

## FLUCTUATIONS DE CHANGE ET PERFORMANCES ECONOMIQUES

IMED DRINE\* (UNITED NATIONS UNIVERSITY WIDER),  
CHRISTOPHE RAULT\*\* (LABORATOIRE D'ECONOMIE D'ORLEANS)

### RESUME :

Ce travail a pour objet d'analyser les conséquences des variations de change sur les performances économiques. L'étude réalisée sur un panel de pays en développement à l'aide de techniques économétriques en séries temporelles et en données de panel révèle d'une part, une relation de causalité du taux de change nominal vers le produit et ses différentes composantes et d'autre part un effet récessionniste de dépréciation du taux de change nominal.

**CLASSIFICATION JEL :** E31, F0, F31, C15.

**MOTS CLES :** taux de change nominal, pays en développement, tests de causalité, données de panel.

### ABSTRACT:

This paper analyzes the consequences of exchange rate variations on economic performances. Our econometric results based on time series and panel data econometric techniques performed on a sample of developing and developed countries highlight on the one hand, a causality relationship from the nominal exchange rate to output and on the other, a downturn effect of depreciation of the nominal exchange rate.

**JEL CLASSIFICATION :** E31, F0, F31, C15.

**KEYWORDS:** nominal exchange rate, developing countries, causality tests, panel data.

---

\* United Nations University WIDER, Helsinki, Katajanokanlaituri 6 B, FI-00160 Helsinki, Finlande.  
Courriel: drine@wider.unu.edu.

\*\* CNRS, UMR 6221, Rue de Blois-B.P.6739, 45067 Orléans Cedex 2, et chercheur associé, BEM Bordeaux Management School. Courriel: chrault@hotmail.com. Site internet: <http://chrault3.free.fr/> (auteur correspondant). Nous remercions un rapporteur anonyme pour ses remarques constructives sur une première version de ce texte. Nous demeurons seuls responsables des éventuelles erreurs et insuffisances de ce travail.

## INTRODUCTION

Les crises de change qui ont touché au cours de la dernière décennie le Mexique en 1994-95, les pays d'Asie du sud-est en 1997, la Russie en 1998, le Brésil en 1999, et la Turquie en 2001 ont relancé le débat sur la pertinence des politiques de stabilisation basées sur le taux de change. Ces crises, qui sont intervenues dans des contextes de taux de change fixe, si l'on définit cette catégorie au sens large<sup>1</sup>, ont soulevé le risque d'un choix inadapté en matière de politiques de change<sup>2</sup>. Par ailleurs, l'un des faits stylisés marquants qui a suscité un intérêt particulier chez les économistes, est qu'une dépréciation du taux de change nominal a souvent un effet contractionniste sur le niveau d'activité des pays en développement<sup>3</sup> et s'accompagne d'une inflation élevée (*cf.* Isard *et al.* 1997)<sup>4</sup>.

Les éléments explicatifs présentés dans la littérature peuvent être synthétisés comme suit<sup>5</sup>: (i) Une dépréciation a un impact sur le niveau des prix à travers son effet sur la valeur en monnaie nationale des biens échangeables et des biens importés (*cf.* Lizondo et Montiel, 1989). Ceci entraîne une hausse de certaines variables nominales, telles que les salaires et donc une baisse de l'offre. (ii) Une dépréciation entraîne une inflation plus élevée, une baisse des encaisses réelles et donc une baisse de l'activité. (iii) Une dépréciation entraîne une baisse du salaire réel et donc une évolution de la répartition des revenus en faveur des agents à faible propension marginale à consommer, ce qui réduit les dépenses de consommation (*cf.* Krugman et Taylor, 1978). (iv) Si la balance commerciale est déficitaire, une dépréciation de la monnaie entraîne une hausse de la charge de la dette externe et réduit la demande à travers un effet richesse négatif (*cf.* Krugman et Taylor, 1978). (v) Une dépréciation engendre des anticipations inflationnistes, ce qui réduit l'incitation à investir (*cf.* Calvo, Reinhart et Végh, 1995), (vi) Une dépréciation de

<sup>1</sup> En effet, d'après Coudert (2004), selon la définition étroite, il s'agit de régimes où le taux de change est maintenu à l'intérieur de bandes de fluctuations plus ou moins larges autour d'une parité centrale annoncée à l'avance. Cependant, la définition large est plus pertinente au regard des risques de crise, et inclue deux autres catégories : (i) les *crawling pegs*, système où les parités sont maintenues autour d'un taux de référence, qui lui-même est dévalué régulièrement à un taux annoncé à l'avance. C'était le régime adopté par exemple par le Mexique et la Turquie dans les années précédant leur crise, respectivement en 1994 et 2000. (ii) les taux de change fixes de facto annoncés comme des changes flottants. Cette dernière catégorie est très importante pour les pays émergents. Elle a été révélée par les travaux de Calvo et Reinhart (2000 et 2002) et concerne la plupart des pays asiatiques (Thaïlande, Corée, Indonésie, Philippines) avant leur crise de 1997.

<sup>2</sup> Comme le souligne l'importante littérature sur les crises, celles-ci peuvent être en réalité très diverses, ce qui conduit à parler de modèles de première, seconde et troisième génération (*cf.* Krugman, 1999; Jeanne et Zettelmeyer, 2002; Chang et Velasco, 2005), ainsi que de d'autres modèles.

<sup>3</sup> A première vue, ce constat est contre-intuitif puisque traditionnellement on considère qu'une dépréciation conduit à une expansion économique. En effet, une dépréciation permet d'encourager les exportations et la demande interne au détriment des importations. Elle a donc tendance à renforcer la compétitivité de l'économie et à promouvoir la croissance.

<sup>4</sup> Certains auteurs (notamment Broda, 2002; Edwards et Levy-Yeyati, 2003; Larrain et Velasco, 2001) notent toutefois que les effets de la dépréciation ne sont pas très importants.

<sup>5</sup> Voir Kamin et Rogers (1996) pour une explication plus complète de l'effet récessionniste d'une dévaluation de la monnaie. Agénor (1991) explicite aussi les canaux par lesquels une dépréciation de la monnaie peut avoir un effet contre-productif.

la monnaie peut être interprétée comme le résultat d'un déséquilibre interne important qui suscite une réticence de la part des investisseurs étrangers à investir dans l'économie. Ceci limite l'accès aux marchés financiers internationaux et réduit les possibilités d'investir et d'engager des politiques expansionnistes. (vii) Enfin, un dernier argument développé par Eichengreen et Hausman (1999), certainement l'un des plus convaincants, est en termes de péché originel. Eichengreen et Hausman s'intéressent en effet aux causes de l'endettement en monnaie étrangère, et montrent qu'il provient d'une incapacité des pays émergents à emprunter sur les marchés internationaux dans leur propre monnaie.

