

**CYRILLE BERGALY KAMDEM**

Faculté des Sciences Economiques et de Gestion, Université de Yaoundé II-Soa, BP : 1365,  
Yaoundé, Cameroun  
bergaly@yahoo.fr

## LIBÉRALISATION DU MARCHÉ ET INTÉGRATION DU MARCHÉ DU CACAO AU CAMEROUN

**Résumé :** Cet article évalue l'impact de la libéralisation des marchés au Cameroun sur la transmission des prix entre le marché international du cacao et le marché du cacao au Cameroun. Ce papier utilise des modèles de cointégration et de correction d'erreurs qui sont appliqués aux séries des prix annuels du cacao collectés sur le marché international du cacao et sur le marché du cacao au Cameroun pour la période 1961-2015. Sur plus de 50 années, les résultats montrent qu'il y a transmission du prix du marché international du cacao au marché du cacao au Cameroun. En outre, la libéralisation n'a pas sensiblement amélioré l'ampleur de l'intégration des marchés du cacao à long terme et à court terme. La rapidité de l'ajustement des prix est relativement faible pour la plupart des marchés. Afin d'améliorer l'efficacité du marché, le gouvernement pourrait améliorer le système d'information sur le marché et les moyens de transport dans les zones de production de cacao.

**Mots-clés :** cacao, marché, intégration, prix, libéralisation, Cameroun.

**JEL Classification :** G14, G18, Q17, Q18.

### LIBERALIZATION AND COCOA MARKET INTEGRATION IN CAMEROON

**Abstract :** This paper evaluates the impact of markets liberalization in Cameroon on prices transmission of between the international cocoa market and domestic market in Cameroon. This paper use the threshold cointegration and the error correction models which are applied on the annual cocoa prices series collected on international cocoa market and on Cameroon's cocoa market for the period 1961-2015. For over fifty years, the findings show that the transmission of international cocoa prices on cocoa market in Cameroon is not total and imediate. Furthermore, the liberalization has not significantly improved the extent of long-run and short-run cocoa market integration. The speed of price adjustment is relatively weak. In order to improve market efficiency, it is suggested that the government should improve market information system and means of transportation in cocoa production areas

**Keywords :** cocoa, market, integration, price, liberalization, Cameroon.

## Introduction

Une des préoccupations fondamentales parmi les défis des politiques publiques sur les marchés des produits agricoles d'exportation dans les pays en développement est de savoir dans quelles mesures les prix des marchés internationaux sont transmis dans les marchés locaux dans le cadre de l'intégration des marchés (Wilhelm, 2008). L'analyse de l'intégration du marché cherche à comprendre l'ampleur avec laquelle évoluent les prix entre un marché principal et un marché secondaire géographiquement séparés. Deux marchés liés par la commercialisation du même produit sont dits spatialement intégrés lorsque la différence de prix entre ces deux marchés est égale au coût de transfert<sup>1</sup> (Baulch, 1997). Un système de marchés est intégré spatialement lorsque les prix sur les marchés répondent non seulement à son offre et à sa demande propre, mais aussi à l'offre et à la demande de l'ensemble des marchés de la zone (Rapsomanikis & Karfakis, 2010). Dans un système intégré, les prix locaux seraient donc plus stables que ceux du système non intégré. C'est l'arbitrage spatial qui génère ces résultats. La condition pour qu'un comportement commercial de ce type fonctionne bien est qu'il faut que le marché soit libre et efficace.

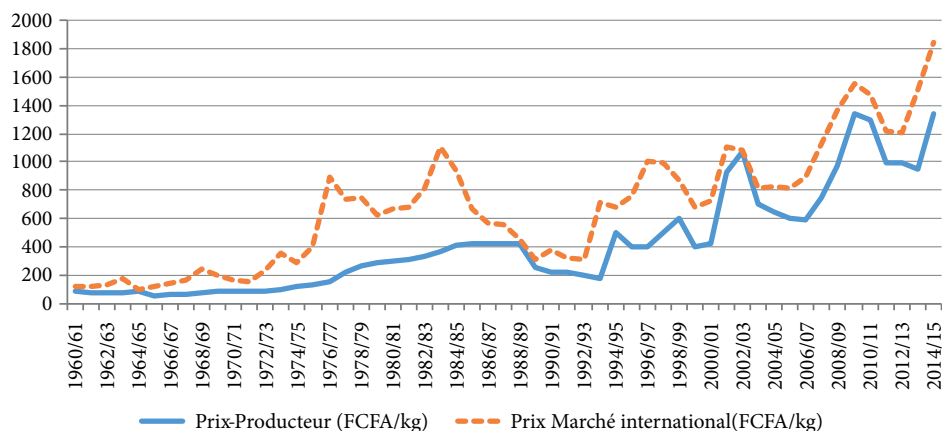
En Afrique, pour améliorer la performance des marchés agricoles, les politiques publiques ont de plus en plus mis l'accent sur le désengagement de l'Etat de la sphère de commercialisation depuis les années 1980-1990. Ce désengagement de l'Etat de la commercialisation agricole rentre dans le cadre de la libéralisation commerciale. Au Cameroun, la libéralisation s'est accompagnée par une redéfinition des missions des structures d'encadrement des producteurs. En ce qui concerne la filière cacao, la libéralisation a débuté en 1991 par la dissolution de l'Office National de Commercialisation des Produits de Base (ONCPB) le 28 janvier 1991, et la création de l'Office National du Cacao et du Café (ONCC), concomitamment avec le Conseil Interprofessionnel du Café et du Cacao (CICC) le 12 juillet 1991. L'objectif de la libéralisation était de promouvoir l'efficacité des marchés à travers une forte transmission des prix du marché international au marché local qui s'apprécie par l'intégration des marchés (Kamdem et al., 2010).

Le cacao est le premier produit agricole d'exportation au Cameroun avec plus de 279 milliards de FCFA des recettes d'exportation en 2014 (INS, 2017). Avec une production de 211 000 tonnes en 2014, le Cameroun est le cinquième producteur mondial de cacao, après la Côte d'Ivoire, le Ghana, le Nigeria et l'Indonésie (ICCO, 2015). A peu près 600 000 producteurs cultivent environ 400 000 ha de cacao au Cameroun. Mais, l'augmentation de la productivité du cacao n'est pas toujours suffisante pour favoriser une croissance significative des revenus des cacaoculteurs.

---

<sup>1</sup> Les coûts de transferts sont considérés comme les coûts de transport et les coûts de transaction.

Une des raisons réside dans les prix peu incitatifs aux producteurs de cacao. En effet, l'existence d'un certain nombre de contraintes liées aux coûts de transaction dans la filière de commercialisation affecte de façon considérable le prix reçu par les producteurs. Il en résulte parfois une déconnection entre le prix de marché de référence et les prix aux producteurs.



**Graphique 1. Evolution du prix - producteur au Cameroun et du prix du marché international du cacao**

Source: CICC, l'ONCC et ICCO.

La graphique 1 montre que le prix-producteur au Cameroun est probablement moins corrélé avec le prix international avant la libéralisation du marché de cacao intervenue en 1991. Ceci peut dénoter sans doute une faible circulation de l'information du marché mondial vers le marché local.

Plus de vingt ans après la libéralisation du marché du cacao au Cameroun, l'on peut ainsi se demander si cette libéralisation a amélioré l'intégration des marchés. Jusqu'à ce jour, à notre connaissance, il n'existe aucune étude ayant analysée les effets de la libéralisation sur l'intégration de marché de cacao au Cameroun.

L'objectif de cette étude est d'évaluer le degré d'intégration du marché du cacao (transmission des prix internationaux aux producteurs), afin de comprendre comment elle a été affectée par la libéralisation des prix.

De manière spécifique, il s'agit: (i) d'évaluer le degré d'intégration du marché du cacao; (ii) d'apprécier l'impact de la libéralisation sur l'intégration des marchés du cacao (transmission des prix internationaux aux producteurs).

