halshs-00564575, version 1 - 9 Feb 2011

CERDI, *Etudes et Documents*, E 2006.5

Document de travail de la série

Etudes et Documents

E 2006.5

Le rôle du taux de change réel dans la transmission de l'instabilité des prix agricoles internationaux

Julie Subervie*

Avril 2006
38 p.

*Centre d'Etudes et de Recherches sur le Développement International (CERDI, Université d'Auvergne), 65 boulevard François Mitterrand 63000 Clermont-Ferrand (France). Tel : 0473177400, Fax : 0473177428. Email : Julie.Subervie@u-clermont1.fr

halshs-00564575, version 1 - 9 Feb 2011

Résumé

L'objet de cet article est d'analyser le rôle du taux de change réel dans la transmission de l'instabilité des prix agricoles internationaux aux producteurs des pays en développement. L'analyse empirique concerne un groupe de 51 pays en développement exportateurs de produits agricoles sur la période 1968-2002. Dans ces pays dont le taux de change réel est supposé évoluer en fonction des mouvements des prix mondiaux, on attend que l'instabilité des prix réel en monnaie locale soit plus faible que l'instabilité des prix réels internationaux. Or, pour la grande majorité de notre échantillon, l'instabilité mesurée des prix réels en monnaie locale est au contraire plus forte. Cette observation conduit à étudier la nature de la relation entre le taux de change réel de ces pays et le prix réel international des produits agricoles qu'ils exportent. Plus précisément, la possibilité d'une asymétrie dans cette relation, qui pourrait constituer une explication à l'apparente faiblesse de la corrélation entre le taux de change réel et le prix réel international, est envisagée. Pour tester cette hypothèse, un modèle de cointégration asymétrique entre les prix agricoles réels internationaux et le taux de change effectif réel est utilisé. Pour nombre des pays de notre échantillon, les résultats mettent en évidence une relation de cointégration entre le taux de change effectif réel et l'indice des prix réels internationaux dans le cas d'une hausse des prix, tandis que l'hypothèse de cointegration est presque toujours rejetée dans le cas d'une baisse, ce qui tend à corroborer l'hypothèse d'asymétrie.

This paper aims at analyzing the role of the real exchange rate in the transmission of world price instability to producers of agricultural commodity-exporting developing countries. The analysis relates to a sample of 51 developing countries over the 1968-2002 period. In those countries whose real exchange rate is supposed to be determined by world price movements, the instability of real prices measured in local currency is supposed to be lower than the instability of world real prices. However, in the great majority of countries, the instability of real prices in local currency is on the contrary stronger. This observation leads to analyse the nature of the relationship between the real exchange rate of these countries and the international real price of exported commodities. More precisely, we investigate whether this relationship can be asymmetric, which would explain a weak correlation between real exchange rate and world real prices. To test this hypothesis, we use an asymmetric cointegration approach. As it was expected, for many countries the results highlight a cointegration relationship between real effective exchange rate and world real prices when there is a rise in world prices, while the hypothesis of cointegration is rejected for almost all countries when there is a drop in world prices, which tends to corroborate the hypothesis of asymmetry.

halshs-00564575, version 1 - 9 Feb 2011

1 Introduction

L'instabilité du prix réel international des produits agricoles ne semble pas avoir réellement diminué au cours des deux dernières décennies[1] tandis que les conditions de la transmission de cette instabilité aux producteurs ont évolué à plusieurs égards. D'une part, les marchés internes ont été libéralisés, ce qui a pu entraîner un accroissement de la transmission de l'instabilité des prix internationaux aux producteurs. D'autre part, les taux de change sont devenus plus flexibles, ce qui a pu contribuer à atténuer la transmission de l'instabilité des prix internationaux aux prix exprimés en monnaie locale. C'est à ce rôle du taux de change dans la transmission de l'instabilité des prix agricoles internationaux que s'intéresse l'analyse qui suit. Elle montre que les mécanismes d'atténuation des chocs de prix internationaux par les taux de change ne s'avèrent pas en règle générale suffisants pour que l'instabilité des prix internationaux exprimés en monnaie locale soit moins forte que l'instabilité des prix internationaux exprimés en dollars ou en monnaie internationale.

Ceci est mis en évidence à travers un échantillon de 51 pays agricoles en développement sur la période 1968-2002. Dans ces pays, le taux de change réel, provisoirement défini comme le taux de change nominal pondéré par le rapport d'un indice de prix intérieurs à un indice de prix à l'étranger, est souvent supposé évoluer en fonction des mouvements des prix mondiaux (dans le sens d'une atténuation des chocs) et l'on s'attend alors à ce que l'instabilité des prix réel en monnaie locale soit plus faible que l'instabilité des prix réels internationaux. En effet, bien que le taux de change réel soit théoriquement déterminé par de nombreux facteurs (Rogoff (1996)), les analyses de ses déterminants dans les pays en développement soulignent le caractère prépondérant des termes de l'échange (voir par exemple Drine et Rault (2005)). Ces derniers étant étroitement liés aux prix mondiaux des produits primaires dans les pays qui exportent principalement ce type de produits, le taux de change réel devrait y être largement déterminé par les mouvements des prix mondiaux. Or, notre analyse montre que l'instabilité des prix réels en monnaie locale est supérieure à celle des prix réels exprimés en dollars (ou en monnaie internationale) dans la majorité des pays, sur les périodes 1975-1981, 1982-1988, 1989-1995 et 1996-2002. Au cours de ces périodes, le taux de change réel est donc plutôt une source d'instabilité des prix réels en monnaie locale et ne joue qu'un faible rôle de compensation des chocs, étant le plus souvent trop faiblement corrélé aux prix réels internationaux.

Pour tenter d'expliquer la faiblesse du mécanisme d'atténuation de l'instabilité par le taux de change, nous explorons l'hypothèse d'une asymétrie dans la relation entre le prix réel international des produits agricoles et le taux de change réel des pays exportateurs. En effet, en régime de change fixe, il est possible que la baisse des prix réels internationaux ne suffise pas à engendrer une dépréciation réelle d'ampleur comparable à l'appréciation réelle occasionnée par une hausse des prix réels internationaux, en raison des rigidités de prix internes. Autrement dit, le taux de change réel ne répondrait pas aussi bien

[1] Dehn, Gilbert, et Varangis (2003) considèrent même un accroissement de l'instabilité des prix réels internationaux après 1973.

halshs-00564575, version 1 - 9 Feb 2011

aux baisses qu'aux hausses des prix réels internationaux. Or, en ne répondant pas systématiquement aux mouvements de prix réels internationaux, le taux de change réel peut s'avérer faiblement corrélé à ceux-ci. Dès lors, il n'atténuerait que faiblement les chocs et contribuerait surtout à l'instabilité des prix réels en monnaie locale par sa propre instabilité.

Afin de tester cette hypothèse, nous utilisons un modèle de cointégration asymétrique. Pour nombre des pays de l'échantillon et conformément à ce que prédit la littérature sur l'effet de Dutch Disease, le taux de change réel et l'indice des prix réels internationaux s'avèrent cointégrés lorsque ce dernier augmente, tandis que pour l'immense majorité des pays de l'échantillon, l'hypothèse de cointégration est rejetée lorsque l'indice des prix réels internationaux baisse, ce qui tend à corroborer l'hypothèse d'asymétrie. L'approche utilisée est celle développée, entre autres, par Schorderet (2004). Appliquée à la question du taux de change réel dans la transmission de l'instabilité des prix réels internationaux aux prix réels en monnaie locale, elle est susceptible d'enrichir la littérature sur les effets néfastes de la volatilité des taux de change et sur les politiques de gestion du risque de prix dans les pays en développement exportateurs de produits agricoles.

L'analyse statistique des mesures d'instabilité des indices de prix réels internationaux (en dollars ou en panier de monnaies) et en monnaie locale est décrite dans la section II. La relation théorique entre le taux de change et les prix réels internationaux ainsi que les résultats empiriques de la littérature économique qui apportent un éclairage sur le sujet font l'objet de la section III. L'approche utilisée pour tester l'hypothèse de relation asymétrique entre le taux de change effectif réel et les prix réels internationaux est décrite dans la section IV. Les résultats empiriques sont commentés dans la section V. Les conclusions de l'analyse apparaissent dans la section VI.

2 Instabilité des prix réels internationaux versus instabilité des prix réels en monnaie locale

Le premier objectif de notre analyse est de comparer l'instabilité des prix réels internationaux à celle des prix réels en monnaie locale et de mettre en lumière la contribution du taux de change réel (TCR) (ou du taux de change effectif réel (TCER)) à l'instabilité des prix réels en monnaie locale.

2.1 Construction des indices de prix et mesure de l'instabilité

L'analyse statistique de l'instabilité des prix réels internationaux et des prix réels en monnaie locale est menée à partir d'un échantillon de 51 pays en développement exportateurs de produits agricoles. D'après une classification empruntée à Dehn (2000), ces pays sont dits exportateurs de produits agricoles alimentaires (non-alimentaires) lorsque les produits agricoles alimentaires (non-alimentaires) représentent au moins 50% du total de leurs exportations de produits[2]. Pour chaque pays, en fonction du type de produits agricoles majori-

[2]Pour ce groupe de pays, le TCR (ou le TCER) est donc supposé être largement déterminé par les mouvements des prix réels internationaux des produits agricoles.

halshs-00564575, version 1 - 9 Feb 2011

tairement exportés, un indice de prix internationaux de type Deaton et Miller (1995) est construit. Le tableau 1 classe les pays de l'échantillon selon le type de produits agricoles majoritairement exportés. Le tableau 2 donne la liste des 25 produits agricoles utilisés dans la construction des indices, classés par type. Les séries de prix internationaux exprimés en dollars sont issues de la base IFS 2004. Les prix sont pondérés par la part de chaque produit agricole dans la valeur de la production agricole totale en 1990. Les quantités utilisées dans la pondération des indices sont issues de la base FAOSTAT 2004 (tableau 3). L'indice des prix internationaux en dollars est déflaté par la valeur unitaire à l'exportation des pays de l'OCDE (WDI 2004).

L'indice des prix réels en monnaie locale est construit à partir de l'indice des prix réels internationaux en dollars, converti au taux de change réel bilatéral côté à l'incertain (WDI 2004) :

$$Pr = Pr\$ * TCR \tag{1}$$

avec

$$Pr\$ = \frac{P\$}{VUE}$$

et

$$TCR = TCN * \frac{VUE}{IPC}$$

$P\$$ est l'indice des prix internationaux (exprimés en dollars) ; $Pr\$$ est l'indice des prix réels internationaux (exprimés en dollars constants) ; il est déflaté par l'indice de la valeur unitaire à l'exportation (VUE) des pays de l'OCDE (exprimée en dollars) ; TCN est le taux de change nominal bilatéral par rapport au dollar côté à l'incertain ; IPC est l'indice des prix à la consommation du pays.

Les prix réels internationaux étant directement disponibles en dollars, il semble naturel d'utiliser le TCR pour obtenir les prix réels en monnaie locale (Equation 1). Toutefois, il convient de vérifier que les résultats relatifs à l'instabilité des prix convertis au TCR tiennent lorsqu'on utilise le TCER[3]. Pour cela, nous construisons un indice des prix réels internationaux $\widetilde{Pr}$, exprimé dans un panier de monnaies, qui permet d'obtenir le prix réel en monnaie locale par la conversion au TCER :

$$Pr = \widetilde{Pr} * TCER \tag{2}$$

avec

$$TCER_i = \prod_{j=1}^{p} \left(\frac{TCN_i}{TCN_j} * \frac{IPC_j}{IPC_i} \right)^{\vartheta_j}$$

et

$$\widetilde{Pr} = P\$ * \prod_{j=1}^{p} \left(\frac{TCN_j}{IPC_j} \right)^{\vartheta_j}$$

[3]En effet, rien ne permet de dire à priori que le TCER et le TCR évoluent de la même manière. En outre, le TCER est utilisé dans ce qui suit pour tester l'hypothèse de cointégration asymétrique avec les prix réels internationaux (Chen et Rogoff (2003), Cashin, Céspedes, et Sahay (2004)).

halshs-00564575, version 1 - 9 Feb 2011

Le taux de change effectif réel est la moyenne des taux de change nominaux bilatéraux, pondérée par le poids relatif de chacun des dix premiers partenaires commerciaux du pays i considéré. ϑ_j représente la structure moyenne des importations du pays i sur la période 1980-1986.

Enfin, des mesures de l'instabilité des indices Pr, $Pr\$$ et $\widetilde{Pr}$ et des taux de change (TCR et $TCER$) sont construites en tenant compte des propriétés statistiques des séries. Chaque série individuelle de prix et de taux de change est soumise aux tests standards de racine unitaire. Les tableaux 8 et 9 présentent les résultats du test de Dickey Fuller Augmenté (ADF) appliqué aux taux de croissance annuels. L'hypothèse de présence d'une racine unitaire est rejetée pour toutes les series de chaque pays de l'échantillon excepté un (le Zimbabwe). L'instabilité est alors mesurée par l'écart-type des taux de croissance. Cette mesure souvent rencontrée dans la littérature permettra dans ce qui suit une décomposition évidente de l'instabilité des prix réels en monnaie locale (section 2.3).

Ensuite, une mesure d'instabilité moins habituelle mais plus proche de la notion de variabilité que l'on souhaite capter est construite : le pourcentage d'écart quadratique moyen par rapport à la tendance. Cette mesure est plus satisfaisante puisqu'elle est construite à partir de la série elle-même - plutôt qu'à partir des taux de croissance. En outre, elle implique de tester la nature de la tendance de chaque série non-stationnaire (déterministe, stochastique ou mixte) sur la période 1968-2002. Nos résultats montrent que, pour chaque série, environ la moitié de l'échantillon est caractérisée par une tendance stochastique et l'autre moitié par une tendance mixte[4].

2.2 Comparaison de l'instabilité des indices de prix

En moyenne sur l'échantillon, l'instabilité des prix réels en monnaie locale s'avère supérieure à celle des prix réels internationaux en dollars pour chaque sous-période choisies arbitrairement entre 1968 et 2002 (Figures 1 et 2). De même, l'instabilité des prix réels en monnaie locale est supérieure à celle des prix réels internationaux en panier de monnaies pour chaque sous-période (Figures 3 et 4).

