Document généré le 2 jan. 2025 07:59

L'Actualité économique

Effets réels des régimes de change dans les pays en développement

Dieudonné Ella Oyono

Volume 82, numéro 3, septembre 2006

URI : https://id.erudit.org/iderudit/014917ar
DOI : https://doi.org/10.7202/014917ar

Aller au sommaire du numéro

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)
1710-3991 (numérique)

Découvrir la revue

Citer cet article

Ella Oyono, D. (2006). Effets réels des régimes de change dans les pays en développement. *L'Actualité économique*, *82*(3), 319–340. https://doi.org/10.7202/014917ar

Résumé de l'article

Lorsqu'un pays passe d'un régime de change à un autre, ce changement affecte-t-il les variables macroéconomiques telle que la production ? Ce texte répond à cette question en régressant la volatilité de la production sur les types de régime et un certain nombre de variables de contrôle. Les résultats obtenus indiquent que le régime de change a des effets réels; de plus, de faibles fluctuations de la production sont associées aux régimes de change « non fixes ». Il apparaît donc que l'abandon du régime fixe observé au cours de la dernière décennie se justifie par un objectif de stabilité de la production. Ceci constitue un pas vers l'identification des critères d'un régime de change optimal.

Tous droits réservés © HEC Montréal, 2006

Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter en ligne.

https://apropos.erudit.org/fr/usagers/politique-dutilisation/

Cet article est diffusé et préservé par Érudit.

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l'Université de Montréal, l'Université Laval et l'Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche.

https://www.erudit.org/fr/

L'Actualité économique, Revue d'analyse économique, vol. 82, nº 3, septembre 2006

EFFETS RÉELS DES RÉGIMES DE CHANGE DANS LES PAYS EN DÉVELOPPEMENT*

Dieudonné ELLA OYONO
CIRPÉE
et *Université du Québec à Montréal*

RÉSUMÉ – Lorsqu'un pays passe d'un régime de change à un autre, ce changement affecte-t-il les variables macroéconomiques telle que la production? Ce texte répond à cette question en régressant la volatilité de la production sur les types de régime et un certain nombre de variables de contrôle. Les résultats obtenus indiquent que le régime de change a des effets réels; de plus, de faibles fluctuations de la production sont associées aux régimes de change « non fixes ». Il apparaît donc que l'abandon du régime fixe observé au cours de la dernière décennie se justifie par un objectif de stabilité de la production. Ceci constitue un pas vers l'identification des critères d'un régime de change optimal.

ABSTRACT – Does the choice of exchange rate regime affect macroeconomic fluctuations? This paper answers the question by an econometric analysis. The results obtained indicate that exchange rate regime has real effects; floating exchange rate regimes are associated with smaller output volatility. These results explain why countries in the last decade have abandoned pegged exchange rates and constitute a step towards the identification of criteria for the choice of the optimal exchange rate regime.

INTRODUCTION

Au cours des 20 dernières années, la recherche portant sur les sources potentielles des fluctuations économiques a connu un regain d'intérêt. Toutefois, la plupart des modèles sont développés pour une économie fermée. Il semble donc que les interactions entre pays soient négligeables dans l'explication du cycle économique. Ce qui peut être corroboré par l'évidence empirique issue des travaux de Baxter et Stockman (1989) puis Flood et Rose (1995). Selon cette dernière étude, la volatilité des variables macroéconomiques comme la production et la monnaie ne change pas considérablement lorsqu'un pays passe d'un type de régime de change à un autre. Antérieurement, Baxter et Stockman trouvaient que le comportement des agrégats macroéconomiques ou les flux de commerce international étaient peu sensibles au changement de régime de change.

* Je souhaite remercier Steven J. Ambler, Stéphane Pallage et deux rapporteurs anonymes pour leurs commentaires et suggestions.

Malgré l'influence de ces résultats sur les recherches en économie ouverte, notamment la prédominance des travaux portant sur le taux de change réel, il semble que le changement de régime de change exercerait une influence sur l'activité réelle d'une économie. Dans leur étude portant sur la Grande-Bretagne, Mills et Wood (1993) décomposent la production en composantes cyclique et de tendance. Sur la base de données annuelles (1885-1990), ils trouvent que la composante cyclique est affectée (substantiellement plus variable) tandis que l'autre composante est stable après 1922 face à une variété d'expériences monétaires et de régimes de change. Toutefois, selon les auteurs, il « apparaît clairement que le type de régime de change n'ait pas été une source importante de volatilité des agrégats macroéconomiques ».

Prenant appui sur les pays en développement, l'objectif de ce texte est de montrer que le comportement cyclique des variables macroéconomiques telle que la production dépend systématiquement du type de régime de change. L'expérience de ces pays indique clairement un abandon du régime de change fixe au profit des régimes intermédiaire et/ou flottant entre 1972 et 2001. Dans ces conditions, ce texte a également pour objectif de mesurer l'ampleur des fluctuations de la production sous différents types de régime de change. Pour atteindre ces objectifs, nous adoptons une approche économétrique basée sur des données longitudinales. Dans un premier temps, nous identifions les variables pouvant servir à la prédiction du niveau de la production puis, dans un second temps, nous régressons la volatilité de la production sur l'ensemble des variables issu de la première estimation.

La présence dans notre échantillon de 24 pays ayant un régime de change fixe (majoritairement les pays de la zone franc dont la monnaie, le franc CFA, est rattachée à l'euro depuis janvier 1999), ne remet pas en cause la tendance au flottement observée au cours de la dernière décennie (Annexe, section B); on pourrait alors se demander si ce choix est délibéré ou s'il s'agit en réalité d'un effet d'entraînement. En d'autres termes, comment expliquer l'abandon progressif du régime de change fixe lorsque les caractéristiques structurelles n'ont pas connu une nette évolution (endettement, chômage, croissance instable, faible participation au commerce extérieur, ...). Dans le cas qui nous préoccupe, celui des pays en développement, nous savons qu'ils subissent d'importantes fluctuations des agrégats macroéconomiques tel que le produit intérieur brut. Cette question apparaît donc importante dans la mesure où l'explication du comportement de ces pays nous conduirait à définir un critère d'optimalité du choix de régime de change. Nous cherchons donc à vérifier dans quelle mesure le type de régime de change affecte la variabilité de la production dans les pays en développement.