L'objet de cet article est d'apporter des éléments empiriques nouveaux contribuant à ré-évaluer l'impact d'une dépréciation du taux de change nominal sur le niveau d'activité des pays en développement (en particulier son caractère contractionniste ou non), en remédiant à certaines limites des études économétriques existantes. Ces études souffrent en effet de trois limites principales. (i) Elles se limitent à l'examen de l'impact d'une dépréciation du taux de change sur le PIB sans préciser les canaux de transmission des chocs. Cependant, il faut noter que, même si la dépréciation du taux de change provient de chocs externes, il est possible qu'elle ait un effet sur l'économie, indépendamment de l'effet du choc lui-même. De plus, la corrélation entre le produit et le taux de change ne reflète pas toujours une causalité dans un sens ou dans un autre. Une récession économique et une dépréciation de la monnaie peuvent toutes les deux être le résultat d'un choc externe. (ii) Elles ne distinguent pas l'effet de court terme de celui de long terme. En fait, le concept d'effet récessionniste d'une dépréciation de la monnaie se base sur l'idée d'un choc transitoire sur le taux de change nominal. Cependant, il est possible d'avoir un effet expansionniste lorsque la dépréciation de la monnaie est jugée permanente.<sup>6</sup> (iii) Enfin, elles n'étudient pas dans quelle mesure l'effet récessionniste d'une dépréciation sur le niveau d'activité est un résultat robuste, puisqu'elles ne considèrent qu'un échantillon limité de pays. En effet, d'une part, les études menées sur des données individuelles (*cf.* Rogers et Diaz, 1995; Hoffmaister et Végh, 1996) portent en général sur des pays d'Amérique latine. D'autre part, les études en données de panel (*cf.* Agénor, 1991; Morely, 1992) ne comparent pas l'effet selon les groupes de pays considérés.

Pour répondre à certaines de ces limites nous proposons ici une investigation économétrique plus complète portant sur un échantillon diversifié (comportant des pays d'Afrique, d'Asie et d'Amérique Latine) et étudions l'impact d'une dépréciation du taux de change nominal sur le produit, la consommation, l'investissement et la balance commerciale. Cette façon de procéder nous permet d'une part, de spécifier les mécanismes à travers lesquels le taux de change peut affecter le PIB et d'autre part, de détecter s'il existe des spécificités économiques pouvant altérer la relation

---

<sup>6</sup>En effet, si les agents économiques estiment que la dépréciation du taux de change est transitoire, il en résultera une inflation future ou une dépréciation future du taux de change. Dans ce cas, les anticipations inflationnistes vont décourager les agents et se solder par une baisse instantanée de l'investissement. En revanche, si la dépréciation est jugée permanente, les agents auront alors tendance à investir plus, ce qui se traduira par une augmentation des exportations. En effet, une dépréciation du taux de change signifie une meilleure compétitivité des exportations et un accroissement de la demande externe.

entre le taux de change et ces indicateurs de performance économiques. Nous effectuons aussi des tests de causalité pour analyser la nature de la relation entre le taux de change, le PIB et ses différentes composantes. La méthodologie économétrique retenue repose à la fois sur des techniques en séries temporelles et l'estimation de modèles VAR-ECM (les différentes séries macro-économiques s'avérant être cointégrées), ainsi que sur des techniques de moments généralisés (GMM) en panel et plus particulièrement sur la méthode des GMM en système, développée par Arellano et Bover (1995). La suite de ce travail s'organise comme suit. Une seconde section est consacrée à l'examen économétrique des liens entre le taux de change nominal, le produit, la consommation, l'investissement domestique et la balance commerciale. Une troisième section synthétise les principaux résultats et conclue.

### **Etude économétrique de l'effet d'une dépréciation du taux de change**

Dans l'introduction de cet article, nous avons brièvement rappelé les arguments théoriques usuels de la littérature concernant l'impact d'une dépréciation du taux de change sur le niveau d'activité. Il s'agit ici de tester économétriquement cet impact (dans un cadre élargi), à l'aide deux types d'approches complémentaires: des techniques en séries temporelles et des techniques en panel. Les deux sous-sections suivantes s'inscrivent dans cette perspective.

### **Approche en terme de causalité sur séries temporelles**

Notre objectif ici est de déterminer la nature de la relation entre le taux de change nominal et les performances économiques. Pour ce faire, nous estimons des modèles bi-variés entre d'une part, le taux de change nominal, et d'autre part, soit la consommation, l'investissement, le PIB, ou la balance commerciale. Nous testons alors l'hypothèse d'une causalité qui va du taux de change vers les différents indicateurs de performances économiques.

Une modélisation bi-variée de type VAR-ECM a été privilégiée ici dans le but de mieux cerner les possibles liens économiques existants, notamment entre le taux de change et l'investissement, et également afin de limiter le nombre de paramètres à estimer, l'échantillon ne comportant en effet que 37 observations pour certain pays. Une modélisation plus macroéconomique, au sens de la prise en compte simultanée de davantage de variables aurait bien sûr été souhaitable, néanmoins une dynamique plus riche aurait également été plus difficilement interprétable. En outre, dans le cas d'un modèle multivarié comportant plus de deux variables il pourrait exister plusieurs relations de cointégration, ce qui nécessiterait alors de disposer de restrictions issues de la théorie économique afin de les identifier et de les interpréter par la suite, ce qui compliquerait l'analyse.

Les données pour le PIB, la consommation privée, l'investissement, la balance commerciale et le taux de change nominal sont annuelles pour le Maroc, la Tunisie et le Chili, et portent sur la période 1960-1997; trimestrielles pour la Corée, la Malaisie, le Mexique, le Pérou, et les Philippines, et couvrent la période 1979:2-1997:1. La balance commerciale (BC) est définie comme la différence entre la

valeur réelle des exportations et des importations. Les séries trimestrielles du taux de change nominal (TCN) sont extraites de la base de données de JP Morgan, alors que les données annuelles sont extraites de la base CHELEM. Le taux de change nominal est défini par rapport aux principaux partenaires commerciaux de chaque pays (taux de change effectif) et tel qu'une augmentation implique une appréciation. Les séries trimestrielles de PIB, de consommation (C), d'investissement (I), des exportations et des importations sont exprimées en termes réels et sont extraites de la base de données du FMI, alors que les séries annuelles sont extraites de la base de données de la Banque mondiale.

Il est à noter que le choix de l'échantillon de pays est dicté par la disponibilité des données. Par ailleurs, nous retenons huit pays appartenant à trois continents différents: Afrique, Amérique latine et Asie. Nous nous plaçons ainsi dans un cadre aussi général que possible, compte tenu bien-sûr de la contrainte de géralité associée aux séries temporelles, à savoir réaliser les mêmes tests pour l'ensemble des pays. En outre, les données considérées s'arrêtent en 1997, afin d'éviter les ruptures structurelles induites par les diverses crises financières ayant touchées certains pays de notre échantillon. Une autre manière de procéder serait d'utiliser des procédures économétriques spécifiques afin de modéliser d'éventuelles ruptures structurelles dans les séries utilisées. Nous n'avons pas suivi cette démarche, pour deux raisons. D'une part, avec des données pour certains pays couvrant au plus la période 1960-2008, et des ruptures se situant probablement aux alentours de 1997, les tests économétriques usuels de détection des ruptures (de manière endogène) seraient probablement peu puissants, vu le nombre très réduit d'observations après ces ruptures. D'autre part, même dans l'hypothèse où des ruptures seraient mises en évidence, il faudrait par la suite re-tabuler les valeurs critiques des tests de cointégration de la trace et de la valeur propre maximale de Johansen, qui ne sont pas invariantes à la présence de telles ruptures. L'utilisation des valeurs critiques usuelles serait en effet susceptible de biaiser de manière importante les résultats obtenus. Enfin, un argument économique (suggéré par un rapporteur) pour arrêter l'échantillon en 1997 découle du débat existant dans la littérature sur la pertinence des résultats obtenus par Calvo et Reinhart (2002) dans leurs papiers consacrés à la peur du flottement. En effet, ces derniers s'intéressent en fait aux périodes de crises de change et, de ce fait, il est parfois difficile de déterminer si la contraction du PIB est due à la dépréciation ou à la crise financière. Ainsi, de ce point de vue, il peut être pertinent d'éliminer les périodes de crise, comme la période postérieure à 1997.

