

TRANSMISSION DES PRIX ET ASYMÉTRIE SUR LES MARCHÉS DE PRODUITS VIVRIERS AU BÉNIN

Rose FIAMOHE*, Bruno HENRY de FRAHAN**

Résumé - Cet article examine la transmission des prix entre le marché de consommation de Cotonou et quatre marchés de regroupement de produits vivriers au Bénin. L'utilisation du modèle d'analyse asymétrique de Enders et Granger sur des séries mensuelles de prix entre 1990 et 2005 montre que la plupart des marchés vivriers de regroupement sont symétriquement intégrés au marché de consommation de Cotonou. La vitesse d'ajustement des prix sur les marchés de regroupement est toutefois supérieure à la vitesse d'ajustement des prix sur le marché de consommation. Les associations de commerçants pourraient expliquer de tels résultats. En regroupant leurs commandes de marchandises et affrétant collectivement les moyens de transport, les associations de commerçants facilitent les échanges entre les marchés malgré l'ampleur des coûts de transaction dus aux distances entre marchés et à la piètre qualité du réseau routier. En s'accordant sur les prix d'achat et de vente des produits vivriers, ces associations exerceraient aussi un certain pouvoir sur ces marchés.

Mots-clés : TRANSMISSION DES PRIX, ASYMÉTRIE, MARCHÉS VIVRIERS, ASSOCIATION DE COMMERÇANTS, COTONOU, BÉNIN.

Classification JEL : C32, D43, O18, O55, Q13

Les auteurs remercient les rapporteurs anonymes pour leurs commentaires et suggestions très constructives. Ils remercient aussi Alia Didier pour son appui dans les estimations économétriques.

* Africa Rice Center (AfricaRice), 01 BP 2031 Cotonou, Bénin ;
fiamoh@yahoo.fr ; e.fiamohe@cgiar.org

** Earth and Life Institute, Université catholique de Louvain, Place de la Croix du Sud 2, 1348 Louvain-la-Neuve, Belgique ; bruno.henrydefrahan@uclouvain.be

1. INTRODUCTION

L'examen de la transmission des prix entre marchés fait l'objet de nombreuses études en économie agricole. La plupart de ces études réalisent des analyses comparatives de la transmission des prix entre marchés agro-alimentaires en mettant en évidence le caractère symétrique ou non de cette transmission. La présence d'asymétrie dans la transmission des prix entre les marchés est généralement considérée comme une démonstration de défaillances de ces marchés (Meyer et von Cramon-Taubadel, 2004). L'asymétrie de la transmission des prix est observée lorsque des variations de prix à la hausse sur un marché ne sont pas transmises de la même manière sur un autre marché que des variations de prix à la baisse (von Cramon-Taubadel et Loy, 1998). L'asymétrie peut être aussi observée lorsqu'un prix sur un marché augmente plus vite qu'il ne baisse (Peltzman, 2000) ou lorsque la vitesse d'ajustement des prix à l'équilibre diffère d'un marché à un autre ou bien selon des régimes particuliers délimités par des seuils. En principe, un circuit commercial bien intégré devrait transmettre de la même manière les prix d'un marché à l'autre.

Parmi les explications de l'asymétrie de la transmission des prix entre marchés, le pouvoir de marché exercé par certains acteurs est souvent mis en évidence. En général, ce pouvoir de marché consiste à établir les prix à des niveaux différents de ceux qui résulteraient du jeu de la concurrence (Carlton et Perloff, 1995). Par exemple, Meyer et von Cramon-Taubadel (2004) montrent que la concentration observée dans l'industrie de l'abattage et dans la distribution peut expliquer l'asymétrie de la transmission des prix sur les marchés de la viande porcine en Allemagne. Par ailleurs, Rapsomanikis *et al.* (2004) expliquent que des ententes entre commerçants dans des pays en développement peuvent maintenir des différences dans la variabilité des prix entre des marchés qui sont isolés en raison de conditions difficiles de transport. Cutts et Kirsten (2006) montrent que le grand nombre de groupements de commerçants génère une asymétrie dans la transmission des prix sur les marchés vivriers en Afrique du Sud. Abdulai (2000) montre que les ententes entre commerçants sur les marchés ruraux du maïs au Ghana permettent de maintenir leurs prix de vente à un niveau préalablement décidé de commun accord même en cas d'événements qui auraient suscité une baisse de ces prix. Par exemple, ces commerçants peuvent délibérément stocker leurs produits pour relever le niveau des prix en aval ou répercuter les baisses des prix de l'aval vers l'amont de la filière en s'approvisionnant à un prix plus faible. En préfinançant les activités agricoles de leurs fournisseurs, les commerçants peuvent aussi se positionner comme des acheteurs incontournables. Ce positionnement peut aboutir à une transmission incomplète des prix entre marchés.

