



HAL
open science

Rupture et asymétrie de la transmission des prix agricoles internationaux

Julie Subervie

► **To cite this version:**

Julie Subervie. Rupture et asymétrie de la transmission des prix agricoles internationaux. 2011. halshs-00557004

HAL Id: halshs-00557004

<https://shs.hal.science/halshs-00557004>

Preprint submitted on 18 Jan 2011

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Rupture et asymétrie de la transmission des prix agricoles internationaux

Julie Subervie*

octobre 2007

Résumé

Les gouvernements des pays en développement et les intermédiaires commerciaux positionnés le long des filières agricoles d'exportation jouent un rôle déterminant dans la transmission des chocs de prix mondiaux aux producteurs. Les mécanismes d'intervention sur les prix peuvent en effet conduire à un affaiblissement de la transmission des variations de prix mondiaux aux producteurs, mais également à l'apparition d'une asymétrie dans la vitesse d'ajustement du prix payé au producteur aux variations du prix mondial, en particulier si le prix au producteur est maintenu durablement en dessous de sa valeur d'équilibre. Cet effet d'asymétrie peut également apparaître dans la transmission entre les prix dans les pays dépourvus de mécanismes de régulation des marchés internes mais où les intermédiaires commerciaux détiennent un pouvoir de marché. L'objet de ce chapitre est d'analyser l'évolution de la réponse de court terme et la symétrie de la vitesse d'ajustement du prix au producteur aux variations du prix mondial. L'analyse empirique est menée à partir de séries temporelles longues disponibles pour quatre pays exportateur de café (le Salvador, l'Inde, l'Ouganda et le Costa Rica). Les résultats montrent une rupture dans la relation de cointégration entre le prix mondial et le prix payé au producteur dans le cas du Salvador, de l'Inde et de l'Ouganda. En outre, la transmission de court terme apparaît plus forte après la date de rupture dans le cas du Salvador. Enfin, avant la date de rupture, la vitesse d'ajustement semble dépendre fortement de la nature du choc à l'origine du déséquilibre, puisque les prix à la production tendent à converger *plus faiblement* - voire pas du tout - vers leur valeur d'équilibre lorsqu'ils sont *en dessous* de cette valeur d'équilibre (cas de l'Inde, de l'Ouganda et du Costa Rica).

*Centre d'Etudes et de Recherches sur le Développement International, 65 bd F. Mitterrand, 63000 Clermont-Ferrand, France, mail : Julie.Subervie@u-clermont1.fr

1 Introduction

Les gouvernements des pays en développement et les intermédiaires commerciaux positionnés le long des filières agricoles d'exportation jouent un rôle déterminant dans la transmission des chocs de prix mondiaux aux producteurs¹. En effet, par le biais de mécanismes d'intervention sur les prix, les gouvernements ont souvent tenté d'isoler les marchés domestiques des fluctuations des prix mondiaux. Ce type de mécanismes - fixation des prix au producteur, *marketing boards*, etc - peut conduire à un affaiblissement de la transmission des variations des prix mondiaux aux producteurs, mais également à l'apparition d'une asymétrie dans la vitesse d'ajustement du prix au producteur aux variations du prix mondial. Cet effet d'asymétrie peut également apparaître dans la transmission entre les prix dans les pays dépourvus de mécanismes de régulation des marchés internes mais où les intermédiaires commerciaux détiennent un pouvoir de marché. L'objet de ce chapitre est donc de mettre en évidence le rôle des politiques gouvernementales et des intermédiaires commerciaux dans la transmission des chocs de prix mondiaux aux producteurs en étudiant l'évolution de la réponse de court terme et la symétrie de la vitesse d'ajustement du prix au producteur aux variations du prix mondial.

Peu de travaux empiriques analysent la transmission entre les prix le long des filières agricoles, en raison de la rareté des données de prix payés aux producteurs dans les pays en développement. L'analyse qui suit peut être considérée comme un prolongement des travaux de Baffes et Gardner (2003) et Krivonos (2004). L'analyse repose sur deux tests d'hypothèses. La première hypothèse est celle d'une transmission entre les prix de moindre ampleur sur la période précédant la libéralisation des filières agricoles. En effet, durant les années 1980 et 1990, la plupart des pays d'Afrique Subsaharienne et d'Amérique Latine se sont engagés dans des politiques d'ajustement structurel et ont mis en place d'importantes réformes dont l'un des objectifs était la suppression des mécanismes de stabilisation des prix à la production. La transmission des chocs de prix aux producteurs est donc supposée plus forte après ces réformes. L'analyse qui suit permet de tester en premier lieu l'existence d'une rupture structurelle dans la relation de long terme entre le prix international et le prix payé au producteur. Par la suite, l'hypothèse d'une transmission plus forte après la date de rupture (i.e. une réponse de court terme et une vitesse d'ajustement plus élevées) est testée à l'aide d'un modèle à correction d'erreur. La deuxième hy-

¹Le taux de change réel joue également un rôle important dans la transmission des variations des prix internationaux (Chapitre 3). D'autres facteurs sont aussi susceptibles d'affecter la transmission des prix internationaux aux prix payés aux producteurs, notamment ceux qui influencent la transmission du prix international à la valeur unitaire à l'exportation (VUE). Cependant, ces facteurs ont une influence négligeable de sorte que le prix international et la VUE apparaissent généralement étroitement corrélés (Chapitre 1)

pothèse est celle d'une asymétrie dans la vitesse d'ajustement du prix au producteur aux variations de prix mondiaux. Le test repose sur un modèle autorégressif avec seuil (TAR), suivant les méthodes récemment développées dans la littérature sur la transmission asymétrique entre les prix.

L'analyse empirique est basée sur l'étude des filières d'exportation du café (arabica) dans quatre pays pour lesquels des données mensuelles de prix payés au producteurs sont disponibles sur une période relativement longue : le Salvador, l'Ouganda, l'Inde et le Costa Rica. Les trois premiers pays ont été retenus en raison de l'importance du pouvoir des organismes publics en charge de la commercialisation et de l'exportation du café et du changement radical de politique commerciale menée dans les années 1980 et 1990. Au Costa Rica, le gouvernement n'a jamais poursuivi d'objectif de stabilisation des prix payés au producteur, mais les intermédiaires commerciaux sont susceptibles d'avoir joué un rôle important dans la transmission entre les prix. Les propriétés statistiques des séries impliquent l'utilisation des méthodes de cointégration pour l'analyse de la relation entre le prix international du café et le prix payé au producteur². Les résultats montrent que les prix sont cointégrés sur la période globale (1975-2004 généralement). L'élasticité de transmission apparaît élevée (proche de l'unité). Par ailleurs, si la transmission de court terme peut apparaître plus forte sur la période suivant la date rupture (cas du Salvador), la vitesse d'ajustement ne semble pas avoir augmenté. En revanche, avant la date de rupture, la vitesse d'ajustement semble dépendre fortement de la nature du déséquilibre, puisque les prix à la production tendent à converger *plus faiblement* - voire pas du tout - vers leur valeur d'équilibre lorsqu'ils sont *en dessous* de cette valeur d'équilibre (cas de l'Inde, de l'Ouganda et du Costa Rica).

La deuxième section est consacrée aux travaux empiriques sur la transmission des prix agricoles internationaux dans les pays en développement et à l'influence supposée des organismes publics et des autres intermédiaires commerciaux sur la transmission entre les prix. La troisième section décrit la méthodologie adoptée pour tester les hypothèses proposées. La quatrième section présente les résultats de l'application économétrique. La dernière section apporte des éléments de conclusion.

²Les méthodes d'estimation traditionnelles conduisent à des régressions spurieuses (factices) lorsque les variables sont non-stationnaires.

2 Vitesse et asymétrie de la transmission entre les prix dans la littérature empirique

La transmission des variations des prix agricoles mondiaux aux producteurs dépend de l'influence d'intermédiaires agissant à différents stades de la chaîne de distribution des produits qui transitent des exploitations jusqu'à la frontière. Les conséquences des politiques gouvernementales et l'influence du pouvoir de marché des intermédiaires commerciaux (oligopoles de grossistes ou de détaillants par exemple) sur la transmission entre les prix sont toutefois mal connues.

2.1 Facteurs d'accélération de la transmission des chocs de prix internationaux

L'effet de la libéralisation des filières sur la transmission des chocs de prix internationaux est une question centrale pour les producteurs. A partir d'un échantillon de 18 pays d'Amérique Latine sur la période 1960-1985, Krueger, Schiff, et Valdes (1992) ont montré que, de manière générale, les réformes avaient eu un effet significatif et positif sur l'offre agricole agrégée. Dans le cas de l'Égypte, Baffes et Gautam (1996) ont également montré que les producteurs avaient vu accroître leur bien-être suite au programme d'ajustement structurel mis en place dans les années 1980. En fait, les conséquences sur le secteur agricole de la suppression des mécanismes d'intervention sur les prix dépendent de leur caractère protectionniste ou discriminatoire. Avec la suppression des mécanismes de stabilisation des prix notamment, les fluctuations des prix mondiaux sont mieux transmises aux producteurs et ces derniers, dont la capacité de gestion des chocs est faible, sont davantage exposés à l'instabilité des prix internationaux.

Peu d'auteurs ont testé l'hypothèse selon laquelle les mouvements des prix mondiaux ont été mieux transmis aux prix à la production suite à la libéralisation des marchés internes dans les pays en développement. Baffes et Gardner (2003) ont examiné l'effet des réformes politiques menées dans les années 1980 et 1990 sur la transmission entre le prix international et le prix payé au producteur pour 31 paires de pays-produits. Leur analyse en séries temporelles, relativement peu standard, repose sur des données annuelles fournies par la FAO. Leur relation de base est la suivante :

$$P_t^d = u + \beta_1 P_t^w + \beta_2 P_{t-1}^d + \beta_3 P_{t-1}^w + v \quad (1)$$

où P_t^d désigne le prix payé aux producteurs et P_t^w désigne le prix international. Par la

suite, exprimée sous la forme d'un modèle à correction d'erreur, la relation devient :

$$(P_t^d - P_{t-1}^d) = u + \alpha(P_{t-1}^w - P_{t-1}^d) + \beta(P_t^w - P_{t-1}^w) \quad (2)$$

A partir de cette expression, les auteurs construisent une variable mesurant le *temps d'ajustement*, défini de la manière suivante :

$$k = 1 - (1 - \beta)(1 - \alpha)^n \quad (3)$$

L'hypothèse d'une rupture structurelle dans la transmission entre les prix est alors testée à l'aide d'un test d'égalité des coefficients k , avant et après une date de rupture déterminée arbitrairement. Leurs résultats conduisent à accepter l'hypothèse d'une rupture dans seulement 11 cas sur 31. En outre, l'élasticité de transmission de court terme β n'a augmenté significativement après la date de rupture que dans 6 cas sur 11. L'ampleur de l'ajustement du prix au producteur aux variations du prix mondial, mesuré trois ans après le choc de prix mondial, apparaît significativement plus important après la rupture dans 8 cas sur 11.

Krivosos (2004) a examiné l'impact de la libéralisation des marchés internes dans huit pays d'Amérique latine et d'Afrique exportateurs de café (arabica et robusta), sur la période 1984-2004, à partir des données mensuelles fournies par l'Organisation Internationale du Café. La première étape de son analyse est une estimation de la relation de long terme entre le prix international et le prix payé au producteur dans laquelle l'élasticité de transmission dépend de la période :

$$P_t^d = \gamma_1 P_t^w D + \gamma_2 P_t^w (1 - D) + u_t \quad (4)$$

où P_t^d représente le prix payé au producteur, P_t^w représente le prix international et D est une muette prenant la valeur 1 si t est postérieur à la date des réformes mises en place dans la filière. Par la suite, un test de cointégration standard (Dickey-Fuller Augmenté) est appliqué au résidu u_t . Dans le cas où l'hypothèse de non-cointégration peut être rejetée, l'auteur conclut à la présence d'une rupture dans la relation de long-terme³. Par cette méthode, une relation de cointégration avec rupture est détectée dans 11 cas sur 17. Sur la période précédant la date de réforme, l'hypothèse nulle de non-cointégration n'est pas rejetée pour la plupart des pays. Sur la période suivant la date de réforme, la cointégration est détectée dans 12 cas sur 17. Enfin, l'auteur

³Dans la mesure où la date de rupture est connue, il est effectivement possible d'appliquer les tests de cointégration standards. Il est cependant préférable de déterminer la date de rupture de manière endogène par un test de type Gregory et Hansen (1996).

introduit directement la muette D dans un modèle à correction d'erreur :

$$\Delta P_t^d = \alpha + \delta_1 \Delta P_t^w D + \delta_2 \Delta P_t^w (1 - D) + \theta_1 u_{t-1} D + \theta_2 u_{t-1} (1 - D) + \epsilon_t \quad (5)$$

où u_t représente le terme à correction d'erreur. Les coefficients δ_1 et δ_2 apparaissent significativement différents dans seulement 6 cas sur 11 et les coefficients θ_1 et θ_2 également.

