivante :

$$\frac{\overline{LR}(r|k) - E[\overline{LR}(r|k)]}{V[\overline{LR}(r|k)]}$$

Qui suit une loi normale centrée réduite pour une convergence séquentielle ou $T \rightarrow \infty$ suivi de $N \rightarrow \infty$.

Avant de tester la relation de cointégration en panel de Johansen-Fisher, un retard optimal de

⁷ Analogues aux tests proposés par Engle et Granger (1987) dans le cadre des séries temporelles

⁸ Le test peut alors s'effectuer de manière séquentielle, partant de $r=0$ jusqu'à $r=k-1$

Tableau 3 : Test de cointégration-panel : Johansen-Fisher

Nombre de vecteurs cointégrés	Stat-Fisher Trace	Prob	Stat-Fisher Max eigen Test	Prob
$r \leq 0$	65.26	0.0000	49.84	0.0000
$r \leq 1$	25.80	0.0011	15.34	0.0529
$r \leq 2$	18.47	0.0180	18.21	0.0197
$r \leq 3$	7.839	0.4494	7.839	0.4494

Avant de tester la relation de cointégration en panel de Johansen-Fisher, un retard optimal de 1 a été déterminé sur la base d'un modèle VAR-Panel, en se basant sur les critères d'informations d'Akaike (AIC) et Schwarz (SC). Le tableau 3 montre que l'hypothèse nulle de non cointégration est rejetée au seuil de 5% pour les trois premiers cas de notre modèle, au profit de l'hypothèse alternative de l'existence d'au plus trois vecteurs cointégrés entre les variables.

V- Estimations du long terme du pass-through du taux de change

Suivant, Pesaran, Shin et Smith (2000), on utilisera deux techniques d'estimation qui prennent en considération l'hétérogénéité des coefficients à long terme : « Pooled Mean Group Estimator » (PMG) et « Mean Group Estimator » (MG), le premier estimateur qui a été développé par ces trois auteurs, pour des modèles dynamiques en panels hétérogènes, consiste à restreindre les coefficients de long terme à être égaux sur toutes les coupes transversales (homogénéité des coefficients de LT), et permet aussi l'hétérogénéité des coefficients de CT.

Le deuxième estimateur, proposé par Pesaran et Smith (1995) est une moyenne de N estimations individuelle permettant une hétérogénéité à LT. Ces estimateurs ont l'avantage d'être capables à corriger l'autocorrélation sérielle et l'endogénéité des régresseurs, qui sont

normalement présentes dans la relation de long terme. Dans notre analyse empirique, on mettra l'accent sur les estimateurs inter-individuelles. Il est important de noter que cette approche inter-individuelle accorde plus de flexibilité en présence d'hétérogénéité à travers les vecteurs cointégrés, lorsque le coefficient du PT est autorisé à varier⁹.

A partir du tableau 4, on peut conclure que le coefficient du PT est comme prévu, significatif et les résultats sont clairement robustes à travers les différentes techniques d'estimation.

Tableau 4 : Estimations panels pour les 4 pays sur la période 1983-2013

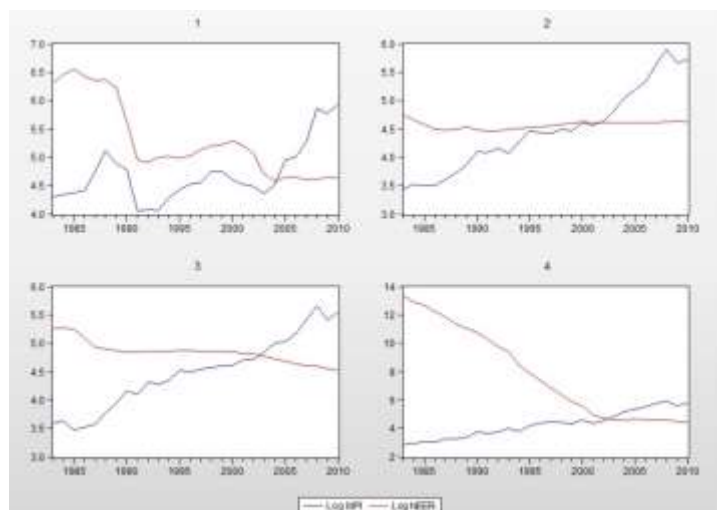
Variable dépendante : Indice des prix à l'importation				
	Augmented Mean Group	Common Correlated Effects Mean Group	Dynamic Fixed- Effect	Pooled-OLS
<i>neer_{i,t}</i>	0.89* (5.67)	0.75* (6.31)	0.89* (2.32)	0.93* (5.47)
<i>rgdp_{i,t}</i>	1.75* (4.60)	1.21* (2.62)	1.75* (6.97)	0.37* (8.99)
<i>fpc_{i,t}</i>	0.49* (2.91)	0.54* (6.7)	0.45* (2.47)	0.55* (7.08)