L'importance des coûts de transaction peut également être une autre source de l'asymétrie dans la transmission des prix entre marchés. Balke et Fomby (1997) soulignent que même sur des marchés financiers efficaces, la présence des coûts importants de transaction est susceptible de créer une bande dans laquelle les rendements des actifs financiers peuvent dévier librement de leur point d'équilibre. Dans les pays en développement, Rapsomanikis *et al.* (2004) montrent que l'ampleur des coûts de transaction résultant de la piètre

qualité des infrastructures et des moyens de transport permet d'expliquer une asymétrie de la transmission des prix entre marchés agricoles. Des coûts de transaction élevés contraignent l'accès de nombreux producteurs aux marchés et temporisent l'arbitrage entre les marchés. Faivre Dupaigne *et al.* (2008) expliquent que l'acquittement de nombreux prélèvements illicites sur les axes de commercialisation en Afrique de l'Ouest augmente les coûts de transport et, par conséquent, les coûts de transaction. Rapsomanikis et Karfakis (2010) montrent que la distance et les coûts de transfert en Tanzanie impactent négativement les prix payés aux producteurs. McNew et Fackler (1997) et Goodwin *et al.* (2002) expliquent que la discontinuité des échanges en raison d'une baisse brutale de l'offre ou de la demande augmente les coûts de recherche d'informations sur les paramètres de marché et, par conséquent, les coûts de transaction.

Au Bénin, des enquêtes réalisées en 1999 par l'*International Food Policy Research Institute* (IFPRI) et le Laboratoire d'Analyse Régionale et d'Expertise Sociale (LARES) mettent en évidence l'importance des associations de commerçants dans la commercialisation des produits vivriers. Parmi les 656 commerçants interrogés sur l'ensemble des marchés agricoles du Bénin, 62% adhèrent à une association de commerçants. Tassou (2004) observe que les responsables de ces associations de commerçants s'entendent sur les modalités de fonctionnement des marchés sous leur contrôle, telles que le calendrier des transactions, les unités de mesure, les modes de conditionnement et les prix maximum d'achat et les prix minimum de vente des produits vivriers. De tels accords pourraient dès lors affecter la transmission des prix entre les marchés et provoquer une asymétrie de la transmission des prix. Par exemple, Kuiper *et al.* (2003) montrent que les prix du maïs au Bénin sont uniquement transmis des marchés urbains de consommation vers les marchés ruraux situés dans les zones excédentaires en raison du pouvoir qu'exercent les associations de commerçants présentes sur ces marchés ruraux. Adégbidi *et al.* (2003) montrent également que la vitesse de transmission des prix du maïs entre les marchés ruraux du Nord du Bénin et le marché de consommation de Cotonou, capitale du Bénin, demeure faible en raison de l'influence des associations de commerçants sur les marchés ruraux situés dans les zones excédentaires du Nord du Bénin.

D'autres auteurs mettent en évidence l'ampleur des coûts de transaction sur les marchés béninois. Galtier (2002) montre que l'impraticabilité de la majorité des routes pendant les saisons des pluies entre les exploitations agricoles et les marchés de regroupement, d'une part, et entre ces marchés et les marchés de consommation, d'autre part, augmente les coûts de transaction et, par conséquent, atténue la vitesse de transmission des prix entre ces marchés. Bard *et al.* (2004) montrent que la dégradation de certains axes routiers de commercialisation contribue aussi à augmenter les coûts de transaction au Bénin. Adanguidi (2006) explique que la plupart des commerçants de Malanville au Nord du Bénin se détournent du commerce de longue distance avec le marché de consommation de Cotonou pendant les saisons des pluies en vue de satisfaire la demande des commerçants nigériens qui sont géographiquement plus proches. Ce détournement des échanges provoque une rupture de l'approvisionnement des produits alimentaires à l'intérieur du Bénin et, par conséquent, occasionne des

coûts de recherche supplémentaires d'information sur d'autres sources d'approvisionnement. Le grand nombre d'intermédiaires généralement présents sur les marchés ruraux ralentit la circulation de l'information sur la situation des marchés et, en conséquence, augmente les coûts de transaction.