Dans les travaux empiriques, l'effet de la libéralisation des marchés internes sur la transmission des chocs n'est donc pas systématiquement mis en évidence. L'analyse empirique qui suit repose sur l'estimation d'un modèle à correction d'erreur proche de celui de Krivonos (2004) mais dans lequel la date de rupture est déterminée de manière endogène.

2.2 Facteurs d'asymétrie dans la transmission

Les organismes publics en charge de l'achat et de la commercialisation du café et les autres intermédiaires commerciaux sont susceptibles d'introduire une non-linéarité dans la transmission des prix internationaux. En effet, il est envisageable que les organismes publics de régulation des prix ou les autres intermédiaires détenant un pouvoir de marché créent des seuils en deçà desquels les prix à la production ne convergent pas, ou faiblement, vers leur valeur d'équilibre. C'est l'hypothèse d'une tendance des intermédiaires à déconnecter les prix payés aux producteurs des prix internationaux lorsque cela leur permet d'accroître leur marge. La vitesse d'ajustement du prix payé au producteur aux variations du prix mondial devient asymétrique.

Récemment, l'hypothèse de la présence de seuils dans les relations de cointégration a fait l'objet d'une attention particulière dans le cadre de la transmission spatiale et verticale entre les prix (voir par exemple Obstfeld et Taylor (1997), Balke et Fomby (1997), Goodwin et Grennes (1998), Goodwin et Holt (1999), Goodwin et Piggott (2001)). Dans cette littérature, la recherche de seuils est motivée par l'existence de coûts de transaction supposés affecter la transmission des prix⁴. Ces travaux testent l'hypothèse selon laquelle des seuils délimitent des intervalles à l'intérieur desquels la vitesse d'ajustement est plus faible, voire nulle.

De nombreux travaux, dans le domaine des filières agroalimentaires notamment, ont pour objet de détecter la présence d'asymétrie dans la relation entre prix au détail et prix au producteur. Le pouvoir de marché de certains intermédiaires explique

⁴La question des seuils est abordée aussi via les modèles à plusieurs régimes ou *switching models* (Spiller et Wood, 1988; Sexton, Kling, et Carman, 1991; Baulch, 1997; Araujo, Araujo-Bonjean, Combes, et Motel-Combes, 2005).

souvent l'existence de ce phénomène (Meyer et von Cramon-Taubadel, 2004). Peu de travaux empiriques ont mis en lumière ce type de relation sur les marchés des pays en développement, en raison de la rareté des données de prix. Abdulai (2000) a testé l'existence d'une asymétrie dans la transmission aux marchés locaux de chocs de prix survenant sur le marché central du maïs au Ghana. Le commerce du maïs au Ghana est en effet organisé en plusieurs réseaux de négociants, les petits intermédiaires (détaillants et grossistes) agissant sur les marchés locaux et régionaux, les grossistes plus importants faisant de l'arbitrage spatial. L'analyse met en lumière le pouvoir de marché que les intermédiaires sur les marchés locaux exercent sur les intermédiaires du marché central. Les résultats montrent que le retour à l'équilibre est plus rapide lorsque le prix sur le marché local est inférieur à sa valeur d'équilibre. En effet, les intermédiaires formant un oligopole sur le marché local sont enclins à corriger plus rapidement les déséquilibres qui conduisent leur prix de vente en dessous de sa valeur d'équilibre. Par exemple, suite à une contraction de la demande, le détaillant contraint de réduire ses prix, cherchera à répercuter cette baisse en achetant moins cher. Cependant, l'intermédiaire sur le marché local qui est informé de la baisse du prix de vente sur le marché central, ne va pas être enclin à accorder une réduction équivalente au détaillant, puisque cela réduirait sa marge. Dans le cas d'une hausse du prix de vente sur le marché central au contraire, il va choisir d'augmenter son propre prix (s'il pense que ses concurrents vont faire de même) puisqu'en achetant toujours au même prix, il augmente sa marge. De cette façon, les hausses de prix sur le marché central sont mieux transmises aux prix sur le marché local que les baisses. Meyer et von Cramon-Taubadel (2004) précisent toutefois que si les intermédiaires sur le marché local redoutent de perdre leur part de marché, ou s'ils supposent qu'aucun de leurs concurrents ne va augmenter ses prix suite à une hausse sur le marché central mais que tous vont choisir de l'abaisser suite à une baisse sur le marché central, les baisses seront au contraire mieux transmises que les hausses.

Ainsi, certains travaux ont pu montrer comment la transmission des chocs de prix du détaillant vers le grossiste peut être rendue asymétrique par le pouvoir de marché de ce dernier. Cependant, ceci ne renseigne pas sur les implications pour les producteurs de cet aspect de la transmission. En particulier, on ignore si les intermédiaires commerciaux locaux qui agissent sur la relation entre le prix au détail et le prix de gros, sont également susceptibles d'agir sur la relation entre le prix de gros et le prix à la production. Les données de prix à la production étant encore plus rares que les données de prix de gros dans les pays en développement, l'asymétrie dans la relation liant le prix international et le prix à la production n'a pas souvent été testée⁵. Pourtant, il est possible que les intermédiaires commerciaux exercent un

⁵Une exception est l'étude de Krivonos (2004), mais son analyse ne permet pas de tester l'asy-

pouvoir de marché sur les producteurs leur permettant de maintenir durablement le prix à la production en dessous de sa valeur d'équilibre.

3 Méthodologie et tests d'hypothèses

En raison des propriétés statistiques des séries, l'analyse de la transmission entre les prix repose sur les méthodes de cointégration. L'hypothèse d'un accroissement de l'élasticité de transmission suite à la suppression des mécanismes de stabilisation des prix internes et celle d'une asymétrie dans la vitesse d'ajustement du prix aux producteurs aux variations du prix mondial sont testées séparément. Ces hypothèses ne sont pas exclusives l'une de l'autre. Il est notamment possible que la transmission entre les prix avant la libéralisation des filières s'avère à la fois plus faible et asymétrique. Cela étant dit, il n'est pas possible de tester directement l'hypothèse nulle de non-cointégration de type linéaire (hypothèse standard) contre l'hypothèse alternative de cointégration avec seuil. Par conséquent, il convient d'examiner en premier lieu le « comportement global » des séries en testant l'hypothèse d'une relation de cointégration entre les prix via les procédures standards. Par la suite, si les séries apparaissent cointégrées, les tests de présence de seuils doivent permettre de déterminer la nature du « comportement local » des séries, autrement dit de détecter la présence d'un seuil ((Balke et Fomby, 1997)).

3.1 Tests de cointégration standards

La relation de long terme entre le prix international et le prix au producteur est généralement exprimée de la manière suivante (cf Chapitre 1) :

$$P_t^p = \xi_0 + \xi_1 P_t^m + \epsilon_t \quad (6)$$

où P_t^p , le prix payé au producteur exprimé en logarithmes, est déterminé par P_t^m , le prix international exprimé en logarithmes, et où le résidu ϵ_t (*iid*) capte l'effet de variables difficilement observables telles que les coûts de transaction (l'ensemble des coûts relatifs au transport, au stockage et aux marges commerciales), les politiques d'intervention ou les différences de qualité. Si le résidu ϵ_t est stationnaire, les prix sont cointégrés, ce qui implique que, bien que les prix P_t^p et P_t^m évoluent chacun différemment, ils sont liés par une relation d'équilibre de long-terme stable. Cependant, le résidu peut ne pas être stationnaire, à cause des chocs permanents de progrès technique ou de demande, ou des chocs permanents sur les politiques d'intervention. Dans ce cas, il est impossible de conclure que les prix sont cointégrés alors qu'ils le méritent au sens de Enders et Granger (1998) et Enders et Siklos (2001). En outre, ses résultats n'indiquent pas clairement la présence d'une asymétrie dans la transmission entre les prix.

sont peut-être.

Le coefficient ξ_1 représente l'élasticité de transmission de P_t^p . Il mesure la proportion des variations de P_t^m transmises à P_t^p . S'il est égal à l'unité, cela signifie que la totalité des variations de P_t^m sont transmises à P_t^p . Comme le rappelle Krivonos (2004), l'existence d'une politique de prix elle-même n'entraîne pas nécessairement un affaiblissement de la transmission des fluctuations du prix mondial (une diminution de ξ_1). Une taxe à l'exportation *ad valorem* constante par exemple est parfaitement compatible avec une transmission totale des chocs de prix (l'élasticité de transmission reste égale à 1). D'autres politiques en revanche, comme les quotas sur les exportations ou les taxes à l'exportation non constantes, peuvent réduire la transmission⁶. Une politique de fixation des prix à la production devrait impliquer une transmission nulle. Cependant, même les prix administrés tendent à varier en fonction des prix mondiaux. Ainsi, les travaux empiriques montrent le plus souvent une transmission inférieure à l'unité mais non-nulle. L'analyse empirique qui suit n'a pas pour objet de déterminer si la transmission est totale (de fait les résultats mettent en évidence une élasticité très proche de l'unité) mais plutôt comment certains facteurs peuvent modifier l'élasticité de transmission instantanée (ou réponse de court terme) du prix au producteur et sa vitesse d'ajustement aux variations du prix mondial dans le modèle à correction d'erreur (MCE).

L'étape préalable à tous les tests est la détermination des propriétés statistiques des séries de prix. S'ils s'avèrent non-stationnaires, les tests de cointégration standards - test de Dickey-Fuller Augmenté (ADF), test de Phillips-Perron, test de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (KPSS) - sont appliqués au résidu de l'équation (6). Lorsque l'hypothèse de non-cointégration est rejetée, un MCE standard peut être estimé :

$$\Delta P_t^p = \eta + \lambda \epsilon_{t-1} + \sum_{k=0} \alpha_k \Delta P_{t-k}^m + \sum_{k=1} \beta_k \Delta P_{t-k}^p + \nu_t \quad (7)$$

où λ représente la vitesse d'ajustement et $\sum_{k=0} \alpha_k$ représente la réponse de court terme (ou élasticité de transmission instantanée) de P_t^p . Par la suite, l'objectif est de modifier ce modèle pour mettre à jour certaines caractéristiques de la transmission entre les prix.

⁶Lorsque certaines variables omises de l'équation sont corrélées à P_t^m , l'élasticité de transmission est susceptible d'être biaisée. Si la taxe à l'exportation et le prix mondial sont négativement corrélés, l'élasticité de transmission sera sous-estimée.

3.2 Cointégration avec rupture et MCE

L'hypothèse selon laquelle les politiques d'intervention affaiblissent la transmission est testée à partir d'un MCE dans lequel les coefficients dépendent d'une date de rupture déterminée préalablement. Bien que la période à laquelle les pays en développement ont mis en place les réformes politiques à l'origine de la disparition des mécanismes d'intervention sur les prix soit relativement bien connue, il est difficile de déterminer *a priori* une date de rupture précise dans la relation entre le prix international et le prix payé au producteur (les effets de la rupture peuvent apparaître avant la date si celle-ci est anticipée par les agents mais ils peuvent aussi apparaître après un délai). Par conséquent, il est préférable d'utiliser un test de cointégration qui permet de déterminer de manière endogène une date de rupture dans la relation de long terme. Par la suite, il est possible d'estimer un MCE dans lequel les coefficients de l'élasticité de transmission instantanée et de la vitesse d'ajustement dépendent de la période - avant ou après la date de rupture. Enfin, un test d'égalité appliqué à ces coefficients permet de montrer dans quelle mesure la réponse instantanée et la vitesse d'ajustement du prix payé au producteur sont affaiblies sur la période précédant la libéralisation des filières.