*NB : Tous les coefficients sont significatifs au seuil de 5%.

On peut croire que le PT doit être complet à long terme en raison de l'ajustement progressif et complet des prix (puisque les rigidités des prix sont généralement un phénomène de court terme)¹⁰. Cependant, le comportement de tarification des entreprises exportatrices peut empêcher les variations des prix à l'import de suivre celle des taux de change, et donc de ne pas les transmettre aux prix du pays importateur. Chose qu'on peut conclure à travers le graphique 1 retraçant l'évolution du taux de change nominal et les prix à l'importation

⁹ Dans l'approche intra-individuelle, l'élasticité du PT serait contrainte à être de même valeur pour chaque pays sous l'hypothèse alternative

¹⁰ Voir Smets et Wouters (2002)



NB : 1- Egypte ; 2- Maroc ; 3- Tunisie ; 4- Turquie.

Empiriquement, il a été constaté que la volatilité des taux de change est beaucoup plus présente et importante que les variations des prix, et par suite le PT serait incomplet même à long terme. Ce constat est conforme avec les modèles théoriques de discrimination par les prix, qui admettent un PT inférieur à 1 même à LT, comme résultat du PTM.

Lorsqu'on considère les estimations de manière individuelle pour notre groupe de pays, on conclut qu'il existe des différences entre les 4 pays concernant le PT du taux de change à LT, masqué par la valeur moyenne de notre panel. A partir du tableau 6, notre estimation montre que la réaction la plus élevée au prix à l'import est enregistrée pour le cas du Maroc avec un coefficient de PT de 0.95%, suivie de l'Egypte avec 0.92%, la Tunisie de 0.72% et enfin la Turquie avec un niveau beaucoup moins élevé de 0.47%.

Tableau 5 : PT individuel de long terme pour chaque pays

Dynamic Fixed Effects Regression: Estimated Error Correction			
Pays	DFE	<i>t – statitic</i>	<i>p</i>
1- Egypte	0.93*	7.70	0.000
2- Maroc	0.97*	3.17	0.002
3- Tunisie	0.63*	2.13	0.045
4- Turquie	0.47*	3.29	0.001

NB : tous les coefficients du PT de long terme sont significatifs au seuil de 5%.

Cette hétérogénéité des coefficients à long terme du PT du taux de change aux prix à l'importation, peut dépendre premièrement de la stabilité de la politique monétaire du pays importateur (Devreux et Engel (2000) et Bacchetta et Van Wincoop (2001)). Si les exportateurs fixent leurs prix en devise du pays qui a une politique monétaire plus stable, les prix à l'import seront aussi stables.

La structure et le degré de concurrence sur les marchés des biens, peut être aussi un déterminant de cette différence entre pays. Ajoutant à cela les différents régimes de changes caractérisant ces économies.