### **Méthodologie économétrique**

Afin de déterminer la représentation bi-variée appropriée, nous étudions tout d'abord les caractéristiques des séries. Les tests de stationnarité sont menés en utilisant les statistiques de Elliott, Rothenberg et Stock (1996). Les résultats<sup>7</sup> montrent qu'il n'est pas possible de rejeter, au seuil de 5%, la présence d'une racine unitaire pour l'ensemble des séries ( $TCN, Y, C, I, BC$ ) et pour tous les pays. Les variables étant intégrées d'ordre un<sup>8</sup>, les interactions dynamiques doivent être

<sup>7</sup> Le détail des résultats des tests d'intégration est disponible auprès des auteurs sur simple demande.

<sup>8</sup> Nous avons bien-sûr vérifié que les séries prises en différences premières sont stationnaires.

étudiées dans le cadre général d'un Modèle Vectoriel à Correction d'Erreurs (VAR-ECM)<sup>9</sup>, comme le stipule le théorème de représentation de Granger (Engel et Granger, 1987). Un préalable cependant consiste à déterminer le nombre  $p$  de retards à prendre en compte dans le système. Celui-ci est obtenu grâce à une procédure fondée sur des tests du rapport de vraisemblance d'un VAR-ECM d'ordre  $p+1$  et un VAR-ECM d'ordre  $p$  en partant de  $p = 8$  pour les données trimestrielles<sup>10</sup> et  $p=4$  pour les données annuelles.

Soit le vecteur

$$X_t = (Y_t, TCN_t)' \quad (1)$$

où  $Y$  désigne, selon le modèle, soit le produit, la consommation, l'investissement ou la balance commerciale, et où  $TCN$  représente le taux de change nominal.

Le raisonnement repose sur l'examen de l'équation vectorielle ci-dessous:

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

où  $\Gamma_i$  et  $\Pi$  sont des matrices de dimension (2,2) et  $\varepsilon_t$  un vecteur aléatoire de distribution normale et d'espérance nulle.

Comme toutes les séries sont intégrées d'ordre un, la spécification du modèle nécessite de chercher une relation de cointégration entre le taux de change nominal, et soit la consommation, l'investissement, le PIB, ou la balance commerciale.

Si les deux variables du modèle VAR-ECM sont cointégrées, le rang de la matrice  $\Pi$  doit être égal à 1. La matrice  $\Pi$  peut être alors être écrite comme suit:

$$\Pi = \alpha\beta' \quad (3)$$

où  $\alpha$  et  $\beta$  sont des matrices de dimension (2,1), de plein rang colonne. Le vecteur  $\beta$  est formé des coefficients de cointégration, et le vecteur  $\alpha$  indique la contribution de la relation de long terme à l'équation considérée. Si en revanche les deux variables ne sont pas cointégrées, la matrice  $\Pi$  est nulle et l'on estime un modèle en différences premières.

L'étape suivante consiste à estimer le modèle et à analyser ses propriétés dynamiques en termes de causalité de court terme et de long terme. Il s'agit ici en fait d'étudier la causalité au sens de Granger (1969) qui est défini pour les processus stationnaires. Cependant, il est possible d'effectuer des tests de causalité dans le

<sup>9</sup> Il est à noter que si les séries ne sont pas cointégrées, le modèle VAR-ECM (ou VAR cointégré) se ramène à un modèle VAR sur les séries prises en différences premières.

<sup>10</sup> Toutes les séries trimestrielles sont corrigées des variations saisonnières.

cadre d'un VAR-ECM. En effet, Toda et Philipps (1993) distinguent entre une causalité de court terme et une causalité de long terme. Une condition suffisante pour la causalité au sens de Granger, est de ne pas rejeter l'une de ces deux causalités au moins<sup>11</sup>. Dans le cadre du modèle bi-varié, ce concept peut être présenté comme suit:

Réécrivons de manière plus détaillée le système bi-varié faisant l'objet de l'analyse:

$$\begin{pmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta TCN_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Gamma_{11}(L) & \Gamma_{12}(L) \\ \Gamma_{21}(L) & \Gamma_{22}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta Y_{t-1} \\ \Delta TCN_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{pmatrix} (\beta_1, \beta_2) \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ TCN_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix}$$

où  $\Gamma_{ij}(L)$  est un polynôme de  $p$  retards reflétant l'influence de la  $j^{\text{ème}}$  variable retardée sur la  $i^{\text{ème}}$  variable du système. Les  $\alpha_i$  et les  $\beta_i$  sont des scalaires.

La causalité au sens de Granger du taux de change nominal vers un indicateur de performance économique peut provenir, soit d'une influence de court terme, mesurée par les paramètres du polynôme  $\Gamma_{12}(L)$ , soit d'une influence de long terme, mesurée par le scalaire  $\pi_{12} = \alpha_1 \beta_2$ .

La stratégie du test de causalité est alors séquentielle.

- Dans une première étape, la causalité dite de court terme est évaluée au moyen des tests standards de restriction (test de nullité globale de Fisher) portant sur les coefficients de polynôme de retard  $\Gamma_{12}(L)$ . Si l'on ne rejette pas la causalité de court terme, cela implique que le taux de change nominal cause l'indicateur de performance économique. Dans le cas inverse, il est nécessaire de tester la causalité de long terme.
- La seconde étape consiste à tester la nullité du coefficient  $\pi_{12}$ , c'est-à-dire l'absence de causalité dite de long terme. La nullité de  $\pi_{12}$  correspond soit à  $\alpha_1 = 0$ , soit à  $\beta_2 = 0$ . Le test de  $\beta_2 = 0$  est en fait un test d'exclusion du taux de change nominal de la relation de cointégration. Le test  $\alpha_1 = 0$  est un test d'exogénéité faible<sup>12</sup> du taux de change nominal.

<sup>11</sup>Il est à noter que notre objectif consiste ici uniquement à tester l'existence d'une relation de causalité entre deux variables et à déterminer, si elle existe, sa direction. Le fait qu'il s'agisse plutôt d'une causalité de court terme ou de long terme n'est pas directement au cœur de nos préoccupations: ce qui importe le plus c'est que cette causalité existe.

<sup>12</sup>Une variable est dite faiblement exogène, au sens de Johansen et Juselius, si elle n'est pas influencée par la relation de long terme (cf. Rault et Pradel, 2003; Rault, 2005, pour plus de détails).

La causalité de court terme entre le taux de change nominal d'une part, et la consommation ou l'investissement d'autre part, peut s'interpréter comme le fait que les décisions de consommation et d'investissement sont fonctions des anticipations sur l'évolution du taux de change nominal. En fait, l'évolution du taux de change nominal affecte le taux d'intérêt réel, d'où son effet sur la consommation et l'épargne<sup>13</sup>. De même, l'évolution des exportations et des importations est affectée par les anticipations des agents sur l'évolution du prix des exportations et des importations, qui est reflétée par l'évolution du taux de change nominal. Si les agents anticipent, par exemple, une dépréciation de la monnaie, ils auront tendance à augmenter leurs importations dès aujourd'hui pour se protéger contre la hausse future des prix. De même, ils auront tendance à réduire leurs exportations dans la crainte d'une baisse future des prix. La réaction du produit aux anticipations sur l'évolution du taux de change nominal est expliquée à la fois par l'évolution de la consommation, de l'investissement ou de la balance commerciale.