Un test d'égalité des moyennes est appliqué aux deux mesures d'instabilité, sur chacune des cinq sous-périodes, pour déterminer le rôle du TCR (ou du TCER) dans la transmission de l'instabilité des prix réels internationaux en dollars (ou en panier de monnaies) aux prix réels en monnaie locale. L'hypothèse nulle est l'égalité des moyennes. Les résultats sont reportés dans les tableaux 4 à 7. Ils montrent que l'instabilité des prix réels en monnaie locale est significativement supérieure à celle des prix réels internationaux (en dollars et en panier de monnaies) sur la période 1968-2002 et sur chacune des sous-périodes exceptée la première, quelle que soit la mesure d'instabilité.

Ainsi, contrairement à ce qui était attendu, l'instabilité des prix réels en monnaie locale n'est pas atténuée par le TCR bilatéral et ce résultat est égale-

[4] Les résultats ne sont pas présentés ici.

halshs-00564575, version 1 - 9 Feb 2011

ment valable pour le TCER. Ceci signifie que la variabilité du dollar lui-même n'influence pas le résultat[5] et que la relation entre le taux de change et les prix réels mondiaux doit être étudiée plus particulièrement.

2.3 Décomposition de l'instabilité des prix réels en monnaie locale

Une décomposition de l'instabilité des prix réels en monnaie locale pour chaque pays de l'échantillon permet d'étudier plus en détails le phénomène observé. Les variables étant en logarithmes, à partir de l'équation 1, on obtient :

$$\Delta p_r = \Delta p_{r\$} + \Delta tcr \tag{3}$$

avec

$$\Delta p_r = p_{r(t)} - p_{r(t-1)}$$

En prenant la variance des taux de croissance de l'équation 3, on obtient :

$$Var(\Delta p_r) = Var(\Delta p_{r\$}) + Var(\Delta tcr) + 2.Cov(\Delta p_{r\$}, \Delta tcr) \tag{4}$$

L'instabilité des prix réels en monnaie locale - mesurée ici par la variance des taux de croissance annuels - apparaît comme la somme de trois éléments : l'instabilité des prix réels internationaux, l'instabilité du TCR et un élément de covariance qui dépend à la fois des prix réels internationaux et du TCR[6]. Les figures 8 à 12 donnent le résultat de cette décomposition par pays et par période, en pourcentage de l'instabilité des prix réels en monnaie locale. Premièrement, l'instabilité du TCR observée est une importante source d'instabilité des prix réels en monnaie locale. Deuxièmement, l'élément de covariance s'avère tantôt positif tantôt négatif, ce qui signifie que les mouvements du TCR ne sont pas systématiquement inversement corrélés[7] aux mouvements des prix réels internationaux - comme on pourrait l'attendre chez les pays exportateurs de produits agricoles. Enfin, bien que dans la majorité des cas l'élément de covariance soit négatif, l'instabilité des prix réels en monnaie locale est supérieure à l'instabilité des prix réels internationaux dans la majorité des pays sur toutes les périodes exceptée la première (ce qui était également le résultat du test d'égalité des moyennes). Cela signifie que dans la majorité des pays de notre échantillon, le TCR (ou le TCER) ne compense pas totalement les mouvements des prix réels internationaux - même s'il tend à les atténuer par sa contribution à l'élément de covariance.

[5] Il existe une relation mécanique entre le dollar et les prix internationaux exprimés en dollars telle qu'une appréciation du taux de change bilatéral par rapport au dollar entraîne une hausse des prix internationaux en dollars (Hua (1998)). Cette relation implique une corrélation entre le TCR et les prix du même signe que la corrélation prévue par l'effet de Dutch Disease et sur laquelle repose l'atténuation des chocs. Toutefois, il convient de vérifier que l'instabilité du TCR et celle du TCER jouent le même rôle dans la transmission de l'instabilité des prix réels internationaux.

[6] A partir de l'équation 2, une décomposition du même type peut être obtenue permettant de mettre en lumière la contribution du TCER à l'instabilité des prix réels en monnaie locale. Les résultats de cette décomposition sont similaires et ne sont pas présentés ici.

[7] Dans notre analyse, le TCR est côté à l'incertain. On attend donc qu'il soit négativement corrélé à l'indice des prix internationaux.

halshs-00564575, version 1 - 9 Feb 2011

Les travaux empiriques qui traitent de la transmission des chocs de prix internationaux aux producteurs agricoles montrent habituellement que l'instabilité des prix internationaux n'est pas totalement transmise aux prix payés aux producteurs (Mundlak et Larson (1992)), mais ce type d'analyse ne permet pas de connaître la contribution de chacun des facteurs susceptibles de jouer un rôle d'atténuateur de chocs. Dans une analyse de variance appliquée à 34 cas pays-produit sur différentes périodes allant du milieu des années 1960 à la fin des années 1980, Hazell, Jaramillo, et Williamson (1989) mettent en évidence la contribution du TCR à l'instabilité des prix réels à la production. Les résultats montrent que la compensation des mouvements des prix réels internationaux n'est pas systématique[8].

Lorsque les mouvements du TCR sont suffisamment corrélés à ceux des prix réels internationaux, l'instabilité des prix réels en monnaie locale est plus faible que celle des prix réels internationaux : le TCR joue son rôle d'atténuateur de chocs. Ce scénario est illustré par l'exemple du Botswana dans la figure 5. Lorsque l'instabilité du TCR est indépendante de l'instabilité des prix réels internationaux, comme cela est illustré par l'exemple de Madagascar dans la figure 6, l'instabilité du TCR n'est qu'une source supplémentaire d'instabilité des prix réels en monnaie locale. Enfin, l'instabilité du TCR est également source supplémentaire d'instabilité lorsque les mouvements du TCR sont inversement corrélés à ceux des prix réels internationaux mais que cette interaction ne suffit pas à contrecarrer la trop forte instabilité du TCR, comme l'illustre l'exemple du Guatemala dans la figure 7. Dans ce qui suit, l'analyse est donc focalisée sur une explication plausible à la faiblesse de la corrélation entre le TCR et les prix réels internationaux : l'asymétrie de la relation entre ces deux variables.

3 La relation entre les prix réels internationaux et le taux de change réel

On suppose habituellement que dans les pays exportateurs de produits agricoles, le TCR s'ajuste aux mouvements des prix réels internationaux de ces produits et qu'il tend par là-même à les compenser. Les mécanismes par lesquels ce phénomène se réalise sont développés dans la littérature économique. Ils reposent sur la réponse attendue du TCR aux mouvements des termes de l'échange. En effet, dans la mesure où les produits primaires représentent une large part des exportations des pays en développement, les mouvements des prix internationaux de ces produits sont très liés aux termes de l'échange. Ainsi, le TCR est susceptible d'être largement déterminé par les mouvements des prix internationaux. Toutefois, sa réponse n'est pas nécessairement symétrique.

3.1 Les mécanismes théoriques dans la relation entre le taux de change et les prix internationaux

Le mécanisme par lequel une hausse des prix réels internationaux peut engendrer une appréciation du TCR sont expliqués par les modèles de Dutch

[8] Ce résultat est d'autant plus intéressant qu'il concerne des séries de prix individuels et non pas agrégés.

halshs-00564575, version 1 - 9 Feb 2011

Disease (Corden et Neary (1982)). Si l'accroissement du flux de devises consécutif à une hausse des prix à l'exportation n'est pas entièrement dépensé en importations mais aussi en biens non-échangeables, alors le TCR est susceptible de s'apprécier. En régime de change flexible, l'ajustement se fait en général par le taux de change nominal. Lorsque les variations des prix internationaux sont à l'origine d'un déséquilibre des comptes courants, les variations du taux de change nominal tendent automatiquement à créer un nouvel équilibre. Ainsi, lorsque la balance courante devient excédentaire à la suite d'une hausse du prix international des exportations, la demande en devises devient déficitaire et la monnaie nationale s'apprécie. Ce mouvement du taux de change nominal a pour effet de réduire les prix en monnaie locale, ce qui tend à décourager les exportations et à encourager les importations. Ceci crée un nouvel équilibre de la balance courante et sur le marché des devises.

En régime de change peu flexible, l'appréciation du TCR passe par les prix domestiques. La hausse des prix à l'exportation entraîne une hausse du revenu à l'intérieur du pays. Cette hausse du revenu se traduit par une hausse des dépenses en biens échangeables et non-échangeables. Le prix des biens non-échangeables étant déterminé uniquement par le marché intérieur, il doit s'accroître plus rapidement que le prix des biens échangeables (autres que les produits agricoles) et alors le TCR s'apprécie. Neary (1988) développe un modèle clair permettant de retrouver ce résultat d'équilibre.

Ainsi, dans les pays exportateurs de produits agricoles, le TCR (ou le TCER) est supposé principalement déterminé par les mouvements du prix réel international des produits agricoles[9] et la corrélation entre ces deux variables est supposée suffisamment élevée pour que l'instabilité des prix réels en monnaie locale soit plus faible que l'instabilité des prix réels internationaux. Toutefois, le TCR (ou le TCER) est susceptible d'être déterminé par de nombreux autres facteurs. Ou encore, il est possible que cette relation existe en étant caractérisée par une asymétrie. En effet, il est intéressant de remarquer que dans les régimes de change peu flexibles (qui caractérisent les pays de notre échantillon[10]), la baisse des prix internationaux n'entraîne pas nécessairement une dépréciation du TCR d'ampleur comparable à l'appréciation consécutive au boom. Certains auteurs ont souligné qu'en régime de change fixe, une chute des prix à l'exportation ne suffisait en général pas à mettre en oeuvre une dépréciation réelle suffisante pour accroître la compétitivité, en raison notamment des rigidités de prix internes (Guillaumont, S., Jacquet, Chauvet, et Savoye (2003)). En effet, beaucoup de modèles reposent sur l'existence supposée de rigidités à la baisse des salaires nominaux (Akerlof, Dickens, et Perry (1996)) et bien que les analyses empiriques de ce phénomène soient presque entièrement consacrées aux pays développés, il est raisonnable de penser qu'il existe aussi dans les pays en développement (Castellanos, Garcia-Verdu, et Kaplan (2004)). En outre, la déflation nécessaire à la dépréciation réelle du TCR est

[9] Les modèles de détermination du taux de change supposent que ce dernier est fonction des prix internationaux tandis que les modèles de *pass-through* qui étudient les comportements stratégiques de type *pricing-to-market* supposent que le rapport causal est en sens inverse.

[10] D'après la classification récente de Reinhart et Rogoff (2003), l'immense majorité des pays de notre échantillon est caractérisée par un régime de change peu flexible.

halshs-00564575, version 1 - 9 Feb 2011

encore moins probable dans les pays où le Dutch Disease a conduit à des investissements publics irréversibles (Combes (1993)).

Ainsi, il est probable que le TCR s'ajuste plus facilement à une hausse qu'à une baisse des prix réels internationaux dans les pays comme ceux de notre échantillon. Pour cette raison, la mise en évidence de cet aspect de la relation entre le TCR (ou le TCER) et les prix réels internationaux permettrait d'apporter une explication plausible à l'apparente faiblesse de la corrélation entre ces deux variables.

3.2 La littérature empirique sur la relation entre les prix réels internationaux et le taux de change

La question de la relation entre les prix réels internationaux et le TCR dans les pays en développement est abordée dans différents types de travaux. Il existe d'une part de nombreuses analyses du phénomène de Dutch Disease et d'autre part de nombreux travaux plus spécifiquement liés aux déterminants du TCR. Ce dernier est théoriquement déterminé par de nombreux facteurs réels (termes de l'échange, transferts internationaux, taux d'intérêts réels internationaux, politiques commerciales, dépenses gouvernementales, progrès technique) et monétaires (offre de monnaie, déficit budgétaire). Mais dans les analyses consacrées aux pays en développement, les termes de l'échange apparaissent le plus souvent comme un déterminant prépondérant (notamment De Gregorio et Wolf (1994), Chinn et Johnson (1996), Montiel (1997), Drine et Rault (2005) pour une revue de la littérature sélective).

Dans les pays où les produits primaires représentent une large part des exportations, certains auteurs ont analysé le lien spécifique entre les prix réels internationaux des produits et le TCR. C'est le cas de Edwards (1985) qui montre que les hausses du prix du café ont entraîné une appréciation réelle du taux de change en Colombie ou de Chen et Rogoff (2003) qui mettent également en évidence l'influence du prix international des produits primaires d'exportation sur les TCR de l'Australie, du Canada et de la Nouvelle Zélande. Dans une étude concernant 58 pays développés et en développement exportateurs de produits primaires sur la période 1980-2002, Cashin, Céspedes, et Sahay (2004) montrent l'existence d'une relation de long terme entre le TCR et le prix international des produits pour 9 pays de leur échantillon.

La relation entre les prix réels internationaux et le TCR est donc souvent étudiée dans la littérature mais dans ces travaux la question d'une éventuelle asymétrie de la relation n'est jamais directement abordée. Pourtant, dans la mesure où cette asymétrie se traduit par une faible corrélation entre le TCR et les prix réels internationaux (et donc une faible atténuation de l'instabilité des prix réels internationaux), il est intéressant de tester cette hypothèse.