Plusieurs travaux tentent de mettre en évidence le rôle joué par le régime de change sur le comportement des variables macroéconomiques. Il s'agit entre autre de Mills et Wood (1993), Ghosh, Gulde, Ostry et Wolf (1997) (désormais GGOW) et Bleaney et Fielding (2002) . Selon GGOW (1997), la volatilité de la production est plus prononcée sous un régime de change fixe que tout autre régime mais l'effet n'est significatif qu'au seuil de 10 pour cent. De plus, le résultat de Bleaney

et Fielding est sans équivoque : les données supportent qu'il y a un arbitrage entre la réduction de l'inflation et la stabilité de la production et de l'inflation au cours des années quatre-vingt. Il ressort de leurs résultats que l'inflation est plus faible lorsque le régime en vigueur est fixe et que celui-ci s'accompagne d'une variance de la production et de l'inflation plus élevée (cas des pays de la zone franc africaine).

Partant de ces travaux, il peut être intéressant de prendre en compte un plus grand nombre de pays. En effet, les échanges commerciaux entre pays pourraient permettre d'arriver à de meilleurs résultats concernant l'impact du régime de change sur la variabilité de la production.

Ce texte confirme le résultat selon lequel le type de régime de change affecte le côté réel de l'économie. Il se démarque des études antérieures sur plusieurs points dont l'analyse du régime de change et de la volatilité d'une part, et la méthodologie d'autre part. Contrairement à GGOW (1997), nous utilisons deux mesures différentes du régime de change : celle du FMI et une mesure alternative issue des travaux de Levy-Yayati et Sturzenegger (2002). Jusqu'à présent, la volatilité de la production était mesurée par la variance non conditionnelle; dans ce texte, en plus de cette mesure, nous estimons la variance conditionnelle à partir d'un modèle hétéroscédastique autorégressif conditionnel généralisé (HACG). Sur le plan méthodologique, nos estimations captent à la fois l'effet global réel à travers l'utilisation d'une variable composite et l'effet différentiel d'adopter tel régime plutôt que tel autre régime. De plus, nous faisons la distinction entre les effets fixes et les effets aléatoires en appliquant le test de Hausman (1978).

Les résultats obtenus peuvent être résumés ainsi : les effets du régime de change sur la volatilité de la production sont significatifs. De plus, le coefficient associé au degré d'ouverture est assez élevé, ce qui suggère que les relations d'échange entre pays doivent être prises en compte dans la recherche des forces qui gouvernent l'évolution des agrégats macroéconomiques. Nos résultats indiquent aussi que la production est plus volatile lorsqu'un pays adopte un régime de change fixe plutôt qu'un régime intermédiaire ou flexible.

De façon générale, les études empiriques portant sur les pays en développement doivent s'accommoder du problème de non-disponibilité des données. Par conséquent, cette étude porte sur 69 pays en développement pour lesquels les données nécessaires à l'analyse ont pu être obtenues sur la période 1972-2001. Malgré cette limite, les pays en développement connaissent des difficultés notamment en matière de croissance et d'ouverture au commerce international. Dans ces conditions, le choix du système de change peut s'avérer crucial surtout lorsque l'économie dépend de l'exportation des produits non transformés.

Dans la prochaine section, nous abordons la classification des régimes de change. La deuxième section décrit les mesures de volatilité de la production tandis que le modèle empirique est présenté dans la troisième section. Les quatrième et cinquième sections traitent respectivement des résultats obtenus et de quelques tests de robustesse avant la conclusion qui apparaît dans la dernière section.

1. Classement des régimes de change

Plusieurs études empiriques sur les régimes de change utilisent la classification du FMI basée sur le régime annoncé par les gouvernements. Or, il semble que la politique de change soit tributaire de l'environnement international[1]. Aussi, Reinhart et Rogoff (2002) montrent que cette classification dite officielle est loin de refléter la pratique des pays, ce qui a tendance à creuser l'écart entre les classements de *facto* et de *jure* fondés respectivement sur l'évolution observée des taux de change et les engagements officiels des banques centrales.

Soulignons tout de même qu'en matière de classification, le système du FMI s'est considérablement amélioré depuis la fin des années quatre-vingt-dix au point que l'on puisse affirmer que les huit catégories actuelles reflètent mieux les pratiques des pays en matière de change. Toutefois, comparativement aux classifications antérieures à 1997, dont le nombre de système de change était limité à trois ou quatre, l'utilisation des régimes de *jure* peut s'avérer difficile lorsqu'on s'intéresse, comme dans la présente étude, à ce qui s'est passé avant et après l'adoption du système de classification actuel.

Ces difficultés ont suscité beaucoup d'intérêt et la vague de travaux actuels sur la question en constitue la preuve. Dans leur ensemble, ces travaux proposent des systèmes alternatifs de classification fondés sur les régimes de *facto*.

Parmi les contributions importantes, citons celles de Calvo et Reinhart (2000), Reinhart et Rogoff (2002) puis Levy-Yeyati et Sturzenegger (2002) (désormais LYS). Elles définissent les régimes de change suivant le comportement de trois variables : les changements dans le taux de change nominal, la volatilité de ces changements et la volatilité des réserves internationales. En théorie, les régimes de change fixes sont associés avec des changements dans les réserves internationales qui réduisent la volatilité du taux de change nominal tandis que les régimes flexibles sont caractérisés par une volatilité substantielle des taux nominaux et une stabilité relative des réserves internationales.

D'un autre côté, Bailliu, Lafrance et Perrault (2002) (désormais BLP) proposent une règle mécanique hybride qui classe les différents régimes selon la flexibilité observée du taux de change. Cette règle a aussi la particularité de tenir compte des chocs externes et des réévaluations[2]. Pour une année donnée, la vola-

---

1. De plus en plus de pays qui déclarent un régime de change particulier ont une forte incitation à ne plus le suivre (intervention sur les marchés de change par exemple) lorsque l'environnement international devient mouvementé. Selon Levy-Yeyati et Sturzenegger (2002), une fois le contexte international plus volatile, les régimes de change prennent une autre configuration. Ceci justifie le recours aux classements alternatifs puisque l'écart entre l'engagement de la banque centrale et son comportement réel peut être tellement grand qu'un régime officiellement flexible soit en fait fixe.