3.2.1 Test de Gregory et Hansen 1996

L'hypothèse nulle du test de Gregory et Hansen (1996) est une relation de cointégration entre les prix sans changement structurel. Il existe trois variantes de l'hypothèse alternative. Dans le modèle C, il existe une relation de cointégration avec un changement de niveau :

$$P_t^p = \xi'_0 + \xi'_1 \varphi + \xi'_2 P_t^m + \epsilon'_t \quad (8)$$

où φ est une muette qui prend la valeur 1 quand $t \geq t_0$ et zéro sinon. Dans le modèle C/T, il existe une relation de cointégration avec un changement de niveau et un *trend* temporel :

$$P_t^p = \xi''_0 + \xi''_1 \varphi + \xi''_2 P_t^m + \xi''_3 t + \epsilon''_t \quad (9)$$

Dans le modèle C/S, il existe une relation de cointégration avec un changement de niveau et de régime :

$$P_t^p = \xi'''_0 + \xi'''_1 \varphi + \xi'''_2 P_t^m + \xi'''_3 \varphi P_t^m + \epsilon'''_t \quad (10)$$

A partir de la série résiduelle ϵ'_t (ϵ''_t , ϵ'''_t), l'équation auto-régressive suivante est estimée :

$$\Delta\epsilon'_t = \pi^{(1)}\epsilon'_{t-1} + \sum \pi_i^{(2)}\Delta\epsilon'_{t-i} \quad (11)$$

Trois statistiques de test sont utilisées : la statistique ADF et les statistiques Z_α et Z_t de Phillips (1987). Elles sont calculées pour *toutes les dates* de rupture potentielle entre janvier 1975 et décembre 2004. La date de rupture la plus probable correspond à la statistique de test la plus faible (les trois statistiques donnent généralement des dates voisines).

3.2.2 MCE avec rupture

Il est probable que l'élasticité de transmission instantanée et la vitesse d'ajustement du prix au producteur dans le MCE dépendent de la période. Cette hypothèse est testée à l'aide d'une variable muette prenant la valeur 1 après la date de rupture et zéro avant :

$$\begin{aligned} \Delta P_t^p &= \eta' + \lambda^{ante}\epsilon_{t-1}(1-D) + \lambda^{post}\epsilon_{t-1}D + \\ &(1-D)\sum \alpha_k^{ante}\Delta P_{t-k}^m + D\sum \alpha_k^{post}\Delta P_{t-k}^m + \\ &(1-D)\sum \beta_k^{ante}\Delta P_{t-k}^p + D\sum \beta_k^{post}\Delta P_{t-k}^p + \nu'_t \end{aligned} \quad (12)$$

où λ^{ante} représente la vitesse d'ajustement *avant* la date de rupture, λ^{post} représente la vitesse d'ajustement *après* la date de rupture, α^{ante} représente la réponse de court terme *avant* la date de rupture et α^{post} représente la réponse de court terme *après* la date de rupture. Un test de Wald sur les coefficients permet de déterminer si λ^{ante} et λ^{post} d'une part et α^{ante} et α^{post} d'autre part, sont significativement différents.

3.3 Cointégration asymétrique et MCE

L'hypothèse selon laquelle les politiques d'intervention sur les prix et le jeu des intermédiaires commerciaux sont susceptibles de maintenir le prix payé au producteur en dessous de sa valeur d'équilibre est testée à l'aide d'un modèle autoregressif avec seuil ou modèle TAR (*threshold autoregressive model*). Ce type de modèle permet de décrire le processus de formation du résidu ϵ_t de l'équation (6) lorsque la vitesse d'ajustement du prix payé au producteur dépend de la nature du déséquilibre.

3.3.1 Modélisation d'un seuil

Dans le cas d'une cointégration linéaire standard, la série résiduelle peut être décrite par un modèle autoregressif (AR) de type :

$$\epsilon_t = \rho\epsilon_{t-1} + e_t \quad (13)$$

où e_t suit la loi normale $N(0, \sigma^2)$. Dans le cas d'une cointégration non-linéaire en revanche, le terme de correction d'erreur est décrit par le modèle TAR suivant :

$$\epsilon_t = \rho^{(i)}\epsilon_{t-1} + e_t^{(i)} \quad \text{si} \quad \theta^{(i-1)} < \epsilon_{t-d} \leq \theta^{(i)}, \quad i = 1, \dots, K. \quad (14)$$

avec $-\infty = \theta^{(0)} < \theta^{(1)} < \dots < \theta^{(K)} = +\infty$; $\theta^{(i)}$ désigne le $i^{\text{ème}}$ seuil; $e_t^{(i)}$ suit la loi normale $N(0, \sigma_{(i)}^2)$.

Il existe de nombreuses variantes du modèle TAR. Certaines parmi les plus utilisées sont présentées par Balke et Fomby (1997). Les modèles à seuil sont formés de relations linéaires par segments et ont pour but de modéliser des phénomènes d'asymétrie. Dans la mesure où les politiques de stabilisation des prix et les intermédiaires commerciaux sont susceptibles de maintenir durablement le prix payé aux producteurs en deçà de sa valeur d'équilibre, le terme de correction d'erreur peut être modélisé par un modèle à seuil unique θ tel que :

$$\epsilon_t = \begin{cases} \rho^{(1)}\epsilon_{t-1} + e_t^{(1)} & \text{si } \epsilon_{t-d} \geq \theta \\ \rho^{(2)}\epsilon_{t-1} + e_t^{(2)} & \text{si } \epsilon_{t-d} < \theta \end{cases} \quad (15)$$

L'idée sous-jacente à ce modèle est que la vitesse d'ajustement dépend de la nature du déséquilibre. Lorsque $\epsilon_{t-d} < \theta$, le prix à la production est inférieur à sa valeur d'équilibre ($P_{t-d}^p < \widehat{P}_{t-d}^p + \theta$) et lorsque $\epsilon_{t-d} \geq \theta$, le prix à la production est supérieur à sa valeur d'équilibre augmentée du seuil θ . Si $\rho^{(2)}$ est inférieur à $\rho^{(1)}$, alors la vitesse de convergence est plus faible lorsque le prix à la production est en dessous de sa valeur d'équilibre. Autrement dit, les déséquilibres correspondant à un prix à la production en dessous de sa valeur d'équilibre sont plus persistants.

3.3.2 Test de Enders et Siklos (2001)

L'hypothèse selon laquelle le terme de correction d'erreur est décrit par un processus TAR peut être testée par un test de cointégration asymétrique. Enders et Granger (1998) et Enders et Siklos (2001) ont modifié le test de cointégration standard de Dickey-Fuller, de manière à pouvoir tester l'hypothèse d'une relation de cointégration entre les prix sans maintenir l'hypothèse de symétrie dans l'ajustement de long terme. En effet, le test standard de Dickey-Fuller basé sur l'hypothèse d'ajustement

symétrique peut avoir tendance à rejeter l'hypothèse de prix cointégrés en présence d'asymétrie dans la relation de cointégration. Comme dans le test de cointégration standard, le test de cointégration asymétrique repose sur la stationnarité du résidu ϵ_t . L'équation de test est la suivante :

$$\Delta\epsilon_t = I_t\rho_1\epsilon_{t-1} + (1 - I_t)\rho_2\epsilon_{t-1} + \sum \psi_k\Delta\epsilon_{t-k} + \mu_t \quad (16)$$

où I est une fonction indicatrice prenant la valeur 1 si $\epsilon_{t-d} \geq \theta$ et zéro sinon. S'il y a cointégration, ρ_1 et ρ_2 sont nécessairement négatifs. Enders et Siklos (2001) recourent à deux tests : un *t-max* (la plus grande des deux statistiques individuelles t) pour tester l'hypothèse selon laquelle les coefficients ρ_1 et ρ_2 sont significativement négatifs et un *F-test* pour tester l'hypothèse qu'ils sont conjointement différents de zéro (les valeurs critiques sont données dans Enders et Siklos (2001)). Le seuil θ est généralement inconnu mais il peut être déterminé de manière endogène. La procédure consiste à récupérer les résidus de l'équation (6), puis à les trier par ordre croissant. Les 15% des valeurs les plus élevées et les plus faibles sont éliminées, les autres représentent l'ensemble des seuils potentiels. L'équation de test est estimée pour chacun de ces seuils potentiels. Le seuil θ et le délai d sont déterminés simultanément par minimisation de la somme des carrés des résidus de l'équation (16). Il n'est pas inhabituel que les conséquences d'un déséquilibre apparaissent au bout de plusieurs mois ($d > 1$ dans le cas de données mensuelles). Empiriquement, on constate cependant qu'il n'est généralement pas nécessaire de rechercher l'impact d'un déséquilibre survenu au delà de 14 mois.

3.3.3 MCE avec vitesse d'ajustement asymétrique

Lorsque le test de Enders et Siklos (2001) détecte la présence d'une asymétrie dans la relation de cointégration entre les prix, il est ensuite possible d'estimer un MCE dans lequel la vitesse d'ajustement du prix payé au producteur dépend de la nature du déséquilibre :

$$\Delta P_t^p = \eta + Z\lambda^+\epsilon_{t-1} + (1 - Z)\lambda^-\epsilon_{t-1} + \sum_{k=0} \alpha_k\Delta P_{t-k}^m + \sum_{k=1} \beta_k\Delta P_{t-k}^p + \nu_t \quad (17)$$

où Z est une muette prenant la valeur 1 si $\epsilon_{t-d} \geq \theta$ et zéro.

L'introduction d'un terme de correction d'erreur asymétrique dans les MCE constitue un développement récent de la littérature sur la transmission asymétrique des prix. Cependant, la présence d'asymétrie est testée dans les MCE depuis longtemps, sous une autre forme. En effet, de nombreux travaux reposent sur des modèles

où la réponse de court terme dépend de la nature du choc :

$$\Delta P_t^p = \eta'' + \lambda \epsilon_{t-1} + W \sum_{k=0} \alpha_k^+ \Delta P_{t-k}^m + (1-W) \sum_{k=0} \alpha_k^- \Delta P_{t-k}^m + \sum_{k=1} \beta_k \Delta P_{t-k}^p + \nu_t'' \quad (18)$$

où W est une muette prenant la valeur 1 lorsque $\Delta P_t^m \geq 0$. L'idée sous-jacente à ce modèle est différente de celle du modèle (17) dans lequel l'asymétrie caractérise la vitesse d'ajustement, de sorte que le retour à l'équilibre du prix au producteur dépend de la position du prix par rapport à sa valeur d'équilibre. En revanche, dans le modèle (18), utilisé par Krivonos (2004) notamment, c'est la réponse de court terme qui est asymétrique, dans le sens où la réponse instantanée du prix à la production dépend de la nature du choc (positif ou négatif). Il est important de souligner qu'un choc de prix international positif ne conduit pas nécessairement le prix à la production à se trouver en dessous de sa valeur d'équilibre. Ainsi, les modèles (17) et (18) permettent de tester deux hypothèses sensiblement différentes.

4 Résultats

L'analyse empirique est basée sur l'étude des filières d'exportation du café (arabica) dans quatre pays pour lesquels des données mensuelles de prix payés au producteurs sont disponibles sur une période relativement longue : le Salvador, l'Inde, l'Ouganda et le Costa Rica. Les observations s'étendent de janvier 1975 à décembre 2004 (soit 360 observations par pays, sauf pour l'Ouganda où la période d'étude commence en 1981). Le prix international et le prix au producteur sont exprimés en dollars US. Le prix du café est l'indice de prix international extrait de la base de données mensuelles IFS (2006). Les prix payés aux producteurs d'arabica sont extraits de la base de l'Organisation Internationale pour le Café. Les séries sont déflatées par l'indice des prix à la consommation dans le pays (IFS 2006). Les prix sont tous exprimés en logarithmes.