Dans ce contexte, cette étude vise à analyser et expliquer la nature de la transmission des prix des principaux produits vivriers entre certains marchés, en particulier entre le marché de consommation de Cotonou et les marchés de regroupement au Bénin pour la période de 1990 à 2005. Pour conduire cette analyse, nous utilisons l'approche d'Enders et Granger (1998) et l'appliquons à des séries mensuelles de prix du maïs, de la semoule du manioc et de l'igname collectées par l'Office National d'Appui à la Sécurité Alimentaire (ONASA) et le Réseau des Systèmes d'Information des Marchés (RESIMAO). Par rapport à l'approche standard d'Engle et Granger (1987), cette approche utilise un modèle à seuil autorégressif qui permet de tenir compte des coûts de transaction et de l'effet de seuil généré par ces coûts de transaction. La section 2 rappelle d'abord les approches traditionnelles de l'analyse de la transmission des prix et présente ensuite l'approche d'Enders et Granger. La troisième section teste et analyse la transmission des prix sur les marchés de produits vivriers au Bénin. La quatrième section propose des conclusions et des recommandations.

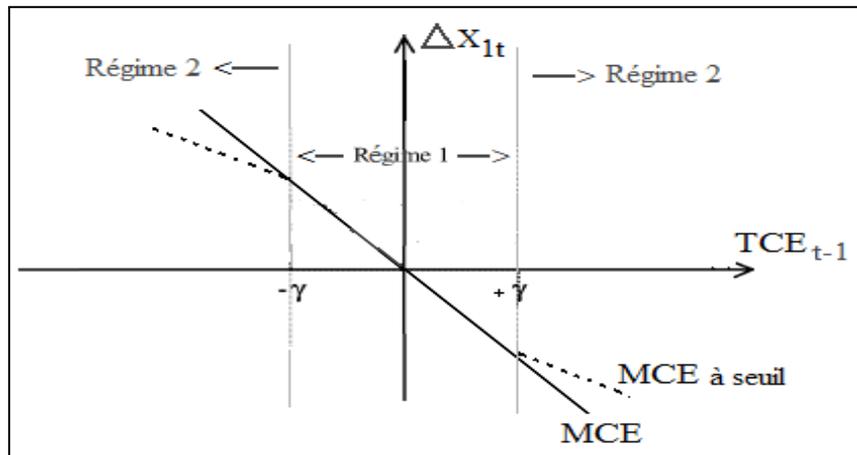
2. LA MODÉLISATION DE LA TRANSMISSION DES PRIX

La plupart des analyses de la transmission des prix des produits alimentaires entre différents marchés utilisent le modèle modifié de Houck (1977). Ce modèle est basé sur la segmentation des variables de prix entre phases croissantes et décroissantes. Selon von Cramon-Taubadel et Loy (1996) et Meyer et von Cramon-Taubadel (2004), toutes les variantes du modèle de Houck sont toutefois incompatibles avec la relation de cointégration entre les séries de prix car elles ne tiennent pas compte de la possibilité d'une relation d'équilibre de long terme entre les séries de prix examinées. Par exemple, Hassan et Simioni (2004) expliquent que les prix au détail et ceux à l'expédition peuvent s'écarter dans le court terme en raison de facteurs saisonniers. Si de tels écarts persistent dans le temps, les mécanismes sous-jacents au fonctionnement du marché considéré devraient contraindre ces prix à retourner vers une relation de long terme que les variantes du modèle de Houck ne pourraient expliquer. Un autre problème de ces variantes du modèle de Houck résulte de la négligence des avantages de l'information contenue dans les variables de prix en niveau.