VI- Facteurs Macroéconomiques affectant le pass-through

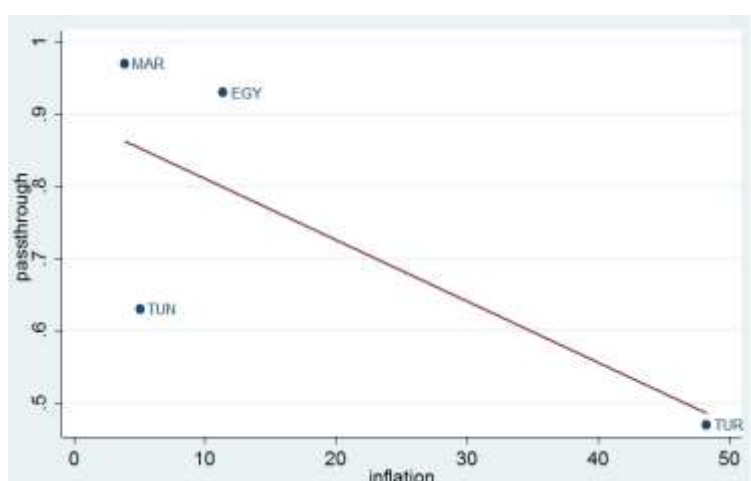
Après avoir estimé le pass-through du taux de change aux prix à l'importation, pour les 4 pays de notre échantillon et conclure l'existence d'une hétérogénéité dans la relation du long terme entre pays, nous nous posons la question suivante: *quels sont les déterminants macroéconomiques sous-jacents affectant le PT ?*

Pour y répondre, nous commençons par un examen de la relation existante entre le PT et l'inflation et voir à quel point nos constats vérifient l'hypothèse de Taylor. L'idée c'est que les stratégies de tarification des exportateurs peuvent être endogènes à la stabilité de la politique monétaire du pays importateur, une maîtrise de l'inflation incite les firmes étrangères à l'adoption du LCP et mène à un PT incomplet.

Pour cela, nous avons calculé le taux d'inflation moyen pour l'ensemble des pays de notre échantillon sur la période 1983-2013 afin de mesurer son degré de liaison avec le PT estimé.

En examinant la figure 1, il est évident de conclure l'existence d'une corrélation négative entre le pass-through du taux de change aux prix à l'importation et le taux moyen d'inflation, et de ce, l'hypothèse de Taylor qu'un faible taux d'inflation engendre une baisse du PT n'est vérifiée que pour le cas de la Tunisie.

Figure 1 : Corrélation entre pass-through et taux d'inflation



Dans ce qui suit, nous allons examiner deux autres variables macroéconomiques, pouvant être source d'hétérogénéité de la relation du LT du PT pour notre échantillon, à savoir, le degré d'ouverture mesuré par la moyenne de la part des importations dans la demande domestique ; et la volatilité du taux de change nominal, sur la période 1983-2013.

Le tableau 6 nous résume en moyennes les conditions macroéconomiques des pays de l'échantillon. L'objectif de cette analyse est de lier ces facteurs à l'explication du degré du PT.

Tableau 6 : Statistique des conditions macroéconomiques (1983-2013)

Pays	Taux moyen d'inflation	Taux moyen d'ouverture	Volatilité moyenne du taux de change nominal
Egypte	11,40	29,38	7,61
Maroc	3,85	33,44	0,24
Tunisie	5,05	45,34	0,99
Turquie	48,29	22,06	5501,08

Concernant le deuxième déterminant affectant le PT (la part des importations), on peut croire l'existence d'une relation positive entre le degré d'ouverture et le PT : plus un pays est ouvert vers l'extérieur, plus la réaction des prix à l'import aux fluctuations du taux de change est importante.

Finalement, on se demande à quel point la volatilité du taux de change est explicative du PT de LT. Par intuition, on peut dire que la réaction des prix à l'import est élevée lorsque la variation du taux de change est assez importante. Ceci n'est vrai que pour le cas de l'Égypte par contre cette relation pour le cas de la Turquie reste assez mitigée.

VII- Conclusion

Dans notre travail, nous avons estimé le pass-through du taux de change (ERPT) de long terme aux prix à l'importation pour un panel de pays en voie de développement (Égypte ; Maroc ; Tunisie et Turquie) en utilisant une approche en panel non stationnaire.

L'avantage que représente cette approche par rapport aux autres méthodes d'estimation, c'est l'utilisation de l'information disponible dans les données de panel, afin d'accroître la robustesse des tests à n'identifier aucune coïntégration fallacieuse entre les variables et permettre aussi une analyse plus profonde pour un ensemble de pays appartenant à une même catégorie du niveau de développement.