4 Méthodologie

La méthode de cointégration asymétrique développée par Schorderet (2004) consiste à décomposer une série temporelle en sommes d'éléments positifs et

halshs-00564575, version 1 - 9 Feb 2011

négatifs. Ainsi, une série temporelle notée X_t est décomposée comme suit :

$$X_t = X_0 + X_t^+ + X_t^- \tag{5}$$

où X_0 est la valeur initiale du processus et[11] :

$$X_t^+ = \sum_{i=0}^{t-1} 1\left\{\Delta X_{t-i} > 0\right\} \Delta X_{t-i} \tag{6}$$

$$X_t^- = \sum_{i=0}^{t-1} 1\left\{\Delta X_{t-i} < 0\right\} \Delta X_{t-i} \tag{7}$$

Considérons alors deux séries temporelles X_t et Y_t. Elles sont intégrées si la combinaison linéaire Z_t suivante est stationnaire :

$$Z_t = \beta_0 X_t^+ + \beta_1 X_t^- + \beta_2 Y_t^+ + \beta_3 Y_t^- \tag{8}$$

Par la suite, supposons qu'une seule composante de chaque série apparaît dans la relation de cointégration précédente :

$$X_t^+ = \alpha_1 Y_t^+ + Z_{1,t} \tag{9}$$

ou

$$X_t^- = \alpha_2 Y_t^- + Z_{2,t} \tag{10}$$

L'estimation par les moindres carrés ordinaires (MCO) de ces equations étant biaisée, Schorderet (2004) recommande l'estimation par les MCO des modèles auxiliaires suivants[12] :

$$X_t^+ + \Delta X_t^- = \alpha_1 Y_t^+ + \epsilon_{1,t} \tag{11}$$

et

$$X_t^- + \Delta X_t^+ = \alpha_2 Y_t^- + \epsilon_{2,t} \tag{12}$$

Appliquée au TCER[13] et à l'indice des prix réels internationaux, le modèle s'écrit :

$$TCER_t^+ + \Delta TCER_t^- = c_1 + \alpha_1 Pr\$_t^+ + \epsilon_{1,t} \tag{13}$$

et

$$TCER_t^- + \Delta TCER_t^+ = c_2 + \alpha_2 Pr\$_t^- + \epsilon_{2,t} \tag{14}$$

La procédure standard de Engle et Granger (1987) appliquée à ces modèles permet alors de déterminer s'il existe une relation de cointégration entre le TCER et l'indice des prix réels internationaux lorsque ce dernier augmente - ce que prévoient les mécanismes de type Dutch Disease - mais également lorsqu'il diminue.

[11] $1\{.\}$ est une fonction qui prend la valeur 1 si le contenu entre accolades se réalise et 0 sinon.

[12] Schorderet (2004) passe de l'équation 9 à l'équation 11 en définissant $Z_{1,t}$ comme le résultat d'un bruit $\epsilon_{1,t}$ tel que $Z_{1,t} = \max\left(Z_{1,t-1} - \alpha_1 \Delta Y_t^+; \epsilon_{1,t}\right)$ pour $t = 1, ..., T$ et en montrant que sous certaines conditions $\Delta X_t^- = \epsilon_{1,t} - Z_{1,t}$ pour $t = 1, ..., T$.

[13] Les travaux qui étudient la relation entre le taux de change et les prix internationaux utilisent aussi le TCER (Chen et Rogoff (2003), Cashin, Céspedes, et Sahay (2004)).

halshs-00564575, version 1 - 9 Feb 2011

5 Résultats empiriques

L'objectif de ce qui suit est de tester l'hypothèse de cointégration asymétrique entre l'indice des prix réels internationaux et le TCER pour chaque pays de l'échantillon (lorsque les propriétés statistiques des séries le permettent).

5.1 Tests de racine unitaire et tests de cointégration standard

Chaque série de prix internationaux et de TCER (en logarithmes) est soumise au test standard de racine unitaire (tableaux 10 et 11). Pour 29 pays de l'échantillon, les deux séries sont I(1). Pour chacun de ces pays l'hypothèse de cointégration standard entre les deux séries est d'abord testée. Le test ADF recommandé par Engle et Granger (1987) est appliqué à chaque couple de séries. L'hypothèse nulle est la non-cointégration. Pour chaque pays, le nombre de retards introduits dans le modèle est déterminé par la minimisation du critère d'information de Schwarz. Les résultats sont reportés dans le tableau 12. Dans l'immense majorité des cas, l'hypothèse nulle n'est pas rejetée, ce qui ne permet pas de conclure à l'existence d'une relation de cointégration de type standard. Pour explorer la possibilité d'une réponse du TCER à la hausse des prix associée à une rigidité à la baisse des prix (absence de réponse du TCER), il faut donc se tourner vers les modèles de cointegration asymétrique.

5.2 Tests de cointégration asymétrique

Les modèles auxiliaires (13) et (14) sont estimés conformément à la procédure développée par Schorderet (2004). La stationnarité des résidus est à nouveau testée selon la méthode de Engle et Granger (1987). Les résultats sont reportés dans les tableaux 14 et 13. Dans le modèle (14) (réponse du TCER à une baisse de l'indice des prix réels internationaux), pour la grande majorité des pays de l'échantillon (27 pays sur 29), l'hypothèse de non-cointégration n'est pas rejetée, indiquant ainsi une absence de relation de long terme entre le TCER et l'indice des prix réels internationaux quand ce dernier diminue. Au contraire dans le modèle (13) (réponse du TCER à une hausse de l'indice des prix réels internationaux), pour 12 des 29 pays, l'hypothèse de non-cointégration est rejetée, ceci s'avèrant conforme aux prédictions théoriques des modèles de Dutch Disease.

Ainsi, les résultats corroborent l'hypothèse d'une relation de cointégration asymétrique entre le TCER et l'indice des prix réels internationaux : dans 12 pays sur 29, les séries sont cointégrées dans les cas de hausse des prix réels internationaux mais dans la grande majorité des pays (27 pays sur 29), les séries ne sont pas intégrées dans les cas de baisse des prix. Pour les pays pour lesquels les séries sont cointégrées, les résultats de l'estimation du modèle (13) sont reportés dans le tableau 15.

6 Conclusion

L'effet des prix réels internationaux sur le taux de change effectif réel dans les pays en développement exportateurs de produits agricoles est souvent étudiée dans la littérature. Ici, la question est abordée différemment puisqu'il s'agit

halshs-00564575, version 1 - 9 Feb 2011

de mettre en évidence le rôle du taux de change réel dans la transmission de l'instabilité des prix internationaux.

Pour un échantillon de 51 pays en développement exportateurs de produits agricoles, l'instabilité des prix réels en monnaie locale s'est avérée en moyenne supérieure à celle des prix réels internationaux sur la période 1968-2002. La décomposition de l'instabilité des prix réels en monnaie locale a ensuite permis d'observer dans la plupart des cas étudiés que l'élément de covariance entre le taux de change réel et les prix réels internationaux n'était pas suffisamment important pour contrecarrer l'instabilité du taux de change réel. Cette observation nous a conduit à rechercher une explication à l'apparente faiblesse de la corrélation entre le taux de change réel et les prix réels internationaux.

Le taux de change réel étant théoriquement déterminé par de nombreux facteurs, il était envisageable que ses mouvements soient indépendants de ceux des prix internationaux. Aussi la possibilité d'un ajustement *partiel* du taux de change réel aux mouvements des prix réels internationaux a-t-elle été explorée, en supposant que la réponse du taux de change réel aux baisses de prix pouvait être très faible, en raison de rigidités de prix internes. Cette hypothèse a été testée à l'aide d'un modèle de cointégration asymétrique. Les résultats de l'analyse ont mis en évidence pour 12 pays sur 29 une relation de cointégration entre le taux de change effectif réel et l'indice des prix réels internationaux lorsque ce dernier augmente - conformément aux mécanismes de Dutch Disease. Lorsque l'indice des prix diminue, il n'y a de relation de cointégration que pour 27 pays sur 29. Ce résultat permet d'apporter une explication plausible à l'apparente faiblesse de la corrélation entre les prix réels internationaux et le taux de change réel.

Plusieurs travaux s'attachent à montrer que la volatilité croissante des taux de change réels a un impact négatif sur le commerce et la croissance. Ici, un effet supplémentaire de cette instabilité est mis en lumière : lorsqu'elle n'est pas une réponse à l'instabilité des prix réels internationaux, l'instabilité du taux de change réel est une source importante de l'instabilité des prix réels en monnaie locale des produits d'exportation. Au regard de l'exposition croissante des producteurs aux chocs de prix internationaux, l'instabilité du taux de change réel dans la transmission de l'instabilité des prix risque donc d'être un facteur important d'instabilité des prix réels aux producteurs.

halshs-00564575, version 1 - 9 Feb 2011

Références

Akerlof, G. A., W. T. Dickens, et G. L. Perry (1996) : "The Macroeconomics of Low Inflation," *Brookings Papers on Economic Activity*, 0 (1), pp. 1–59.

Cashin, P., L. Céspedes, et R. Sahay (2004) : "Commodity Currencies and the Real Exchange Rate," *Journal of Development Economics*, 75, pp. 239–268.

Castellanos, S. G., R. Garcia-Verdu, et D. S. Kaplan (2004) : "Nominal Wage Rigidities in Mexico : Evidence from Social Security Records," *Journal of Development Economics*, 75, pp. 507–533.

Chen, Y., et K. Rogoff (2003) : "Commodity Currencies," *Journal of International Economics*, 60, pp. 133–160.

Chinn, M., et L. Johnson (1996) : "Real Exchange Rate Levels, Productivity and Demand Shocks : Evidence from a Panel of 14 Countries," *NBER Working Paper 5709*.

Combes, J.-L. (1993) : "Instabilité des Revenus et Epargne dans les Pays en Voie de Développement," Thèse de Doctorat, CERDI.

Corden, W. M., et J. P. Neary (1982) : "Booming Sector and De-Industrialisation in a Small Open Economy," *The Economic Journal*, 92, pp. 825–848.

De Gregorio, J., et H. Wolf (1994) : "Terms of Trade, Productivity, and the Real Exchange Rate," *NBER Working Paper 4807*.

Deaton, A., et R. Miller (1995) : "International Commodity Prices, Macroeconomic Preformance, and Politics in Sub-Saharan Africa," *Princeton Studies in International Finance*, 79, p. 96.

Dehn, J. (2000) : "Commodity Price Uncertainty and Shocks : Implications for Economic Growth," *WPS/2000-10, Centre for the Study of African Economies*.

Dehn, J., C. Gilbert, et P. Varangis (2003) : *Volatility and its Consequences for Crises and Growth : A Handbook for Practitioners*chap. Commodity Price Volatility.

Drine, I., et C. Rault (2005) : "Déterminants de long terme des taux de change réels pour les pays en développement : une comparaison internationale," *Revue d'Economie du Développement*, 1, pp. 123–150.

Edwards, S. (1985) : "Commodity Export Prices and the Real Exchange Rate in Developing Countries : Coffee in Colombia," *NBER Working Paper 1570*.

Engle, R., et C. Granger (1987) : "Cointegration and Error Correction : Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, 55, pp. 251–276.

Guillaumont, P., G.-J. S., P. Jacquet, L. Chauvet, et B. Savoye (2003) : "Attenuating Through Aid the Vulnerability to Price Shocks," dans *Conférence ABCDE Europe*.

Hazell, P., M. Jaramillo, et A. Williamson (1989) : "How Has Instability in Word Markets Affected Agricultural Export Producers in Developping Countries ?," *The World Bank, WPS 263*.

halshs-00564575, version 1 - 9 Feb 2011

Hua, P. (1998) : "On Primary Commodity Prices : The Impact of Macroeconomic/Monetary Shocks," *Journal of Policy Modeling 20(6) :767790 (1998)*, 20 (6), pp. 767–790.

Montiel, P. (1997) : *Exchange Rate Policy and Macroeconomic Management in ASEAN Countries*chap. Macroeconomic Issues Facing ASEAN Countries, pp. pp. 253–298. IMF, Washington, DC.

Mundlak, Y., et D. Larson (1992) : "On the Transmission of World Agricultural Prices," *World Bank Economic Review*, 6 (3), pp. 399–422.

Neary, P. (1988) : "Determinants of the Equilibrium Real Exchange Rate," *The American Economic Review*, 78 (1), pp. 210–215.

Reinhart, C., et K. Rogoff (2003) : "The Modern History of Exchange Rate Arrangements : A Reinterpretation," *NBER Working Paper 8963*.

Rogoff, K. (1996) : "The Purchasing Power Parity Puzzle," *Journal of Economic Literature*, 34 (2), pp. 647–668.

Schorderet, Y. (2004) : "Asymetric Cointegration," *Working Paper, Departement of Econometrics, University of Geneva*.

halshs-00564575, version 1 - 9 Feb 2011

TAB. 1 – Echantillon

Pays	Type de produits agricoles
Argentine	alimentaire
Bangladesh	non-alimentaire
Barbade	alimentaire
Belize	alimentaire
Benin	non-alimentaire
Botswana	alimentaire
Brésil	alimentaire
Burkina Faso	non-alimentaire
Burundi	alimentaire
République Centrafricaine	alimentaire
Tchad	non-alimentaire
Colombie	alimentaire
Costa Rica	alimentaire
Côte d'Ivoire	alimentaire
Dominique	alimentaire
El Salvador	alimentaire
Fiji	alimentaire
Gambie	alimentaire
Guatemala	alimentaire
Guyana	alimentaire
Haiti	alimentaire
Honduras	alimentaire
Inde	alimentaire
Kenya	alimentaire
Lesotho	non-alimentaire
Libéria	non-alimentaire
Madagascar	alimentaire
Malawi	non-alimentaire
Mali	non-alimentaire
Maurice	alimentaire
Myanmar	non-alimentaire
Nepal	alimentaire
Niger	non-alimentaire
Pakistan	non-alimentaire
Panama	alimentaire
Paraguay	alimentaire
Philippines	alimentaire
Rwanda	alimentaire
Samoa	alimentaire
Sénégal	alimentaire
Iles Salomon	non-alimentaire
Sri Lanka	alimentaire
Ste Lucie	alimentaire
St Vincent	alimentaire
Soudan	non-alimentaire
Swaziland	alimentaire
Thaïlande	alimentaire
Turquie	non-alimentaire
Uruguay	alimentaire
Zimbabwe	alimentaire