2. Depuis la remarque de Hausmann, Panizza et Stein (2001), il peut s'avérer intéressant de considérer les chocs externes dans l'analyse des régimes de change car, comme le soulignent BLP(2002), les parités fixes peuvent faire l'objet de fortes réévaluations en présence de chocs externes importants tandis que les devises flottantes peuvent n'afficher qu'une faible volatilité si les chocs externes sont de faible ampleur. Toutefois, nos tests concernant l'effet d'un éventuel choc de ce type montrent qu'un tel effet n'est pas statistiquement non nul.

tilité du taux de change est mesurée par l'écart-type des taux de variation mensuels du taux de change nominal par rapport au dollar américain. Contrairement à l'approche de Calvo et Reinhart (2000), la règle mécanique hybride identifie les régimes intermédiaire et flexible sans prendre en compte la variabilité des réserves internationales.

Nous avons adopté une classification en trois catégories qui distingue les régimes de change fixe, intermédiaire et flottant. Dans l'analyse qui suit, nous nous référons à la classification de LYS (2002) d'une part et aux arrangements de change des pays (FMI)[3] d'autre part.

2. Mesures de la volatilité

L'objectif de cette section est de présenter quelques mesures de la volatilité des variables économiques ou financières car les résultats de nos estimations et les conclusions qui seront tirées dépendent de la façon dont est mesurée la volatilité de la production.

Dans la littérature et de façon presque unanime, la volatilité d'une variable est mesurée par sa variance. Toutefois, il s'avère important de distinguer la variance non conditionnelle de la variance conditionnelle.

Contrairement aux estimations de GGOW (1997) et Bleaney et Fielding (2002) basées seulement sur les moyennes mobiles des variances non conditionnelles, notre étude développe une approche alternative inspirée des travaux de Bollerslev (1986) et utilisée par plusieurs études récentes dont celle de Osakwe et Schembri (2002). Cette approche consiste à mesurer la volatilité d'une variable à partir des termes d'erreur issus d'une régression.

Ainsi, supposons que l'équation que nous voulons estimer est :

$$y_t = x'_t \beta + u_t \tag{1}$$

où x_t est un vecteur de variables prédéterminées pouvant inclure des retards de y_t et β est le vecteur de coefficients. Si la perturbation u_t suit un processus hétéroscédastique autorégressif conditionnel, HAC(q), elle peut être caractérisée par :

$$u_t = \sqrt{h_t} \cdot v_t \tag{2}$$

où v_t est indépendant et identiquement distribué de moyenne zéro et de variance un et la variance conditionnelle h_t évolue de la manière suivante :

$$h_t = \zeta + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + ... + \alpha_q u_{t-q}^2 . \tag{3}$$

3. Cette trilogie des régimes de changes n'est pas explicite dans le classement officiel. Par conséquent, dans la catégorie fixe nous avons : les rattachements de fait à une devise ou un panier de devises, les caisses d'émission et les régimes des pays n'ayant pas de monnaie distincte. Les systèmes de parités et de bandes de fluctuation mobiles ainsi que le flottement dirigé ont été classés dans la catégorie intermédiaire. La catégorie dite flexible est constituée par les régimes de flottement libre.

De façon générale, on peut imaginer un processus pour lequel la variance conditionnelle dépend d'un nombre infini de retards de u^2_{t-j},

$$h_t = \zeta + \pi\,(L)\,u_t^2 \tag{4}$$

avec $\pi\,(L) = \sum_{j=1}^{\infty} \pi_j\, L^j$. Dès lors, on peut écrire $\pi\,(L)$ sous la forme d'un ratio de deux polynômes d'ordre fini.

$$\pi(L) = \frac{\alpha(L)}{1-\delta(L)} = \frac{\alpha_1 L^1 + \alpha_2 L^2 + ... + \alpha_q L^q}{1-\delta_1 L^1 - \delta_2 L^2 - ... - \delta_p L^p} \tag{5}$$

où nous assumons que les racines de $1 - \delta\,(z)$ sont en dehors du cercle unitaire. Si (4) est multipliée par 1-$\delta\,(L)$, on obtient :

$$h_t = \kappa + \sum_{i=1}^{p} \delta_i\, h_{t-i} + \sum_{j=1}^{q} \alpha_j\, u^2_{t-j} \tag{6}$$

pour $\kappa \equiv [1 - \delta_1 - \delta_2 - ... - \delta_p]\,\zeta$.

L'expression (6) correspond au modèle hétéroscédastique autorégressif conditionnel généralisé, HACG(p,q) proposé par Bollerslev (1986).

Pour générer les variances conditionnelles de la production, nous avons recours à l'estimateur du maximum de vraissemblance (EMV). En regroupant les paramètres inconnus de (6) dans un vecteur η, on peut définir θ tel que $\theta \equiv (\beta', \eta')'$. Par conséquent, la vraissemblance conditionnelle est :

$$£(\theta) = \sum_{t=1}^{T} \log f(y_t \,|\, x_t, \psi_{t-1}; \theta) \tag{7}$$

où ψ_{t-1} désigne le vecteur de l'information disponible jusqu'à la date $t - 1$.

Dans un premier temps, nous avons identifié les variables retardées pouvant servir à la prévision du niveau de la production au temps t. L'équation retenue est la suivante :

$$PIB_t = c + \phi_1\, Z_{t-1} + \mu_t \tag{8}$$

où Z_{t-1} est un vecteur de variables retardées. Étant donné que notre étude porte sur 69 pays, nous avons estimé l'équation (8) par moindres carrés généralisés (MCG) sans tenir compte des spécificités de chaque pays.

Normalement, l'on devrait procéder à l'examen des résidus de l'équation (8) afin de vérifier les hypothèses nulles d'absence d'autocorrélation et d'homoscédasticité. Toutefois, pour les données longitudinales, nous pensons que cet examen

est affecté par le caractère longitudinal des données[4]. En effet, la méthode utilisée ici pour estimer aligne les données les unes à la suite des autres et les observations obtenues sont dénuées de toute spécificité nationale. Il est alors possible que les résidus obtenus en estimant une équation globale telle que l'équation (8) soient différentes de ceux qui seraient obtenus en intégrant les spécificités de chaque pays. Néanmoins, pour identifier les effets réels des régimes de change, toutes nos estimations sont faites en utilisant la matrice de correction proposée par White (1980).