Les effets de la libéralisation du marché du cacao au Cameroun sur la transmission des prix du marché international au marché national peuvent se mesurer à travers l'analyse de l'intégration du marché du cacao au Cameroun à celui du marché international. Le degré d'intégration entre les deux marchés constitue un

déterminant de la formation du prix au producteur. En effet, lorsque deux marchés sont intégrés, cela peut accroître le gain sur le prix des producteurs, lorsque les hausses des prix du marché central se répercutent presque totalement sur les prix du marché secondaire sur lesquels opèrent les producteurs (Rapsomanikis et al., 2006). Lorsque les informations sont peu disponibles au niveau des producteurs, les baisses des prix du marché de référence sont rapidement transmises aux producteurs tandis que les hausses des prix sont lentement transmises (Sanogo & Maliki-Amadou, 2010). Il y a donc une asymétrie des vitesses d'ajustement des prix.

Pour apprécier l'impact de la libéralisation du cacao au Cameroun sur la transmission des prix aux producteurs, nous allons faire appel à une modélisation de l'intégration des marchés qui se propose de mettre en évidence l'existence des relations de long terme entre les séries de prix du marché international et celles du marché national au Cameroun en utilisant les analyses des séries temporelles. Cette modélisation prend en compte la dimension symétrique et asymétrique de l'intégration des marchés. Pour y parvenir, nous faisons d'abord une revue de la littérature des échanges sur les marchés agricoles. Il est ensuite question de présenter la méthodologie de l'analyse de l'intégration des marchés. Nous procédons enfin à la mise en évidence des effets de l'intégration du marché du cacao au Cameroun sur le prix au producteur. Après cette introduction, l'article présente la revue de la littérature à la section 2, la méthode utilisée à la section 3 et les résultats à la section 4.

## **1. Libéralisation des échanges et intégration dans les marchés agricoles : une revue de la littérature**

Le concept de libéralisation des échanges induit un certain nombre de controverses dans la mesure où la quantification de la libéralisation des échanges reste difficile. En effet, les opinions sur les avantages de la libéralisation des échanges divergent d'une étude à l'autre. Le modèle du marché purement concurrentiel et parfait s'oppose au modèle protectionniste de la concurrence imparfaite (Paulin, 2006). La vision classique de la libéralisation du commerce met en évidence le caractère bénéfique de cette politique commerciale à travers ses différents canaux : spécialisation, économies d'échelle, diffusion du progrès technique (Paulin, 2006). L'étude de Smith (1776) vise à identifier les vertus du commerce international par rapport aux situations de non-échange. En effet, en situation d'échange, un pays doit avoir des avantages absolus sur au moins un produit. Par la suite, les extensions du modèle de Ricardo (1817), de Heckscher (1919) et Ohlin (1933) conduisent aux résultats selon lesquels le libre-échange conduit à égaliser les prix des facteurs de production (Paulin, 2006). Ces résultats sont basés sur des hypothèses qui ne reflètent pas la

réalité du commerce international. Pour ce courant libéral, des limites sont toutefois relevées. En effet, la libéralisation des échanges n'est pas toujours une source de revenus. L'obtention de gains dans la libéralisation des échanges nécessite la mise en œuvre de réformes économiques et politiques adéquates (Rodrik, 1994). En ce qui concerne la nouvelle théorie du commerce international, elle s'intéresse aux marchés imparfaits et donc à l'inadéquation de la concurrence, qui permet le passage de l'optimalité du libre-échange en concurrence parfaite à sa simple nécessité de concurrence imparfaite (Krugman, 1979, 1980, 1981, 1993). En effet, Krugman (1979, 1980, 1981) montre que la taille relative des pays est un déterminant du volume des échanges. Ainsi, plus la production est différenciée, plus le volume des échanges devient dépendant de la taille des pays. L'accès aux économies d'échelle permet d'augmenter la taille de la production et de bénéficier davantage sur ses concurrents. Selon Krugman, la protection unilatérale pourrait favoriser les exportations en améliorant la compétitivité des entreprises nationales. Cela s'explique par le fait que l'augmentation de la production consécutive au protectionnisme devrait provoquer l'abaissement des coûts marginaux (économies d'échelle, effets d'apprentissage). Dans ces conditions, pour que les ventes supplémentaires sur le marché intérieur soient rentables, il faut que les coûts marginaux soient bas (relativement à la recette marginale), ce qui incite l'entreprise à les abaisser grâce notamment à des investissements en recherche-développement.

A côté des deux idées, Krugman (1993) propose deux raisons essentielles à la primauté du libre-échange en concurrence imparfaite sur la protection. Il précise que la nouvelle théorie du commerce international montre la nécessité du libre-échange en concurrence imparfaite, tout en réfutant l'hypothèse de son optimalité. Dans cette logique, Stiglitz et Chemla (2002) dénoncent les mesures néolibérales du Fonds Monétaire International (FMI) et de la Banque mondiale pour stabiliser les économies des pays en développement.

En concurrence imparfaite, la réduction des coûts de la protection, la croissance de la productivité industrielle et la recherche de compétitivité concourent aux quatre objectifs que la libéralisation permet d'atteindre (Krugman, 1993): (i) la protection engendre des coûts que la libéralisation doit permettre d'éliminer ; (ii) la protection pousse aussi les entreprises à s'écarter des ressources pouvant assurer le développement et la production ; (iii) les distorsions tarifaires et la surévaluation du taux de change qui résultent de l'importation massive de biens capitaux et de technologies étrangères pour la réussite de la stratégie d'import-substitution sont la cause du biais anti-exportateur ; (iv) enfin, la protection rend caduque les effets de l'ouverture sur la productivité globale des facteurs.

Il existe donc un consensus relatif entre libéralisation commerciale et protectionnisme qui consiste à dire que la libéralisation commerciale est importante, mais pas toujours prioritaire (Rodrik, 1999). Elle doit s'intégrer dans une stratégie de développement et de lutte contre la pauvreté. Elle n'est pas une fin, mais un moyen.

Globalement, le succès de la libéralisation du commerce exige un certain degré de crédibilité, car tout manque de crédibilité peut entraîner des conséquences désastreuses (Paulin, 2006). Par ailleurs, le succès de la libéralisation du commerce exige également une meilleure transmission des prix du marché international vers le marché intérieur.

L'analyse théorique de la transmission des prix par l'intégration du marché repose implicitement sur le comportement concurrentiel et l'équilibre du marché spatial de la théorie néoclassique (Ihle, Amikuzuno, & von Cramon-Taubadel, 2010). Ainsi, le prix de deux biens homogènes sur deux marchés spatialement éloignés converge lorsqu'il y a échange entre les deux marchés (Takayama & Judge, 1971). En revanche, lorsque les marchés ne sont pas intégrés, il y a un faible flux d'informations sur le prix (Alam & Begum, 2012). L'analyse de la transmission des prix motivée par l'hypothèse d'un mouvement de prix parallèle entre deux marchés est interprétée comme un indicateur de l'efficacité du marché (Amikuzuno & Ogundari, 2012). Cependant, selon Baulch (1997), Escobal et Arturo (2005), plusieurs facteurs d'intégration des marchés génèrent une inefficacité dans les réponses aux chocs exogènes. Ces facteurs comprennent les coûts de transaction relatifs, les barrières à l'entrée, l'aversion au risque et les défaillances de l'information (Sanogo & Maliki-Amadou, 2010). Barrett et Li (2002) considèrent l'intégration des marchés comme une échangeabilité entre les marchés. Selon ces auteurs, ce concept diffère de l'équilibre du marché concurrentiel dans lequel les profits extraordinaires sont épuisés par les pressions concurrentielles. Par ailleurs, Barrett (2008) définit l'échangeabilité comme le fait qu'un bien soit échangé entre deux économies et que les intermédiaires de marché soient indifférents entre l'exportation d'un marché à l'autre et le fait de ne pas le faire.