halshs-00564575, version 1 - 9 Feb 2011

TAB. 2 – Sources des données de prix internationaux

Produits alimentaires		
BANANAS LAT/AMER.US.P.	IFS 24876U.DZF...	Latin America (US Ports)
BEEF ALL ORIG.US PORTS	IFS 19376KBDZF...	Australia-NZ (US Ports)
CACAO NY & LONDON-3FUTURE MONTH	IFS 65276R.DZFM44	New York and London
COCONUT OIL PHILIPP. NY	IFS 56676AIDZF...	Philippines (New York)
COFFEE OTHER MILDS (NEW YORK)	IFS 38676EBDZF...	Other Milds (New York)
GROUNDNUT OIL CIF EUROPE	IFS 69476BIDZF...	Any Origin (Europe)
GROUNDNUTS NIGERIA/LONDON	IFS 69476BHDZF...	Nigeria (London)
LAMB N.ZEALAND (LONDON)	IFS 19676PFDZF...	New Zealand (London)
MAIZE US(GULF PORTS)	IFS 11176J.DZFM17	United States (US Gulf Pts
PALM KERNEL OIL	CNUCED	Malaysia, CIF Rotterdam
PALM OIL MALAYSIA (U.K.)	IFS 54876DGDZF...	Malaysia (N.W.Europe)
RICE THAILAND (BANGKOK)	IFS 57876N.DZFM81	Thailand (Bangkok)
SORGHUM U.S.(ROTTERDAM)	IFS 11176TRDZF...	US (US Gulf Ports)
SOYBEAN OIL US(ROT'DAM)	IFS 11176JIDZF...	All Origins (Dutch Ports)
SOYBEANS US(ROTTERDAM)	IFS 11176JFDZF...	United States (Rotterdam)
SUGAR EEC IMPORT PR.	IFS 11276I.DZF...	EU Import Price
TEA AVERAGE AUCTION (LONDON)	IFS 11276S.DZF...	Average Auction (London)
WHEAT U.S.GULF PORTS	IFS 11176D.DZF...	US (US Gulf Pts)
Produits non-alimentaires		
COTTON US LIVERPOOL	IFS 11176F.DZFM40	Liverpool Index
JUTE BANGLADESH(CHITT-CHAL)	IFS 51376X.DZF...	Bangladesh (Chitta.-Chalna)
LINSEED OIL (ANY ORIGIN)	IFS 00176NIDZF...	Any Origin
RUBBER MALAYSIA(SINGAPORE)	IFS 54876L.DZF...	Malaysia (Singapore)
SISAL E.AFR UG LONDON	IFS 63976MLDZF...	East Africa (Europe)
TOBACCO	CNUCED	unmanufactured, US iuv
WOOL AUSTRALIA-N.ZEAL(UK)50S	IFS 11276HDDZF...	Australia-NZ(UK) 48's

halshs-00564575, version 1 - 9 Feb 2011

Tab. 3 – Sources des données de production

Produits alimentaires	
BANANAS	code FAO 486
BEEF and BUFFALO MEAT	code FAO 1806
COCOA BEANS	code FAO 661
COCONUTS	code FAO 249
COFFEE, GREEN	code FAO 656
OIL OF GROUNDNUTS	code FAO 244
GROUNDNUTS in SHELL	code FAO 242
PALM KERNELS	code FAO 256
MUTTON and LAMB	code FAO 977
MAIZE	code FAO 56
OIL OF PALM	code FAO 257
RICE, PADDY	code FAO 27
SORGHUM	code FAO 83
OIL OF SOYBEANS	code FAO 238
SOYBEANS	code FAO 236
SUGAR	code FAO 162
TEA	code FAO 667
WHEAT	code FAO 15
Produits non-alimentaires	
SEED COTTON	code FAO 328
JUTE	code FAO 780
OIL OF LINSEED	code FAO 334
NATURAL RUBBER	code FAO 836
SISAL	code FAO 789
TOBACCO LEAVES	code FAO 826
WOOL GREASY	code FAO 987

halshs-00564575, version 1 - 9 Feb 2011

Tab. 4 – Test d'égalité des moyennes (Inst=Ecart à la tendance)

H0 : Moy(Inst. Mo.loc.)- Moy(Inst. Dollars)=0 H1 : Moy(Inst. Mo.loc.)- Moy(Inst. Dollars)>0					
Période	Variable	Nb d'obs	Moyenne	P-value	
1968-2002	Inst. Mo.loc.	235	15.90	0.000	***
	Inst. Dollars	235	10.26		
1968-1974	Inst. Mo.loc.	47	14.34	0.029	**
	Inst. Dollars	47	12.09		
1975-1981	Inst. Mo.loc.	47	14.86	0.005	***
	Inst. Dollars	47	10.54		
1982-1988	Inst. Mo.loc.	47	16.17	0.000	***
	Inst. Dollars	47	10.21		
1989-1995	Inst. Mo.loc.	47	15.96	0.000	***
	Inst. Dollars	47	9.33		
1996-2002	Inst. Mo.loc.	47	18.18	0.038	**
	Inst. Dollars	47	9.11		

*** (resp.**,*) : rejet de H0 à 1% (resp. 5%, 10%)

Tab. 5 – Test d'égalité des moyennes (Inst=Ecart à la tendance)

H0 : Moy(Inst. Mo.loc.)- Moy(Inst. Panier)=0 H1 : Moy(Inst. Mo.loc.)- Moy(Inst. Panier)>0					
Période	Variable	Nb d'obs	Moyenne	P-value	
1968-2002	Inst. Mo.loc.	230	15.96	0.000	***
	Inst. Panier	230	11.82		
1968-1974	Inst. Mo.loc.	46	14.43	0.152	
	Inst. Panier	46	13.03		
1975-1981	Inst. Mo.loc.	46	15.04	0.016	**
	Inst. Panier	46	11.42		
1982-1988	Inst. Mo.loc.	46	16.23	0.006	***
	Inst. Panier	46	12.48		
1989-1995	Inst. Mo.loc.	46	15.67	0.003	***
	Inst. Panier	46	10.57		
1996-2002	Inst. Mo.loc.	46	18.42	0.096	*
	Inst. Panier	46	11.63		

*** (resp.**,*) : rejet de H0 à 1% (resp. 5%, 10%)

halshs-00564575, version 1 - 9 Feb 2011

TAB. 6 – Test d'égalité des moyennes (Inst=Ecart-type des taux de croissance annuels)

H0 : Moy(Inst. Mo.loc.)- Moy(Inst. Dollars)=0 H1 : Moy(Inst. Mo.loc.)- Moy(Inst. Dollars)>0					
Période	Variable	Nb d'obs	Moyenne	P-value	
1968-2002	Inst. Mo.loc.	255	0.19	0.003	***
	Inst. Dollars	255	0.12		
1968-1974	Inst. Mo.loc.	51	0.13	0.282	
	Inst. Dollars	51	0.13		
1975-1981	Inst. Mo.loc.	51	0.18	0.007	***
	Inst. Dollars	51	0.14		
1982-1988	Inst. Mo.loc.	51	0.27	0.067	*
	Inst. Dollars	51	0.13		
1989-1995	Inst. Mo.loc.	51	0.26	0.055	**
	Inst. Dollars	51	0.11		
1996-2002	Inst. Mo.loc.	51	0.13	0.004	***
	Inst. Dollars	51	0.10		

*** (resp.**,*) : rejet de H0 à 1% (resp. 5%, 10%)

TAB. 7 – Test d'égalité des moyennes (Inst=Ecart-type des taux de croissance annuels)

H0 : Moy(Inst. Mo.loc.)- Moy(Inst. Panier)=0 H1 : Moy(Inst. Mo.loc.)- Moy(Inst. Panier)>0					
Période	Variable	Nb d'obs	Moyenne	P-value	
1968-2002	Inst. Mo.loc.	250	0.20	0.009	***
	Inst. Panier	250	0.13		
1968-1974	Inst. Mo.loc.	50	0.14	0.275	
	Inst. Panier	50	0.13		
1975-1981	Inst. Mo.loc.	50	0.18	0.029	**
	Inst. Panier	50	0.15		
1982-1988	Inst. Mo.loc.	50	0.27	0.100	*
	Inst. Panier	50	0.16		
1989-1995	Inst. Mo.loc.	50	0.26	0.072	*
	Inst. Panier	50	0.12		
1996-2002	Inst. Mo.loc.	50	0.13	0.035	**
	Inst. Panier	50	0.11		

*** (resp.**,*) : rejet de H0 à 1% (resp. 5%, 10%)

halshs-00564575, version 1 - 9 Feb 2011

TAB. 8 – Test de racine unitaire (ADF)

	Séries en première différence					
	TCR (log)		Pr$ (log)		Pr (log)	
Argentine	-5.326***	(1)	-2.209**	(1)	-5.288***	(1)
Bangladesh	-3.783***	(1)	-4.486***	(1)	-8.008***	(1)
Barbade	-4.432***	(1)	-7.488***	(1)	-4.961***	(1)
Belize	-5.194***	(1)	-7.780***	(1)	-5.189***	(1)
Benin	-6.980***	(1)	-7.529***	(1)	-6.221***	(1)
Botswana	-4.796***	(1)	-5.486***	(1)	-6.207***	(1)
Bresil	-7.904***	(1)	-6.098***	(1)	-7.802***	(1)
Burkina Faso	-7.282***	(1)	-7.534***	(1)	-7.284***	(1)
Burundi	-5.343***	(1)	-6.69***	(1)	-3.504***	(1)
République Centrafricaine	-6.329***	(1)	-7.004***	(1)	-6.823***	(1)
Colombie	-3.445***	(1)	-6.457***	(1)	-4.758***	(1)
Costa Rica	-5.624***	(1)	-7.212***	(1)	-7.382***	(1)
Côte d'Ivoire	-6.104***	(1)	-4.652***	(1)	-5.587***	(1)
Dominique	-5.881***	(1)	-6.231***	(1)	-5.472***	(1)
El Salvador	-5.397***	(1)	-6.422***	(1)	-6.89***	(1)
Fiji	-6.703***	(1)	-7.253***	(1)	-5.852***	(1)
Gambie	-6.790***	(1)	-7.837***	(1)	-7.921***	(1)
Guatemala	-4.883***	(1)	-7.008***	(1)	-5.921***	(1)
Guyana	-6.404***	(1)	-4.901***	(1)	-5.122***	(1)
Haïti	-3.954***	(1)	-7.350***	(1)	-4.390***	(1)
Honduras	-5.270***	(1)	-6.992***	(1)	-5.85***	(1)
Iles Salomon	-7.708***	(1)	-4.816***	(1)	-5.021***	(1)
Inde	-3.433***	(1)	-5.284***	(1)	-4.964***	(1)
Kenya	-6.979***	(1)	-5.816***	(1)	-7.65***	(1)
Lesotho	-5.210***	(1)	-4.956***	(1)	-5.106***	(1)
Libéria	-6.105***	(1)	-5.664***	(1)	-6.047***	(1)
Madagascar	-6.375***	(1)	-5.412***	(1)	-6.142***	(1)
Malawi	-6.280***	(1)	-4.512***	(1)	-6.565***	(1)
Mali	-7.457***	(1)	-7.528***	(1)	-6.001***	(1)
Maurice	-5.207***	(1)	-7.627***	(1)	-2.821***	(1)
Myanmar	-4.600***	(1)	-6.127***	(1)	-4.368***	(1)
Népal	-5.831***	(1)	-4.535***	(1)	-4.891***	(1)
Niger	-6.727***	(1)	-7.367***	(1)	-7.099***	(1)
Pakistan	-4.820***	(1)	-7.543***	(1)	-5.635***	(1)
Panama	-3.575***	(1)	-6.372***	(1)	-5.749***	(1)
Paraguay	-7.036***	(1)	-5.918***	(1)	-5.695***	(1)
Philippines	-4.371***	(1)	-5.177***	(1)	-6.769***	(1)
Rwanda	-5.150***	(1)	-6.558***	(1)	-6.424***	(1)
Samoa	-6.552***	(1)	-5.034***	(1)	-5.071***	(1)
Sénégal	-7.000***	(1)	-7.646***	(1)	-7.044***	(1)
Soudan	-6.780***	(1)	-7.474***	(1)	-7.073***	(1)
Sri Lanka	-3.960***	(1)	-5.387***	(1)	-4.669***	(1)
St. Lucie	-4.431***	(1)	-6.158***	(1)	-5.517***	(1)
St. Vincent	-4.377***	(1)	-6.265***	(1)	-4.565***	(1)
Swaziland	-5.366***	(1)	-7.506***	(1)	-6.258***	(1)
Tchad	-6.853***	(1)	-7.528***	(1)	-7.465***	(1)
Thaïlande	-5.528***	(1)	-4.901***	(1)	-4.642***	(1)
Turquie	-5.999***	(1)	-7.605***	(1)	-6.797***	(1)
Uruguay	-4.595***	(1)	-5.573***	(1)	-4.548***	(1)
Zimbabwe	-0.876	(1)	-6.281***	(1)	-1.764*	(1)

(1) : modèle sans constante ni trend. (2) : modèle avec constante, sans trend. (3) : modèle avec constante et trend.
*** (resp.**,*) : rejet de H0 à 1% (resp. 5%, 10%)

halshs-00564575, version 1 - 9 Feb 2011

TAB. 9 – Test de racine unitaire (ADF) *suite*

	Séries en première différence			
	TCER (log)		$\widetilde{Pr}$ (log)	
Argentine	-5.600***	(1)	-5.329**	(1)
Bangladesh	-4.576***	(1)	-5.490***	(2)
Barbade	-3.527***	(1)	-3.651***	(1)
Belize	-5.837***	(1)	-5.163***	(1)
Benin	-6.466***	(1)	-7.125***	(1)
Botswana	-5.363***	(1)	-5.820***	(1)
Bresil	-5.322***	(1)	-5.019***	(1)
Burkina Faso	-7.198***	(1)	-7.037***	(1)
Burundi	-4.411***	(1)	-5.409***	(1)
République Centrafricaine	-6.453***	(1)	-6.935***	(1)
Colombie	-3.107***	(1)	-5.420***	(1)
Costa Rica	-6.545***	(1)	-6.072***	(1)
Côte d'Ivoire	-6.412***	(1)	-5.248***	(1)
Dominique	-4.571***	(1)	-5.463***	(1)
El Salvador	-6.278***	(1)	-5.735***	(1)
Fiji	-4.001***	(1)	-2.914***	(1)
Gambie	-5.234***	(1)	-7.455***	(1)
Guatemala	-5.102***	(1)	-5.593***	(1)
Guyana	-6.066***	(1)	-4.024***	(1)
Haïti	-4.192***	(1)	-5.800***	(1)
Honduras	-5.852***	(1)	-6.019***	(1)
Iles Salomon	-3.664***	(1)	-5.354***	(1)
Inde	-3.318***	(1)	-4.777***	(1)
Kenya	-6.240***	(1)	-4.942***	(1)
Lesotho	-5.0.80***	(1)	-4.515***	(1)
Libéria	-5.151***	(1)	-5.543***	(1)
Madagascar	-4.375***	(1)	-5.591***	(1)
Malawi	-6.623***	(1)	-4.363***	(1)
Mali	-8.021***	(1)	-7.057***	(1)
Maurice	-5.522***	(1)	-6.840***	(1)
Myanmar	-4.515***	(3)	-5.246***	(1)
Népal	-4.599***	(1)	-5.266***	(2)
Niger	-5.489***	(1)	-6.865***	(1)
Pakistan	-4.578***	(1)	-6.897***	(1)
Panama	-3.233***	(1)	-5.623***	(1)
Paraguay	-5.667***	(1)	-5.462***	(1)
Philippines	-4.371***	(1)	-5.177***	(1)
Rwanda	-3.630***	(1)	-5.935***	(1)
Samoa	-6.212***	(1)	-5.602***	(1)
Sénégal	-6.172***	(1)	-7.221***	(1)
Soudan	-5.542***	(1)	-6.935***	(1)
Sri Lanka	-4.252***	(1)	-3.186***	(1)
St. Lucie	-4.164***	(1)	-5.146***	(1)
St. Vincent	-3.496***	(1)	-5.826***	(1)
Swaziland	-4.940***	(1)	-5.912***	(1)
Tchad	-5.821***	(1)	-6.971***	(1)
Thaïlande	-3.975***	(1)	-4.090***	(1)
Turquie	-6.554***	(1)	-6.986***	(1)
Uruguay	-4.693***	(1)	-5.412***	(1)
Zimbabwe	-0.290	(1)	-5.878***	(1)