Les modèles standards de cointégration et de correction d'erreur selon Engle et Granger sont aussi couramment utilisés pour examiner les marchés agricoles. Enders et Granger (1998) et ensuite Goodwin et Piggot (2001), Hansen et Seo (2002), Meyer et Von Cramon-Taubadel (2004) et Meyer (2004) ont toutefois critiqué les formes de spécification de ces modèles parce qu'elles ne permettent pas de représenter l'asymétrie de la relation de cointégration en raison de la non-stationnarité des coûts de transaction. Enders et Siklo (2001) expliquent que l'approche de cointégration d'Engle et Granger (1987) peut être incorrectement spécifiée si l'ajustement est asymétrique. Par exemple, selon le graphique 1, on observe des régimes de variation de prix ΔX_{1t} qui diffèrent

selon les intervalles définis pour le terme retardé de correction d'erreur (TCE_{t-1}). Dans l'intervalle fermé $[-\gamma, +\gamma]$ du TCE_{t-1} , la variation des prix ΔX_{1t} réagit de manière linéaire par rapport au TCE_{t-1} selon le régime 1 alors qu'à l'extérieur de cet intervalle, elle réagit d'une manière différente au régime 1.

Graphique 1. Ajustement des séries selon le terme de correction d'erreur



Source : Selon Meyer (2004).

En raison des critiques adressées aux variantes du modèle de Houck mais aussi de l'ampleur des coûts de transaction présents sur les marchés vivriers béninois, nous utilisons le modèle proposé par Enders et Granger (1998) pour examiner la nature de la relation entre les prix observés sur les marchés de produits vivriers au Bénin. Le choix de ce modèle se justifie aussi en raison de la forme simplifiée de sa spécification qui utilise la valeur nulle comme seuil délimitant deux régimes de variation des prix. Selon Hansen (1996), les seuils délimitant les régimes d'ajustement pour des valeurs inconnues occasionnent des problèmes d'inférence dus à la présence des paramètres de nuisances dans les modèles à seuils. Toutefois, cet auteur propose un test statistique permettant de tester la significativité statistique des seuils retenus.

Selon Engle et Granger (1987), lorsque des séries non-stationnaires X_{it} sont intégrées du même ordre, il est possible d'établir une relation de long terme entre celles-ci de la manière suivante :

$$X_{1t} = \beta_0 + \sum_{i=2}^n \beta_i X_{it} + \mu_t \quad (1)$$

où μ_t représente le terme d'erreur. Engle et Granger (1987) examinent la relation de cointégration entre les séries X_{it} en testant la non-stationnarité des résidus μ_t issus de l'estimation de la relation de long terme (1). La non-stationnarité de ces résidus μ_t est testée à partir de la relation suivante :

$$\Delta\mu_t = \rho\mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

où $\Delta\mu_t$ représente la différence première entre μ_t et μ_{t-1} et le terme d'erreur ε_t un bruit blanc.

Enders et Granger (1998) scindent alors la relation (2) de la manière suivante :

$$\Delta\mu_t = \begin{cases} \rho_1\mu_{t-1} + \varepsilon_t & \text{si } \mu_{t-1} \geq 0 \\ \rho_2\mu_{t-1} + \varepsilon_t & \text{si } \mu_{t-1} < 0 \end{cases} \quad (3)$$

où les termes ρ_1 et ρ_2 représentent respectivement les paramètres d'ajustement positif et négatif du terme d'erreur retardé μ_{t-1} et le terme ε_t le terme d'erreur. Le système d'équations (3) peut être écrit d'une autre manière :

$$\Delta\mu_t = I_t\rho_1\mu_{t-1} + (1 - I_t)\rho_2\mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

où I_t est une variable indicatrice :

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{si } \mu_{t-1} \geq 0 \\ 0 & \text{si } \mu_{t-1} < 0 \end{cases}$$

Le seuil critique de ce modèle correspond à la valeur nulle. Enders et Granger (1998) montrent que les résidus μ_t issus de l'estimation de la relation de long terme (1) sont stationnaires si les valeurs des paramètres ρ_1 et ρ_2 sont comprises dans l'intervalle ouvert $]2, 0[$. Selon eux, pour autant qu'il existe une relation de cointégration entre les séries X_{it} , le modèle à correction d'erreur (MCE) standard selon Engle et Granger (1987) peut intégrer les paramètres d'ajustement positif et négatif pour donner un modèle à correction d'erreur asymétrique (MCEA) de la manière suivante :

$$\Delta X_{1t} = I_t\phi_1\mu_{t-1} + (1 - I_t)\phi_2\mu_{t-1} + \sum_{i=2}^n \sum_{j=1}^k \beta_{ij}\Delta X_{i,t-j} + \vartheta_{1t} \quad (5)$$

où les termes ϕ_1 et ϕ_2 représentent les paramètres d'ajustement des déviations positive et négative et le terme ϑ_{1t} un bruit blanc. L'ajustement des variations de la variable X_{1t} , est symétrique lorsque les paramètres ϕ_1 et ϕ_2 sont significatifs et égaux. Dans ce cas, le MCE d'Engle et Granger devient un cas particulier du MCE asymétrique d'Enders et Granger.