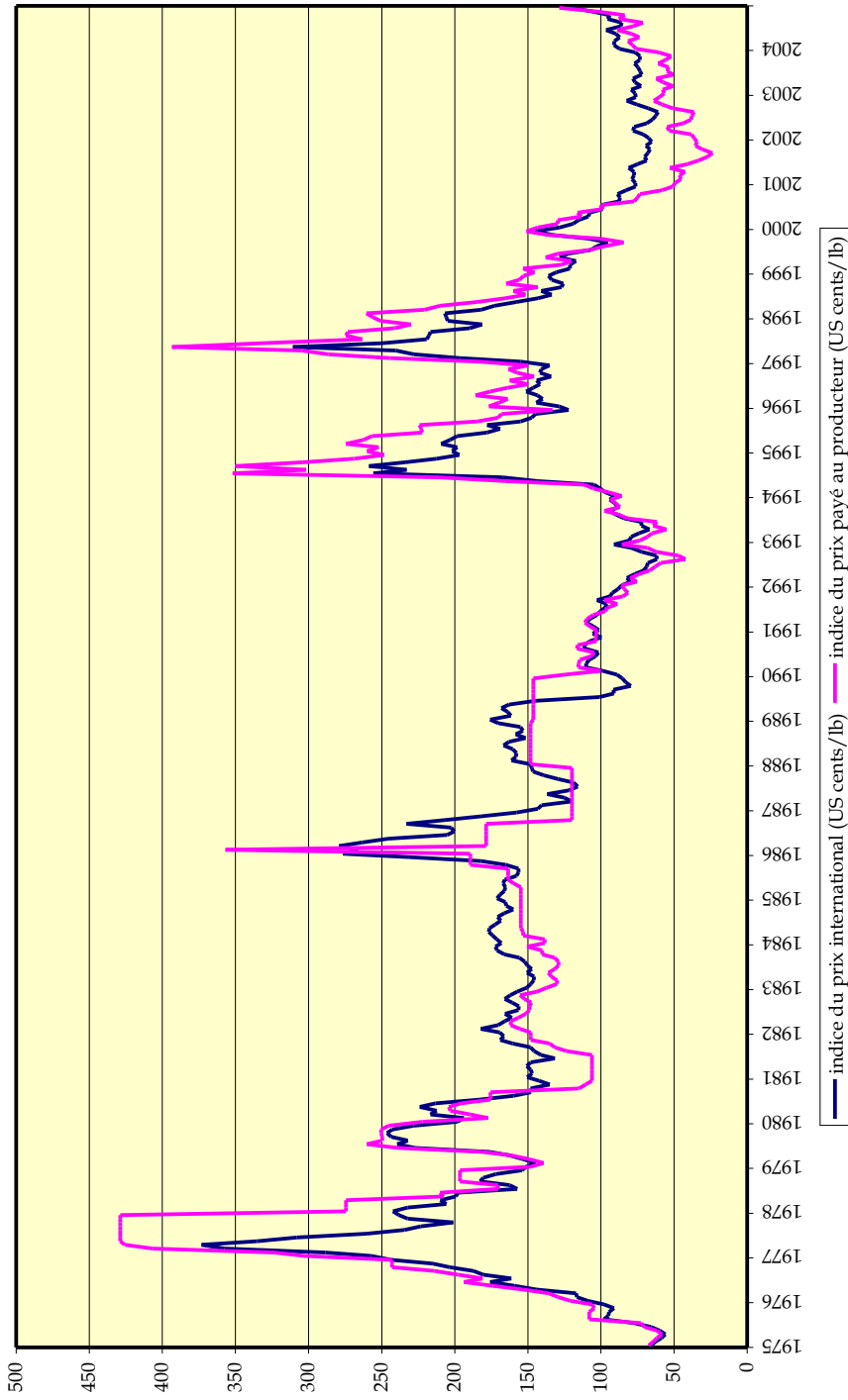
Les hypothèses sont testées suivant une démarche identique pour les quatre pays. La première étape consiste à tester les propriétés statistiques des séries, à estimer la relation de long terme entre les prix, à tester l'existence d'une relation de cointégration entre les prix par les méthodes standards puis, dans la mesure où les prix s'avèrent cointégrés, à estimer un modèle à correction d'erreur. La deuxième étape permet de tester l'hypothèse d'une transmission entre le prix international et le prix payé au producteur plus faible sur la période antérieure à la libéralisation des filières. Elle consiste d'abord à déterminer une date de rupture dans la relation de cointégration à l'aide du test de Gregory et Hansen (1996), puis à estimer un MCE dans lequel les coefficients dépendent de la date de rupture en question. La dernière

étape est consacrée à l'hypothèse d'une asymétrie dans la vitesse d'ajustement du prix payé au producteur. Elle consiste d'abord à estimer un modèle TAR à partir duquel l'hypothèse d'asymétrie est testée par la méthode de Enders et Siklos (2001). Par la suite, un MCE tenant compte de l'asymétrie est estimé. L'hypothèse d'une élasticité de transmission variable selon la nature du choc de prix mondial (positif ou négatif) est également testée.

4.1 Le Salvador

Jusqu'à la fin des années 1980, le gouvernement du Salvador tenait une place centrale dans la filière café, premier produit d'exportation du pays. Après 1979, son rôle s'est même accru, la politique économique du pays étant alors gérée par le gouvernement central et les gouvernements municipaux, ainsi que plusieurs agences décentralisées. En 1980, le gouvernement a nationalisé la commercialisation et l'exportation du café à travers l'organisme public *Incafe*, intermédiaire obligatoire entre les producteurs et les marchés d'exportation. *Incafe* a été vivement critiqué par les producteurs en raison de l'importance des taxes à l'exportation et autres charges imposées qui pouvaient représenter jusqu'à 50% du prix de vente à l'étranger. En 1989, la filière café salvadorienne a retrouvé une gestion libérale et *Incafe* a été démantelé (Paige, 1993). L'emprise de l'oligarchie caféière centenaire sur la filière a diminué, même si les usiniers privés profitent de leur rôle d'intermédiaires financiers (Billan, 1998). La réforme agraire a également permis l'émergence de coopératives de production dont le pouvoir reste cependant limité. La figure 1 présente l'évolution du prix à la production et du prix international du café sur la période 1975-2004. Le tableau 1 présente les résultats des tests de présence de racine unitaire sur les séries de prix. De manière générale, les tests ne rejettent pas l'hypothèse de non-stationnarité sur la période 1975-2004. L'estimation de la relation de long terme montre une élasticité de transmission élevée (colonne 1 du tableau 2). Un test de cointégration standard (Dickey-Fuller Augmenté) est ensuite appliqué au résidu de l'équation de long terme. L'hypothèse nulle est la non-cointégration. Si la statistique de test est inférieure à la valeur critique, l'hypothèse nulle est rejetée. Les résultats rejettent l'hypothèse de non-cointégration sur la période globale (tableau 3). Les résultats de l'estimation du MCE sur la période 1975-2004 sont présentés dans la première colonne du tableau 4. Enders (1995) explique que le choix du nombre de retards peut être déterminé par un test d'autocorrélation sur le résidu de l'équation : si l'hypothèse d'autocorrélation n'est pas rejetée, le modèle est ré-estimé en rajoutant des retards. Dans le cas du Salvador, le test de Durbin-Watson ne détecte pas d'autocorrélation dans le MCE incluant un retard. L'élasticité de transmission de court terme sur la période totale apparaît élevée (0.89).

FIG. 1 – Évolution de l'indice du prix à la production et du prix international du café au Salvador (prix nominaux)



Note : L'indice des prix mondiaux est un indice composite. Les prix mondiaux peuvent ne pas refléter le prix mondial auquel font véritablement face les exportateurs du Salvador en raison de l'existence de différentes qualités d'arabica notamment. Par conséquent, le prix payé au producteur peut apparaître ponctuellement plus élevé que le prix international retenu.

TAB. 1 – Tests de racine unitaire (Salvador sur la période 1975-2004)

	ADF			PP			KPSS		
		[3]	[2]	[1]	[2]	[3]	[1]	[2]	[3]
pw	-4.323	[3]**	-3.380	*	-1.063	-0.974	0.094	2.024	**
pp	-1.276	[1]	-2.647		-0.853	-1.276	0.119	2.110	**
Δpw	-13.461	[1]**	-13.328	**	-13.348	**	-13.362	**	0.085
Δpp	-11.822	[1]**	-17.957	**	-17.982	**	-17.920	**	0.094

Note : pw est le logarithme du prix international ; pp est le logarithme du prix au producteur ; Δpw (Δpp) est la première différence de pw (pp). [3] : modèle avec tendance et constante ; [2] : modèle avec constante uniquement ; [1] : modèle sans constante ni tendance. Le nombre de retards dans l'équation de test est déterminé par le critère d'information d'Akaike. ** significativité à 1% ; * significativité à 5%.

TAB. 2 – Relation de cointégration entre le prix international et le prix au producteur ($P_t^p = \xi_0 + \xi_1 P_t^m + \epsilon_t$)

	Salvador	Inde	Ouganda	Costa Rica
ξ_1	1.66*** <i>0.02</i>	0.87*** <i>0.01</i>	0.82*** <i>0.01</i>	0.93*** <i>0.01</i>
ξ_0	-3.12*** <i>0.10</i>	0.59*** <i>0.05</i>	0.76*** <i>0.06</i>	0.09** <i>0.04</i>
Obs.	360	360	285	360

Note : L'estimateur est celui des Moindres Carrés Ordinaires. Les écart-types, corrigés de l'hétéroscédasticité, sont présentés sous les coefficients.

TAB. 3 – Test de cointégration (Dickey-Fuller Augmenté)

$$\Delta\epsilon_t = \phi\epsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta\epsilon_{t-i} + u_t$$

	Salvador	Ouganda	Inde	Costa Rica
t	-5.128**	-6.867**	-6.428**	-6.428**

Note : Le nombre de retards dans l'équation de test est déterminé par le critère d'information d'Akaike. ** significatif à 1%; significatif à 5%.

Le test de Gregory et Hansen (1996) indique une date de rupture potentielle autour de 1986, ce qui correspond relativement bien à la période de réformes (tableau 5). Le tableau 6 présente les résultats de l'estimation du MCE dont les coefficients dépendent de la période (équation 12). Dans le cas du Salvador (colonne 1), le test de Wald appliqué aux coefficients du modèle indique que la réponse de court terme est significativement plus importante après la date de rupture (mai 1986), ce qui est le résultat attendu. En revanche, la vitesse d'ajustement n'apparaît pas significativement plus élevée après la date de rupture. Les résultats du test de Enders et Siklos (2001) sont présentés dans la première colonne du tableau 7. Ils ne permettent pas de conclure à la présence d'une asymétrie dans la vitesse d'ajustement du prix au producteur. Enfin, dans la mesure où, sur la période précédant la rupture dans la relation de long terme, les prix n'apparaissent pas cointégrés (tableaux 8 et 9), l'hypothèse d'une asymétrie dans la réponse instantanée ne peut être testée.

TAB. 4 – Modèle à Correction d’Erreur standard

$$\Delta P_t^p = \eta + \lambda \epsilon_{t-1} + \sum_{j=0} \alpha_j \Delta P_{t-j}^m + \sum_{k=1} \beta_k \Delta P_{t-k}^p + \nu_t$$

	Salvador	Inde	Ouganda	Costa Rica
λ	-0.053*** <i>0.018</i>	-0.109*** <i>0.024</i>	-0.122*** <i>0.289</i>	-0.094*** <i>0.024</i>
α_0	0.928*** <i>0.061</i>	0.249*** <i>0.048</i>	0.538*** <i>0.096</i>	0.109* <i>0.060</i>
Obs.	358	358	282	358
<i>DW p-value</i>	0.53	0.52	0.77	0.14

Note : L’estimateur est celui des Moindres Carrés Ordinaires. Les écart-types sont présentés sous les coefficients. *DW p-value* est la probabilité associée à la statistique du test de Durbin-Watson avec H_0 : absence d’autocorrélation. *** (**, *) significatif à 1% (5%, 10%).

TAB. 5 – Test de Gregory et Hansen (Salvador)

	Modèle C		Modèle C/T		Modèle C/S	
ADF^*	-5.65***	mai 1986	-5.06**	mai 1986	-5.82***	juil.1985
Z_t^*	-5.15***	janv.1986	-5.01**	janv.1986	-5.34**	août 1985
Z_α^*	-50.87***	juin 1985	-48.31**	janv.1986	-54.72**	juin 1985

Note : *** (**) significatif à 1% (5%). ADF^* (respectivement Z_α^* , Z_t^*) est la statistique ADF (respectivement Z_α , Z_t) minimale.