(1) : modèle sans constante ni trend. (2) : modèle avec constante, sans trend. (3) : modèle avec constante et trend.
*** (resp.**,*) : rejet de H0 à 1% (resp. 5%, 10%)

halshs-00564575, version 1 - 9 Feb 2011

TAB. 10 – Test de racine unitaire (ADF)

	TCER (log)		Pr$ (log)	
Argentine	-0.404	(1)	-0.923	(1)
Burundi	-1.169	(1)	-0.836	(1)
Benin	-1.552	(1)	-4.126*	(3)
Burkina Faso	-1.843	(1)	-4.142*	(3)
Bangladesh	-0.950	(1)	-2.786	(2)
Belize	-2.200*	(1)	-3.073*	(2)
Brésil	-0.835	(1)	-1.251	(1)
Barbade	-2.912	(2)	0.111	(1)
Botswana	-1.798	(1)	-0.777	(1)
République Centrafricaine	-0.503	(1)	-4.715**	(3)
Côte d'Ivoire	-0.464	(1)	-1.098	(1)
Colombie	-0.667	(1)	-1.25	(1)
Costa Rica	-1.054	(1)	-1.575	(1)
Dominique	0.240	(1)	-0.626	(1)
Fiji	-0.759	(1)	-0.086	(1)
Gambie	-1.792	(1)	-4.251**	(2)
Guatemala	-0.552	(1)	-0.882	(1)
Guyana	-1.753	(1)	-1.185	(1)
Honduras	-0.731	(1)	-1.531	(1)
Haïti	0.416	(1)	-4.193*	(3)
Inde	-1.778	(1)	-1.213	(1)
Kenya	-0.881	(1)	-1.321	(1)
Liberia	-1.441	(1)	-4.577**	(3)
Ste Lucie	-0.054	(1)	-0.570	(1)
Sri Lanka	-2.265*	(1)	-2.372*	(1)
Lesotho	-1.093	(1)	-0.628	(1)
Madagascar	-1.012	(1)	-1.696	(1)
Mali	-0.208	(1)	-4.133*	(3)
Myanmar	-1.797	(1)	-1.309	(1)
Ile Maurice	-1.522	(1)	0.100	(1)
Malawi	-4.939**	(3)	-3.385*	(2)
Niger	-1.738	(1)	-1.140	(1)
Népal	-1.901	(1)	-1.709*	(1)
Pakistan	-2.207*	(1)	-4.146	(3)
Panama	-2.008*	(1)	-1.232	(1)
Philippines	-1.262	(1)	-1.452	(1)
Paraguay	-1.293	(1)	-0.962	(1)
Rwanda	-0.275	(1)	-1.106	(1)
Soudan	-0.877	(1)	-4.024*	(3)
Sénégal	-1.252	(1)	-4.250**	(2)
Iles Salomon	-1.278	(1)	-3.934**	(2)
El Salvador	0.952	(1)	-0.919	(1)
Swaziland	-1.829	(1)	0.024	(1)
Tchad	-1.761	(1)	-4.134*	(3)
Thaïlande	-2.219*	(1)	-1.410	(1)
Turquie	-1.194	(1)	-4.224*	(3)
Uruguay	-1.147	(1)	-0.937	(1)
St Vincent	-0.106	(1)	-0.571	(1)
Samoa	-1.205	(1)	-2.005*	(1)
Zimbabwe	0.785	(1)	-1.208	(1)

(1) : modèle sans constante ni trend. (2) : modèle avec constante, sans trend.
(3) : modèle avec constante et trend.
** (resp.*) : rejet de H0 à 1% (resp. 5%)

halshs-00564575, version 1 - 9 Feb 2011

Tab. 11 – Test de racine unitaire (ADF)

	Séries en première différence			
	TCER (log)		Pr$ (log)	
Argentine	-5.600**	(1)	-2.209*	(1)
Burundi	-4.411**	(1)	-6.690**	(1)
Bangladesh	-6.726**	(2)	-4.486**	(1)
Brésil	-5.322**	(1)	-6.098**	(1)
Barbade	-3.527**	(1)	-7.488**	(1)
Botswana	-5.363**	(1)	-5.486**	(1)
Côte d'Ivoire	-6.412**	(1)	-4.652**	(1)
Colombie	-3.107**	(1)	-6.457**	(1)
Costa Rica	-5.545**	(1)	-7.212**	(1)
Dominique	-4.571**	(1)	-6.231**	(1)
Fiji	-4.001**	(1)	-7.253**	(1)
Guatemala	-5.102**	(1)	-7.008**	(1)
Guyana	-6.066**	(1)	-4.901**	(1)
Honduras	-5.852**	(1)	-6.992**	(1)
Inde	-3.318**	(1)	-5.284**	(1)
Kenya	-6.240**	(1)	-5.816**	(1)
Ste Lucie	-4.164**	(1)	-6.158**	(1)
Lesotho	-5.080**	(1)	-4.956**	(1)
Madagascar	-4.375**	(1)	-5.412**	(1)
Myanmar	-4.515**	(3)	-6.127**	(1)
Ile Maurice	-5.522**	(1)	-7.627**	(1)
Niger	-5.489**	(1)	-7.367**	(1)
Philippines	-6.292**	(1)	-5.177**	(1)
Paraguay	-5.667**	(1)	-5.918**	(1)
Rwanda	-3.630**	(1)	-6.558**	(1)
El Salvador	-6.278**	(1)	-6.422**	(1)
Swaziland	-4.940**	(1)	-7.506**	(1)
Uruguay	-4.693**	(1)	-5.573**	(1)
St Vincent	-3.496**	(1)	-6.265**	(1)

(1) : modèle sans constante ni trend. (2) : modèle avec constante, sans trend. (3) : modèle avec constante et trend.
** (resp.*) : rejet de H0 à 1% (resp. 5%)

halshs-00564575, version 1 - 9 Feb 2011

Tab. 12 – Test de cointégration (modèle standard)

	ADF		ADF
Argentine	-2.922	Kenya	-2.705
Burundi	-0.869	St. Lucia	-3.232
Bangladesh	-0.869	Lesotho	-1.404
Brésil	-2.22	Madagascar	-1.860
Barbade	-2.205	Myanmar	-0.630
Botswana	-2.302	Mauritius	-2.793
Côte d'Ivoire	-2.178	Niger	-1.697
Colombie	-2.802	Philippines	-3.460*
Costa Rica	-3.838**	Paraguay	-1.414
Dominique	-2.675	Rwanda	-1.795
Fiji	-1.172	El Salvador	-3.141
Guatemala	-2.408	Swaziland	-1.396
Guyana	-1.907	Uruguay	-2.504
Honduras	-2.286	St. Vincent	-2.809
Inde	-1.828		

*** (resp.**,*) : rejet de H0 à 1% (resp. 5%, 10%)

Tab. 13 – Test de cointégration dans le cas d'une baisse des prix internationaux (modèle asymétrique)

	ADF		ADF
Argentine	-3.647*	Kenya	-1.365
Burundi	-2.472	St. Lucia	-2.122
Bangladesh	-3.052	Lesotho	-2.471
Brésil	-1.381	Madagascar	-2.245
Barbade	-1.776	Myanmar	-1.668
Botswana	-1.806	Mauritius	-2.058
Côte d'Ivoire	-2.154	Niger	-1.798
Colombie	-1.914	Philippines	-3.419*
Costa Rica	-2.016	Paraguay	-1.675
Dominique	-2.581	Rwanda	-1.754
Fiji	-1.694	El Salvador	-3.235
Guatemala	-2.323	Swaziland	-1.733
Guyana	-2.310	Uruguay	-2.696
Honduras	-2.362	St. Vincent	-2.082
Inde	-1.511		

*** (resp.**,*) : rejet de H0 à 1% (resp. 5%, 10%)

halshs-00564575, version 1 - 9 Feb 2011

TAB. 14 – Test de cointégration dans le cas d'une hausse des prix internationaux (modèle asymétrique)

	ADF		ADF
Argentine	-3.098	Kenya	-2.971
Burundi	-1.866	St. Lucia	-2.224
Bangladesh	-3.002	Lesotho	-3.657*
Brésil	-4.973***	Madagascar	-2.467
Barbade	-2.700	Myanmar	-0.347
Botswana	-2.915	Mauritius	-2.653
Côte d'Ivoire	-5.404***	Niger	-3.883**
Colombie	-3.186	Philippines	-7.936***
Costa Rica	-4.115**	Paraguay	-3.751*
Dominique	-1.455	Rwanda	-2.952
Fiji	-2.880	El Salvador	-3.458*
Guatemala	-4.777***	Swaziland	-3.785**
Guyana	-3.692*	Uruguay	-3.084
Honduras	-4.951***	St. Vincent	-1.858
Inde	-2.607		

*** (resp.**,*) : rejet de H0 à 1% (resp. 5%, 10%)

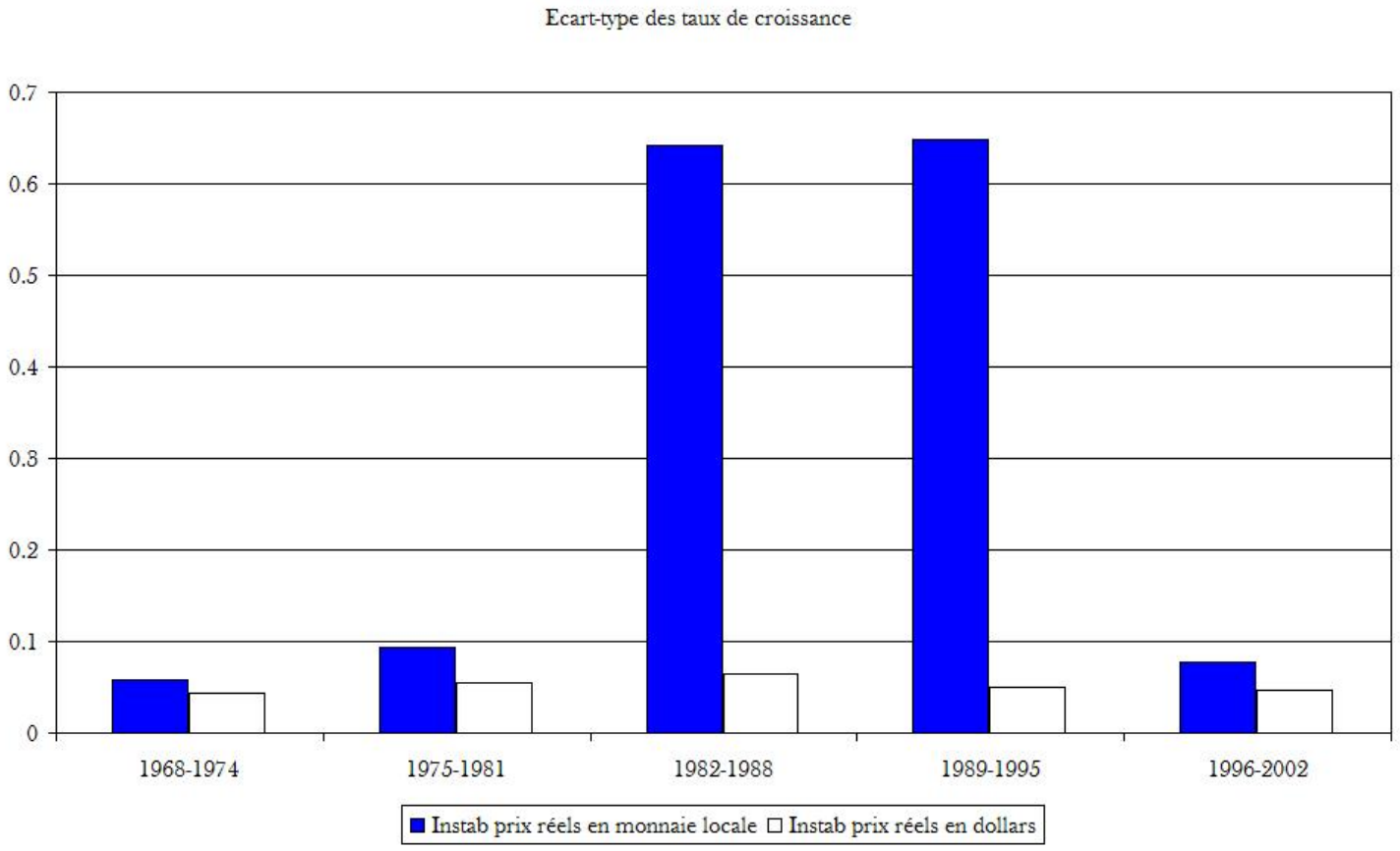
TAB. 15 – Relation de long-terme

	α_1	c_1
Brésil	-1.69***	-0.28***
Côte d'Ivoire	-0.43***	-0.15**
Costa Rica	-0.75***	-0.13***
Guatemala	-1.05***	-0.22***
Guyana	-0.95***	-0.20**
Honduras	-0.75***	-0.17***
Lesotho	-0.48***	-0.11*
Niger	-0.33***	0.09**
Philippines	-0.99***	-0.09***
Paraguay	-1.36***	-0.27***
El Salvador	-1.32***	-0.36***
Swaziland	-0.91***	-0.09***