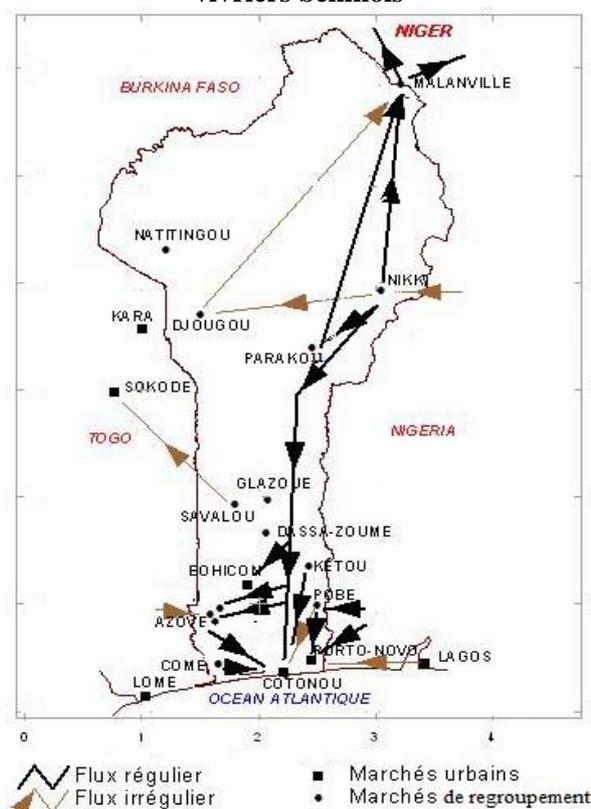
3. TEST DE LA TRANSMISSION ET DE L'ASYMÉTRIE DES VARIATIONS DE PRIX ENTRE LES MARCHÉS BÉNINOIS DE PRODUITS VIVRIERS

Avant d'analyser la transmission et le caractère symétrique des variations de prix entre les marchés béninois de produits vivriers retenus, nous décrivons ces marchés et présentons les séries temporelles de prix de ces produits vivriers.

3.1. Description des marchés béninois de produits vivriers et des séries temporelles

Parmi les 181 marchés vivriers recensés en 1998, l'ONASA suit régulièrement 57 marchés. Parmi ces 57 marchés, l'ONASA (1998) distingue 15 marchés ruraux de collecte de la production, 30 marchés de regroupement et 12 marchés urbains de consommation dont cinq marchés frontaliers. Les marchés ruraux de collecte sont proches des bassins de production excédentaire. Les marchés de regroupement entretiennent des relations commerciales directes avec ces marchés ruraux de collecte. Ils desservent les marchés urbains de consommation au Bénin. Localisés dans les grands centres urbains, les marchés de consommation assurent la distribution des produits vivriers auprès des consommateurs urbains.

Graphique 2. Principaux circuits commerciaux entre marchés vivriers béninois



Source : LARES (2009).

Parmi ces marchés, le marché de consommation de la capitale, Cotonou et les quatre marchés de regroupement d'Azovè, de Comé, de Malanville et de Parakou sont sélectionnés en raison du rôle important qu'ils jouent dans le cir-

cuit de commercialisation du maïs, de la semoule de manioc et de l'igname. Ces trois produits constituent la source essentielle de féculents consommés par la majorité de la population béninoise.