La causalité de long terme implique qu'une variation permanente du taux de change nominal, en affectant le taux d'intérêt réel, le coût de production et la valeur des exportations, entraîne un changement permanent du comportement des agents.

### Résultats économétriques

Notre procédure consiste tout d'abord à tester l'existence d'une relation de cointégration entre le taux de change nominal, le produit et ses composantes. S'il existe une relation de cointégration, nous estimons un modèle VAR-ECM sur la base duquel nous testons la causalité de court terme et de long terme, selon la méthode exposée précédemment. *A contrario*, si les variables ne sont pas cointégrées, nous estimons un VAR en différences premières et appliquons le test de nullité jointe des coefficients.

Les résultats des tests sont présentés dans les tableaux suivants (cf. pour plus de détails, les tableaux A à E, en Annexe). Le tableau 1 ci-dessous expose les résultats des tests de l'hypothèse nulle de l'existence d'une relation de cointégration.

---

<sup>13</sup>En effet, le taux d'intérêt auquel l'agent économique se réfère pour décider de consommer ou d'épargner et donc d'investir est défini en termes de biens échangeables, soit la différence entre le taux d'intérêt nominal et la variation du taux de change réel. Une variation du taux de change réel aura un effet sur le taux d'intérêt réel exprimé en termes de bien échangeables et donc sur la décision d'épargner.



TABLEAU 1. TESTS DE COINTEGRATION

|                    | (TCN, Y)    | (TCN, C)    | (TCN, I)    | (TCN, BC) |
|--------------------|-------------|-------------|-------------|-----------|
| <b>Chili</b>       | non rejetée | non rejetée | rejetée     | rejetée   |
| <b>Corée</b>       | non rejetée | non rejetée | non rejetée | rejetée   |
| <b>Malaisie</b>    | rejetée     | rejetée     | non rejetée | rejetée   |
| <b>Maroc</b>       | non rejetée | non rejetée | rejetée     | rejetée   |
| <b>Mexique</b>     | non rejetée | non rejetée | non rejetée | rejetée   |
| <b>Pérou</b>       | rejetée     | non rejetée | non rejetée | rejetée   |
| <b>Philippines</b> | non rejetée | non rejetée | non rejetée | rejetée   |
| <b>Tunisie</b>     | non rejetée | non rejetée | rejetée     | rejetée   |

Les tests de cointégration révèlent l'existence d'une relation de long terme entre le taux de change nominal et le PIB pour 6 pays sur 8. Cette relation s'inscrit dans la logique du modèle de Balassa et Samuelson, qui indique que dans un processus de développement, la productivité augmente plus vite dans l'industrie que dans les services, et donc, que les prix des biens non échangeables augmentent plus rapidement que ceux des biens échangeables. La Malaisie et le Pérou sont les deux pays pour lesquels les tests indiquent l'absence d'une telle relation de cointégration. Il semble que l'effet de long terme du taux de change nominal sur le PIB transite à travers la consommation et l'investissement puisque les tests économétriques rejettent, pour les 8 pays, l'hypothèse de cointégration entre le taux de change nominal et la balance commerciale. L'absence d'effet de long terme pour la Malaisie s'explique par un effet nul du taux de change nominal sur la consommation, l'investissement et la balance commerciale. Au Pérou, l'effet de long terme positif du taux de change nominal sur la consommation et la balance commerciale est compensé par un effet négatif sur l'investissement, ce qui explique *a priori*, l'absence de relation de long terme entre le taux de change nominal et le PIB.

La relation de court terme entre le taux de change nominal et le produit est confirmée au seuil de 10% pour 7 pays sur 8. Cependant, par rapport à l'effet de long terme, il semble que la balance commerciale représente, en plus de la consommation et l'investissement, un canal de transmission de l'effet de court terme du taux de change nominal sur le PIB. Par ailleurs, comme le montrent les tableaux 2 et 3, la corrélation de court et de long terme reflète bien une causalité du taux de change nominal vers les différents indicateurs de performance économique; la causalité dans le sens inverse est aussi vérifiée pour certains pays, comme le Chili et le Pérou.

TABLEAU 2. CAUSALITE DE COURT TERME<sup>14 15</sup>

|                    | PIB          | Consommation | Investissement | Balance commerciale |
|--------------------|--------------|--------------|----------------|---------------------|
| <b>Chili</b>       | rejetée*     | non rejetée  | rejetée        | rejetée             |
| <b>Corée</b>       | non rejetée  | non rejetée  | non rejetée    | non rejetée         |
| <b>Malaisie</b>    | non rejetée  | non rejetée  | rejetée        | rejetée             |
| <b>Maroc</b>       | rejetée      | rejetée      | non rejetée    | non rejetée         |
| <b>Mexique</b>     | non rejetée  | non rejetée  | non rejetée    | non rejetée*        |
| <b>Pérou</b>       | non rejetée* | non rejetée* | non rejetée*   | non rejetée         |
| <b>Philippines</b> | non rejetée  | non rejetée  | rejetée        | non rejetée         |
| <b>Tunisie</b>     | non rejetée  | rejetée      | non rejetée    | rejetée             |

TABLEAU 3. CAUSALITE DE LONG TERME<sup>16</sup>

|                    | PIB         | Consommation | Investissement | Balance commerciale |
|--------------------|-------------|--------------|----------------|---------------------|
| <b>Chili</b>       | non rejetée |              |                |                     |
| <b>Corée</b>       |             |              |                |                     |
| <b>Malaisie</b>    |             |              | non rejetée    |                     |
| <b>Maroc</b>       | non rejetée | non rejetée* |                |                     |
| <b>Mexique</b>     |             |              |                |                     |
| <b>Pérou</b>       |             |              |                |                     |
| <b>Philippines</b> |             |              | non rejetée    |                     |
| <b>Tunisie</b>     |             | non rejetée  |                |                     |

Le principal enseignement des tableaux 2 et 3 est que l'on ne peut pas rejeter au seuil de 10% pour l'ensemble des pays, la causalité entre le taux de change, le produit, la consommation, l'investissement et la balance commerciale. En effet, le test de Fisher (*cf.* tableau C en Annexe) indique que l'hypothèse de nullité jointe des coefficients relatifs au produit dans l'équation du taux de change nominal est rejetée dans 6 pays sur 8. Le test d'exclusion et d'exogénéité faible confirme la causalité de long terme pour les 2 pays restants. De même, pour la consommation et l'investissement, les tests de causalité de court et de long terme confirment la causalité pour 6 pays sur 8. Les tests d'exogénéité et d'exclusion (*cf.* tableau D en Annexe) confirment par contre la causalité (de long terme) du taux de change nominal dans les pays pour lesquels la causalité de court terme n'est pas vérifiée. Le taux de change nominal n'affecte pas la balance commerciale au Chili, en Malaisie et en Tunisie.

Ainsi, comme nous pouvons le remarquer, dans l'ensemble des pays étudiés, il existe une causalité qui va du taux de change nominal vers le PIB et ses composantes. En outre, les tests économétriques indiquent l'existence d'une causalité dans l'autre sens au Chili, Maroc et Pérou. Par ailleurs, les estimations

<sup>14</sup>Il s'agit bien-sûr ici de la causalité de court terme entre le taux de change nominal et un indicateur de performance économique (*cf. infra*).