TAB. 6 – Modèle à Correction d’Erreur avec rupture

Equation (12)

	Salvador	Inde	Ouganda
α_0^{ante}	0.659*** <i>0.107</i>	0.299*** <i>0.070</i>	0.583*** <i>0.123</i>
α_0^{post}	1.053*** <i>0.073</i>	0.216*** <i>0.066</i>	0.604*** <i>0.163</i>
λ^{ante}	-0.020 <i>0.030</i>	-0.075** <i>0.029</i>	-0.124*** <i>0.034</i>
λ^{post}	-0.072*** <i>0.023</i>	-0.156*** <i>0.042</i>	-0.068 <i>0.082</i>
Obs.	358	358	282
$F^{(1)}$	9.23***	0.73	0.01
$F^{(2)}$	1.72	2.33	0.37

Note : $F^{(1)}$ est la statistique du test de Wald appliqué aux coefficients α ($H_0 : \alpha_0^{ante} = \alpha_0^{post}$). $F^{(2)}$ est la statistique du test de Wald appliqué aux coefficients λ ($H_0 : \lambda^{ante} = \lambda^{post}$). L’estimateur est celui des Moindres Carrés Ordinaires.

TAB. 7 – Estimation du modèle TAR

$$\Delta \epsilon_t = I_t \rho_1 \epsilon_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 \epsilon_{t-1} + \sum \psi_k \Delta \epsilon_{t-k} + \mu_t$$

	Salvador	Inde	Ouganda	Costa Rica
	$d = 2$ et $\theta = -0.126$	$d = 11$ et $\theta = 0.166$	$d = 11$ et $\theta = 0.292$	$d = 12$ et $\theta = 0.103$
ρ_1	-0.291***	-0.294***	-0.490***	-0.359***
	0.112	0.080	0.132	0.061
ρ_2	0.079	-0.140***	-0.115***	-0.081**
	0.283	0.038	0.058	0.032
Obs.	133	221	157	358
t_{max}	0.46	-3.84***	-2.10**	-2.42***
F	2.15	10.50***	5.55**	14.94***
Wald	3.82*	3.11*	10.96***	16.51***

Note : F est la statistique du test joint préconisé par Enders et Siklos (2001). Le test de Wald est appliqué aux coefficients ρ ($H_0 : \rho_1 = \rho_2$). Le nombre de retards introduits dans l'équation de test est déterminé par le critère d'information d'Akaike. L'estimateur est celui des Moindres Carrés Ordinaires. L'échantillon est *bootstrappé*.

TAB. 8 – Tests de racine unitaire (Salvador sur la période 1975-1986)

	ADF	PP			KPSS		
		[3]	[2]	[1]	[3]	[2]	[1]
pw	0.144	-2.135	-1.570	0.204	0.142	0.854	**
pp	-0.476	-2.526	-0.906	-0.468	0.135	0.947	**
Δpw	-6.776	-6.682	-6.711	**	-6.731	**	* 0.152
Δpp	-12.431	-12.479	-12.371	**	-12.401	**	0.212

Note : pw est le logarithme du prix international ; pp est le logarithme du prix au producteur ; Δpw (Δpp) est la première différence de pw (pp). [3] : modèle avec tendance et constante ; [2] : modèle avec constante uniquement ; [1] : modèle sans constante ni tendance. Le nombre de retards dans l'équation de test est déterminé par le critère d'information d'Akaike. ** significativité à 1% ; * significativité à 5%.

TAB. 9 – Test de cointégration avant la date de rupture (Dickey-Fuller Augmenté)

$$\Delta\epsilon_t = \phi\epsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta\epsilon_{t-i} + u_t$$

	Salvador	Ouganda	Inde
t	-1.460	-5.244**	-5.653**

Note : Le nombre de retards dans l'équation de test est déterminé par le critère d'information d'Akaike. ** significatif à 1% ; significatif à 5%.

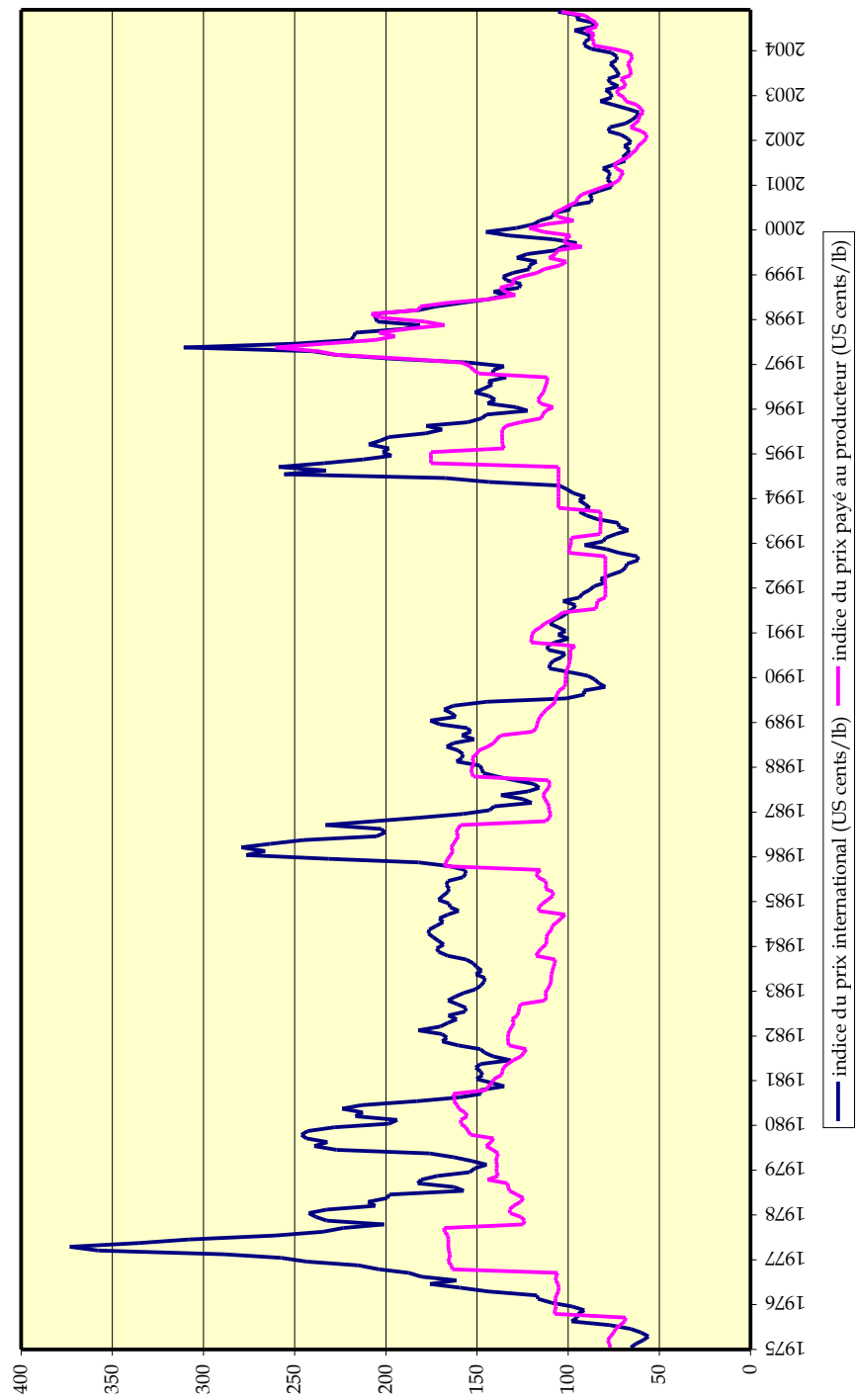
4.2 L'Inde

L'Inde appartient à la catégorie des pays où les réformes ont été les plus complètes : désengagement total de l'Etat de la commercialisation du café, abolition des prix minimums, diminution des taxes à l'exportation et ouverture du marché aux exportateurs privés (Krivonos, 2004). L'ajustement structurel a eu lieu au début des années 1990. Avant la libéralisation de la filière, un *marketing board* gérait l'achat, la commercialisation et l'exportation du café. Les producteurs n'étaient payés qu'en partie le jour de la livraison et devaient parfois attendre plusieurs mois avant de recevoir l'intégralité de leur paiement, versé lorsque le café avait été vendu. Les réformes engagées à partir de 1992 ont conduit à l'élimination progressive des fonctions interventionnistes du *marketing board*.

La figure 2 présente l'évolution du prix à la production et du prix international du café. Les tests de racine unitaire appliqués aux séries de prix ne permettent généralement pas de rejeter l'hypothèse de non-stationnarité sur la période 1975-2004 (tableau 10). Les résultats de l'estimation de la relation de long terme sont présentés dans la deuxième colonne du tableau 2. L'élasticité de transmission apparaît relativement élevée sur la période totale (0.87). Le test de cointégration permet de rejeter l'hypothèse de non-cointégration sur la période globale, ce qui indique que les prix payés aux producteurs sont liés aux prix internationaux par une relation d'équilibre de long terme tout au long de la période (tableau 3).

La deuxième colonne du tableau 4 présente les résultats de l'estimation du MCE standard sur la période 1975-2004. L'élasticité de transmission de court terme apparaît relativement peu élevée sur la période totale (0.25).

FIG. 2 – Évolution de l'indice du prix à la production et du prix international du café en Inde (prix nominaux)



TAB. 10 – Tests de racine unitaire (Inde sur la période 1975-2004)

	ADF			PP			KPSS		
		[3]	[2]	[3]	[2]	[1]	[3]	[2]	[2]
pw	-4.323	[3]**	-3.380	*	-1.063	-0.974	0.094	2.024	**
pp	-3.480	[3]*	-3.345		-0.723	-1.064	0.088	2.147	**
Δpw	-13.461	[1]**	-13.328	**	-13.348	**	-13.362	**	0.085
Δpp	-16.732	[1]**	-16.735	**	-16.760	**	-16.732	**	0.096

Note : pw est le logarithme du prix international ; pp est le logarithme du prix au producteur ; Δpw (Δpp) est la première différence de pw (pp). [3] : modèle avec tendance et constante ; [2] : modèle avec constante uniquement ; [1] : modèle sans constante ni tendance. Le nombre de retards dans l'équation de test est déterminé par le critère d'information d'Akaike. ** significativité à 1% ; * significativité à 5%.

TAB. 11 – Test de Gregory et Hansen (Inde)

	Modèle C		Modèle C/T		Modèle C/S	
ADF^*	-6.80***	sept.1994	-6.37***	juin 1987	-7.07***	nov.1993
Z_t^*	-5.90***	sept.1993	-5.85***	avril 1987	-6.10***	sept.1993
Z_α^*	-62.69***	sept.1993	-65.58***	janv.1987	-66.86***	sept.1993

Note : *** (**) significatif à 1% (5%). ADF^* (respectivement Z_α^* , Z_t^*) est la statistique ADF (respectivement Z_α , Z_t) minimale.

Le test de Gregory et Hansen (1996) suggère la présence d'une rupture autour de 1993 (tableau 11), période à laquelle les réformes ont débuté dans ce pays. La deuxième colonne du tableau 6 présente les résultats de l'estimation du MCE incluant la date de rupture (septembre 1993). Les tests d'égalité sur les coefficients α^{ante} et α^{post} ne révèlent aucune amélioration significative de l'élasticité de transmission instantanée après la date de rupture. Les tests d'égalité sur les coefficients λ^{ante} et λ^{post} ne permettent pas non plus de conclure à un accroissement de la vitesse d'ajustement sur la période récente.

En revanche, les tests préconisés par Enders et Siklos (2001) permettent de conclure à la présence d'une asymétrie dans la vitesse d'ajustement du prix payé au producteur (tableau 7). Les coefficients ρ_1 et ρ_2 apparaissent significativement différents. Plus précisément, les résultats montrent une vitesse d'ajustement *plus faible* lorsque le prix payé au producteur est *inférieur* à sa valeur d'équilibre augmentée du seuil, ce qui est souvent le cas sur la période 1975-1993 (figure 3). Autrement dit, sur la période 1975-1993, le prix au producteur est maintenu durablement en dessous de sa valeur d'équilibre. Les résultats de l'estimation du MCE avec seuil sont présentés dans la deuxième colonne du tableau 12. Cependant ici, le test de Wald ne permet pas de conclure à une différence significative entre les coefficients λ^+ et λ^- . Enfin, les prix sur la période 1975-1993 étant non-stationnaires (tableau 13) et cointégrés (tableau 9), l'hypothèse d'une asymétrie dans l'élasticité de transmission instantanée peut être testée à l'aide d'un MCE (équation 18). Les résultats sont présentés dans la première colonne du tableau 14. Les coefficients n'apparaissent pas significativement différents.