Un certain nombre d'études mettent en évidence l'intégration des marchés agricoles dans les pays en développement. Les travaux de Conforti et Salvatici (2004) identifient les facteurs qui affectent la transmission des prix dans les pays en développement, à savoir les coûts de transport et de transaction, les imperfections du marché, les barrières commerciales et la politique commerciale. Lutz, Praagman et Thanh Duc Hai (2006) montrent que les modèles de prix sont fortement corrélés dans le Delta du Mekong au Vietnam après la libéralisation du marché. Par ailleurs, Sekhar (2012) montre que l'intégration des marchés reste un moyen efficace pour évaluer la libéralisation des échanges en Inde. En outre, Baquedano et Liefert (2014) montrent que la transmission des prix internationaux aux marchés locaux affecte le revenu réel des ménages et augmente la pauvreté. Des développements de la littérature traitent de l'ajustement asymétrique des réponses aux prix en raison de divers facteurs, comme indiqué ci-dessus. Ainsi, plusieurs études analysent la possibilité d'ajustement non linéaire dans le processus de correction d'erreur vers une relation de cointégration à long terme (Enders & Granger, 1998 ; Enders & Siklos, 2001 ; Mancuso, Goodwin, & Grennes, 2003 ; Van-Campenhout, 2007 ; Sanogo &

Maliki-Amadou, 2010 ; Subervie, 2011 ; Mofya-Mukuka & Abdulai, 2013). En dépit du fait que les modèles AutoRégressifs à Seuil (ARS) sont reconnus pour mieux apprécier la nature dynamique des interconnexions de marché, Van-Campenhout (2007) montre que ces modèles souffrent de deux limites principales: la première est l'hypothèse que les coûts de transaction sont constants dans le temps et la seconde concerne l'inférence sur les paramètres de seuil. Ainsi, une nouvelle extension du modèle ARS par Van Campenhout (2007) intègre une tendance temporelle à la fois dans le seuil et le paramètre d'ajustement.

Dans le cadre de cette étude où les prix au niveau des producteurs du cacao sont influencés par les prix mondiaux, il est important d'examiner l'impact de la libéralisation sur la transmission des prix mondiaux aux prix nationaux du cacao au Cameroun. Pour ce cela, cette étude applique le modèle ARS utilisé par Enders et Siklos (2001). Ce modèle tient compte de la possibilité d'accumulation des changements dans l'écart de prix dans un sens ou dans l'autre, avant de revenir à un état d'équilibre. Cette approche permet également de déterminer un point de rupture dans la relation à long terme d'Engle et Granger (1987) entre le prix mondial et le prix au producteur prix sur la période 1961-2015. Le modèle d'Enders et Siklos (2001) fourni des explications possibles de l'asymétrie dans la vitesse d'ajustement des prix suivant la période considérée.

## **2. Méthode des tests de cointégration des prix entre marchés avec rupture structurelle**

Les réformes politiques telles que la libéralisation des marchés peuvent ne pas entraîner un changement immédiat dans la relation à long terme entre les prix. Les effets des réformes sur la transmission des prix peuvent cependant être retardés (voir anticipés) (Subervie, 2009).

En cas de doute sur le fait que la transmission des prix ne soit pas symétrique, Balke et Fomby (1997) préconisez une approche en deux étapes: le test de cointégration de Enders et Granger (1998) pour tester la probabilité d'une cointégration symétrique à long terme et l'approche de Enders et Siklos (2001) pour étudier le comportement de cointégration asymétrique des séries de prix.

### **2.1. Test cointégration symétrique de Engle et Granger (1987)**

Pour analyser la transmission des prix entre le marché international du cacao et le marché du cacao au Cameroun, nous considérons un modèle de cointégration bi-varié suivant :



$$P_t^0 = \delta_1 + \delta_2 P_t^1 + \varepsilon_t \quad (1)$$

$P_t^0$  est le prix du cacao sur le marché national et  $P_t^1$  est le prix du cacao sur le marché international.

Les deux marchés sont testés pour être cointégrés si les prix  $P_t^0$  et  $P_t^1$  ont le même ordre d'intégration (Engle & Granger, 1987) first suggested in Granger (1981). L'ajustement des prix entre les deux marchés à travers l'équation (1), est effectué au moyen de la régression de la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO). Cette procédure permet de vérifier l'existence ou non d'une relation d'équilibre à long terme entre deux marchés. Ensuite, le test de stationnarité est appliqué sur le résidu de l'estimation précédente par la méthode de Dickey-Fuller augmentée. En supposant que les résidus sont intégrés [ $e_t = \rho e_{t-1} + \varepsilon_t$ ,  $\varepsilon_t \sim I(0)$ ]. Le test de cointégration basé sur les résidus, qui permet la possibilité d'un changement de régime, mis au point par Gregory et Hansen (1996), permet de déterminer la date de rupture la plus plausible dans la relation à long terme définie par l'équation 1. Dans ce modèle alternatif, La cointégration s'étend sur une certaine période et passe ensuite à une nouvelle relation à long terme. Le cas où les deux coefficients de la constante et de la pente ont une seule rupture.

$$P_t^0 = \delta_1' + \delta_1'' \varphi + \delta_2' P_t^1 + \delta_2'' \varphi P_t^1 + \varepsilon_t' \quad (2)$$

où  $P_t^0 \sim I(1)$ ,  $P_t^1 \sim I(1)$  et  $\varepsilon_t' \sim I(0)$ . Le coefficient  $\delta_1'$  représente la constante avant la rupture et  $\delta_1''$  représente le changement au moment de la rupture. Ainsi,  $\delta_2'$  désigne le coefficient de pente de cointégration avant le changement de régime et  $\delta_2''$  indique la variation des coefficients de pente. La variable muette est définie par :

$$\varphi = \begin{cases} 0, & \text{if } t \leq t_0 \\ 1, & \text{if } > t_0 \end{cases} \quad (3)$$

où  $t_0$  est le paramètre inconnu indiquant le point de modification. Ensuite, les statistiques de Dickey-Fuller augmentée et les statistiques de test de Phillips sont calculées pour toutes les valeurs de  $t_0 \in T$ . Les plus petites valeurs des statistiques se rapprochent du point de rupture  $t_0$ . Un modèle proche de l'équation 2 est alors estimé :

$$P_t^0 = \delta_1^{avant} (1-D) + \delta_1^{après} D + \delta_2^{avant} P_t^1 (1-D) + \delta_2^{après} P_t^1 D + \varepsilon_t \quad (4)$$

où  $D$  est la variable dummy qui est égale à 1 lorsque  $t > t_0$  ou sinon zero;  $\delta_1^{avant}$  représente la constante avant la rupture et  $\delta_1^{après}$  représente la constante après la rupture. Les coefficients  $\delta_2^{avant}$  et  $\delta_2^{après}$  respectivement indiquent les coefficients de pente de cointégration avant et après le point d'arrêt. Les tests d'égalité des coefficients de



$\delta_2$  entre les sous-périodes (avant et après la rupture) sont appliqués en utilisant la distribution  $F$ . Compte tenu de l'existence d'un seul vecteur de cointégration, un Modèle à Correction d'Erreur (MCE) est estimé sur chaque sous-période comme suit :

$$\Delta P_t^0 = \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=0} \lambda_i \Delta P_{t-1}^1 + \sum_{i=1} \lambda_i \Delta P_{t-1}^0 + \nu_t \quad (5)$$

où  $\Delta P_t^i$  est la différence première des  $P_t^i$  ( $i = 0, 1$ );  $\varepsilon_{t-1}$  est la valeur retardée du résidu de l'équation (1) et  $\nu_t$  est le bruit blanc. Les prix sont cointégrés si le coefficient de  $\varepsilon_{t-1}$  est négatif et statistiquement significatif pour que le modèle converge vers son équilibre de long terme. Ce coefficient connu sous le nom d'attracteur, aide à absorber les effets des chocs et maintient les prix dans une relation d'équilibre de long terme. Plus l'attracteur est élevé (en valeur absolue), plus la vitesse d'ajustement des prix vers leur niveau d'équilibre est rapide. Toutefois, un tel ajustement ne se produit que s'il existe une relation linéaire et symétrique entre les prix des deux marchés. Par ailleurs, plusieurs facteurs entraînent des réponses asymétriques aux prix. Enders et Siklos (2001) captent ces réponses asymétriques par l'inclusion de seuils dans l'attracteur. Ainsi, le processus d'ajustement vers l'équilibre de long terme dépend de la l'ampleur de l'écart de prix au cours de la période précédente qui à son tour est fonction du seuil. Comme dans le cas de la relation à long terme, les tests d'égalité des coefficients de  $\lambda$  entre les sous-périodes sont appliqués à l'aide de la distribution  $F$ . Les mêmes tests d'égalité sont appliqués aux coefficients  $\alpha$ . La variable dummy  $D$  est considérée comme variable interactive dans l'équation 6 :

$$\Delta P_t^0 = \alpha^{avant} Z^{après} + \alpha^{avant} Z^{après} + \lambda_0^{avant} \Delta P_t^1 (1 - D) + \lambda_0^{après} \Delta P_t^1 D + \nu_t \quad (6)$$

où  $Z^{avant}$  et  $Z^{après}$  sont les termes de correction d'erreurs des régressions de cointégration qui sont appliqués aux périodes avant-libéralisation et après-libéralisation respectivement.