<sup>15</sup>\* indique que la causalité dans l'autre sens est vérifiée.

<sup>16</sup>Il s'agit bien-sûr également ici de la causalité de long terme entre le taux de change nominal et un indicateur de performance économique (*cf. infra*).

montrent d'une part, que pour la quasi-totalité des pays, l'effet récessionniste d'une dépréciation du taux de change est confirmé à long terme; les Philippines étant le seul pays pour lequel la dépréciation du taux de change nominal se traduit par une expansion économique. Cependant, à court terme l'effet expansionniste d'une dépréciation de change est vérifié dans 3 pays parmi 6, à savoir la Malaisie, le Pérou et la Tunisie. D'autre part, pour les Philippines et la Tunisie, l'impact de long terme est différent de celui de court terme. En effet, alors qu'à court terme une dépréciation du taux de change nominal entraîne une expansion (récession) économique en Tunisie (Philippines), à long terme l'appréciation du taux de change renforce (réduit) la croissance économique. Pour la Tunisie l'effet expansionniste de court terme transite surtout par l'investissement et la balance commerciale, alors que l'effet récessionniste de long terme transite par la consommation. Pour les Philippines l'effet récessionniste de court terme s'explique par l'impact négatif d'une dépréciation du change sur la balance commerciale et sur la consommation. L'effet expansionniste de long terme s'explique quant à lui principalement par la hausse de l'investissement et de la consommation.

*In fine*, il ressort de nos investigations en séries temporelles que le taux de change nominal a indéniablement un impact de court terme et de long terme sur l'activité économique. En outre, l'effet récessionniste mis en évidence dans certains travaux antérieurs de la littérature (jusqu'alors, essentiellement pour des pays d'Amérique Latine, cf. notamment Rogers et Diaz, 1995; Hoffmaister et Végh, 1996) ressort également ici clairement dans notre analyse, pour l'ensemble des pays de notre échantillon (qui rappelons le appartiennent à 3 continents), à l'exception des Philippines. Cet effet récessionniste constitue donc un résultat robuste, indépendant du continent considéré.

#### Approche en terme de données de panel

Afin d'étudier davantage la robustesse de l'impact contractionniste d'une dépréciation du taux de change nominal, nous adoptons ici une approche complémentaire en réalisant des estimations par la méthode des Moments Généralisés (GMM) en panel<sup>17</sup>. Plus précisément, nous estimons la relation entre d'une part, les différents indicateurs de performance économiques précédents (pris individuellement), et d'autre part, le taux de change nominal, ainsi que différentes variables macro-économiques. La spécification économétrique retenue est la suivante:

$$(y - \bar{y})_{it} = \mu_i + \tau_1(m - \bar{m})_{it} + \tau_2(e - \bar{e})_{it} + \tau_3(g - \bar{g})_{it} + \tau_4(y^* - \bar{y}^*)_{it} + \tau_5(r^* - \bar{r}^*)_{it} + \xi_{it} \quad (4)$$

où  $y$  désigne, selon l'équation, soit le produit, la consommation, l'investissement ou la balance commerciale;  $(m - \bar{m})$  l'écart de la demande de monnaie par rapport à la demande de monnaie d'équilibre<sup>18</sup>;  $(e - \bar{e})$  l'écart du taux de change nominal

<sup>17</sup>Cette méthode d'estimation, aujourd'hui bien connue, a été développée par Holtz-Eakin, Newey et Rosen (1988), ainsi que par Arellano et Bond (1991).

<sup>18</sup>La demande de monnaie est supposée égale à l'offre de monnaie car nous supposons ici une situation d'équilibre. Cette demande est mesurée par la masse monétaire par rapport aux prix ou bien par l'offre réelle de monnaie. L'écart par rapport à l'équilibre est mesuré par la partie cyclique.

par rapport à son niveau d'équilibre;  $(g - \bar{g})$  l'écart des dépenses publiques par rapport à leur niveau d'équilibre;  $(y^* - \bar{y}^*)$  l'écart du revenu étranger par rapport à son niveau d'équilibre; et où  $(r^* - \bar{r}^*)$  représente l'écart du taux d'intérêt étranger par rapport à son niveau d'équilibre.  $\mu_i$  capture les effets (fixes) pays, non observés, et  $\xi_{it}$  est une perturbation vérifiant les propriétés usuelles.

L'équation (4) est estimée par la méthode des GMM en système, développée par Arellano et Bover (1995)<sup>19</sup>, pour un panel de cinq pays asiatiques (Corée, Malaisie, Indonésie, Philippines, Thaïlande) et un panel de quatorze pays d'Amérique latine (Argentine, Brésil, Bolivie, Chili, Colombie, Costa Rica, Equateur, El Salvador, Guyane, Honduras, Mexique, Nicaragua, Paraguay et Uruguay) sur la période 1970-1997<sup>20</sup>. Les séries sont annuelles et représentent les parties cycliques du produit (Y), de la consommation (C), de l'investissement (I), de la balance commerciale (BC), du taux de change nominal (TCN), des dépenses publiques (G), de la masse monétaire (M), de la production étrangère (Y\*) et du taux d'intérêt mondial (r) définis à partir du filtre Hodrick-Prescott<sup>21</sup>. Les données sont exprimées en terme nominal et extraites des bases de données de la Banque mondiale et du FMI. Le produit extérieur est approximé par le PIB dans les pays industriels. Le taux d'intérêt étranger est représenté par le taux du marché monétaire américain. Le taux de change nominal est défini par rapport aux principaux partenaires commerciaux et une hausse implique une appréciation. Les deux tableaux ci-dessous synthétisent les résultats des estimations, les effets fixes (pays) estimés n'ayant pas été reportés ici<sup>22</sup>.

<sup>19</sup>L'utilisation de la méthode des GMM en système, plus usuellement mise en oeuvre dans le cas de modèles dynamiques, permet en effet de remédier aux biais possibles d'estimation pouvant résulter de l'endogénéité du taux de change nominal, de la masse monétaire, ou des dépenses publiques lors de l'estimation d'une équation statique. Ceci ne serait pas en revanche le cas des méthodes usuelles traitant des effets pays spécifiques (estimateurs within ou difference), qui seraient ici inappropriées.

<sup>20</sup>Le fait de mener ici une analyse en panel nous permet de desserrer la contrainte de "gérabilité" (*i.e* travailler avec un nombre limité de pays), imposée par une approche en séries temporelles du type de celle de la section 2.1, et de considérer un nombre plus important de pays (5 pour l'Asie et 14 pour l'Amérique Latine). Il est à noter que le manque de données fiables pour la plupart des pays d'Afrique, nous a conduits à ne pas effectuer des estimations en panel pour ce continent.

<sup>21</sup>Cela nous permet de tenir compte de l'effet des variations persistantes du taux de change nominal. Précisons que nous avons retenu une valeur de lambda égale à 1600, comme préconisé par Hodrick-Prescott pour des données annuelles.