Par la suite, à l'aide du logiciel E-views, nous avons estimé (8), pays par pays sous la contrainte que la volatilité de la production est décrite par l'équation (6).

3. Modèle empirique

Pour étudier les effets possibles du régime de change sur la volatilité de la production, nous estimons une série d'équations au moyen de données longitudinales de 69 pays en développement couvrant la période 1972-2001.

La spécification générale du modèle est la suivante :

$$Y_{i,t} = \rho_i + \lambda_t + \gamma X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \qquad (9)$$

où $Y_{i,t}$ est une mesure de la volatilité de la production *per capita* du pays *i* à la période *t*; ρ_i est l'effet propre au pays *i*, cet effet saisit l'impact d'autres sources de volatilité spécifiques au pays *i* et qui ne sont pas prises en compte par les autres variables explicatives. Généralement, on suppose que ces caractéristiques propres ne varient pas dans le temps[5]; λ_t est un vecteur de variables muettes qui capte les effets des chocs externes. Il s'agit par exemple de l'effondrement des cours du pétrole, la crise d'endettement ou la crise financière des pays d'Asie du Sud-Est; $X_{i,t}$ est un vecteur des sources potentielles de volatilité de la production et $\varepsilon_{i,t}$ est un terme d'erreur de moyenne nulle et variance finie.

Parmi les variables explicatives, nous mesurons le type de régime de change par une variable muette. Comme mentionné ci-dessus, nous utilisons deux typologies de classification : celle basée sur l'étude de LYS (2002) et celle du FMI. Dans le cas particulier où la volatilité de la production est définie par la moyenne mobile de sa variance sur trois ans, le régime correspondant à un intervalle donné est celui qui a été en place le plus longtemps sur cette période[6]. Au niveau global,

---

4. Les résultats des deux tests indiquent qu'il y a non seulement autocorrélation mais aussi hétéroscédasticité. Toutefois, ces tests peuvent comporter un biais important. Nous supposons tout de même que la variance des résidus est hétéroscédastique, ce qui peut être vérifié en estimant l'équation (8), pays par pays. Dès lors, l'autocorrélation signalerait un problème de dynamique manquante.

5. Nous utilisons le test de Hausman (1978) pour déterminer lequel des deux types d'effets (fixes ou aléatoires) est plausible.

6. BLP (2002) suggèrent dans ce cas l'ajout d'une variable muette qui devrait mesurer l'incidence du changement de régime sur la volatilité; elle prendrait par conséquent les valeurs un si le régime a changé au moins une fois et zéro sinon.

il semble intuitivement correct d'utiliser une variable « composite » qui capte les trois régimes de change lorsque l'on cherche à vérifier si le régime de taux de change affecte la volatilité de la production. Toutefois, pour générer les estimés statistiques et comparer l'amplitude des effets différentiels, nous régressons les types de régime deux à deux.

Dans les modèles ayant recours aux données longitudinales, il est important de saisir les effets propres à chaque pays (ρ_i), l'impact des chocs externes (λ_t) et l'apport des autres variables explicatives ($X_{i,t}$). Dans notre modèle, cette précaution permet de s'assurer que les coefficients associés aux trois types de régime de change mesurent seulement leurs effets sur la volatilité de la production et non ceux d'autres variables (BLP, 2002).

Pour ce qui est des autres variables explicatives, notre intuition est que les effets des variables sur la croissance économique devraient jouer dans une bonne partie à travers l'impact sur le niveau de la production. Nous avons donc identifié comme sources potentielles des fluctuations du PIB : les termes de l'échange, le taux d'investissement, la consommation publique rapportée au PIB, le degré d'ouverture au commerce international et le degré de développement du secteur financier[7]. Selon GGOW (1997), l'indice de développement de la Banque mondiale pourrait capter un éventuel effet de convergence. Il s'agit d'attribuer des codes aux pays en fonction de leur niveau de revenu (faible, intermédiaire, élevé) mais nous n'avons pas eu recours à cette variable dans nos régressions. Par contre, compte tenu des données disponibles, nous avons introduit la masse monétaire (à la place du taux d'intérêt) comme instrument de politique monétaire utilisé par la banque centrale.

Dans le but d'estimer l'équation (9), nous utilisons un modèle avec effets fixes (*fixed effects model*) et/ou un modèle avec effets aléatoires (*random effects model*). Le premier modèle est estimé en appliquant l'estimateur des moindres carrés ordinaires sur des variables transformées par un opérateur de moyenne (*within mean*). S'agissant du second modèle, on a appliqué l'estimateur des moindres carrés généralisés sur des variables transformées par un autre opérateur de moyenne (*cross-sectional mean*). Dans ces deux cas, il est indispensable de vérifier une possible corrélation des effets individuels avec les variables explicatives à l'aide du test de Hausman.

Le test de Hausman permet d'opérer un choix entre un estimateur convergent et efficace ($\hat{\beta}_{MCG}$) sous l'hypothèse nulle, mais non convergent sous l'hypothèse alternative, et un estimateur convergent ($\hat{\beta}_{MCO}$) sous les deux hypothèses. Ainsi, si l'hypothèse d'indépendance (H_0) entre les effets fixes et les variables explicatives n'est pas rejetée, les deux estimateurs seront asymptotiquement proches l'un de l'autre.

7. Les définitions des variables sont en annexe ainsi que leurs sources.

4. Résultats

Afin de générer la volatilité de la production, nous avons commencé par rechercher les variables retardées[8] qui pourraient servir à la prévision du niveau du PIB à la période courante. En testant plusieurs variables, l'estimation par moindres carrés généralisés (MCG)[9] révèle que la variation des valeurs retardées d'une période du taux d'investissement, du stock de monnaie, du degré d'ouverture et du ratio de dépenses publiques expliquerait près de 75 pour cent des variations du PIB des PED depuis le début des années soixante-dix (tableau 1).

Brièvement, ces résultats indiquent qu'une hausse du taux d'investissement se traduira à la période suivante par une amélioration du PIB réel. En revanche, l'output de la période courante subit les effets négatifs d'une appréciation antérieure des ratios de dépenses publiques, de la monnaie et du degré d'ouverture.