*** (resp.**,*) : rejet de H0 à 1% (resp. 5%, 10%)

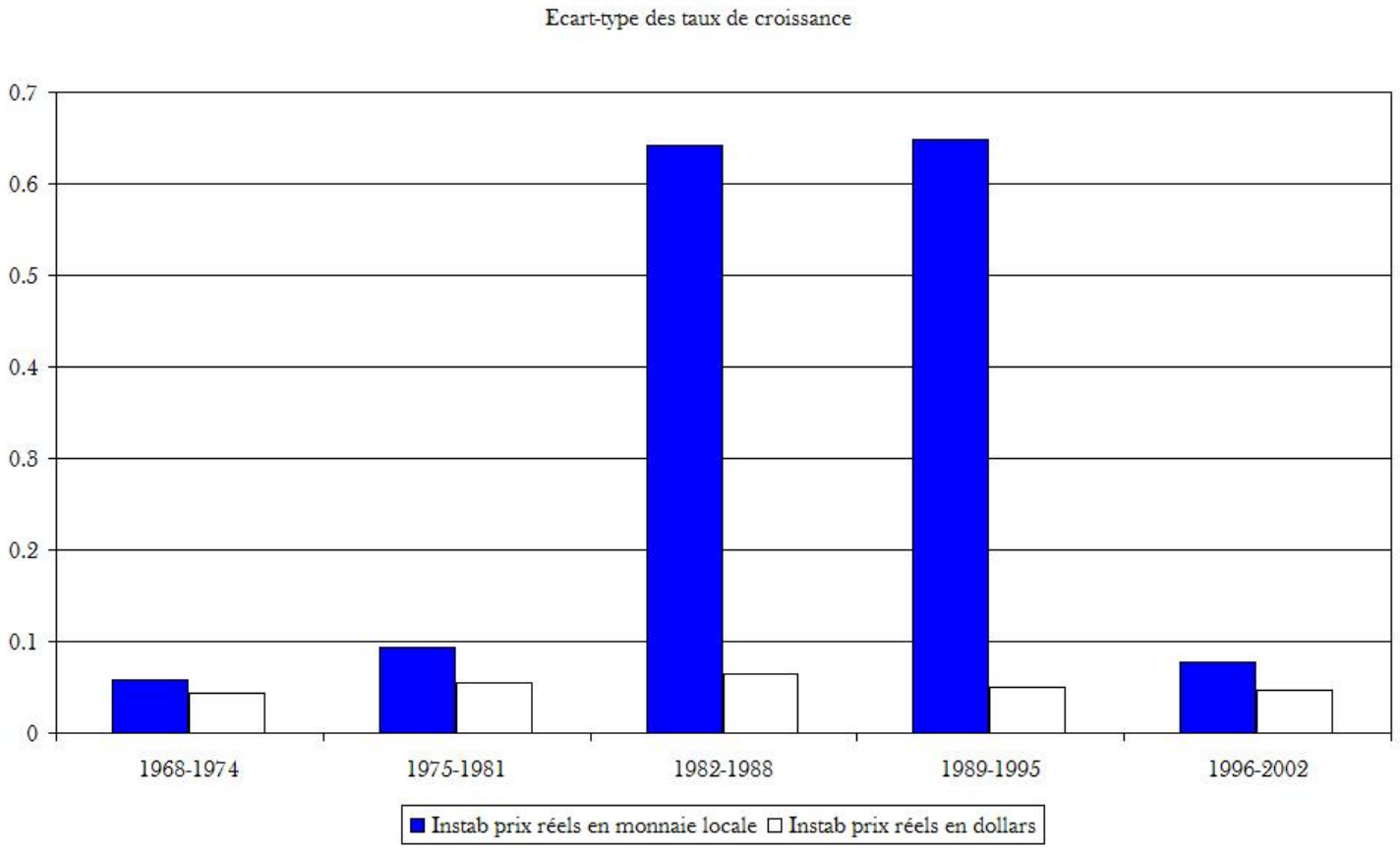
halshs-00564575, version 1 - 9 Feb 2011

FIG. 1 – Instabilité des prix réels internationaux versus instabilité des prix réels en monnaie locale



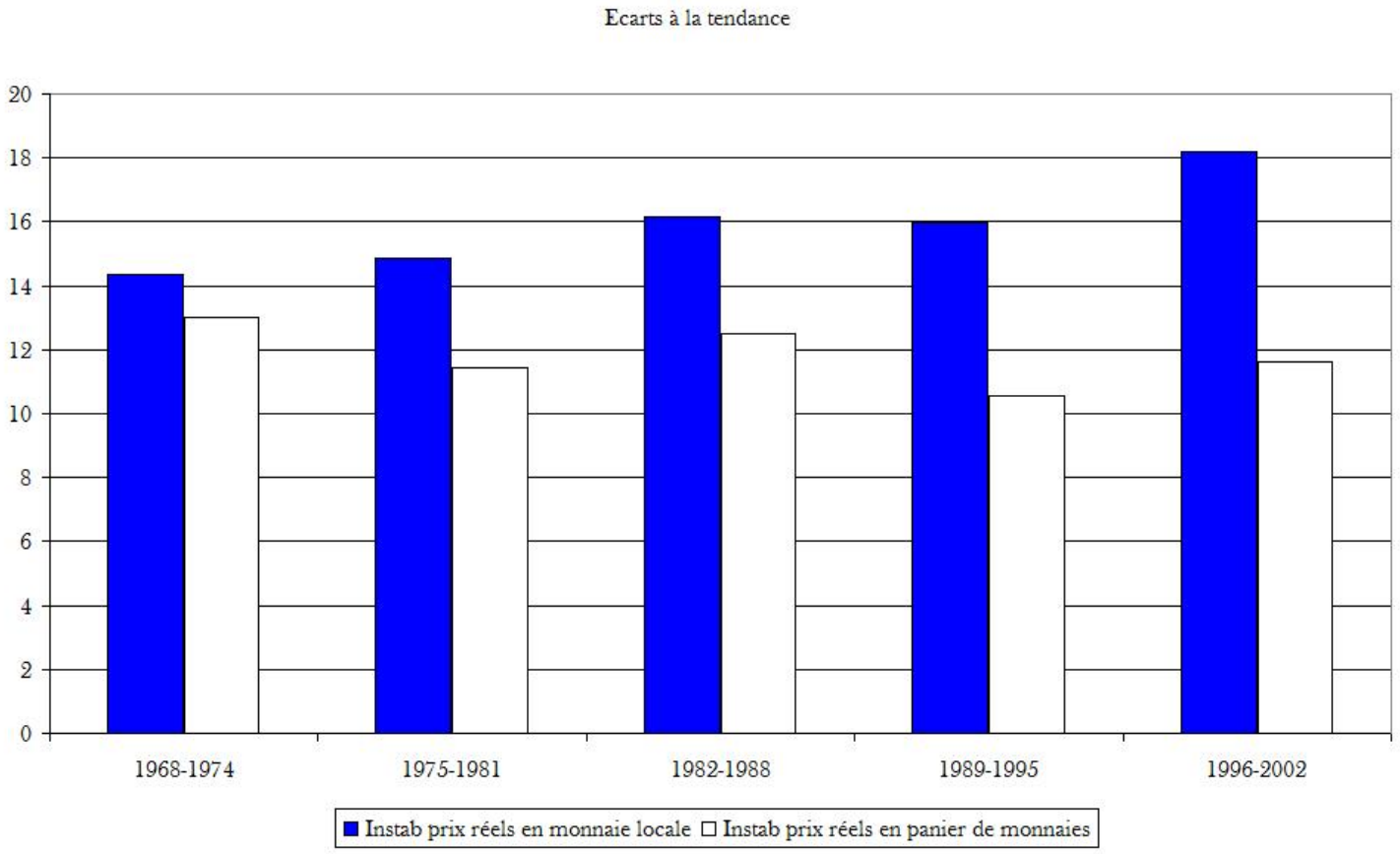
halshs-00564575, version 1 - 9 Feb 2011

FIG. 2 – Instabilité des prix réels internationaux versus instabilité des prix réels en monnaie locale



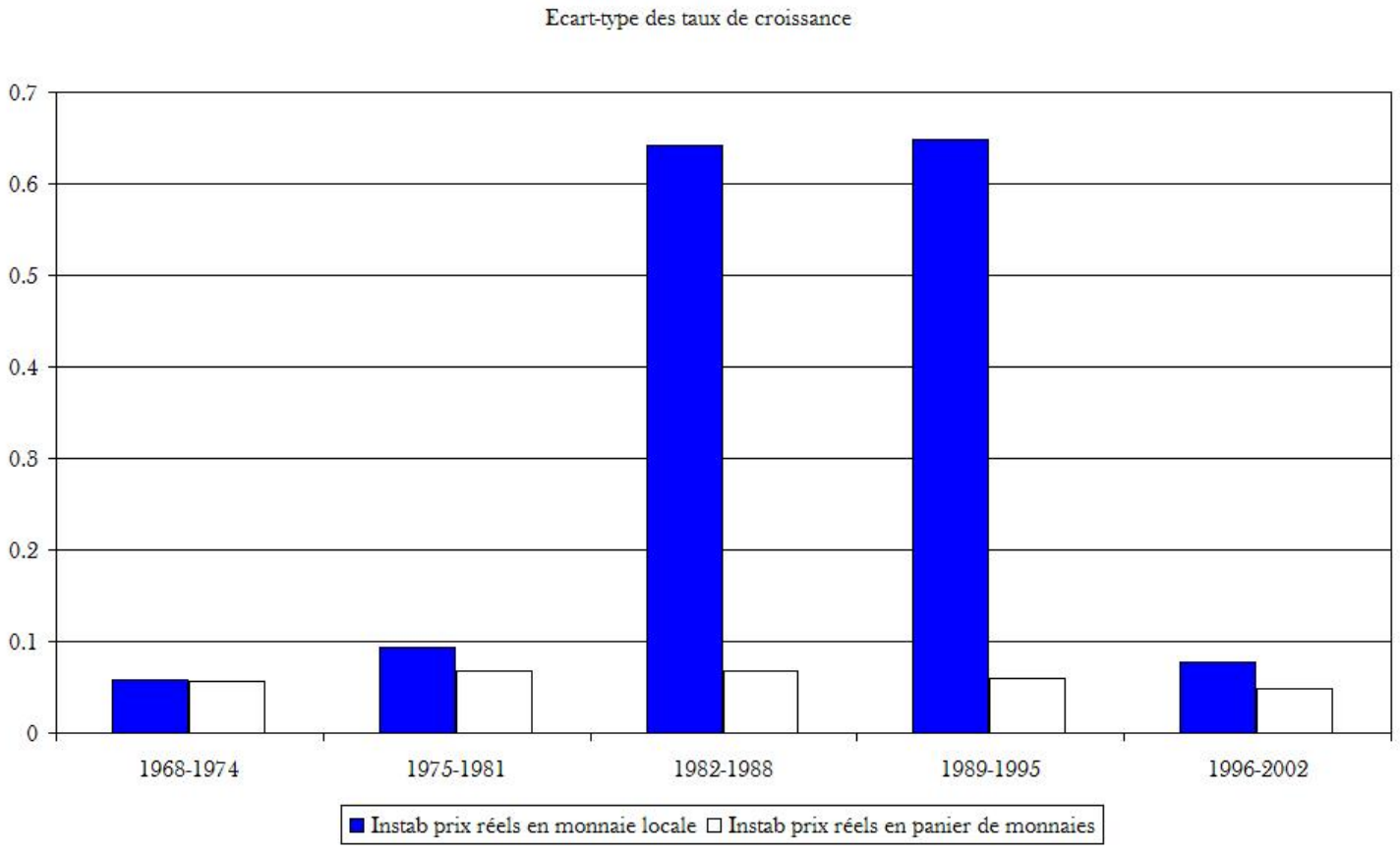
halshs-00564575, version 1 - 9 Feb 2011

FIG. 3 – Instabilité des prix réels internationaux versus instabilité des prix réels en monnaie locale