FIG. 3 – Représentation des régimes d'ajustement du prix au producteur (Inde)

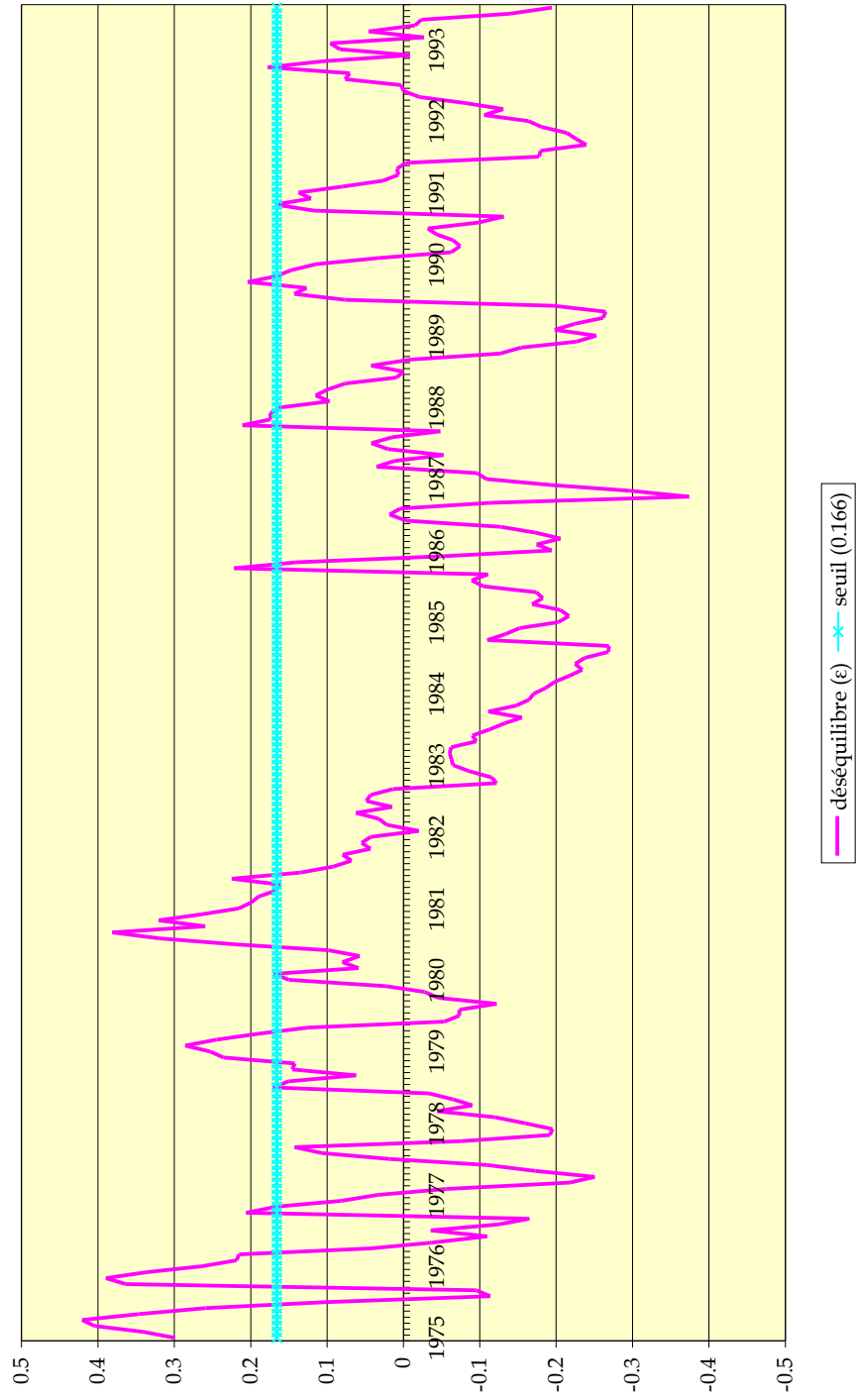


TABLE 12 – Modèle à Correction d’Erreur avec seuil

	Equation (17)		
	Inde	Ouganda	Costa Rica
λ^+	-0.135** <i>0.059</i>	-0.498*** <i>0.120</i>	-0.241*** <i>0.038</i>
λ^-	-0.071* <i>0.038</i>	-0.117*** <i>0.042</i>	-0.013 <i>0.028</i>
α_0	0.227*** <i>0.065</i>	0.548*** <i>0.147</i>	0.126** <i>0.058</i>
Obs.	222	157	358
Wald	0.89	9.30***	24.57***

Note : Le test de Wald est appliqué aux coefficients λ ($H_0 : \lambda^+ = \lambda^-$).

TAB. 13 – Tests de racine unitaire (Inde sur la période 1975-1993)

	ADF	PP			KPSS			
		[3]	[2]	[1]	[3]	[2]	[2]	
pw	-3.953	[3]*	-0.495	-0.672	0.234	**	1.552	**
pp	-3.260	[3]	0.084	-1.130	0.208	*	1.699	**
Δpw	-10.188	[1]**	**	-10.166	**	**	0.077	0.298
Δpp	-14.292	[1]**	**	-14.351	**	**	0.059	0.289

Note : pw est le logarithme du prix international ; pp est le logarithme du prix au producteur ; Δpw (Δpp) est la première différence de pw (pp). [3] : modèle avec tendance et constante ; [2] : modèle avec constante uniquement ; [1] : modèle sans constante ni tendance. Le nombre de retards dans l'équation de test est déterminé par le critère d'information d'Akaike. ** significativité à 1% ; * significativité à 5%.

TAB. 14 – Modèle à Correction d’Erreur avec réponse de court terme asymétrique

Equation (18)			
	Inde	Ouganda	Costa Rica
α^+	0.025*	1.104***	0.145
	<i>0.115</i>	<i>0.278</i>	<i>0.105</i>
α^-	0.220**	0.300	0.074
	<i>0.105</i>	<i>0.191</i>	<i>0.102</i>
λ	-0.089***	-0.161***	-0.095***
	<i>0.033</i>	<i>0.041</i>	<i>0.024</i>
Obs.	222	157	358
F	0.00	4.84*	0.17

Note : Le test de Wald permet de tester H_0 : $\alpha_0^+ = \alpha_0^-$.

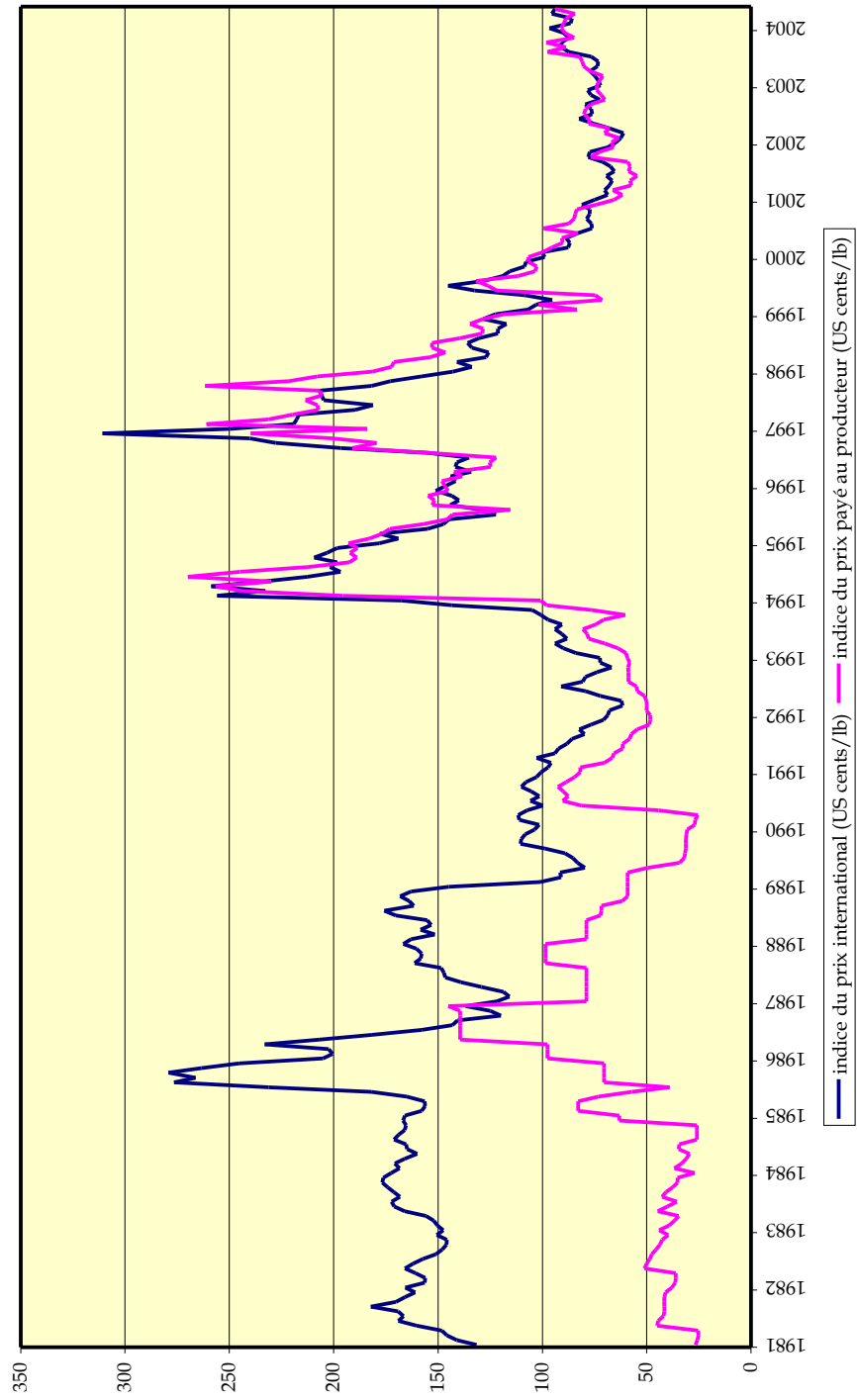
4.3 L’Ouganda

La libéralisation des marchés internes et le démantèlement des organismes publics de régulation en Ouganda a eu lieu progressivement. Le *marketing board* a perdu son monopole sur les exportations en 1991. Les prix administrés ont été supprimés la même année. Les fonctions interventionnistes du *marketing board* ont totalement disparu en 1992. La taxe à l’exportation a été supprimée en 1992 pour être ré-introduite en 1994.

La figure 4 présente l’évolution du prix à la production et du prix international du café sur la période 1981-2004. Les tests de racine unitaire ne permettent généralement pas de rejeter l’hypothèse de non-stationnarité sur la période 1975-2002 (tableau 15). L’estimation de la relation de long terme (tableau 2) sur cette période met en évidence une élasticité de transmission élevée (0.82). Le test de cointégration ADF rejette l’hypothèse nulle (tableau 3). Les résultats de l’estimation du MCE standard sont présentés dans la troisième colonne du tableau 4. L’élasticité de court terme est de 0.54.

Le test de Gregory et Hansen (1996) indique la présence d’une rupture dans la relation de long terme autour de 1994, ce qui correspond relativement bien à la période de réformes (tableau 16). La troisième colonne du tableau 6 présente les résultats de l’estimation du MCE incluant la date de rupture (août 1994). Le test d’égalité appliqué aux coefficients α^{ante} et α^{post} ne suggère aucune amélioration de la transmission de court terme. Le retour à l’équilibre n’apparaît pas plus rapide après la date de rupture.

FIG. 4 – Évolution de l'indice du prix à la production et du prix international du café en Ouganda (prix nominaux)



TAB. 15 – Tests de racine unitaire (Ouganda sur la période 1981-2004)

	ADF			PP			KPSS		
	[1]	[2]	[3]	[2]	[1]	[3]	[2]	[1]	[2]
pw	-3.273	**	-0.667	-2.861	-4.291	0.442	**	1.638	**
pp	-3.524	**	-2.816	-3.564	**	-3.319	**	1.555	**
Δpw	-4.366	**	-13.159	**	-12.479	**	0.102	0.845	**
Δpp	-15.505	**	-16.199	**	-15.866	**	0.070	0.594	*

Note : pw est le logarithme du prix international ; pp est le logarithme du prix au producteur ; Δpw (Δpp) est la première différence de pw (pp). [3] : modèle avec tendance et constante ; [2] : modèle avec constante uniquement ; [1] : modèle sans constante ni tendance. Le nombre de retards dans l'équation de test est déterminé par le critère d'information d'Akaike. ** significativité à 1% ; * significativité à 5%.