TABLEAU 1

PIB réel
Modèle estimé par MCG

Variable	**Coefficient**	**Probabilité**
Constante	1 826,480***	0,0000
Investissement / PIB	2,435573*	0,0522
Consommation du secteur public / PIB	-29,13075***	0,0000
(Importations + exportations) / PIB	-4,171030***	0,0007
M2 / PIB	-7,215895***	0,0000
Nombre d'observations	1 797	–
R^2 ajusté	0,747331	–

Note : Toutes les variables explicatives sont décalées d'une période et la probabilité représente le taux marginal de signification. Les astérisques triple, double et simple indiquent des seuils de signification de 1 %, 5 % et 10 %, respectivement.

8. Les modèles de prévision n'ont pas que des variables retardées comme régresseurs mais le but ici est simplement d'utiliser l'ensemble d'information jusqu'à $t - 1$ pour prédire le niveau de production à la période courante, ce qui permet de générer les variances conditionnelles.

9. Au niveau individuel, les séries ne semblent pas toutes stationnaires. Toutefois, nous utilisons le niveau du PIB parce que nous estimons une équation globale c'est-à-dire qui porte sur l'ensemble des pays de l'échantillon. Grâce à cette dynamique de groupe, le test DF-GLS rejette l'hypothèse nulle de racine unitaire. Dans la mesure où les résidus sont stationnaires, cette équation peut aussi être interprétée comme une évidence de coïntégration entre les différentes variables. Parallèlement, les séries statistiques sont incomplètes pour certains pays; l'ensemble des données longitudinales n'est donc pas équilibré.

D'une part, suite à une hausse des dépenses publiques et de l'offre de monnaie, l'économie peut anticiper une augmentation des taxes et du niveau général des prix. En ce qui concerne le degré d'ouverture, le signe négatif s'expliquerait par l'écart entre les importations (plus élevées pour tous les pays de l'échantillon) et les exportations. D'autre part, l'on ne saurait exclure la possibilité d'une baisse du PIB réel qui augmenterait les trois ratios et diminuerait ainsi le PIB réel *per capita* (la variable dépendante) sous l'hypothèse simplificatrice d'un taux de croissance constant de la population qui serait plus élevé.

Partant de là, le modèle présente de faibles risques de mauvaise spécification, toutes choses étant égales par ailleurs. Ainsi, il peut être exploité pour générer les variances conditionnelles du PIB qui représentent une de nos mesures de la volatilité.

Pour tenir compte des spécificités individuelles, nous avons procédé aux estimations des modèles HACG par pays. Le choix de la dimension s'est fait à l'aide d'un critère d'information (*Akaike Information Criterion*). Comme préalable, nous avons résolu le problème de non-stationnarité potentielle de la production en utilisant la première différence.

Pour nous assurer que l'équation de la variance est correctement spécifiée, nous avons fait deux tests portant sur les résidus du modèle HACG(p,q). D'une part, le test de Jarque-Bera (1980) ne rejette pas l'hypothèse de normalité. D'autre part, les statistiques Q de Ljung-Box (1979) ne rejettent pas l'hypothèse d'absence d'autocorrélation.

Dans le but de vérifier notre hypothèse, nous avons défini une variable composite pour capter les effets du régime de change; elle prend notamment la valeur 0 si le régime de change est fixe et la valeur 1 s'il s'agit d'un régime de change intermédiaire ou flexible. Ainsi, suivant GGOW (1997), nous avons régressé la volatilité du PIB mesurée par la variance conditionnelle sur le régime de change, le taux d'investissement, l'offre de monnaie, le degré d'ouverture et le ratio de dépenses publiques[10]. Les résultats obtenus sont présentés dans le tableau 2.

Se référant à la statistique du test de Hausman (1978), les effets propres sont aléatoires car nous n'avons pas rejeté l'hypothèse nulle d'absence de corrélation entre les effets propres aux pays et les variables explicatives. Dans ce cas, la méthode des moindres carrés généralisés utilisée pour estimer le modèle avec effets aléatoires est convergente et efficace.

---

10. Par rapport à la spécification générale du modèle, nous avons omis la variable muette temporelle devant saisir les effets des chocs externes. En prenant en compte des événements comme le choc pétrolier (1974), la crise d'endettement (1982) et la crise financière asiatique (1998), la variable λ_t n'est pas statistiquement non nulle. Ainsi, l'introduire ou non dans le modèle n'affecte pas les effets réels (coefficients associés aux types de régime) que nous voulons mettre en évidence.

TABLEAU 2

VOLATILITÉ CONDITIONNELLE DU PIB RÉEL
MODÈLE AVEC EFFETS ALÉATOIRES
CLASSEMENT : LYS

Variable	Coefficient	Probabilité
Constante	4,776778***	0,0000
Investissement/PIB	0,048419	0,6647
Consommation du secteur public / PIB	0,179467	0,3323
(Importations + exportations) / PIB	0,327765**	0,0144
M2/PIB	-0,165110***	0,0002
Régime	-0,220907***	0,0098
Nombre d'observations	1 733	–
R^2 ajusté	0,7568	–
Test de Hausman	6,9867	0,2216

NOTE : En dehors du régime de change, la variable dépendante ainsi que toutes les variables explicatives sont en logarithme naturel. Les astérisques triple, double et simple indiquent des seuils de signification de 1 %, 5 % et 10 %, respectivement.

Toutes choses étant égales par ailleurs, les résultats montrent que le régime de change influence négativement la volatilité du PIB des pays de notre échantillon. Contrairement à GGOW (1997), l'effet du régime de change est significatif au seuil de 1 % et non 10 %. Pour ce qui est des autres variables, seul le ratio monétaire atténue la volatilité de la production. Les coefficients associés à l'investissement et à la consommation publique ne sont pas statistiquement différents de zéro. De plus, le degré d'ouverture amplifie les fluctuations de la production, ce qui confirme la prédominance des importations sur les exportations constatée dans les données.

À la lumière de ces résultats, il est plausible de dire que notre modèle appuie l'hypothèse selon laquelle le type de régime de change influe sur la volatilité de la production intérieure brute.

Avant d'analyser comment nos résultats changent en adoptant d'autres mesures des deux variables fondamentales, nous voudrions identifier l'effet d'un régime pris individuellement. Le tableau 3 donne les résultats obtenus en estimant de nouveau l'équation (9). On remarque que les signes des différents coefficients n'ont pas changé en dehors du taux d'investissement dont le coefficient associé devient négatif mais toujours non significatif.