## 2.2. Test de cointégration asymétrique de Enders et Siklos (2001)

Les tests Enders et Siklos (2001) permettent à une variable d'afficher des niveaux différents de décroissance autorégressive selon qu'elle se situe au-dessus ou en-dessous d'un seuil ( $L$ ). Alors que les tests d'Engle et Granger (1987) supposent un mécanisme d'ajustement linéaire et symétrique, les tests de cointégration de Enders et Siklos (2001) sont une version asymétrique de la procédure en deux étapes Engle et Granger (1987). En fait, l'amélioration principale de leur modèle consiste en une spécification alternative dans laquelle le résidu de l'équation 1 est écrit comme suit :

$$\Delta \varepsilon_t = T_t \rho_1 \varepsilon_{t-1} + (1 - T_t) \rho_2 \varepsilon_{t-1} + \mu_t \quad (7)$$

$$T_t = \begin{cases} 1, & \text{if } \varepsilon_{t-1} \geq L \\ 0, & \text{if } \varepsilon_{t-1} < L \end{cases} \quad (8)$$

où  $L$  est la valeur du seuil et les termes d'erreur  $\mu_t$  sont des résidus indépendants et identiquement distribués (i.i.d). Cette spécification suppose que la vitesse d'ajustement des prix dépend de la taille de l'écart de prix de la période précédente en fonction du seuil ( $L$ ) (supérieur ou inférieur à  $L$ ).

Si  $\varepsilon_{t-1} < L$ , alors le prix du marché national local est inférieur à sa valeur d'équilibre de long terme augmentée de la valeur du seuil ( $P_{t-1}^0 < \hat{P}_{t-1}^0 + L$ ). Si  $\varepsilon_{t-1} \geq L$ , alors le prix du marché national est supérieur à sa valeur d'équilibre de long terme augmentée de la valeur du seuil ( $P_{t-1}^1 < \hat{P}_{t-1}^1 + L$ ). Par conséquent, si l'écart par rapport à l'équilibre de long terme dans la période précédente est supérieur à un certain seuil ( $L$ ), alors la vitesse d'ajustement est différente lorsque l'écart est inférieur à ce seuil ( $L$ ). Un écart de prix tel que  $\varepsilon_{t-1} \geq L$  est appelé écarts de prix positifs alors que si  $\varepsilon_{t-1} < L$ , les écarts de prix sont considérés comme négatifs. Les paramètres  $\rho_1$  et  $\rho_2$  indiquent respectivement la vitesse d'ajustement des écarts de prix positifs et négatifs par rapport à l'équilibre de long terme.

Afin de capter l'ajustement dynamique de l'équation (7) vers sa valeur d'équilibre à long terme et de s'assurer que le terme d'erreur  $\mu_t$  se rapproche d'un processus de bruit blanc, Enders et Siklos (2001) ajoutent l'équation avec des changements retardés de  $\Delta \varepsilon_t$ . La longueur de retard appropriée est sélectionnée en fonction des critères d'information d'Akaike ou Akaike Information Criterion (AIC) ou des critères d'information bayésiens ou Bayesian Information Criterion (BIC). Le nombre de décalages sélectionnés devrait minimiser ces critères. Le processus d'ajustement dynamique est le suivant :

$$\Delta \varepsilon_t = T_t \rho_1 \varepsilon_{t-1} + (1 - T_t) \rho_2 \varepsilon_{t-1} + \gamma_1 \Delta \varepsilon_{t-1} + \gamma_2 \Delta \varepsilon_{t-2} + \dots + \gamma_p \Delta \varepsilon_{t-p} + \mu_t \quad (9)$$

En supposant un seul vecteur de cointégration comme dans l'équation 1, le MCE est :

$$\Delta P_t^0 = T_t \rho_1 \varepsilon_{t-1} + (1 - T_t) \rho_2 \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=0} \lambda_i \Delta P_{t-1}^1 + \sum_{i=1} \lambda_i \Delta P_{t-1}^0 + \nu_t \quad (10)$$

Nous explorons les deux niveaux pour lesquels le modèle autoregressif à seuil est estimé. Dans le premier niveau, le seuil considéré est zéro (niveau 1) et dans le deuxième niveau, le seuil est inconnu dans le modèle (niveau 2).

### Niveau 1 : $L = 0$

Le test estime le modèle de cointégration traditionnel (équation 1). La fonction Heaviside (équation 4) est définie avec  $L = 0$ . Le modèle autoregressif à seuil est

validé en interprétant les statistiques de significativité liées aux hypothèses nulles  $\rho_1 = 0$  et  $\rho_2 = 0$  de l'équation 3 et la statistique F de l'hypothèse nulle commune  $\rho_1 = 0$  et  $\rho_2 = 0$  libellée par  $\varphi$ . La plus grande des statistiques est définie comme *t*-maximum et la plus petite statistique est appelée *t*-minimum. Les statistiques de F sur  $\varphi$  et les *t*-maximum sont comparées aux valeurs critiques tabulées par Enders et Siklos (2001). Ces valeurs critiques dépendent de la taille de l'échantillon et du nombre de variables dans la relation de cointégration. Le modèle ne converge que si  $\rho_1$  et  $\rho_2$  sont tous deux négatifs (conditions nécessaires). Selon Enders et Siklos (2001), l'utilisation de la statistique F n'est recommandée que dans les cas où le modèle implique une convergence, c'est-à-dire que les deux vitesses d'ajustement sont négatives, la statistique F étant plus puissante que la statistique *t*-maximum dans ces cas. Cependant, si une seule des vitesses d'ajustement affiche une valeur négative, la statistique F pourrait conduire au rejet de l'hypothèse nulle.

$$\rho_1 = \rho_2 = 0.$$

L'interprétation de *t*-maximum suggère l'existence d'une relation de cointégration si *t*-maximum estimé est inférieur à sa valeur critique (*t*-maximum tabulé). Au contraire, l'interprétation de  $\varphi$  implique une relation de cointégration lorsque la valeur estimée de  $\varphi$  est supérieure à sa valeur critique. Quand  $||\rho_1| < |\rho_2|$ , les écarts de prix positifs au cours de la période précédente (tels que  $\varepsilon_{t-1} \geq L$ ) sont plus persistants que ceux écarts de prix négatifs ( $\varepsilon_{t-1} < L$ ).

## Niveau 2 : *L* est inconnu

Enders et Siklos (2001) suggèrent d'estimer la valeur du seuil avec les valeurs. Chan (1993) suggère d'estimer le seuil de manière à minimiser la somme des carrés des erreurs du modèle ajusté. Suivant la méthodologie de Chan (1993), le processus de sélection commence par classer les résidus estimés de l'équation 1 du plus petit au plus grand et élimine les 15% de résidus les plus bas et les plus élevés. Par conséquent, le processus de sélection se fait avec les 70% restants des résidus estimés.

L'équation 3 est estimée en considérant chacun des 70% restants des résidus estimés comme un seuil possible. Le seuil estimé produisant la somme résiduelle minimale des carrés des erreurs du modèle ajusté est sélectionné comme estimation appropriée du seuil.

En utilisant cette valeur de seuil, une procédure analogue à la détermination de *t*-maximum et de  $\varphi$  dans le cas du seuil nul est appliquée.

Cependant, Enders et Siklos (2001) indiquent que l'inférence concernant les valeurs individuelles de  $\rho_1$  et  $\rho_2$  la restriction que  $\rho_1 = \rho_2$  pourrait entraîner des estimations biaisées lorsque le seuil est inconnu. Plusieurs études ont discuté de la difficulté d'établir la distribution des estimations des paramètres lorsqu'un paramètre de nuisance n'est pas identifié dans l'hypothèse nulle (Enders & Siklos, 2001 ;

Chan, 1993 ; Chan & Tong, 1989). Bien que le modèle estime un seuil inconnu, le biais potentiel intimement lié à la restriction imposée ne peut être exclu.