Le graphique 2 montre que les marchés de regroupement d'Azovè et de Comé sont situés dans la région du Sud du Bénin. En 2008, cette région contribue pour 73% et 49% à la production nationale du maïs et de manioc respectivement. Les marchés de regroupement d'Azovè et de Comé approvisionnent le marché de consommation de Cotonou et, dans une moindre mesure, les marchés frontaliers du Togo. On observe également des flux de produits vivriers provenant du Nigéria et, dans une moindre mesure, du Togo. Les marchés de regroupement de Malanville et de Parakou sont situés dans la région du Nord du Bénin. Cette région contribue pour 12%, 39% et 74% à la production nationale du maïs, de manioc et de l'igname respectivement. Le marché de regroupement de Parakou approvisionne principalement l'autre marché de regroupement de Malanville. Le marché de regroupement de Malanville approvisionne ensuite tous les marchés frontaliers du Niger. Ce marché met en liaison les zones de production excédentaire du Bénin avec les marchés frontaliers du Niger en raison de la proximité géographique. Situé dans le département du Littoral au Sud du Bénin, le marché de Cotonou (*Dantokpa*) est le plus important marché de consommation de produits vivriers du pays pour plus de 700 000 habitants.

Pour réduire les coûts de transaction élevés entre les marchés de regroupement et de consommation, la plupart des commerçants sont membres d'une association de commerçants. Ces associations de commerçants sont constituées à l'initiative des commerçants eux-mêmes (Tassou, 2004). Celles-ci permettent principalement à leurs membres de regrouper leurs commandes de marchandises et d'affréter collectivement les moyens de transport. Elles favorisent aussi l'entente sur les prix d'achat et de vente des produits vivriers.

Tableau 1. Proportion des marchés avec associations de commerçants et des commerçants membres d'une association par département en 1999

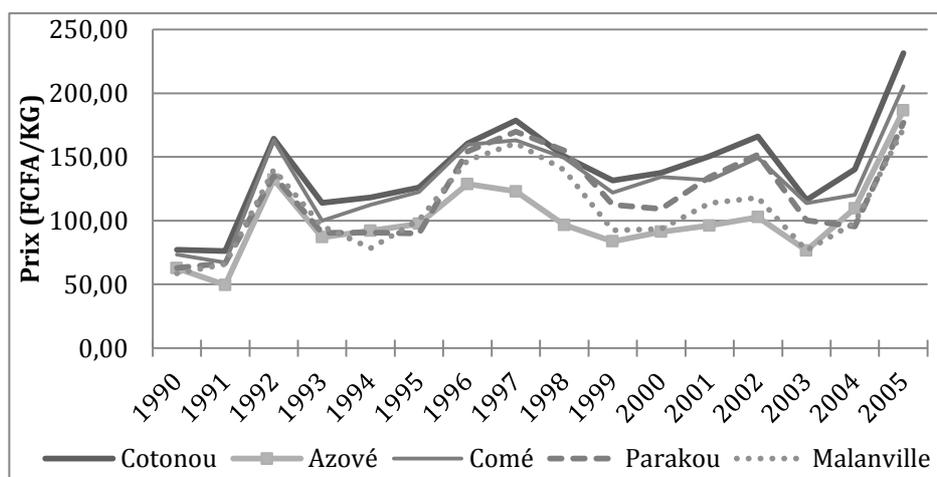
Département	Marché avec association de commerçants	Commerçants en association
Atacora	17%	57%
Atlantique	13%	18%
Borgou	19%	49%
Mono	16%	69%
Ouémé	15%	46%
Zou	20%	30%

Source : Tassou (2004).

Le tableau 1 montre la proportion de marchés animés par des associations de commerçants et la proportion de commerçants enquêtés membres d'une association de commerçants selon le département. Les associations de commerçants sont présentes dans tous les départements avec une présence plus importante dans les départements du Zou et de Borgou. Dans les deux départements du Mono et de Borgou qui comptent les marchés de regroupement étudiés, la proportion des marchés de regroupement avec associations de commerçants

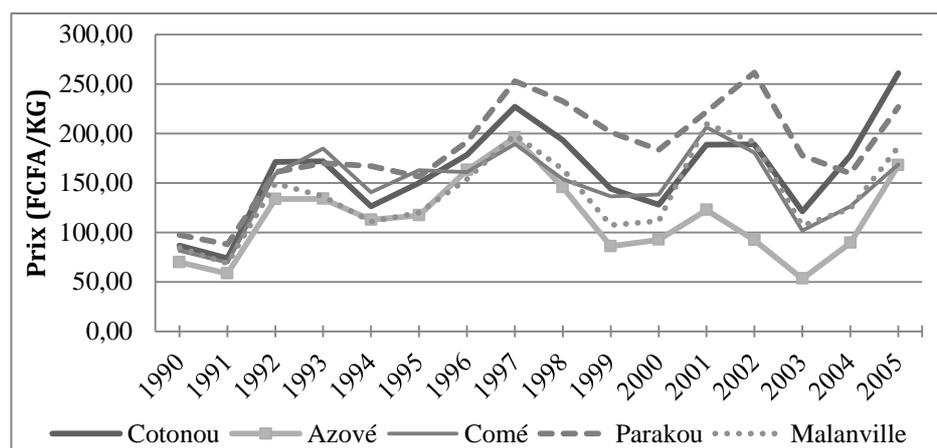
s'élève à 16 et 19% respectivement. Dans ces deux départements, 69% et 49% des commerçants enquêtés appartiennent à des associations respectivement. Les statistiques individuelles par marché de regroupement étudié n'étant pas disponibles, nous exploitons les statistiques par département pour analyser les résultats qui suivront.