TABLEAU 3

VOLATILITÉ CONDITIONNELLE DU PIB RÉEL
MODÈLE AVEC EFFETS ALÉATOIRES
CLASSEMENT : LYS

Variable	**(a)**	**(b)**	**(c)**
Constante	4,555967*** (0,0000)	4,603647*** (0,0000)	4,872576*** (0,0000)
Investissement / PIB	-0,068322 (0,5294)	-0,067666 (0,5333)	-0,060819 (0,5753)
Consommation publique / PIB	0,137661 (0,4455)	0,136184 (0,4505)	0,135792 (0,4522)
(Importations + exportations) / PIB	0,421309*** (0,0020)	0,416705*** (0,0023)	0,415196** (0,0024)
M2 / PIB	-0,160347*** (0,0002)	-0,159204*** (0,0002)	-0,159828*** (0,0002)
Fixe (LYS)	0,314760*** (0,0047)	0,286511*** (0,0033)	
Intermédiaire (LYS)	0,041782 (0,7151)		-0,259144*** (0,0097)
Flexible (LYS)		-0,009042 (0,9373)	-0,279239** (0,0149)
Nombre d'observations	1 593	1 593	1 593
R^2 ajusté	0,7827	0,7820	0,7826
Test de Hausman	5,7349 (0,4535)	5,2724 (0,5093)	5,3647 (0,4979)
Test de Wald	7,5049 (0,0061)	6,6768 (0,0097)	0,0300 (0,8623)

NOTE : Entre parenthèses sont les erreurs de première espèce. En dehors du régime de change, la variable dépendante ainsi que toutes les variables explicatives sont en logarithme naturel. Les astérisques triple, double et simple indiquent des seuils de signification de 1 %, 5 % et 10 %, respectivement.

En termes de comparaison des coefficients, toutes nos estimations aboutissent à la même conclusion : le degré d'ouverture est la variable qui suscite le plus de variation du PIB, suivie de l'offre de monnaie, de la consommation publique et de l'investissement. Ce résultat indique que le niveau des échanges avec l'extérieur est un élément important dans la recherche des instruments susceptibles de minimiser les fluctuations du PIB dans les PED. Clairement, une augmentation des importations en volumes déstabilise l'output réel. D'un autre côté, une politique monétaire expansionniste exerce un effet négatif sur la volatilité de l'output. Le fait que les entreprises puissent emprunter à un taux d'intérêt plus faible (marché monétaire) et que les gouvernements contrôlent un ensemble de prix dans ces pays (marché des biens et services) pourraient justifier ce dernier impact, au moins à court terme.

La régression des types de régime deux à deux montre que l'output est toujours plus volatile sous un régime de change fixe[11]. Pour chaque couple de types de régime, le test de Wald rejette l'hypothèse nulle dans deux cas sur trois[12]. Indépendamment du fait que l'un des deux coefficients associé au régime de change ne soit pas significatif (colonne a et b), ces résultats nous amènent à conclure que le flottement constaté au cours des 30 dernières années a été une décision de politique économique car il semble que les autorités aient utilisé le régime de change comme instrument pour réduire les fluctuations de la production.

5. Robustesse

Nous voulons savoir comment sont modifiés les résultats précédents lorsqu'on adopte un autre classement des régimes de change d'une part et une autre méthode pour générer la volatilité du PIB d'autre part. Pour ce faire, nous avons recours à notre classification basée sur l'histoire des arrangements de change du FMI. De plus, la moyenne mobile de la variance non conditionnelle sur trois ans est utilisée comme mesure de la volatilité.

Le premier test a porté sur le régime de change. D'après les résultats reportés dans le tableau 4, notre conclusion n'est pas affectée par le changement de classification; le coefficient associé au régime est négatif et statistiquement significatif. En revanche, lorsque les régimes sont pris en compte deux à deux (tableau 5), les résultats sont quelque peu modifiés. Premièrement, le signe du coefficient associé à la consommation publique devient négatif mais toujours statistiquement non significatif. Deuxièmement, une expansion monétaire accentue maintenant les fluctuations de la production alors qu'elle les réduisait auparavant. Enfin, les effets du couple de régime fixe-intermédiaire sont tous les deux statistiquement significatifs (colonne a), alors que pour le couple de régime fixe-flexible, c'est plutôt l'effet du régime de change flexible qui est statistiquement non nul (colonne b).

---

11. Osakwe et Schembri (2002) ont trouvé un résultat similaire en analysant les effets réels liés au changement de régime de change au Mexique.

12. Lorsque les régimes intermédiaire et flexible sont introduits dans l'équation, le test de Wald ne rejette pas l'hypothèse nulle d'égalité des coefficients.

TABLEAU 4

VOLATILITÉ CONDITIONNELLE DU PIB RÉEL
MODÈLE AVEC EFFETS ALÉATOIRES
CLASSEMENT : FMI

Variable	**Coefficients**	**Probabilité**
Constante	4,781434***	0,0000
Investissement / PIB	0,041299	0,7124
Consommation du secteur public / PIB	0,172233	0,3524
(Importations + exportations) / PIB	0,342390**	0,0117
M2 / PIB	-0,164402***	0,0002
Régime	-0,226007**	0,0203
Nombre d'observations	1 744	–
R^2 ajusté	0,7549	–
Test de Hausman	6,6370	0,2491

NOTE : En dehors du régime de change, la variable dépendante ainsi que toutes les variables explicatives sont en logarithme naturel. Les astérisques triple, double et simple indiquent des seuils de signification de 1 %, 5 % et 10 %, respectivement.