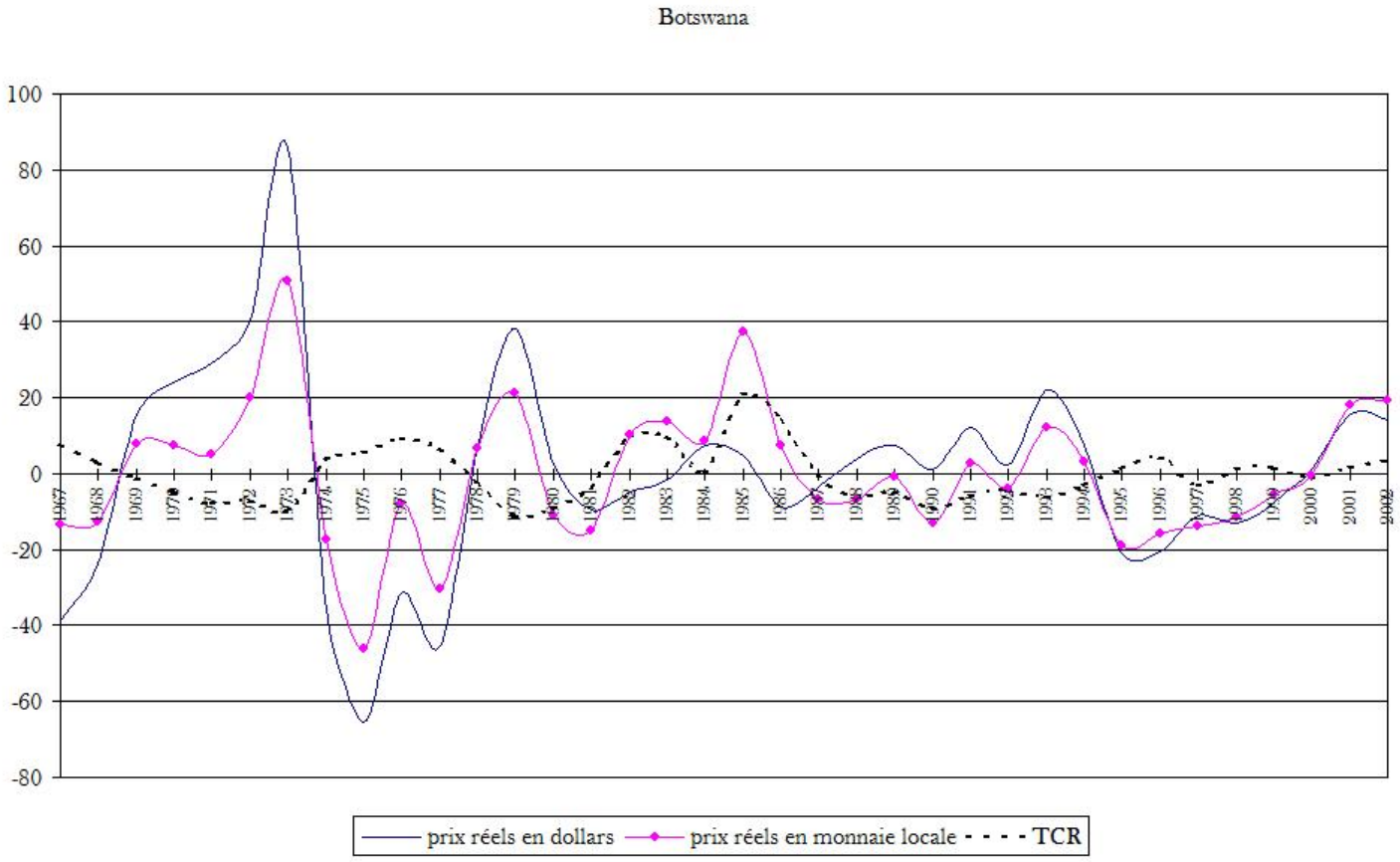
halshs-00564575, version 1 - 9 Feb 2011

FIG. 4 – Instabilité des prix réels internationaux versus instabilité des prix réels en monnaie locale



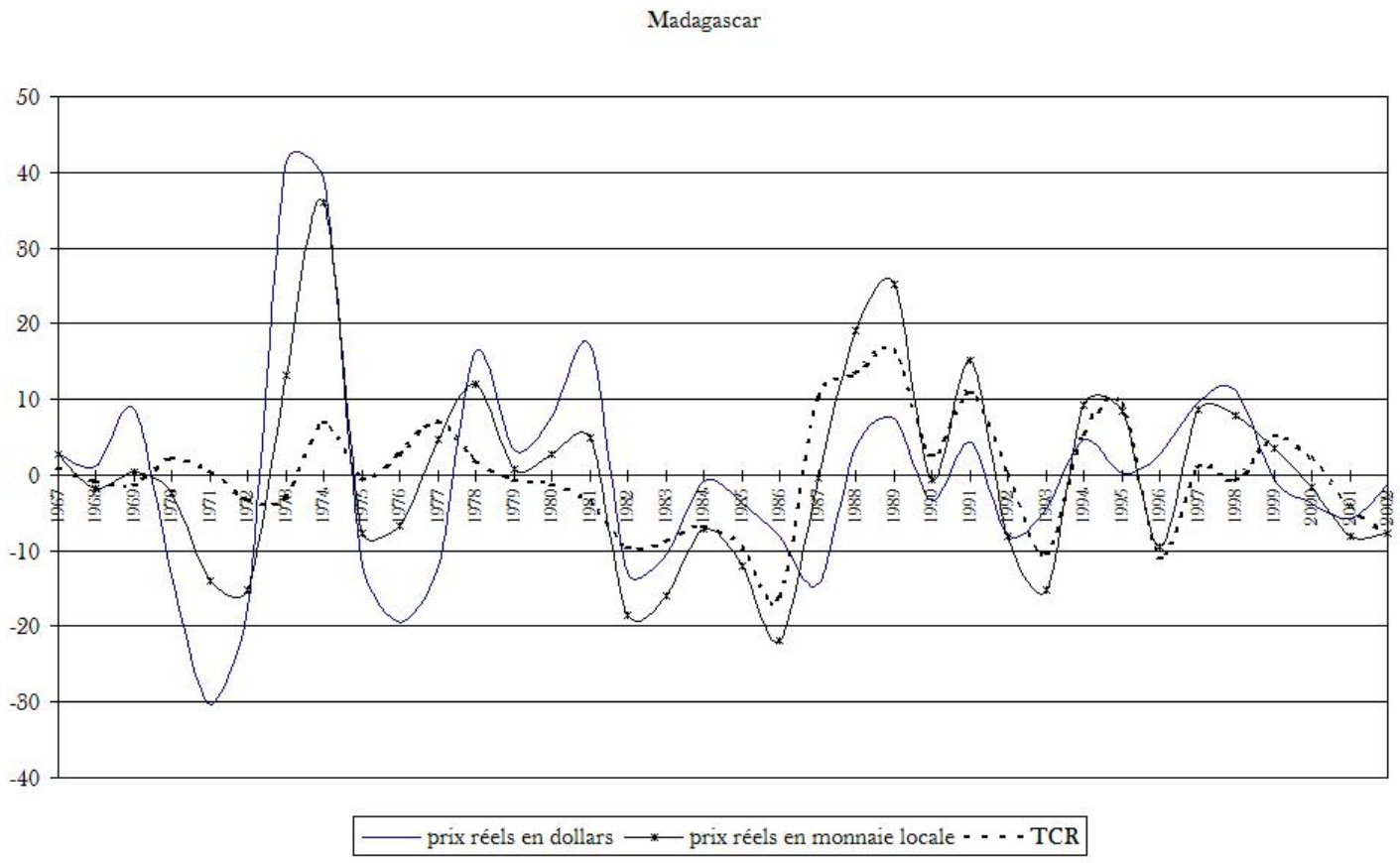
halshs-00564575, version 1 - 9 Feb 2011

FIG. 5 – Evolution des prix réels internationaux, en monnaie locale et du TCR (Composantes cycliques obtenues par filtre HP)



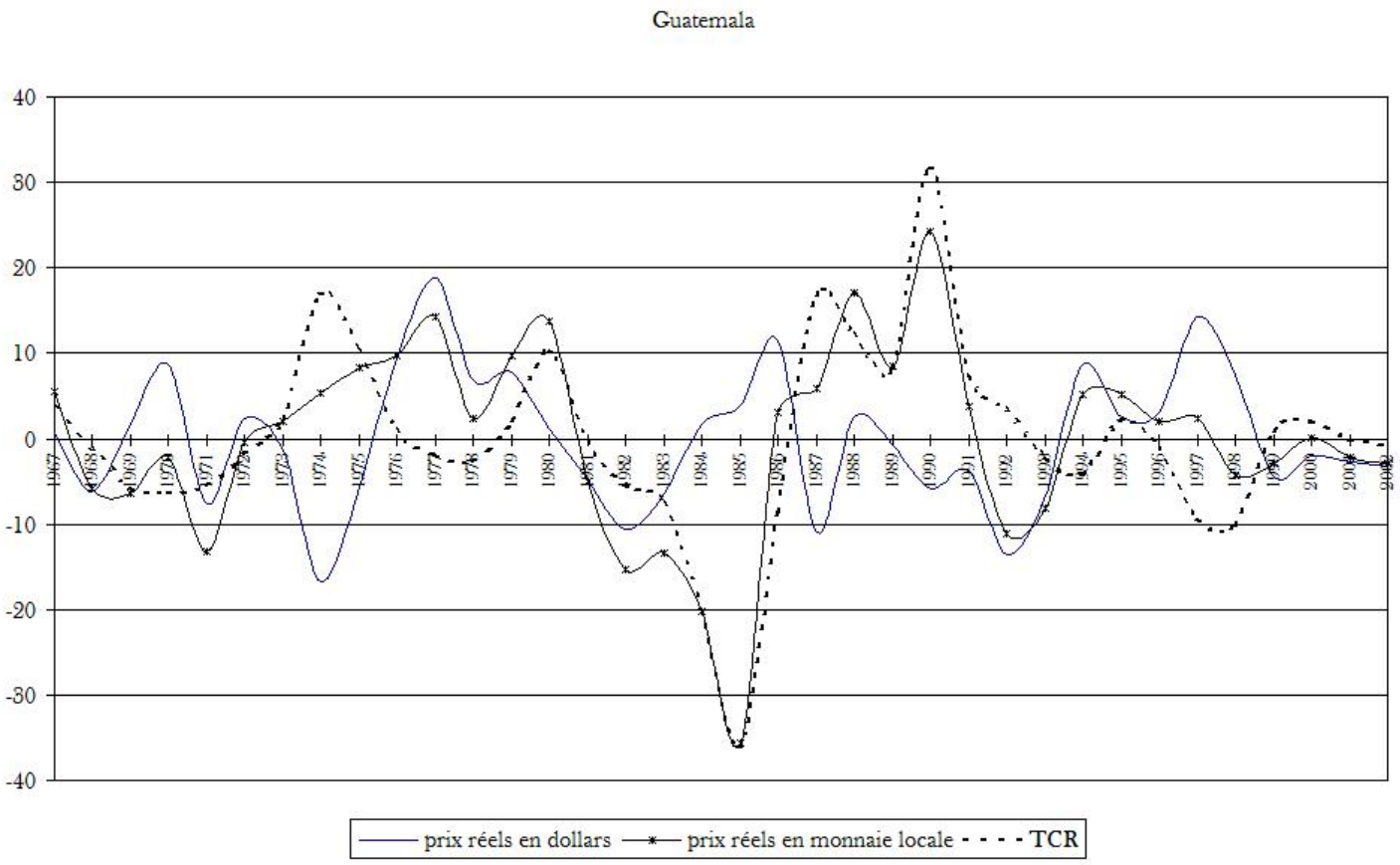
halshs-00564575, version 1 - 9 Feb 2011

FIG. 6 – Evolution des prix réels internationaux, en monnaie locale et du TCR (Composantes cycliques obtenues par filtre HP)



halshs-00564575, version 1 - 9 Feb 2011

FIG. 7 – Evolution des prix réels internationaux, en monnaie locale et du TCR (Composantes cycliques obtenues par filtre HP)



halshs-00564575, version 1 - 9 Feb 2011

FIG. 8 – Décomposition de l'instabilité des prix en monnaie locale sur 1968-1974

periode	Pays	var_dlnPr	var_dlnPrdol	var_dlnTCR	COV
1968-1974	Sri Lanka	100.00	31.37	26.71	41.93
1968-1974	Swaziland	100.00	40.72	18.17	41.12
1968-1974	Senegal	100.00	37.91	30.18	31.91
1968-1974	India	100.00	60.79	7.90	31.31
1968-1974	Guyana	100.00	60.39	14.66	24.94
1968-1974	Gambia, The	100.00	50.82	29.67	19.51
1968-1974	Thailand	100.00	74.05	7.69	18.26
1968-1974	Bangladesh	100.00	12.33	72.71	14.96
1968-1974	Sudan	100.00	77.09	14.30	8.61
1968-1974	Belize	100.00	59.61	34.32	6.07
1968-1974	Lesotho	100.00	77.72	17.52	4.76
1968-1974	Pakistan	100.00	35.53	61.18	3.29
1968-1974	Uruguay	100.00	56.28	41.77	1.95
1968-1974	Liberia	100.00	96.32	5.35	-1.67
1968-1974	Turkey	100.00	64.64	49.52	-14.16
1968-1974	Philippines	100.00	49.10	65.76	-14.87
1968-1974	Madagascar	100.00	80.87	40.87	-21.74
1968-1974	Nepal	100.00	30.61	97.19	-27.80
1968-1974	Central African I	100.00	32.30	100.31	-32.61
1968-1974	El Salvador	100.00	90.80	46.98	-37.78
1968-1974	Haiti	100.00	92.13	72.86	-65.00
1968-1974	Paraguay	100.00	101.57	9.90	-11.47
1968-1974	Mauritius	100.00	106.47	15.64	-22.10
1968-1974	Samoa	100.00	105.41	31.78	-37.19
1968-1974	Côte dIvoire	100.00	105.88	43.94	-49.82
1968-1974	St. Vincent and	100.00	110.48	39.76	-50.24
1968-1974	Fiji	100.00	116.26	36.45	-52.71
1968-1974	St. Lucia	100.00	112.96	40.87	-53.82
1968-1974	Guatemala	100.00	100.14	70.52	-70.67
1968-1974	Barbados	100.00	147.74	30.06	-77.80
1968-1974	Brazil	100.00	152.32	26.59	-78.90
1968-1974	Dominica	100.00	137.30	42.74	-80.04
1968-1974	Benin	100.00	138.19	44.40	-82.59
1968-1974	Burundi	100.00	133.19	64.32	-97.51
1968-1974	Myanmar	100.00	105.30	92.76	-98.05
1968-1974	Rwanda	100.00	149.22	50.75	-99.96
1968-1974	Mali	100.00	114.50	98.36	-112.86
1968-1974	Burkina Faso	100.00	159.99	70.12	-130.11
1968-1974	Honduras	100.00	134.40	99.97	-134.37
1968-1974	Kenya	100.00	157.30	93.32	-150.62
1968-1974	Botswana	100.00	221.17	29.47	-150.65
1968-1974	Chad	100.00	166.86	103.28	-170.14
1968-1974	Colombia	100.00	180.31	90.50	-170.81
1968-1974	Panama	100.00	189.49	112.54	-202.03
1968-1974	Costa Rica	100.00	169.70	133.01	-202.71
1968-1974	Malawi	100.00	187.22	197.43	-284.65
1968-1974	Argentina	100.00	239.01	168.43	-307.45
1968-1974	Ethiopia	100.00	295.10	136.99	-332.09
1968-1974	Niger	100.00	171.16	275.19	-346.35
1968-1974	Solomon Islands	100.00	363.51	209.15	-472.66
1968-1974	Zimbabwe	100.00	432.21	439.80	-772.01