### 2.3. Données

Les données utilisées dans cet article sont les séries de prix annuels aux producteurs de cacao ainsi que de prix internationaux sur la période 1961-2015. La série des prix à la production a été obtenue à partir des documents du Ministère de l'Agriculture et du Développement Rural (MINADER), de l'ONCPB, de la CICC et de l'ONCC. La série de prix du marché international<sup>2</sup> du cacao est extraite du Rapport trimestriel de statistiques du cacao de International Cocoa Organization (ICCO).

Les variables utilisées dans l'analyse sont décrites dans le tableau 1.

**Tableau 1. Description des variables**

Nom des variables	Description des variables
$P_t^0$	Prix du cacao sur le marché national à la date $t$
$P_t^1$	Prix du cacao sur le marché international à la date $t$
$P_{t-1}^0$	Prix du cacao sur le marché national retardé d'une période
$P_{t-1}^1$	Prix du cacao sur le marché international retardé d'une période
D	Variable indicatrice qui prend la valeur 0 avant la libéralisation et 1 après la libéralisation

Source : Construction de l'auteur.

## 3. Analyse empirique de l'intégration du marché du cacao au Cameroun

Les modèles présentés nous permettent d'évaluer non seulement la contribution de l'intégration entre le marché national du cacao et le marché international du cacao, mais aussi de tester l'effet de la libéralisation sur l'efficacité de l'intégration.

### 3.1. Test de racine unitaire des séries des prix

Le tableau 2 présente les résultats des tests de racine unitaire des séries de prix du marché international et des prix du marché national au Cameroun qui sont non stationnaires. Pour mieux apprécier les relations de long terme et de court

<sup>2</sup> Pour convertir cette série de prix internationaux en francs CFA, nous avons utilisé des taux de change correspondant à chaque période à travers le site <http://www.oanda.com>.

**Tableau 2. Test de racine unitaire des prix du cacao sur les marchés (international et national)**

Marchés	Périodes	Niveaux	Dickey-Fuller augmenté significatif à 5%		Retard <sup>a</sup>
			t-statistique	interprétation	
Marché national du cacao au Cameroun	1961-2015	Niveau 0	3,458	Non stationnaire	10
		Différences premières	-6,638054***	Stationnaire	10
		Différences secondes	-7,823381***	Stationnaire	10
	Avant la libéralisation	Niveau 0	-1,430524	Non stationnaire	7
		Différences premières	-1,114079	Non stationnaire	7
		Différences secondes	-3,252563**	Stationnaire	2
	Après la libéralisation	Niveau 0	0,456475	Non stationnaire	5
		Différences premières	-4,320590***	Stationnaire	5
		Différences secondes	-4,978622***	Stationnaire	5
Marché international du cacao	1961-2015	Niveau 0	0,966273	Non stationnaire	10
		Différences premières	-5,798981***	Stationnaire	10
		Différences secondes	-8,387721***	Stationnaire	10
	Avant la libéralisation	Niveau 0	-0,635860	Non stationnaire	7
		Différences premières	-4,766866***	Stationnaire	7
		Différences secondes	-6,029124***	Stationnaire	7
	Après la libéralisation	Niveau 0	1,216391	Non stationnaire	5
		Différences premières	-3,949161***	Stationnaire	5
		Différences secondes	-5,657146***	Stationnaire	5

<sup>a</sup> La longueur du retard incluse dans le test de racine unitaire est déterminée suivant l'approche de Campbell and Perron (1991).

Note : Facteurs Déterministes : pas de constante et pas de tendance.

Sources : Résultats des analyses par l'auteur.

terme, chaque série de prix a été subdivisée en deux groupes (avant et après la libéralisation). Ainsi, les séries de long terme sont rendues stationnaires en différences première tandis que les séries de court terme sont rendues stationnaires en différences secondes. Les prix de long terme sont intégrés d'ordre 1 alors que les séries de court terme (avant et après la libéralisation) sont intégrées d'ordre 2. Ces résultats permettent d'étudier davantage une relation potentielle de cointégration entre les séries de prix. Ces résultats rejoignent ceux obtenus par Sanogo et Maliki-Amadou (2010), Subervie (2011) et Mofya-Mukuka and Abdulai (2013) selon lesquels, à partir du test de racine unitaire, les séries non stationnaires sont devenues stationnaires en différences premières.

Ayant rendu les séries des prix de cacao du marché national et du marché international stationnaires, il est important de savoir si les deux séries sont cointégrées.

### 3.2. Estimations de la cointégration sur le marché du cacao au Cameroun

La méthodologie Engle-Granger (1987) est appliquée en supposant un mécanisme d'ajustement de prix linéaire et symétrique. Le comportement de cointégration de la série utilisant un modèle de correction d'erreur, le modèle autoregressif à seuil été approfondi.

#### 3.2.1. Cointégration Engle-Granger (1987) et Modèle de Correction d'Erreur (MCE)

Selon la procédure d'estimation de la cointégration d'Engle-Granger (équation 1), les relations d'équilibre à long terme (LT) et à court terme entre les séries de prix des marchés locaux et internationaux sont estimées dans les équations (11, 12 et 13) ci-dessous. Il s'agit de deux périodes : la période avant la libéralisation (AvL) et la période après la libéralisation (ApL).

$$\text{LT: Marché local} = -110,6569 + 0,803940^{***}\text{Marché International} + v_t(0,114255)(92,27539) \quad (11)$$

$$\text{AvL: Marché local} = -18,153 + 0,429327^{***}\text{Marché International} + v_t(0,0438)(23,05864) \quad (12)$$

$$\text{ApL: Marché local} = -102,0568 + 0,824440^{***}\text{Marché International} + v_t(0,119115)(126,4736) \quad (13)$$

Bien que le coefficient de cointégration à long terme qui est de 0,803 est proche de 1 et statistiquement significatif à 1%, l'interprétation économique de ce coefficient

nécessite davantage d'informations sur la nature des coûts de commercialisation (Dercon, 1995) et la nature de la relation de court terme. Néanmoins, la stabilité de cette relation à long terme pourrait constituer une preuve de l'intégration du marché.

**Tableau 3. Résultats de l'estimation de la cointégration de Engle-Granger (1987) et Enders at Siklos (2001)**

	Cointégration symétrique d'Engle et Granger			Cointégration asymétrique de Enders et Siklos					
	long terme	avant libéralisation	après libéralisation	long terme		avant libéralisation		après libéralisation	
				seuil nul	seuil inconnu	seuil nul	seuil inconnu	seuil nul	seuil inconnu
$\rho_1$	-0,38*** (-3,55)	-0,21* (-1,76)	-0,6211** (0,1941)	-0,24 (-0,78)	-0,14 (0,27)	-0,31 (0,69)	0,041 (0,61)	-0,11 (0,21)	-0,11 (0,21)
$\rho_2$				-0,42 (-1,72)*	-0,55 (0,25)	-0,49 (0,45)	-0,62 (0,43)	-0,218 (0,29)	-0,218 (0,29)
$\gamma_1$				-0,006 (-0,02)	-0,007 (0,23)	0,13 (0,51)	0,09 (0,45)	0,87 (0,19)	0,87 (0,19)
$\gamma_2$				0,016 (0,06)	0,033 (0,24)	0,12 (0,55)	0,05 (0,47)	1,008 (0,25)	1,008 (0,25)
$\gamma_3$				0,10 (0,42)	0,06 (0,24)	0,17 (0,63)	-0,17 (0,60)	1,13 (0,25)	1,13 (0,25)
$\gamma_4$				-0,01 (0,07)	0,0009 (0,23)	0,14 (0,58)	-0,09 (0,52)	-0,39 (0,21)	-0,39 (0,21)
$\gamma_5$				-0,15 (-0,70)	-0,20 (0,21)	0,05 (0,57)	-0,17 (0,52)	0,69 (0,17)	0,69 (0,17)
$\gamma_6$				-0,04 (-0,23)	-0,06 (0,20)	0,28 (0,51)	0,10 (0,47)	-0,36 (0,12)	-0,36 (0,12)
$\gamma_7$				0,2 (1,13)	0,19 (0,20)	0,69 (0,55)	0,38 (0,54)	0,62 (0,12)	0,62 (0,12)
$\gamma_8$				0,14 (0,73)	0,11 (0,19)	0,43 (0,57)	0,12 (0,56)	0,64 (0,14)	0,64 (0,14)
$\gamma_9$				-0,081 (-0,42)	-0,10 (-0,10)	0,06 (0,51)	-0,19 (0,50)	0,03 (0,12)	0,03 (0,12)
AIC				135,02	135,02	73,98	73,98	2,93	2,93
$\emptyset$				1,51*	2,49	0,12*	1,47	18,75*	18,75*
$\rho_1 = \rho_2$				0,44*	-0,52	-0,44*	0,06	-5,28*	-5,28*
Q-stat				-0,78*	2,61	0,66*	1,42	27,71*	27,71*
Seuil(s)				0	-190,23	0	-59,08	0	0