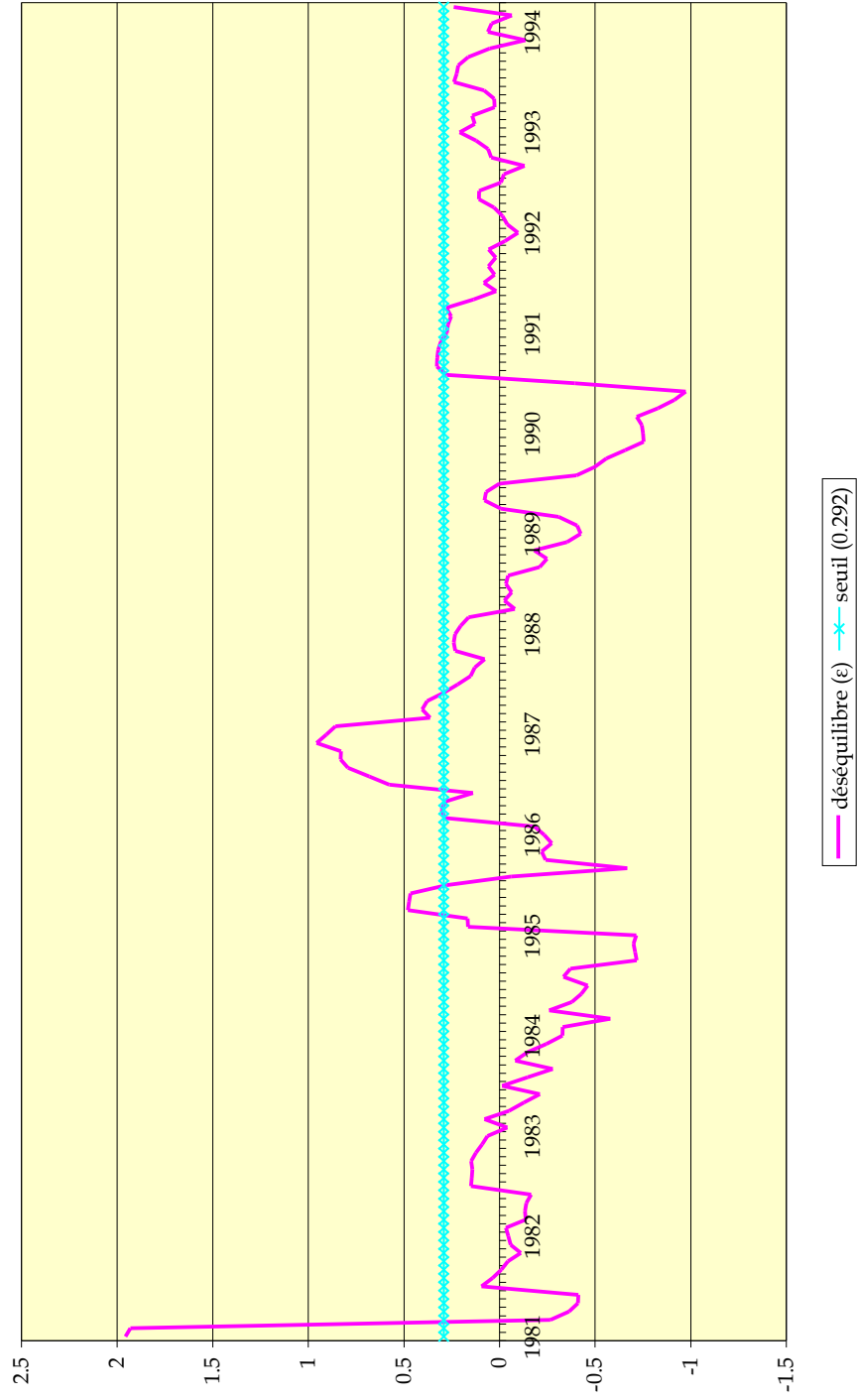
TAB. 16 – Test de Gregory et Hansen (Ouganda)

	Modèle C		Modèle C/T		Modèle C/S	
ADF^*	-5.16***	déc.1993	-5.56***	juin 1986	-5.22**	mars 1994
Z_t^*	-7.82***	mai 1994	-8.04***	juin 1986	-7.99***	août 1994
Z_α^*	-84.87***	mai 1994	-88.78***	juin 1986	-87.64***	août 1994

Note : *** (**) significatif à 1% (5%). ADF^* (respectivement Z_α^* , Z_t^*) est la statistique ADF (respectivement Z_α , Z_t) minimale.

En revanche, les résultats du test de Enders et Siklos (2001) indiquent que l'hypothèse d'asymétrie ne peut être rejetée sur la période précédant la rupture (tableaux 7). Les coefficients ρ_1 et ρ_2 apparaissent significativement différents, ce qui suggère là encore une vitesse d'ajustement plus faible lorsque le prix payé au producteur est inférieur à sa valeur d'équilibre augmentée du seuil ce qui est très souvent le cas (figure 5). L'effet d'asymétrie apparaît également dans le MCE avec seuil (tableau 12), les coefficients λ^+ et λ^- apparaissent significativement différents, λ^- étant moins élevé que λ^+ en valeur absolue. Enfin, les prix sur la période 1975-1993 étant non-stationnaires (tableau 13) et cointégrés (tableau 9), l'hypothèse d'une asymétrie dans l'élasticité de transmission instantanée peut être testée à l'aide d'un MCE (équation 18). Les résultats semblent indiquer (au seuil de 10% seulement) que les chocs de prix positifs sont mieux transmis que les chocs négatifs sur la période 1981-1994.

FIG. 5 – Représentation des régimes d'ajustement du prix au producteur (Ouganda)



TAB. 17 – Tests de racine unitaire (Ouganda sur la période 1981-1994)

	ADF	PP			KPSS		
		[3]	[2]	[1]	[3]	[2]	[2]
pw	-1.958 [1]*	0.595	-1.550	-3.502 *	0.219 **	1.513 **	
pp	-2.764 [1]*	-2.428	-2.519	-2.852 *	0.208 **	1.510 **	
Δpw	-5.167 [1]**	-8.275 **	-8.019 **	-7.602 **	0.229 *	0.442	
Δpp	-11.173 [1]**	-11.572 **	-11.318 **	-11.111 **	0.079	0.370	

Note : pw est le logarithme du prix international ; pp est le logarithme du prix au producteur ; Δpw (Δpp) est la première différence de pw (pp). [3] : modèle avec tendance et constante ; [2] : modèle avec constante uniquement ; [1] : modèle sans constante ni tendance. Le nombre de retards dans l'équation de test est déterminé par le critère d'information d'Akaike. ** significativité à 1% ; * significativité à 5%.

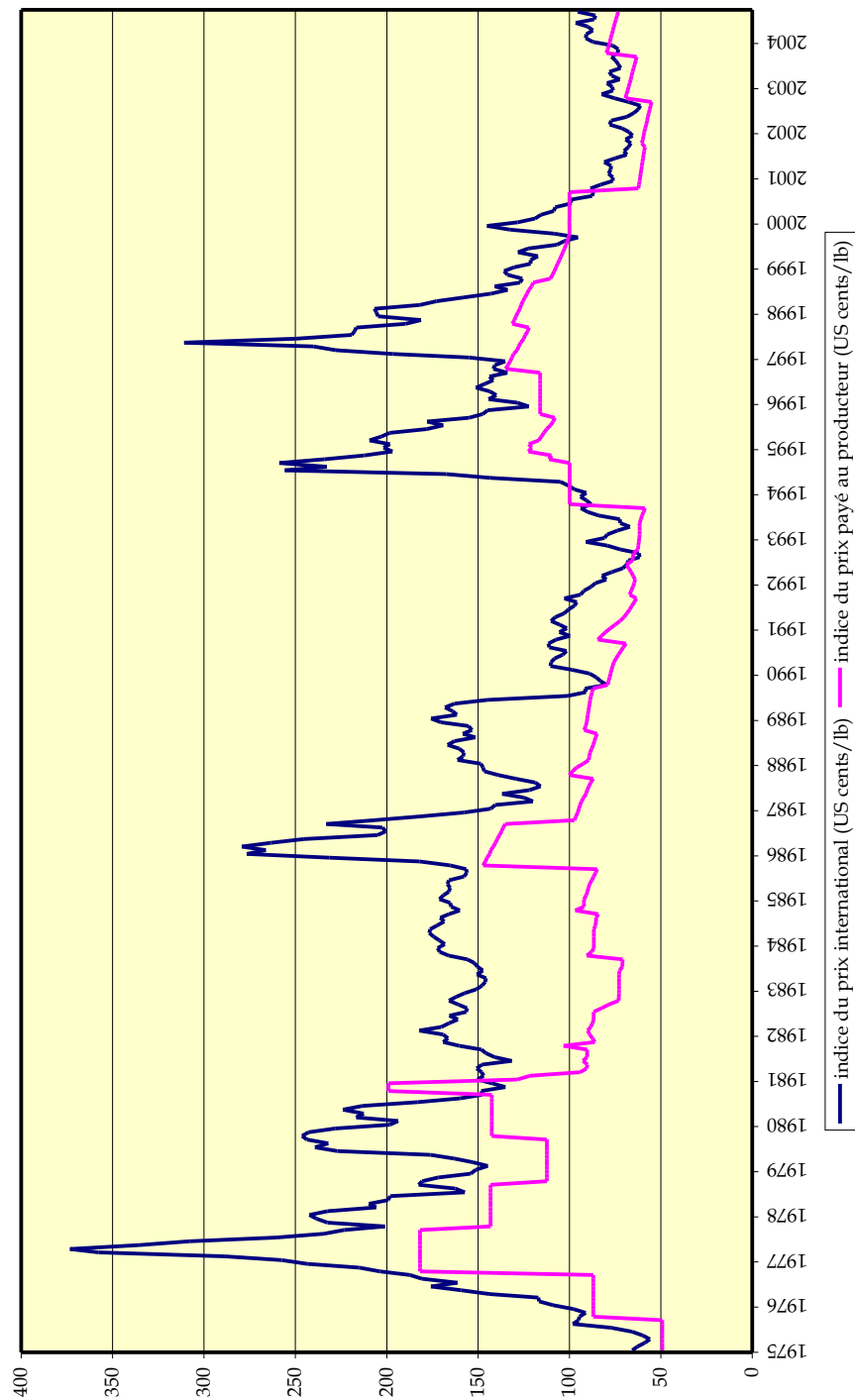
4.4 Le Costa Rica

Bien que les exportations aient été très largement taxées jusqu'en 1999, le gouvernement n'a jamais poursuivi aucun objectif de stabilisation des prix à la production. Le système de commercialisation étaient supervisé par une instance en charge de fixer le paiement partiel minimum que les producteurs reçoivent à l'avance (*Instituto de Café de Costa Rica - ICAFE*). La totalité du paiement n'était versée qu'à la fin de la saison, lorsque le prix d'achat des minotiers a été déterminé en fonction des ventes totales aux exportateurs et des coûts de transformation. Les producteurs subissent la totalité des fluctuations des prix internationaux (Cardenas, 1994). Ainsi, bien que depuis plusieurs années le Costa Rica soit engagé dans une politique de libéralisation commerciale, il n'y a pas de raison de penser que la transmission des prix agricoles le long de la filière café ait été améliorée - les prix payés aux producteurs étant déjà très largement déterminés par les prix internationaux avant la libéralisation commerciale. Par conséquent, l'hypothèse d'une rupture dans la relation de long terme entre les prix n'est pas testée ici. En revanche, il est possible que les intermédiaires commerciaux ait influencé la symétrie de la transmission. La procédure de Enders et Siklos (2001) est donc utilisée pour tester la présence d'un seuil dans la vitesse d'ajustement du prix payé au producteur.