TABLEAU 5

VOLATILITÉ CONDITIONNELLE DU PIB RÉEL
MODÈLE AVEC EFFETS FIXES – CLASSEMENT : FMI

Variable	**(a)**	**(b)**	**(c)**
Investissement / PIB	-0,058663 (0,5877)	-0,062058 (0,5657)	-0,064668 (0,5493)
Consommation publique / PIB	-0,025770 (0,8944)	-0,028992 (0,8871)	-0,027270 (0,8881)
(Importations + exportations) / PIB	0,529314*** (0,0002)	0,527026*** (0,0002)	0,528152*** (0,0002)
M2 / PIB	0,193191* (0,0914)	0,195573* (0,0871)	0,195197* (0,0877)
Fixe (LYS)	0,486455** (0,0189)	0,143062 (0,1122)	
Intermédiaire (LYS)	0,338825* (0,0869)		-0,153439* (0,0874)
Flexible (LYS)		-0,372571* (0,0590)	-0,519966** (0,0117)
Nombre d'observations	1 554	1 554	1 554
R^2 ajusté	0,7956	0,7958	0,7958
Test de Hausman	12,1975 (0,0577)	12,2233 (0,571)	12,2014 (0,0576)
Test de Wald	2,6936 (0,1007)	2,2246 (0,0125)	3,4402 (0,0636)

NOTE : Entre parenthèses sont les erreurs de première espèce. En dehors du régime de change, la variable dépendante ainsi que toutes les variables explicatives sont en logarithme naturel. Les astérisques triple, double et simple indiquent des seuils de signification de 1 %, 5 % et 10 %, respectivement.

En conclusion, il apparaît clairement qu'un pays ne choisirait pas un régime de change fixe lorsqu'il a la possibilité d'adopter un régime non fixe[13] (intermédiaire ou flexible). Toutefois, c'est seulement sous l'hypothèse de minimisation des fluctuations de l'output que cette décision s'avère optimale.

13. Un nombre important de pays de notre échantillon fait partie des unions monétaires. Cette appartenance peut constituer le mobile pour lequel un pays demeurerait sous un régime qui n'est pourtant pas compatible avec ses objectifs de politique économique. Une des raisons de cette décision sous-optimale peut être la taille de l'économie.

Le deuxième test est basé sur la variance non conditionnelle du PIB. Les résultats sont présentés dans les tableaux 6 et 7. Globalement, le coefficient associé au régime de change demeure négatif et statistiquement significatif. Néanmoins, cette mesure de la volatilité affecte le signe du coefficient associé aux dépenses publiques. En effet, un accroissement de la « taille » du gouvernement atténue les fluctuations de la production[14]. De plus, les coefficients associés à l'investissement et aux dépenses publiques deviennent statistiquement significatifs.

TABLEAU 6

VOLATILITÉ NON CONDITIONNELLE DU PIB RÉEL
MODÈLE AVEC EFFETS ALÉATOIRES/FIXES

Variable	**LYS**	**FMI**
Constante	3,047041*** (0,0001)	
Investissement / PIB	0,572185*** (0,0000)	0,472648*** (0,0012)
Consommation du secteur public / PIB	-0,538287** (0,0106)	-0,606143** (0,0155)
(Importations + exportations) / PIB	0,708549*** (0,0000)	1,049082*** (0,0000)
M2 / PIB	-0,300092*** (0,0000)	0,099022 (0,9317)
Régime	-0,282415*** (0,0054)	-0,443037*** (0,0000)
Nombre d'observations	1 717	1 676
R^2 ajusté	0,7081	0,7215
Test de Hausman	8,3676 (0,1371)	9,6895 (0,0845)

NOTE : Entre parenthèses sont les erreurs de première espèce. En dehors du régime de change, la variable dépendante ainsi que toutes les variables explicatives sont en logarithme naturel. Les astérisques triple, double et simple indiquent des seuils de signification de 1 %, 5 % et 10 %, respectivement.

14. Cet effet est compatible avec l'étude de Gali (1994) portant sur 22 pays de l'OCDE.

TABLEAU 7

VOLATILITÉ NON CONDITIONNELLE DU PIB RÉEL
MODÈLE AVEC EFFETS ALÉATOIRES
CLASSEMENT : FMI

Variable	**(a)**	**(b)**	**(c)**
Constante	2,296306*** (0,0032)	2,790359*** (0,0004)	3,157173*** (0,0000)
Investissement/PIB	0,411439*** (0,0023)	0,408961*** (0,0025)	0,406969*** (0,0026)
Consommation publique / PIB	-0,688130*** (0,0015)	-0,694319*** (0,0013)	-0,690426*** (0,0014)
(Importations + exportations) / PIB	0,924783*** (0,0000)	0,920838*** (0,0000)	0,921276*** (0,0000)
M2 / PIB	-0,285997*** (0,0000)	-0,283519*** (0,0000)	-0,283760*** (0,0000)
Fixe (LYS)	0,822510*** (0,0000)	0,367107*** (0,0010)	
Intermédiaire (LYS)	0,446771*** (0,0099)		-0,382348*** (0,0006)
Flexible (LYS)		-0,495793*** (0,0042)	-0,867019*** (0,0000)
Nombre d'observations	1 676	1 676	1 676
R^2 ajusté	0,7105	0,7118	0,7120
Test de Hausman	10,4986 (0,1051)	10,5433 (0,1035)	10,4865 (0,1056)
Test de Wald	11,3423 (0,0007)	24,7511 (0,0000)	7,8133 (0,0051)

NOTE : Entre parenthèses sont les erreurs de première espèce. En dehors du régime de change, la variable dépendante ainsi que toutes les variables explicatives sont en logarithme naturel. Les astérisques triple, double et simple indiquent des seuils de signification de 1 %, 5 % et 10 %, respectivement.

Nous ne reportons ici que les résultats obtenus avec la mesure du régime du FMI. En utilisant LYS, les résultats sont très similaires et peuvent être obtenus auprès de l'auteur.

Notons enfin que quelque soit le couple de types de régime introduit dans la régression, le test de Wald rejette à chaque fois l'hypothèse H_0. D'un autre côté, tous les coefficients associés aux différents régimes de change sont statistiquement non nuls et le choix se dirige toujours vers un régime plus flexible.

Conclusion

Quelques travaux ont essayé d'établir un lien entre régimes de change et volatilité des variables macroéconomiques réelles aussi bien dans les pays développés que ceux en développement. Si certains affirment que ce lien existe sous certaines conditions (Bleaney et Fielding, 2002), d'autres trouvent qu'il n'est pas significatif.

Cette étude s'inscrit dans ce courant mais affirme plutôt que le type de régime de change affecte la volatilité de la production. Aussi, il en découle que les régimes « non fixes » sont préférables lorsque l'objectif des autorités est de réduire les fluctuations des agrégats macroéconomiques, notamment le PIB.

La tendance au flottement observée dans la dernière décennie peut donc trouver son fondement dans cet objectif. Toutefois, la volatilité du PIB ne saurait être le seul critère d'optimalité du régime de change.