Note: Les *t*-Statistiques sont entre parenthèse. Le modèle de Engle-Granger est interprété en utilisant les valeurs critiques mise en œuvre par Engle et Yoo (1987) sur un échantillon de 100 observations. Les valeurs critiques sont -4,07, -3,37 et -3,03 et sont significatives respectivement à 1%, 5% et 10%. Les étoiles \*\* et \* dans les tableaux indiquent les coefficients qui sont statistiquement significatifs à 5% et 10% respectivement.

Sources : Résultats des analyses par l'auteur.



Il est nécessaire de faire les analyses de court terme une cointégration avant et après la libéralisation. Il est donc important de s'interroger sur le caractère symétrique ou asymétrique de cette intégration.

Les analyses de la cointégration symétriques sont faites à partir des tests de racine unitaire de Dickey-Fuller augmenté qui sont appliqués aux résidus de l'estimation (tableau 3; colonne 2, 3 et 4). La valeur estimée par les tests de Dickey-Fuller augmenté est comparée aux valeurs critiques d'Engle et Yoo (1987) à 5%, sur la base d'un échantillon de 100 observations<sup>3</sup>. Cette estimation affiche des statistiques *t* de -3,55 (pour le long terme) et -1,76 et -0,1941 (respectivement avant et après la libéralisation). Ces statistiques sont supérieures aux valeurs critiques d'Engle et Yoo (1987) à un niveau de signification de 1%, 10% et 5% (respectivement pour le long terme, avant et après la libéralisation). Les analyses de court terme traduisent une intégration symétrique avant et après la libéralisation. Les résultats sont résumés dans le tableau 3 (colonne 2, 3 et 4). Ces résultats permettent de conclure que le marché national est cointégré de manière symétrique avec le marché international avant et après la libéralisation. Si les tests de Dickey-Fuller augmenté permettent de se prononcer sur la cointégration des marchés (national et international), c'est le MCE qui permet d'apprécier les vitesses d'ajustement.

Les dynamiques de court terme mesurées par le MCE (équation 2) affichent un coefficient négatif et statistiquement significatifs avant la libéralisation (tableau 4,

**Tableau 4. Estimation des Modèles de Correction d'Erreur (MCE)**

Variables	MCE symétrique (Engle et Granger) Prix marchés National-International		Asymétrique ECM (Enders et Siklos) Prix marchés National-International			
	avant libéralisation	après libéralisation	avant libéralisation		après libéralisation	
			seuil nul	seuil inconnu	seuil nul	seuil inconnu
constante	33,50** (3,50)	43,42 (1,18)	19,47 (0,80)	19,47 (0,80)	27,82 (1,04)	27,82 (1,04)
	-	-	-0,41* (-2,20)	-0,41* (-2,20)	0,55* (2,46)	0,55* (2,46)
	-	-	0,19 (0,61)	0,19 (0,61)	-1,11*** (-4,29)	-1,11*** (-4,29)
$\Delta$ Marché International (-2)	-0,20** (-3,14)	-0,13 (-0,40)	-	-	-	-

Note: Les *t*-Statistiques sont entre parenthèses.

Sources : Résultats des analyses par l'auteur.

<sup>3</sup> Étant donné que le test de cointégration est basé sur les résidus estimés, les valeurs critiques des tests de Dickey-Fuller augmenté ne sont plus valables. Dans ce cas, les valeurs critiques d'Engle et Yoo (1987) ou de MacKinnon (1991) sont recommandées.

colonne 2) et un coefficient non significatif après la libéralisation. Ces résultats traduisent le fait que les vitesses d'ajustement avant la libéralisation ( $-0,20$ ) est statistiquement significative à 5%. En d'autres termes, un choc de prix du marché international qui induit des écarts de prix au producteur par rapport à leur niveau d'équilibre inciterait les opérateurs à réagir au choc de manière à ce que les prix convergent vers leur valeur d'équilibre. Ces résultats sont similaires à ceux obtenus par Sanogo et Maliki-Amadou (2010). De plus, la transmission des prix à court terme est retardée car le coefficient de la différence de prix retardée est statistiquement significatif pour le marché international.

Cette étape de l'analyse de cointégration a détecté l'existence cointégration entre le marché international et le marché national du cacao au Cameroun avant la libéralisation et une absence d'intégration après la libéralisation. Cependant, la mesure dans laquelle les réponses aux prix sont symétriques ou asymétriques n'a pas encore été démontrée. Des études récentes suggèrent que les modèles classiques de cointégration ne sont pas appropriés en présence de réponses asymétriques aux prix (Enders & Granger, 1998; Enders & Siklos, 2001). Il faut alors recourir aux modèles de Cointégration et Modèle de Correction d'Erreur (MCE) avec un seuil (nul ou inconnu).

### 3.2.2. Cointégration et Modèle de Correction d'Erreurs (MCE) à seuil nul ou inconnu

La mise à zéro du seuil fait coïncider celle-ci avec l'attracteur (Enders & Siklos, 2001). Dans de telles circonstances, la vitesse d'ajustement des prix suit deux régimes: l'un au-dessus de la valeur d'équilibre de long terme (écart de prix positif) et l'autre en-dessous de la valeur d'équilibre de long terme (écart de prix négatif). Pour estimer les réponses de prix du marché national, une relation de cointégration asymétrique est estimée, en supposant un seuil nul et un seuil inconnu. Deux périodes sont également considérées: avant et après la libéralisation. Les estimations résumées dans le tableau 2 (colonne 4 et 5) suggèrent une relation de cointégration asymétrique avec seuils (nul et inconnu) entre les marchés du cacao nationaux et internationaux (avant et après la libéralisation). Les estimations des vitesses d'ajustement sont:  $\rho_1 = 0,24$  et  $\rho_2 = 0,42$  pour le long terme à seuil nul;  $\rho_1 = 0,14$  et  $\rho_2 = 0,55$  pour le long terme à seuil inconnu;  $\rho_1 = 0,31$  et  $\rho_2 = 0,49$  avant la libéralisation à seuil nul;  $\rho_1 = 0,41$  et  $\rho_2 = 0,62$  avant la libéralisation à seuil inconnu;  $\rho_1 = 0,11$  et  $\rho_2 = 0,21$  après la libéralisation à seuil nul;  $\rho_1 = 0,11$  et  $\rho_2 = 0,21$  après la libéralisation à seuil inconnu. Ceci suggère une convergence du modèle. On constate que de manière générale, la rapidité d'ajustement des écarts de prix négatifs ( $\rho_2$ ) est supérieure à la vitesse d'ajustement aux écarts de prix positifs ( $\rho_1$ ) en termes absolus. Ainsi, la baisse des prix sur le marché international se transmet plus rapidement sur le marché national que la hausse des prix. En effet, les écarts entraînant des

augmentations de prix sur le marché national du cacao tels que  $\varepsilon_{t-1} < 0$  (écarts de prix négatifs) sont moins persistants que dans le cas où les baisses de prix sur le marché national résultant de  $\varepsilon_{t-1} \geq 0$  (écarts de prix positifs). Étant donné que les flux commerciaux proviennent principalement du marché international du cacao vers le marché du cacao camerounais, les négociants camerounais ajusteraient leurs prix à la valeur d'équilibre à long terme en cas d'écart de prix négatif contrairement au fait que les écarts étaient positifs.