La figure 6 présente l'évolution du prix à la production et du prix international du café. Les tests de racine unitaire indiquent que les séries de prix sont non-stationnaires sur 1975-2004 (tableau 18). Le test de cointégration montre que ces prix sont de plus cointégrés sur la période (tableau 3). L'estimation de la relation de long terme (tableau 2) met en évidence une élasticité de transmission élevée (0.93). Les résultats de l'estimation du MCE donnent un coefficient de court terme égal à 0.103 (ce qui est relativement plus faible que dans les autres pays étudiés) et une vitesse d'ajustement égale à -0.09.

Les résultats du test de Enders et Siklos (2001) indiquent que l'hypothèse d'asymétrie ne peut être rejetée sur la période 1975-2004 (tableau 7). Les coefficients ρ_1 et ρ_2 apparaissent significativement différents, ce qui suggère à nouveau une vitesse d'ajustement plus faible lorsque le prix payé au producteur est inférieur à la valeur d'équilibre, ce qui est souvent le cas (figure 7). De même, dans le MCE avec seuil, les coefficients λ^+ et λ^- apparaissent significativement différents, λ^- étant non significatif (tableau 12). Enfin, les résultats du test de l'hypothèse d'une élasticité de transmission instantanée asymétrique ne s'avèrent pas significatifs (tableau 14).

FIG. 6 – Évolution de l'indice du prix à la production et du prix international du café au Costa Rica (prix nominaux)

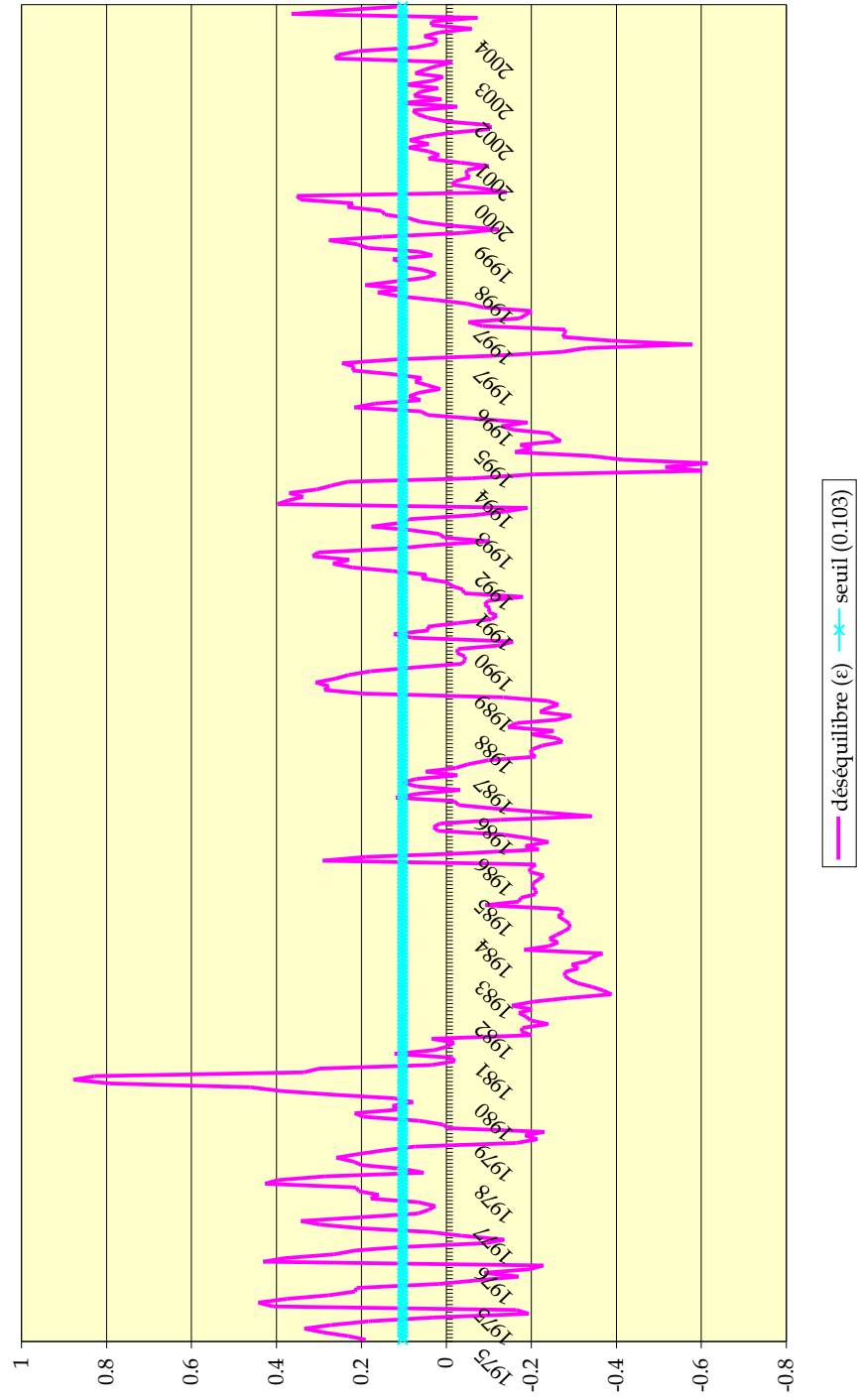


TAB. 18 – Testis de racine unitaire (Costa Rica sur la période 1975-2004)

	ADF	PP		PP		PP		KPSS		KPSS	
		[3]	[2]	[3]	[2]	[1]	[2]	[3]	[2]	[3]	[2]
pw	-4.323	[3]**	-3.380	*	-1.063	-0.974	0.094	2.024	**	2.024	**
pp	-2.260	[1]	-2.363		-0.474	-2.178	*	0.202	*	2.202	**
Δpw	-13.461	[1]**	-13.328	**	-13.348	**	-13.362	**	0.081	0.085	
Δpp	-18.086	[1]**	-18.273	**	-18.298	**	-18.121	**	0.122	0.120	

Note : pw est le logarithme du prix international ; pp est le logarithme du prix au producteur ; Δpw (Δpp) est la première différence de pw (pp). [3] : modèle avec tendance et constante ; [2] : modèle avec constante uniquement ; [1] : modèle sans constante ni tendance. Le nombre de retards dans l'équation de test est déterminé par le critère d'information d'Akaike. ** significativité à 1% ; * significativité à 5%.

FIG. 7 – Représentation des régimes d'ajustement du prix au producteur (Costa Rica)



5 Conclusion

Les résultats des tests appliqués à la filière café au Salvador, en Ouganda, en Inde et au Costa Rica montrent que le prix international et le prix payé aux producteurs (exprimé en dollars US courants) sont cointégrés sur l'ensemble de la période 1975-2004 (1981-2004 dans le cas de l'Ouganda). Autrement dit, le prix à la production est constamment déterminé par le prix international et par conséquent, les producteurs n'ont jamais été complètement isolés des chocs de prix internationaux sur cette période. Dans les exemples choisis, l'élasticité de transmission est de plus relativement élevée, ce qui signifie qu'une part importante des variations du prix mondial sont transmises au prix payé au producteur.

De plus, la libéralisation des marchés internes et le démantèlement des organismes publics de commercialisation du café est susceptible d'avoir joué sur la transmission des chocs en améliorant l'élasticité de transmission instantanée notamment. Ce résultat n'est cependant pas systématique (cas du Salvador uniquement). En outre, les résultats ne montrent aucune amélioration de la vitesse d'ajustement du prix au producteur. A la lumière de ces cas d'étude, il est donc difficile de montrer dans quelle mesure les politiques d'intervention sur les prix peuvent affaiblir la transmission entre les prix.

Les résultats ne mettent pas non plus évidence d'asymétrie dans la réponse de court terme du prix au producteur. En revanche, les mécanismes de stabilisation des prix et le jeu des intermédiaires commerciaux sont susceptibles d'agir sensiblement sur la vitesse d'ajustement du prix payé au producteur. En effet, sur la période antérieure aux réformes (l'ensemble de la période dans le cas du Costa Rica) la vitesse d'ajustement du prix au producteur apparaît souvent *plus faible* lorsque le prix se trouve *en dessous* de sa valeur d'équilibre. Ce résultat souligne dans quelle mesure les organismes de stabilisation des prix et les autres intermédiaires commerciaux peuvent influencer la dynamique d'ajustement du prix à la production et introduire dans la transmission entre les prix une asymétrie clairement défavorable aux producteurs.

Références

- ABDULAI, A. (2000) : « Spatial price transmission and asymmetry in the Ghanaian maize market », *Journal of Development Economics*, 63, 327–349.
- ARAUJO, C., C. ARAUJO-BONJEAN, J.-L. COMBES, ET P. MOTEL-COMBES (2005) : « Devaluation and Cattle Market Integration in Burkina Faso », *Journal of African Economies*, 14 (3), 359–384.

- BAFFES, J., ET B. GARDNER (2003) : « The Transmission of World Commodity Prices to Domestic Markets Under Policy Reforms in Developing Countries », *Policy Reform*, 6 (3), 159–180.
- BAFFES, J., ET M. GAUTAM (1996) : « Price Responsiveness, Efficiency, and the Impact of Structural Adjustment on Egyptian Crop Producers », *World Development*, 24 (4), 765–771.
- BALKE, N., ET T. FOMBY (1997) : « Threshold Cointegration », *International Economic Review*, 38 (3), 627–645.
- BAULCH, B. (1997) : « Transfer costs, spatial arbitrage, and testing for food market integration », *American Journal of Agricultural Economics*, 79 (2), 477–487.
- BILLAN, P. (1998) : « Bilan et perspectives de la filière café au Salvador », *Plantations, Recherche, Développement*, 5 (3), 177–186.
- CARDENAS, M. (1994) : « Stabilization and redistribution of coffee revenues : A political economy model of commodity marketing boards », *Journal of Development Economics*, 44 (2), 351–380.
- ENDERS, W. (1995) : *Applied Econometric Time Series*. John Wiley and Sons.
- ENDERS, W., ET C. GRANGER (1998) : « Unit-root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rates », *Journal of Business and Economic Statistics*, 16, 304–311.
- ENDERS, W., ET P. SIKLOS (2001) : « Cointegration and threshold adjustment », *Journal of Business and Economic Statistics*, 19, 166–176.
- GOODWIN, B., ET T. GRENNES (1998) : « Tsarist Russia and the World Wheat Market », *Explorations in Economic History*, 35 (4), 405–430.
- GOODWIN, B., ET M. HOLT (1999) : « Price Transmission and Asymmetric Adjustment in the U.S. Beef Sector », *American Journal of Agricultural Economics*, 81, 630–637.
- GOODWIN, B., ET N. PIGGOTT (2001) : « Spatial Market Integration in the Presence of Threshold Effects », *American Journal of Agricultural Economics*, 83 (2), 302–317.
- GREGORY, A. W., ET B. E. HANSEN (1996) : « Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts », *Journal of Econometrics*, 70, 99–126.
- KRIVONOS, E. (2004) : « The Impact of Coffee Market Reforms on Producer Prices and Price Transmission », *World Bank Policy Research Working Paper 3358*.

- KRUEGER, A., M. SCHIFF, ET A. VALDES (1992) : « The Political Economy of Agricultural Price Intervention in Latin America », *International Center for Economic Growth, San Francisco*.
- MEYER, J., ET S. VON CRAMON-TAUBADEL (2004) : « Asymmetric Price Transmission : A Survey », *Journal of Agricultural Economics*, 55 (3), 581–611.
- OBSTFELD, M., ET A. TAYLOR (1997) : « Nonlinear Aspects of Goods-Market Arbitrage and Adjustment : Heckscher’s Commodity Points Revisited », *Journal of the Japanese and International Economies*, 11, 441–479.
- PAIGE, J. M. (1993) : « Coffee and Power in El Salvador », *Latin American research Review*, 28 (3), 7–40.
- PHILLIPS, P. (1987) : « Time Series Regression with a Unit Root », *Econometrica*, 55 (2), 277–301.
- SEXTON, R., C. KLING, ET H. CARMAN (1991) : « Market Integration, Efficiency of Arbitrage, and Imperfect Competition : Methodology and Application to U.S. Celery », *American Journal of Agricultural Economics*, 73 (3), 568–580.
- SPILLER, P., ET R. WOOD (1988) : « The Estimation of Transaction Costs in Arbitrage Models », *Journal of Econometrics*, 39, 309–326.