halshs-00564575, version 1 - 9 Feb 2011

FIG. 9 – Décomposition de l'instabilité des prix en monnaie locale sur 1975-1981

periode	Pays	var_dlnPr	var_dlnPrdol	var_dlnTCR	COV
1975-1981	Burkina Faso	100	35.09	22.50	42.41
1975-1981	Senegal	100	46.26	16.18	37.56
1975-1981	Central African I	100	38.69	31.16	30.15
1975-1981	Sudan	100	61.36	11.75	26.90
1975-1981	St. Vincent and	100	3.74	70.18	26.08
1975-1981	Liberia	100	67.69	7.01	25.31
1975-1981	Mali	100	55.39	20.31	24.30
1975-1981	Rwanda	100	52.60	23.29	24.11
1975-1981	Samoa	100	48.44	29.20	22.36
1975-1981	Madagascar	100	57.34	20.72	21.94
1975-1981	Sri Lanka	100	34.05	44.91	21.04
1975-1981	Chad	100	64.34	17.38	18.27
1975-1981	Swaziland	100	62.65	20.84	16.51
1975-1981	Gambia, The	100	79.29	4.95	15.76
1975-1981	Solomon Islands	100	80.28	6.49	13.23
1975-1981	Benin	100	63.78	23.88	12.34
1975-1981	Nepal	100	53.82	39.30	6.88
1975-1981	Pakistan	100	79.96	13.64	6.40
1975-1981	El Salvador	100	81.21	15.50	3.30
1975-1981	Lesotho	100	74.44	23.57	1.99
1975-1981	Turkey	100	56.48	45.59	-2.07
1975-1981	Côte dIvoire	100	86.03	19.88	-5.91
1975-1981	Haiti	100	43.63	66.72	-10.35
1975-1981	Zimbabwe	100	94.43	16.69	-11.12
1975-1981	Burundi	100	30.94	80.21	-11.15
1975-1981	Costa Rica	100	9.78	101.78	-11.56
1975-1981	Barbados	100	91.15	26.49	-17.64
1975-1981	Kenya	100	51.93	69.09	-21.03
1975-1981	Niger	100	95.61	32.99	-28.61
1975-1981	Bangladesh	100	34.00	95.31	-29.31
1975-1981	Uruguay	100	89.87	44.33	-34.20
1975-1981	Brazil	100	36.16	106.49	-42.65
1975-1981	St. Lucia	100	79.15	73.29	-52.44
1975-1981	Dominica	100	76.09	78.41	-54.51
1975-1981	Guatemala	100	92.79	66.58	-59.37
1975-1981	Argentina	100	11.74	154.58	-66.32
1975-1981	Panama	100	98.37	95.05	-93.42
1975-1981	Mauritius	100	104.47	8.94	-13.41
1975-1981	Thailand	100	109.97	8.91	-18.88
1975-1981	Paraguay	100	107.18	22.00	-29.19
1975-1981	Honduras	100	105.80	40.34	-46.14
1975-1981	Botswana	100	138.14	11.60	-49.74
1975-1981	Malawi	100	132.61	19.78	-52.39
1975-1981	Philippines	100	122.42	30.96	-53.38
1975-1981	India	100	155.68	25.73	-81.41
1975-1981	Belize	100	113.02	70.24	-83.26
1975-1981	Colombia	100	119.10	93.31	-112.42
1975-1981	Fiji	100	188.48	80.13	-168.60
1975-1981	Ethiopia	100	172.16	282.85	-355.01
1975-1981	Guyana	100	368.63	186.79	-455.43
1975-1981	Myanmar	100	453.56	314.75	-668.32

halshs-00564575, version 1 - 9 Feb 2011

FIG. 10 – Décomposition de l'instabilité des prix en monnaie locale sur 1982-1988

periode	Pays	var_dlnPr	var_dlnPrdol	var_dlnTCR	COV
1982-1988	Niger	100	47.08	21.06	31.86
1982-1988	Fiji	100	13.71	58.68	27.60
1982-1988	Liberia	100	58.86	14.95	26.19
1982-1988	Gambia, The	100	57.56	17.09	25.35
1982-1988	Burkina Faso	100	68.06	7.55	24.38
1982-1988	Barbados	100	13.50	63.02	23.48
1982-1988	Central African I	100	39.66	38.52	21.82
1982-1988	Côte d'Ivoire	100	42.42	36.56	21.02
1982-1988	St. Vincent and	100	46.43	34.16	19.41
1982-1988	El Salvador	100	30.02	52.02	17.96
1982-1988	St. Lucia	100	53.37	29.79	16.84
1982-1988	Mali	100	74.74	9.93	15.33
1982-1988	Burundi	100	47.97	37.70	14.34
1982-1988	Madagascar	100	31.65	54.23	14.11
1982-1988	Lesotho	100	46.40	40.13	13.46
1982-1988	Myanmar	100	63.30	23.73	12.97
1982-1988	Belize	100	16.78	73.15	10.07
1982-1988	Turkey	100	86.74	5.37	7.89
1982-1988	India	100	87.95	5.23	6.82
1982-1988	Benin	100	82.26	11.91	5.84
1982-1988	Panama	100	44.73	51.27	4.00
1982-1988	Pakistan	100	90.88	7.77	1.35
1982-1988	Guyana	100	17.97	80.94	1.09
1982-1988	Dominica	100	61.60	39.29	-0.89
1982-1988	Brazil	100	0.04	101.81	-1.85
1982-1988	Chad	100	83.86	18.25	-2.11
1982-1988	Thailand	100	87.77	15.72	-3.48
1982-1988	Colombia	100	52.25	51.60	-3.85
1982-1988	Rwanda	100	99.32	4.83	-4.15
1982-1988	Samoa	100	89.26	15.20	-4.45
1982-1988	Philippines	100	50.41	54.19	-4.60
1982-1988	Uruguay	100	7.58	99.06	-6.64
1982-1988	Malawi	100	73.17	36.51	-9.68
1982-1988	Senegal	100	85.69	24.29	-9.98
1982-1988	Sudan	100	58.98	51.53	-10.51
1982-1988	Swaziland	100	11.01	101.20	-12.22
1982-1988	Costa Rica	100	52.36	62.74	-15.10
1982-1988	Zimbabwe	100	78.90	36.95	-15.85
1982-1988	Argentina	100	8.81	108.01	-16.83
1982-1988	Botswana	100	20.39	96.81	-17.21
1982-1988	Paraguay	100	24.93	103.76	-28.69
1982-1988	Kenya	100	93.31	39.97	-33.28
1982-1988	Guatemala	100	29.55	106.09	-35.64
1982-1988	Honduras	100	84.86	55.11	-39.98
1982-1988	Ethiopia	100	54.59	95.52	-50.11
1982-1988	Solomon Islands	100	21.12	144.16	-65.27
1982-1988	Haiti	100	77.85	95.86	-73.71
1982-1988	Nepal	100	123.05	7.74	-30.79
1982-1988	Sri Lanka	100	129.24	27.61	-56.86
1982-1988	Bangladesh	100	160.42	14.90	-75.32
1982-1988	Mauritius	100	130.94	169.63	-200.58

halshs-00564575, version 1 - 9 Feb 2011

FIG. 11 – Décomposition de l'instabilité des prix en monnaie locale sur 1988-1995

periode	Pays	var_dlnPr	var_dlnPrdol	var_dlnTCR	COV
1988-1995	Madagascar	100	20.47	38.35	41.18
1988-1995	Côte dIvoire	100	19.49	39.70	40.82
1988-1995	Burkina Faso	100	29.03	32.96	38.01
1988-1995	Benin	100	30.60	31.66	37.74
1988-1995	Mali	100	27.41	36.07	36.52
1988-1995	Nepal	100	48.86	16.63	34.51
1988-1995	Solomon Islands	100	53.35	20.30	26.35
1988-1995	Chad	100	41.73	32.60	25.67
1988-1995	Guyana	100	9.34	67.02	23.64
1988-1995	Central African I	100	24.89	56.49	18.61
1988-1995	Turkey	100	29.96	51.56	18.48
1988-1995	Ethiopia	100	10.99	73.53	15.48
1988-1995	Pakistan	100	80.94	4.35	14.71
1988-1995	India	100	51.07	35.81	13.13
1988-1995	Niger	100	21.17	66.17	12.66
1988-1995	Kenya	100	20.16	71.08	8.77
1988-1995	Samoa	100	62.33	29.40	8.27
1988-1995	Costa Rica	100	74.04	20.81	5.14
1988-1995	Lesotho	100	80.75	14.82	4.44
1988-1995	Myanmar	100	51.60	46.18	2.23
1988-1995	Brazil	100	0.02	98.26	1.71
1988-1995	Zimbabwe	100	49.02	49.76	1.21
1988-1995	Argentina	100	5.66	94.09	0.26
1988-1995	Liberia	100	94.02	11.38	-5.40
1988-1995	Sri Lanka	100	63.78	44.55	-8.33
1988-1995	Bangladesh	100	92.42	19.43	-11.85
1988-1995	Paraguay	100	16.98	96.12	-13.10
1988-1995	Senegal	100	73.55	41.40	-14.95
1988-1995	Honduras	100	16.24	103.65	-19.89
1988-1995	Barbados	100	52.90	73.82	-26.72
1988-1995	Thailand	100	98.06	37.20	-35.26
1988-1995	Sudan	100	5.90	133.29	-39.18
1988-1995	Belize	100	48.10	93.12	-41.23
1988-1995	Philippines	100	92.69	55.07	-47.76
1988-1995	Guatemala	100	65.44	95.53	-60.97
1988-1995	Haiti	100	56.32	157.86	-114.18
1988-1995	Malawi	100	48.94	187.49	-136.43
1988-1995	Gambia, The	100	104.06	5.44	-9.51
1988-1995	Botswana	100	130.18	11.59	-41.77
1988-1995	St. Lucia	100	118.98	23.85	-42.84
1988-1995	El Salvador	100	102.94	52.27	-55.21
1988-1995	Dominica	100	121.04	47.55	-68.59
1988-1995	Panama	100	129.20	44.48	-73.68
1988-1995	St. Vincent and	100	157.30	27.24	-84.54
1988-1995	Burundi	100	105.69	87.71	-93.40
1988-1995	Rwanda	100	135.83	97.07	-132.91
1988-1995	Uruguay	100	208.93	126.84	-235.78
1988-1995	Fiji	100	218.01	221.47	-339.49
1988-1995	Mauritius	100	307.79	151.52	-359.30
1988-1995	Swaziland	100	250.69	235.29	-386.00
1988-1995	Colombia	100	327.18	269.99	-497.17

halshs-00564575, version 1 - 9 Feb 2011

FIG. 12 – Décomposition de l'instabilité des prix en monnaie locale sur 1996-2002

periode	Pays	var_dlnPr	var_dlnPrdol	var_dlnTCR	COV
1996-2002	Barbados	100	10.83	50.80	38.37
1996-2002	Lesotho	100	53.25	9.43	37.32
1996-2002	Burkina Faso	100	47.71	16.36	35.93
1996-2002	Benin	100	56.00	11.32	32.67
1996-2002	Malawi	100	11.45	56.02	32.52
1996-2002	Central African I	100	44.44	25.65	29.91
1996-2002	Swaziland	100	5.92	65.51	28.57
1996-2002	Chad	100	45.44	26.88	27.68
1996-2002	Niger	100	53.47	22.79	23.74
1996-2002	Thailand	100	34.26	43.73	22.01
1996-2002	Philippines	100	28.76	49.90	21.35
1996-2002	Belize	100	52.93	26.29	20.78
1996-2002	Bangladesh	100	74.77	4.69	20.55
1996-2002	Senegal	100	48.17	35.99	15.85
1996-2002	Ethiopia	100	63.02	30.15	6.83
1996-2002	Zimbabwe	100	5.90	87.67	6.43
1996-2002	Argentina	100	1.88	92.97	5.15
1996-2002	Uruguay	100	7.52	88.45	4.03
1996-2002	India	100	79.15	18.02	2.83
1996-2002	Solomon Islands	100	34.42	67.15	-1.56
1996-2002	Fiji	100	4.71	97.69	-2.40
1996-2002	Mali	100	71.45	33.44	-4.89
1996-2002	Madagascar	100	25.27	83.27	-8.54
1996-2002	Haiti	100	50.01	65.97	-15.98
1996-2002	Myanmar	100	22.00	101.71	-23.71
1996-2002	Paraguay	100	31.93	95.32	-27.25
1996-2002	Guyana	100	92.36	58.73	-51.10
1996-2002	Brazil	100	13.39	145.52	-58.91
1996-2002	Turkey	100	72.16	90.88	-63.03
1996-2002	Mauritius	100	48.67	118.37	-67.05
1996-2002	Gambia, The	100	89.83	112.21	-102.04
1996-2002	Kenya	100	75.99	133.18	-109.17
1996-2002	St. Lucia	100	100.76	1.97	-2.74
1996-2002	Panama	100	113.83	3.25	-17.07
1996-2002	Dominica	100	115.64	2.61	-18.25
1996-2002	St. Vincent and	100	116.32	2.07	-18.39
1996-2002	Liberia	100	119.49	5.32	-24.81
1996-2002	Honduras	100	110.06	23.00	-33.07
1996-2002	Nepal	100	106.96	31.18	-38.14
1996-2002	El Salvador	100	127.67	16.76	-44.43
1996-2002	Côte d'Ivoire	100	128.13	18.42	-46.55
1996-2002	Pakistan	100	134.14	20.62	-54.75
1996-2002	Costa Rica	100	155.41	10.59	-66.00
1996-2002	Botswana	100	115.00	63.40	-78.40
1996-2002	Samoa	100	113.74	80.73	-94.48
1996-2002	Rwanda	100	129.92	135.16	-165.09
1996-2002	Sri Lanka	100	234.06	50.83	-184.89
1996-2002	Burundi	100	211.44	102.02	-213.46
1996-2002	Colombia	100	232.79	226.70	-359.49
1996-2002	Guatemala	100	323.87	312.17	-536.04
1996-2002	Sudan	100	323.47	347.04	-570.51