<sup>22</sup>Il est à noter que lors des estimations GMM des tableaux 3 et 4, les instruments choisis sont les valeurs retardées d'une période des dépenses publiques, de la masse monétaire, du taux de change nominal et la production étrangère et le taux d'intérêt mondial. Ce choix se justifie par le fait que les variables externes sont supposées exogènes et que les variables retardées sont prédéterminées. En outre, la validité des variables retardées utilisées comme instruments a ensuite été confirmée par le test de suridentification de Sargan/Hansen préconisé par Arellano et Bover (1995) et Blundell et Bond (1998). Par ailleurs, nous avons dans chacun des cas, également effectué un test d'autocorrélation du second ordre, dont l'hypothèse nulle est l'absence d'autocorrélation au second ordre des erreurs de l'équation en différence (cf. Blundel et Bond, 1998, pour plus de détails). Cette hypothèse n'a pas été rejetée pour l'ensemble des équations des tableaux 4 et 5, qui sont donc spécifiées de manière satisfaisante.

<sup>23</sup>\*, \*\*, \*\*\* indiquent la significativité respectivement aux seuils de 10%, 5% et 1%.

<sup>24</sup>Les t-stat figurent entre parenthèses.

TABLEAU 4. CAS DE L'AMERIQUE LATINE

|                | Y  | C                  | I                    | BC                   |
|----------------|--|--------------------|----------------------|----------------------|
| TCN            | +0.05** <sup>23</sup><br>(+2.43) <sup>24</sup> | +0.004<br>(+0.19)  | +0.117***<br>(+3.66) | +0.004<br>(+0.26)    |
| M              | 0.021<br>(1.27)                                | -0.006<br>(-0.40)  | 0.054***<br>(2.807)  | 0.008<br>(1.08)      |
| G              | 1.02***<br>(17.50)                             | 0.97***<br>(13.43) | 0.98***<br>(12.87)   | -0.138***<br>(-5.23) |
| Y*             | -0.223<br>(-0.76)                              | 0.05<br>(0.01)     | -0.28<br>(-0.287)    | 0.316***<br>(3.52)   |
| r*             | 0.008<br>(0.06)                                | -0.007<br>(-0.08)  | -0.008***<br>(-3.65) | 0.05**<br>(2.13)     |
| R <sup>2</sup> | 0.93   | 0.89               | 0.85                 | 0.09                 |
| N obs          | 406  | 406                | 406                  | 406                  |

TABLEAU 5. CAS DE L'ASIE

|                | Y                  | C                 | I                  | BC                  |
|----------------|--------------------|-------------------|--------------------|---------------------|
| TCN            | +0.014<br>(+1.82)  | +0.005<br>(+0.07) | +0.19**<br>(+2.17) | -0.08*<br>(-1.89)   |
| M              | 0.15***<br>(17.99) | 0.16*<br>(1.96)   | 0.24**<br>(1.88)   | 0.22**<br>(4.34)    |
| G              | 0.55***<br>(35.4)  | 0.57***<br>(5.35) | 0.62***<br>(5.15)  | 0.23<br>(0.39)      |
| Y*             | 0.08<br>(1.30)     | -0.144<br>(-0.21) | -0.43<br>(-0.42)   | 3.36***<br>(4.13)   |
| r*             | -0.006<br>(-0.88)  | 0.001<br>(1.17)   | -0.007<br>(-0.78)  | -0.001**<br>(-0.55) |
| R <sup>2</sup> | 0.99               | 0.96              | 0.93               | 0.76                |
| N obs          | 146                | 164               | 146                | 146                 |

L'examen des tableaux 4 et 5 révèle que l'effet récessionniste est vérifié dans les deux groupes de pays et qu'il transite par l'investissement; l'effet est le plus important en Amérique latine. L'impact sur la consommation d'une dépréciation du taux de change nominal, bien qu'il soit négatif, n'est pas significatif. Ce résultat est compatible avec un comportement de lissage de la consommation face à un choc transitoire. La balance commerciale est affectée positivement par une dépréciation du taux de change dans les pays asiatiques, ce qui confirme les prédictions théoriques. Cependant, en Amérique latine les variations du taux de change nominal n'ont pas d'impact sur la balance commerciale. L'effet expansionniste d'une hausse de l'offre de la monnaie semble l'emporter sur son effet récessionniste puisqu'une

hausse de l'offre de la monnaie entraîne une hausse du produit dans les deux groupes de pays. L'effet expansionniste d'une hausse de la monnaie passe par un effet positif sur l'investissement en Amérique latine et par un effet positif sur la consommation et sur l'investissement en Asie. Par contre, la balance commerciale ne réagit pas à un choc positif sur la masse monétaire en Amérique Latine (le coefficient étant non significatif). Comme prédit par la théorie économique, les dépenses publiques sont expansionnistes; ceci est vérifié dans les deux groupes de pays. L'effet d'une hausse des dépenses publiques est par contre négatif sur la balance commerciale en Amérique latine; et non significatif en Asie. Les variations des revenus étrangers sont sans effet sur l'activité dans les deux groupes de pays, seule la balance commerciale affiche une réponse positive et significative en Asie et en Amérique Latine. Le taux d'intérêt mondial affecte négativement l'investissement en Amérique latine, mais est sans effet sur la consommation et le revenu. Son impact sur l'investissement, la consommation et le revenu s'avère en revanche être non significatif en Asie.

Ainsi, nos investigations économétriques confirment que les variations du taux de change ne sont pas sans effet sur les performances économiques. Ce résultat est important étant donné que certains pays en développement ont opté pour une flexibilité accrue de leurs régimes de change avec un ciblage de l'inflation plutôt que du taux de change. Dans un environnement de globalisation où les crises financières se multiplient et causent souvent des dommages considérables et irréversibles pour certaines économies, il semble légitime de s'interroger sur la rationalité de laisser fluctuer librement le taux de change dans les économies les plus fragiles, étant donné qu'un taux de change flexible ne permet pas toujours de résorber les déséquilibres externes. En outre, la dernière crise économique mondiale a confirmé que la majorité des pays en développement sont très dépendants du commerce international et que le taux de change reste une variable clé dans la détermination de la compétitivité internationale de ces pays. La stabilité du taux de change demeure par conséquent fondamentale pour ces économies afin de poursuivre leurs processus de développement basés sur les exportations.

## CONCLUSION

L'objet de cet article était de s'interroger sur l'effet d'une dépréciation du taux de change nominal sur l'activité économique des pays en développement et d'examiner si l'impact contractionniste mis en évidence dans certains travaux antérieurs portant principalement sur les pays d'Amérique Latine était un résultat robuste ou non à l'introduction de pays appartenant à d'autres continents. Le rôle central que lui confère sa nature de critère d'arbitrage consommation-épargne et d'allocation des facteurs de production, entre le secteur des biens échangeables et le secteur des biens non échangeables, permet en effet au taux de change d'avoir un effet sur l'économie; il représente à la fois un vecteur de transmission des chocs externes et un indicateur à travers lequel se manifestent les ajustements économiques.

Nos estimations économétriques s'appuient sur une méthodologie reposant à la fois sur des techniques en séries temporelles (portant sur huit pays appartenant à trois continents) et l'estimation de modèles VAR cointégrés, ainsi que sur des techniques de moments généralisés (GMM) en panel (concernant cinq pays d'Asie et quatorze

pays d'Amérique Latine). Les GMM permettent en effet de remédier aux biais possibles d'estimation pouvant résulter de l'endogénéité (possible) de certaines variables explicatives, ce qui ne seraient pas le cas des méthodes usuelles en panel traitant des effets pays spécifiques (estimateurs within ou difference).