Suivant les conclusions des estimations de cointégration ci-dessus, le MCE a été estimé pour le modèle autoregressif à seuil nul et inconnu (tableau 4, colonne 4, 5, 6 et 7). La dynamique à court terme affichée par le MCE est négative, ce qui suggère que le modèle autoregressif à seuil est convergent. Toutefois, avant la libéralisation, la vitesse d'ajustement aux écarts de prix positifs (-0,41) est statistiquement significative à 10% (à seuil nul et inconnu), alors que cette vitesse d'ajustement aux écarts de prix négatifs (-0,19) n'est pas significative (à seuil nul et inconnu). Ceci s'explique par le fait qu'avant la libéralisation, la stabilisation des prix par l'ONCPB contribuait à contenir les chocs négatifs des prix tout en transmettant faiblement les prix positifs du marché international. Après la libéralisation, la vitesse d'ajustement aux écarts de prix positifs (-0,55) est statistiquement significative à 10%, alors que cette vitesse d'ajustement aux écarts de prix négatifs (-1,11) est significative à 1% (à seuil nul et inconnu). Ce qui implique qu'après la libéralisation, les intermédiaires ajustent plus rapidement leur prix au prix d'équilibre de long terme pour les déviations négatives des prix du marché international que pour des déviations positives. Ces résultats sont conformes à ceux obtenus par Sanogo et Maliki-Amadou (2010).

Ces résultats sont également conformes à celui de Yovo et Homevoh (2006) au Togo, où l'effet de la libéralisation du marché sur l'intégration du marché du maïs est marginal. Par ailleurs, ces résultats sont contraires à l'étude de Dercon (1995), qui a abouti à des conclusions selon lesquelles la libéralisation affectait de manière significative l'intégration du marché en Éthiopie.

## Conclusion

L'objectif de cet article était d'évaluer l'impact de la libéralisation sur la transmission du prix international du marché du cacao sur le marché national du cacao au Cameroun en utilisant des modèles de cointégration (symétrique et asymétrique). Les estimations montrent une relation de cointégration asymétrique, avec seuils (nul et inconnu) entre le marché international du cacao et le marché national du cacao. Les résultats montrent également que la transmission du prix du marché international du cacao au prix du marché national du cacao au Cameroun n'est

pas immédiate et totale. La cointégration asymétrique se traduit par le fait que la baisse des prix sur marché international se transmet rapidement sur le marché national alors que la hausse des prix se transmet lentement. Les intermédiaires qui transmettent donc ces modifications des prix le font à leur avantage du fait des informations qu'ils détiennent, d'où la nécessité des pouvoirs publics d'améliorer la circulation des informations sur les prix internationaux. En ce qui concerne la libéralisation, elle n'a pas eu d'effet significatif sur la transmission des prix du cacao au Cameroun. Ce résultat est conforme au résultat de Yovo et Homevoh (2006). En effet avec la libéralisation du marché du cacao au Cameroun, les intermédiaires ont tendance à répercuter plus les baisses de prix mondiaux que leurs augmentations. Cet article montre que la libéralisation du marché du cacao au Cameroun n'a pas atteint les objectifs escomptés, notamment le fait de créer un environnement concurrentiel pour les producteurs. Ainsi, au regard des résultats obtenus, les recherches au niveau microéconomique devraient être poursuivies afin d'évaluer l'impact des chocs des prix mondiaux sur le bien-être des producteurs du cacao au Cameroun. Par ailleurs, la faible transmission des prix entre le marché international du cacao et la production de cacao au Cameroun pourrait être principalement liée à la concentration des informations sur les prix par des intermédiaires du système de commercialisation du cacao. La disponibilité et l'accès à l'information sur les modifications du prix international pour l'ensemble de la chaîne au Cameroun sont une nécessité. Améliorer cette disponibilité et l'accessibilité de l'information ainsi que le renforcement du système d'information sur les marchés (SIM) avec l'ONCC semblent être les éventuelles solutions. En effet, la disponibilité et l'accès à l'information permettront aux différents maillons de la chaîne de distribution (agriculteurs, exportateurs et acheteurs) de rationaliser leur décision d'arbitrage et ils seront ainsi en mesure d'augmenter les prix des agriculteurs. Par ailleurs, la disponibilité des informations sur les modifications des prix mondiaux pourra accroître le pouvoir de négociation des producteurs et par conséquent rendre les deux marchés plus intégrés. Cependant, l'existence de SIM ne suffit pas à corriger le dysfonctionnement du marché du cacao au Cameroun. Les coûts de transaction dans la commercialisation du cacao peuvent également contribuer à limiter l'intégration des marchés (Dercon, 1995). Les autorités publiques devront améliorer le réseau de transport vers les principales zones de production (centre et sud-ouest) et supprimer les divers inconvénients causés par les policiers sur les routes. Cette étude utilise uniquement des données sur les prix du cacao des marchés (national et international). La disponibilité des données sur les coûts de transaction dans la commercialisation du cacao aurait permis d'identifier clairement les obstacles qui limitent l'intégration du marché au Cameroun.

## Annexes

### Annexe A : Estimation du MCE symétrique avec retard des différences premières des prix

Variabiles Dépendantes	Constante	$\varepsilon_{t-1}$	$\Delta$ International	$\Delta$ Local	$\Delta$ International (-1)	$\Delta$ Local (-1)	AIC
$\Delta$ Local	1,19 (0,10)	1,55 (0,04)	-0,49** (-4,72)		0,59* (2,09)	-0,24 (-1,22)	25,58

\* Significance level at 10%, \*\* Significance level at 5%, \*\*\* Significance level at 1%.

Sources : Résultats des analyses par l'auteur.

### Annexe B : Tests de racine unitaire sur les résidus de la relation de cointégration de long-terme

Variable Dépendante	Racine unitaire significatif à 5%	Interprétation	Retard	Facteurs déterministes
	t-Statistic			
$\varepsilon_t$	Valeur critique: -1,946 Valeur estimée: -3,91	stationnaire	0	Pas de constant et pas de tendance

Sources : Résultats des analyses par l'auteur.

## Bibliographie

- Alam, M. J., & Begum, I. A. (2012). *World and Bangladesh rice market integration : An application of Threshold Cointegration and Threshold Vector Error Correction Model (TVECM)*. (Contributed Paper Prepared for Presentation at the 86th Annual Conference of the Agricultural Economics Society, pp. 16-18). University of Warwick, United Kingdom. Retrieved March 31, 2016 from [http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/135119/2/Mohammad%2520Jahangir\\_Alam\\_AES%2520Paper\\_86th%2520Conference\\_Alam%2520%26%2520Begum.pdf](http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/135119/2/Mohammad%2520Jahangir_Alam_AES%2520Paper_86th%2520Conference_Alam%2520%26%2520Begum.pdf). Accessed
- Amikuzuno, J., & Ogundari, K. (2012). The contribution of agricultural economics to price transmission analysis and market policy in Sub-Sahara Africa : What does the literature say? (86th Annual Conference of the Agricultural Economics Society). University of Warwick. Retrieved October 23, 2014 from [http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/134754/2/Joseph\\_Amikuzuno\\_AES2012\\_Conference\\_Amikuzuno\\_Ogundari.pdf](http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/134754/2/Joseph_Amikuzuno_AES2012_Conference_Amikuzuno_Ogundari.pdf); retrieved March 31, 2016 from [http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/134754/2/Joseph\\_Amikuzuno\\_AES2012\\_Conference\\_Amikuzuno\\_Ogundari.pdf](http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/134754/2/Joseph_Amikuzuno_AES2012_Conference_Amikuzuno_Ogundari.pdf)