On a considéré dans notre analyse que le pass-through du taux de change (ERPT) résulte d'une combinaison entre le taux de change effectif nominal (NEER), des coûts des producteurs étrangers (FPC) et des conditions de la demande locale (RGDP). En estimant la relation de long terme de notre modèle, on conclut que la relation de long terme du pass-through du taux de change aux prix à l'importation est assez hétérogène pour les pays en voie de développement. Et cette hétérogénéité est dû principalement aux particularités économiques des pays en voie de développement, comme la politique monétaire, la structure et degré de concurrence des marchés, taille du pays, régime de change...etc.

Plusieurs raisons sont à l'origine de cette différence entre pays de notre échantillon. D'abord, il faut dire que les variations du taux de change nominal sont plus persistantes pour les pays en voie de développement, et rajoutant à cela le taux élevé d'inflation caractérisant ces économies, même si pour le cas du Maroc où la maîtrise de l'inflation n'a pas abouti à un déclin du degré du PT aux prix à l'importation.

Finalement, il serait plus pertinent de faire une analyse plus profonde dans un modèle dynamique intégrant un éventuel changement de régime de change, tel que l'adoption d'un régime de change flexible si on veut se focaliser sur le cas du Maroc.

Bibliographie :

- 1- Bailliu, J. & Fujii, E. (2004). "Exchange Rate Pass-Through and the Inflation Environment in Industrialized Countries: An Empirical Investigation". Bank of Canada Working Paper No.2004-21.
- 2- Baltagi, B.H. et Kao, C. (2000), "Nonstationary panels, cointegration in panels and dynamic panels : a survey", in *Advances in Econometrics*, 15, edited by B. Baltagi et C. Kao, pp. 7-51, Elsevier Science.
- 3- Bouakez & Rebei. (2008), "Has exchange rate pass through really declined? Evidence from Canada", Research Department, Bank of Canada.
- 4- Campa, J. & Goldberg, L. (2002). "Exchange Rate Pass-Through Into Import Prices: A Macro or Micro Phenomenon?" NBER Working Paper No 8934.
- 5- Choudhri, E. & Hakura, D. (2006). "Exchange Rate Pass Through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter?" *Journal of International Money and Finance*, 25, pp. 614-639.
- 6- Darmane Coulibaly & Hubert Kempf. (2010). "Does inflation targeting decrease exchange rate pass through in Emerging countries?" Documents de Travail du Centre d'Economie de la Sorbonne - 2010.49
- 7- David R. Sabiston. (2001) "Le pass-through du taux de change : un survol de la littérature" *L'Actualité économique*, vol. 77, n° 3, p. 425-454.
- 8- Dornbush R., 1987. "Exchange Rates and Prices" *American Economic Review*, 77(1), 93-106.
- 9- Hurlin, C. et Mignon, V. (2005), "Une synthèse des tests de racine unitaire sur données de panel", *Economie et Prévision*, 169-170-171, pp. 253-294.
- 10- Hurlin, C. et Mignon, V. (2006), " Une Synthèse des Tests de Coïntégration sur Données dePanel", *Economie et Prévision*, N°180-181.
- 11- Im K.S, Pesaran M.H, and Shin Y. (2003) "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", *Journal of Econometrics* 115.

- 12- José Manuel Campa, Linda S. Goldberg José M. González-Mínguez. (2005). “Exchange rate pass-through to import prices in the euro area” NBER Working Paper 11632.
- 13- Krugman, P. (1987). “Pricing to market when the exchange rate changes”. In Real-Financial Linkages Among Open Economies (S. Arndt and J.D. Richardson. Cambridge, MA: MIT Press.).
- 14- McCarthy. (1999). “Pass-through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies”. BIS Working Paper, 79.
- 15- Michele Ca Zorzi; Elke Hahn & Marcelo Sánchez. (2007) “Exchange rate pass through in emerging markets” ECB Working paper series N° 739 / MARCH 2007