Nos investigations révèlent d'une part, une relation de causalité du taux de change nominal vers le produit et ses différentes composantes et d'autre part, un effet récessionniste de dépréciation du taux de change sur l'activité économique. Nos résultats confirment clairement pour un échantillon diversifié de pays en développement, la robustesse de l'impact contradictionniste d'une dépréciation du taux de change nominal sur le niveau d'activité.

Quelles sont les implications de ces résultats pour la politique de change des pays en développement? Premièrement, ces résultats n'impliquent pas que les pays en développement doivent encourager l'appréciation du taux de change afin de combattre l'inflation et favoriser l'activité économique. Ces politiques adoptées par le passé dans plusieurs pays d'Amérique Latine ont montré leurs limites et ont des conséquences néfastes sur l'économie. Deuxièmement, la relation négative entre la dépréciation du taux de change nominal et l'activité économique ne signifie pas que les politiques de dépréciation aient perdues tout intérêt et soient vouées à l'échec. La dépréciation peut s'avérer utile pour la gestion de certaines crises de balance des paiements. En outre, l'impact d'une dépréciation sur l'activité est fonction de sa nature, de son ampleur et du contexte économique. Les anticipations des agents jouent également un rôle primordial.

#### BIBLIOGRAPHIE

- Agénor, P.**, 1991. Output, Devaluation and the Real exchange Rate in Developing Countries, *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 127, pp 18-41.
- Arellano, M. et S. Bond**, 1991. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations, *Review of Economic Studies* 58, 277-297.
- Arellano, M. et O. Bover**, 1995. Another Look at the Instrumental-Variable Estimation of Error-Components Models, *Journal of Econometrics* 68, 29-51.
- Broda, C.**, 2002. Terms of trade and exchange rate regimes in developing countries, *Federal Reserve Bank of New York, Staff Paper* n° 148.
- Blundell, R. et S. Bond**, 1998. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel data models, *Journal of Econometrics* 87(1), 115-143.
- Calvo G., C. Reinhart et A.Végh**, 1995. Targeting the Real Exchange Rate: Theory and Evidence, *Journal of Development Economics*, Vol. 47, pp 97-133.
- Calvo, G. et C. Reinhart**, 2000. Fixing for your life, *NBER*, WP n° 8006.
- Calvo, G. et C. Reinhart**, 2002. Fear of floating, *Quarterly Journal of Economics* 117, pp 379-408.
- Chang, R. et A. Velasco**, 2005. Currency Mismatches and Monetary Policy: A Tale of Two Equilibria, disponible sur le site de l'*Université d'Harvard*.
- Coudert, V.**, 2004. Régimes de change et crises: Les taux de change fixes sont-ils injustement suspectés?, in R. Boyer, M. Dehove and D. Plihon : *Les crises financières, analyses et propositions*, rapport du Conseil d'Analyse Economique, juillet 2004.

- Edwards, S. & E. Levy Yeyati**, 2005. Flexible exchange rates as shock absorbers, *European Economic Review*, Elsevier, vol. 49(8), pages 2079-2105, November.
- Eichengreen B. et R. Hausman**, 1999. Exchange rates and financial fragility, *National Bureau of Economic Research, working paper* n° 7418.
- Elliott, G., T. Rothenberg et J. Stock**, 1996. Efficient tests for an autoregressive unit root, *Econometrica*, 64 (4), 813-836.
- Granger, C.W.J.**, 1969. Investigating Causal Relations by Econometric Model and Cross-Spectral Methods, *Econometrica*, n° 37, pp 424-438.
- Engle, R. et C. Granger**, 1987. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing, *Econometrica*, 55, 251-276
- Hoffmaister, A. et C. Vegh**, 1996. Disinflation and Recession-Now-Versus-Recession-Later Hypothesis: Evidence from Uruguay, *IMF Staff Papers*, Vol. 43, pp 355-394.
- Holtz-Eakin, D., W. Newey et H. S. Rosen**, 1988. Estimating Vector Autoregressions with Panel Data, *The Quarterly Journal of Economics* 110 (4), 1127-1170.
- Isard, P., T. Ito et S. Symansky**, 1997. Economic Growth and real Exchange Rate: An Overview of the B-S Hypothesis in Asia, *NBER Working Paper* N° 5972.
- Jeanne, O. et J. Zettelmeyer**, 2002. Original Sin, Balance Sheet Crises, and the Roles of International Lending, *IMF Working Paper*, n° 234.
- Kamin, S. et J. Rogers**, 1996. "Monetary Policy in the End-Game to Exchange-Rate Based Stabilization: The case of Mexico", *Journal of International Economics*.
- Krugman, P. et L. Taylor**, 1978. Contractionary Effects of Devaluation, *Journal of International Economics*, Vol. 8, PP 445-456.
- Krugman, P.**, 1999. Balance Sheets, the Transfer Problem and Financial Crises, in Isard P., Razin A. et Rose A. (eds), *International Finance and Financial Crises: Essays in Honor of Robert Flood*, Kluwer Academics Publishers.
- Larrain, F.B. et A. Velasco**, 2001. Exchange-rate policy in emerging-market economies : the case for floating, *Essays in International Economics, International Finance Section*, Princeton, n° 224.
- Lizondo, S. et P. Montiel**, 1989. "Contractionary Devaluation in Developing Countries: An Analytical Overview", *IMF Staff Papers*, Vol. 36, pp 182-227.
- Morely, S.**, 1992. On the Effect of Devaluation During Stabilization Programs in LDCs, *Review of Economic and Statistics*, LXXIV, pp 21-27.
- Osterwald, D. and M. Lenum**, 1992. "A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol 54, n°3, pp 461-472.
- Rault, C. et J. Pradel**, 2003. "Exogeneity in VAR-ECM models with purely exogenous long-run paths", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 66, n° 1, pp 629-653.
- Rault, C.**, 2005. "Further results on weak-exogeneity in vector error correction models", *Brazilian Review of Econometrics*, vol. 25, n° 2, November.
- Rogers, J. et G. Diaz**, 1995. "Output, Inflation and Stabilization in a Small Open Economy: Evidence from Mexico", *Journal of Development Economics*, Vol. 46, pp 271-93.
- Toda, H.Y. et P. C. B. Phillips**, 1993. Vector autoregression and causality: a theoretical overview and simulation study, *Econometric Reviews*, 13:259-285.



ANNEXE

TABLEAU A. DEFINITION DES VARIABLES

*TCN* désigne le taux de change nominal effectif défini tel qu'une augmentation implique une appréciation.

*Y* désigne le produit réel exprimé en prix constants de 1990.

*C* représente la consommation privée exprimée en prix constants de 1990.

*I* représente l'investissement privé exprimé en prix constants de 1990.

*BC* est la balance commerciale définie comme la différence entre les valeurs réelles des exportations et des importations.