- Balke, N. S., & Fomby, T. B. (1997). Threshold cointegration. *International Economic Review*, 38(3), 627-645. doi:10.2307/2527284
- Baquedano, F. G., & Liefert, W. M. (2014). Market integration and price transmission in consumer markets of developing countries. *Food Policy*, 44, 103-114. doi:10.1016/j.foodpol.2013.11.001
- Barrett, C. B. (2008). Spatial market integration (SSRN Scholarly Paper No. ID 1142520). Rochester, NY: Social Science Research Network. Retrieved June 11, 2018 from <https://papers.ssrn.com/abstract=1142520>
- Barrett, C., & Li, J. R. (2002). Distinguishing between equilibrium and integration in spatial price analysis. *American Journal of Agricultural Economics*, 84(2), 292-307.
- Baulch, B. (1997). Transfer costs, spatial arbitrage, and testing for food market integration. *American Journal of Agricultural Economics*, 79(2), 477. doi:10.2307/1244145
- Campbell, J. Y., & Perron, P. (1991). Pitfalls and opportunities : What macroeconomists should know about unit roots. *NBER Macroeconomics Annual*, 6, 141-201.
- Chan, K. S. (1993). Consistency and limiting distribution of the least squares estimator of a threshold autoregressive model. *The Annals of Statistics*, 21(1), 520-533. doi:10.1214/aos/1176349040
- Chan, K. S., & Tong, H. (1989). A survey of the statistical analysis of univariate threshold autoregressive models (pp. 1-42). In R. Mariano (Ed.), *Advances in statistical analysis and statistical computing*. Stamford, CT : JAI Press Inc
- Conforti, P., & Salvatici, L. (2004). *Agricultural trade liberalization in the Doha round. Alternative scenarios and strategic interactions between developed and developing countries*. (FAO Commodity and Trade Policy Research Working Papers, 10). Retrieved March 31, 2016 from <http://www.fao.org/3/a-ae406e.pdf>
- Dercon, S. (1995). On market integration and liberalization : Method and application to Ethiopia. *The Journal of Development Studies*, 32(1), 112-143. doi:10.1080/00220389508422404
- Enders, W., & Granger, C. W. J. (1998). Unit-root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rates. *Journal of Business & Economic Statistics*, 16(3), 304-311. doi:10.2307/1392506
- Enders, W., & Siklos, P. L. (2001). Cointegration and threshold adjustment. *Journal of Business & Economic Statistics*, 19(2), 166-176.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction : Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276. doi:10.2307/1913236
- Engle, R. F., & Yoo, B. S. (1987). Forecasting and testing in co-integrated systems. *Journal of Econometrics*, 35(1), 143-159.
- Escobal, J., & Arturo, V. (2005). Market integration for agricultural output markets in Perú : The role of public infrastructure. EconWPA.
- Gregory, A. W., & Hansen, B. E. (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, 70(1), 99-126.
- ICCO. (2015). Rapport Annuel 2014/2015.
- Ihle, R., Amikuzuno, J., & von Cramon-Taubadel, S. (2010). L'intégration des marchés avec et sans échanges commerciaux directs : le cas de la tomate au Ghana. *Revue d'Economie du Développement*, 18(1), 21. doi:10.3917/edd.241.0021
- INS. (2017). Annuaire Statistique 2017.

- Kamdem, C., Galtier, F., Gockowski, J., David-Benz, H., Egg, J., & Kamgnia Dia, B. (2010). What determines the price received by cocoa farmers in Cameroon? An empirical analysis based on bargaining theory. *African Journal of Agricultural and Resource Economics*, 6(1). Retrieved November 30, 2014 from [http://www.afjare.org/resources/issues/vol\\_5\\_no2/4%20AfJARE%20SI04%20II%20Kamdem%20et%20al.%20-%20FINAL.pdf](http://www.afjare.org/resources/issues/vol_5_no2/4%20AfJARE%20SI04%20II%20Kamdem%20et%20al.%20-%20FINAL.pdf)
- Krugman, P. R. (1979). Increasing returns, monopolistic competition, and international trade. *Journal of International Economics*, 9(4), 469-479. doi:10.1016/0022-1996(79)90017-5
- Krugman, P. R. (1980). Scale economies, product differentiation, and the pattern of trade. *The American Economic Review*, 70(5), 950-959.
- Krugman, P. R. (1981). Intraindustry specialization and the gains from trade. *The Journal of Political Economy*, 959-973.
- Krugman, P. R. (1993). The narrow and broad arguments for free trade. *The American Economic Review*, 83(2), 362-366.
- Lutz, C., Praagman, C., & Thanh Duc Hai, L. (2006). Rice market integration in the Mekong River Delta. *Economics of Transition*, 14(3), 517-546.
- MacKinnon, J. G. (1991). Critical values for cointegration tests. In R. F. Engle, C. W. J. Granger (Eds.), *Long-run economic relationship* (pp. 267-276). Oxford : Oxford University Press.
- Mancuso, A. J., Goodwin, B. K., & Grennes, T. J. (2003). Nonlinear aspects of capital market integration and real interest rate equalization. *International Review of Economics & Finance*, 12(3), 283-303. doi:10.1016/S1059-0560(03)00019-4
- Mofya-Mukuka, R., & Abdulai, A. (2013). Policy reforms and asymmetric price transmission in the Zambian and Tanzanian coffee markets. *Economic Modelling*, 35, 786-795. doi:10.1016/j.econmod.2013.08.040
- Ohlin, B. (1933). *Interregional and international trade*. Cambridge, MA : Harvard University Press.
- Paulin, E. (2006). La libéralisation commerciale en concurrence imparfaite. *Vie & Sciences de l'Entreprise*, 172(3), 116. doi:10.3917/vse.172.0116
- Rapsomanikis, G., Hallam, D., & Conforti, P. (2006). Market integration and price transmission in selected food and cash crop markets of developing countries : Review and applications. *Agricultural Commodity Markets and Trade*, 187-217.
- Rapsomanikis, G., & Karfakis, P. (2010). Marges à travers le temps et l'espace : détermination spatiale des prix sur les marchés de produits agricoles en Tanzanie. *Revue d'Economie du Développement*, 18(1), 109. doi:10.3917/edd.241.0109
- Ricardo, D. (1817). *On the principles of political economy and taxation*.
- Rodrik, D. (1994). *Getting interventions right: How South Korea and Taiwan grew rich*. Cambridge, MA : National Bureau of Economic Research. Retrieved March 31, 2016 from <http://www.nber.org/papers/w4964.pdf>
- Rodrik, D. (1999). *The new global economy and developing countries : Making openness work*. Washington, DC : Overseas Development Council.
- Sanogo, I., & Maliki Amadou, M. (2010). Rice market integration and food security in Nepal : The role of cross-border trade with India. *Food Policy*, 35(4), 312-322. doi:10.1016/j.foodpol.2010.03.002
- Sekhar, C. S. C. (2012). Agricultural market integration in India : An analysis of select commodities. *Food Policy*, 37(3), 309-322.



- Smith, A. (1776). *An inquiry into the nature and causes of the wealth of nations*.
- Stiglitz, J. E., & Chemla, P. (2002). *La grande désillusion* (vol. 108). Paris : Fayard. Retrieved March 31, 2016 from [http://revueeconomie-et-humanisme.eu/bdf/docs/r362\\_102\\_la-grandedesillusion.pdf](http://revueeconomie-et-humanisme.eu/bdf/docs/r362_102_la-grandedesillusion.pdf).
- Subervie, J. (2009). *The impact of coffee market reforms on price transmission*. (Journées des jeunes chercheurs du Département SAE2. 2009-10-012009-10-02). Montpellier.
- Subervie, J. (2011). Producer price adjustment to commodity price shocks : An application of threshold cointegration. *Economic Modelling*, 28(5), 2239-2246. doi:10.1016/j.econmod. 2011.06.010
- Takayama, T., & Judge, G. G. (1971). *Spatial and temporal price and allocation models*. North-Holland Amsterdam. Retrieved March 30, 2016 from <http://tocs.ulb.tu-darmstadt.de/100303366.pdf>.
- Van Campenhout, B. (2007). Modelling trends in food market integration: Method and an application to Tanzanian maize markets. *Food Policy*, 32(1), 112-127. doi:10.1016/j.foodpol.2006.03.011
- Wilhelm, S. (2008). *Libéralisation commerciale et échanges internationaux : le cas de l'agriculture en Tunisie*. Université Nancy 2. Retrieved from <http://docnum.univ-lorraine.fr/public/NANCY2/doc438/2008NAN20013.pdf>
- Yovo, K., & Homevoh, E. (2006). Libéralisation du commerce et intégration spatiale des marchés: Le cas du maïs au Togo. *African Development Review*, 18(1), 1-29. doi:10.1111/j.1467-8268.2006.00130.x