À notre avis, cette optimalité suppose la minimisation des fluctuations d'un certain nombre de variables macroéconomiques clefs telles que l'output, l'inflation, l'investissement et la consommation. Elles méritent donc d'être intégrées dans l'analyse.

ANNEXE

A. Liste des pays

Afrique subsaharienne (32)

Afrique du Sud, Bénin, Botswana, Burkina Faso, Burundi, Cameroun, Congo, Côte d'Ivoire, Gabon, Gambie, Ghana, Guinée, Guinée Bissau, Guinée équatoriale, Kenya, Lesotho, Madagascar, Malawi, Mali, Maurice, Mauritanie, Niger, Nigeria, Ouganda, République démocratique du Congo, Sénégal, Swaziland, Tanzanie, Tchad, Togo, Zambie, Zimbabwe.

Moyen Orient, Afrique du Nord et Europe (8)

Algérie, Égypte, Hongrie, Iran, Jordanie, Maroc, Syrie, Tunisie.

Asie de l'Est et Pacifique (7)

Chine, Inde, Indonésie, Malaisie, Papouasie Nouvelle-Guinée, Philippines, Thaïlande.

Amérique latine et Caraïbes (22)

Antigua-et-Barbuda, Argentine, Belize, Chili, Colombie, Dominique, Grenade, Guyana, Haïti, Honduras, Jamaïque, Mexique, Nicaragua, Paraguay, République dominicaine, Salvador, Saint-Kitts-et-Nevis, Sainte-Lucie, Saint-Vincent-et-les-Grenadines, Trinité-et-Tobago, Uruguay, Venezuela.

B. Régimes de change (en % de l'échantillon)

Régime	**1972***	**2001***	**1972****	**2001****
Fixe	71,88	40,63	77,41	50
Intermédiaire	28,12	28,12	22,58	36,66
Flexible	0	31,25	0	13,34

Note : * Officiel; ** Levy-Yeyati et Sturzenegger

C. Source et définition des variables

Variable dépendante

1. Volatilité du PIB réel par habitant (calculé à partir des données sur le PIB réel par habitant).

Variables explicatives

2. Taux d'investissement ou part des dépenses d'investissement dans le PIB (calculé à partir des données sur les dépenses d'investissement réelles et le PIB réel).
3. Ratio des dépenses publiques ou part des dépenses de consommation réelles du secteur public dans le PIB (calculé à partir des données sur la consommation réelle du secteur public et le PIB réel).
4. Degré d'ouverture au commerce international ou somme des importations et des exportations réelles au PIB (calculé à partir des données sur les importations, les exportations et le PIB réel).
5. Ratio de la monnaie et quasi-monnaie au PIB.
6. Type de régime de change (voir section 2).

Note : Toutes les variables sont extraites du cédérom *Indicateurs du développement dans le monde 2003* de la Banque mondiale

BIBLIOGRAPHIE

BAILLIU, J., R. LAFRANCE et J.-F. PERRAULT (2002), « Does Exchange Rate Policy Matter for Growth? », Bank of Canada Working Paper, 2002-17.

BAXTER, M. et A.C. STOCKMAN (1989), « Business Cycles and Exchange Rate Regime », *Journal of Monetary Economics*, 23(3) : 377-400.

BLEANEY, M. et D. FIELDING (2002), « Exchange Rate Regimes, Inflation and Output Volatility in Developing Countries », *Journal of Development Economics*, 68 : 233-245.

BOLLERSLEV, T. (1986), « Generalised Autoregressive Conditional Heteroscedasticity », *Journal of Econometrics*, 31 : 307-327.

CALVO, G. et M.C. REINHART (2000), « Fear of Floating », *Quarterly Journal of Economics*, 117(2) : 379-408.

ENGLE, R.F. (1983), « Estimate of the Variance of U.S. Inflation Based upon the ARCH Model », *Journal of Money, Credit and Banking*, 15(3) : 286-301.

FLOOD, R.P. et A.K. ROSE (1995), « Fixing Exchange Rates: A Virtual Quest for Fundamentals », *Journal of Monetary Economics*, 36(1) : 3-37.

GALI, J. (1994) « Government Size and Macroeconomic Stability », *European Economic Review*, 38(1) : 117-132.

GHOSH, A.R., A.M. GULDE, J.D. OSTRY et H.C. WOLF (1997), « Does the Nominal Exchange Rate Regime Matter? », NBER Working Paper Series 5874.

HAUSMAN, J.A. (1978) « Specification Tests in Econometrics », *Econometrica*, 46 : 1 251-1 272.

HAUSMAN, J.A. et W.E. TAYLOR (1981), « Panel Data and Unobservable Individual Effects », *Econometrica*, 49(6) : 1 377-1 398.

HAUSMANN, R., U. PANIZZA et E. STEIN (2001), « Why do Countries Float the Way they Float », *Journal of Development Economics*, 66(2) : 387-414.

JARQUE, C. et A. BERA (1980), « Efficient Tests for Normality, Homoskedasticity, and Serial Independence of Regression Residuals », *Economics Letters*, 6 : 255-259.

LEVY-YEYATI, E.L. et F. STURZENEGGER (2002), « Classifying Exchange Rate Regimes: Deeds vs. Words », texte disponible à l'adresse : http://www.utdt.edu/~ely/DW2002.PDF

LJUNG, G. et G. BOX (1979), « On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models », *Biometrika*, 66 : 265-270.

MILLS, T.C. et G.E. WOOD (1993), « Does the Exchange Rate Affect the Economy? », Federal Reserve Bank of St. Louis Review, 75(4) : 3-20.

OSAKWE, P.N. et L.L. SCHEMBRI (2002), « Real Effects of Collapsing Exchange Rate Regimes: An Application to Mexico », *Journal of International Economics*, 57 : 299-325.

RIZZO, J.M. (2000), « Du lien entre régime de change et croissance économique : une étude comparée, Amérique latine, Méditerranée, Asie du Sud-Est », Cahier de recherche du CEFI.

REINHART, M.C. et K.S. ROGOFF (2002), « The Modern History of Exchange Rate Arrangements: A Reinterpretation », NBER Working Paper Series 8963.

WHITE, H. (1980), « A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroskedasticity », *Econometrica*, 48 : 817-838.