TABLEAU B. TESTS DE COINTEGRATION : JOHANSEN (1990)

|             | H0 | L_max   |         |         |          | Trace   |         |         |          |
|-------------|----|---------|---------|---------|----------|---------|---------|---------|----------|
|             |    | (Y,TCN) | (C,TCN) | (I,TCN) | (BC,TCN) | (Y,TCN) | (C,TCN) | (I,TCN) | (BC,TCN) |
| Chili       | 0  | 17.75   | 15.96   | 8.31    | 7.03     | 22.38   | 15.96   | 11.15   | 11.99    |
|             | 1  | 4.63    | 5.37    | 2.83    | 3.90     | 4.63    | 5.37    | 2.83    | 3.90     |
| Corée       | 0  | 163.46  | 75.01   | 87.54   | 8.80     | 169.83  | 75.06   | 90.96   | 10.57    |
|             | 1  | 6.36    | 4.04    | 3.42    | 1.77     | 6.36    | 4.04    | 3.42    | 1.77     |
| Malaisie    | 0  | 9.68    | 8.44    | 13.94   | 9.58     | 16.41   | 11.27   | 16.96   | 12.77    |
|             | 1  | 6.73    | 2.83    | 3.02    | 3.19     | 6.73    | 2.83    | 3.02    | 3.19     |
| Maroc       | 0  | 23.61   | 21.76   | 10.94   | 4.54     | 29.91   | 28.38   | 14.13   | 8.00     |
|             | 1  | 6.30    | 6.62    | 3.18    | 3.47     | 6.30    | 6.62    | 3.18    | 3.47     |
| Mexique     | 0  | 12.81   | 27.60   | 35.75   | 12.01    | 17.79   | 42.51   | 47.67   | 14.24    |
|             | 1  | 4.88    | 14.91   | 11.95   | 2.22     | 4.88    | 14.91   | 11.95   | 2.22     |
| Pérou       | 0  | 3.59    | 13.18   | 11.74   | 10.10    | 5.90    | 15.70   | 14.35   | 13.10    |
|             | 1  | 1.52    | 2.52    | 2.61    | 2.60     | 1.52    | 2.52    | 2.61    | 2.60     |
| Philippines | 0  | 26.71   | 62.68   | 18.84   | 8.80     | 32.97   | 75.03   | 27.88   | 11.07    |
|             | 1  | 6.25    | 12.35   | 8.99    | 2.27     | 6.25    | 12.35   | 8.99    | 2.27     |
| Tunisie     | 0  | 25.97   | 19.30   | 7.71    | 6.78     | 32.00   | 25.81   | 11.39   | 9.68     |
|             | 1  | 6.02    | 6.51    | 3.68    | 2.90     | 6.02    | 6.51    | 3.68    | 2.90     |

Notes :

a- La statistique de la trace est le rapport de vraisemblance de l'hypothèse nulle  $H_0(r)$ : " il existe au plus r relations de cointégration " contre l'alternative  $H_1(n)$  " il existe n relations de cointégration (n désignant le nombre de variables du modèle)  $\Leftrightarrow$  les séries sont stationnaires en niveau".

La statistique de la valeur propre maximale (*L\_max*) est le rapport de vraisemblance de l'hypothèse nulle  $H_0(r)$ : " il existe au plus r relations de cointégration " contre l'hypothèse alternative  $H_0(r+1)$ : " il existe r + 1 relations de cointégration ".

b- Les valeurs critiques (non standards) proviennent des travaux d'Osterwald-Lenum (1992) et sont respectivement pour les statistiques de *L\_max* et de la Trace de 10.29 et 17.79.

FLUCTUATIONS DE CHANGE ET PERFORMANCES ECONOMIQUES

**TABLEAU C. TESTS DE CAUSALITE DE COURT TERME : PROBABILITE QUE L'HYPOTHESE DE NON-CAUSALITE NE SOIT PAS REJETEE**

|                     | Chili | Corée | Malaisie | Maroc | Mexique | Pérou | Philippines | Tunisie |
|---------------------|-------|-------|----------|-------|---------|-------|-------------|---------|
| <b>TCN cause Y</b>  | 0.97  | 0.08  | 0.08     | 0.20  | 0       | 0     | 0.02        | 0.04    |
| <b>Y cause TCN</b>  | 0.02  | 0.30  | 0.27     | 0.43  | 0.69    | 0.07  | 0.45        | 0.49    |
| <b>TCN cause C</b>  | 0     | 0.07  | 0.07     | 0.26  | 0.02    | 0.06  | 0.05        | 0.41    |
| <b>C cause TCN</b>  | 0.27  | 0.22  | 0.97     | 0.93  | 0.71    | 0     | 0.13        | 0.65    |
| <b>TCN cause I</b>  | 0.86  | 0.09  | 0.49     | 0.05  | 0       | 0     | 0.71        | 0.09    |
| <b>I cause TCN</b>  | 0.36  | 0.40  | 0.41     | 0.98  | 0.81    | 0.05  | 0.38        | 0.53    |
| <b>TCN cause BC</b> | 0.36  | 0.07  | 0.55     | 0.09  | 0.05    | 0.11  | 0.05        | 0.30    |
| <b>BC cause TCN</b> | 0.50  | 0.74  | 0.13     | 0.97  | 0.01    | 0.29  | 0.78        | 0.29    |

**TABLEAU D. TESTS D'EXOGENEITE FAIBLE<sup>23</sup>**

|            | Chili | Corée | Malaisie | Maroc | Mexique | Pérou | Philippines | Tunisie |
|------------|-------|-------|----------|-------|---------|-------|-------------|---------|
| <b>TCN</b> | 2.56  | 0.21  |          | 0.29  | 4.46    |       | 3.35        | 0.14    |
| <b>Y</b>   | 6.17  | 10.68 |          | 5.93  | 2.98    |       | 14.35       | 19.76   |
| <b>TCN</b> | 0.25  | 4.33  |          | 0.04  | 12.69   | 2.75  | 2.36        | 0.03    |
| <b>C</b>   | 9.72  | 0.82  |          | 12.88 | 0.63    | 5.70  | 44.06       | 10.85   |
| <b>TCN</b> |       | 57.63 | 0.14     |       | 2.67    | 2.68  | 0.17        |         |
| <b>I</b>   |       | 0.11  | 11.15    |       | 12.83   | 4.36  | 9.37        |         |

**TABLEAU E. COEFFICIENTS DE CORRELATION DE COURT TERME<sup>24</sup>**

|           | Chili         | Corée       | Malaisie      | Maroc         | Mexique       | Pérou         | Philippines  | Tunisie       |
|-----------|---------------|-------------|---------------|---------------|---------------|---------------|--------------|---------------|
| <b>Y</b>  | 0.08 (1.30)   | 0.36 (2.13) | -0.24 (-1.95) | 0.27 (0.38)   | 0.25 (5.25)   | -0.25 (-3.52) | 0.17 (2.01)  | -0.18 (-2.04) |
| <b>C</b>  | 0.34 (2.58)   | 0.34 (2.09) | 0.28 (1.98)   | -0.06 (-0.43) | 0.29 (2.33)   | -0.48 (-2.72) | 0.12 (2.01)  | 0.01 (0.19)   |
| <b>I</b>  | 0.09 (0.31)   | 0.63 (2.18) | -0.22 (-0.22) | 1.11 (2.42)   | 0.42 (2.90)   | -0.55 (-2.98) | 0.06 (0.15)  | -0.75 (-2.56) |
| <b>BC</b> | -0.47 (-1.17) | 0.85 (2.45) | -0.96 (-0.40) | -1.36 (-2.23) | -0.89 (-2.18) | -0.40 (-2.49) | 2.984 (2.06) | -2.28 (-0.32) |

<sup>23</sup> La statistique relative au test d'exogénéité suit une loi de  $\chi^2(1)$ . La valeur critique relative à l'hypothèse nulle d'exogénéité faible au seuil de 5% est de 3.84.

<sup>24</sup> Le vecteur de corrélation est normalisé par rapport à chacun des indicateurs économiques et les t-stats sont entre parenthèses. Les coefficients de corrélation indiquent l'effet de court terme d'une variation du taux de change réel.