Graphique 3. Evolution du prix du maïs sur cinq marchés béninois (1990-2005)



Source : ONASA et RESIMAO.

Graphique 4. Evolution du prix de la semoule de manioc sur cinq marchés béninois (1990-2005)

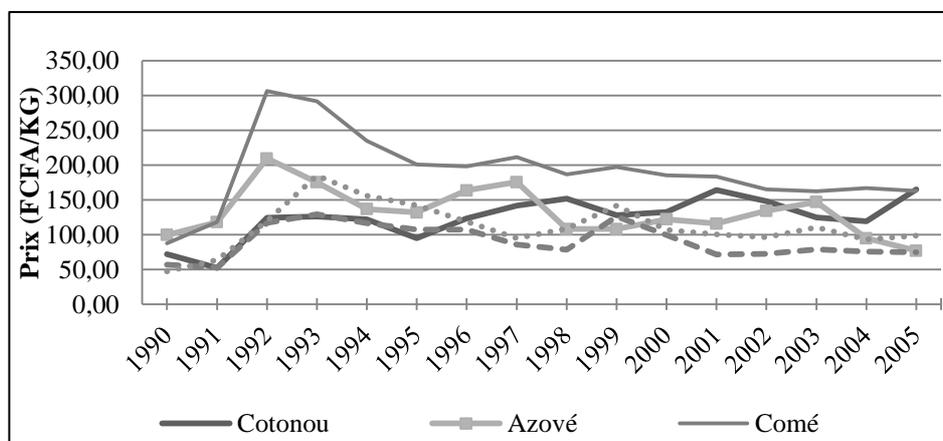


Source : ONASA et RESIMAO.

Les graphiques 3 à 5 montrent les séries annuelles de prix couvrant la période de 1990 à 2005 déflatés par l'indice de prix à la consommation (base

2000=100) de différents produits vivriers au Bénin fourni par Perspective Monde¹. Les séries de prix sur les marchés du maïs et de la semoule de manioc présentées aux graphiques 3 et 4 montrent des évolutions similaires. Par contre, les séries de prix sur les marchés de l'igname présentées au graphique 5 montrent des évolutions parfois opposées selon les périodes. Sur les graphiques 3 à 5, on observe des écarts de prix différents selon les couples de marché formés par le marché de consommation de Cotonou avec chacun des quatre marchés de regroupement pendant la même année. Par exemple sur le graphique 3, l'écart des prix entre les marchés du maïs de Cotonou et d'Azovè s'élève à 38% en 2002 alors que cet écart est seulement de 10% entre les marchés de Cotonou et de Comé pour la même année. Au graphique 4, l'écart des prix entre les marchés de la semoule de manioc de Cotonou et de Parakou s'élève à -46% alors que celui entre les marchés de Cotonou et de Malanville s'élève à 12% en 2003. Au graphique 5, on observe également une variabilité des écarts des prix entre le marché de consommation de Cotonou avec chacun des quatre marchés de regroupement de l'igname. Par exemple, l'écart des prix entre le marché de consommation de Cotonou et le marché de regroupement de Parakou s'élève à 36% en 2004 alors que celui entre le marché de consommation de Cotonou et le marché de regroupement de Malanville s'élève seulement à 22% pour la même année.

Graphique 5. Evolution du prix de l'igname sur cinq marchés béninois (1990-2005)



Source : ONASA et RESIMAO.

La variabilité des écarts de prix selon les paires de marchés et les produits dans la même année est due à l'origine des produits commercialisés, les distances et l'état de praticabilité des voies qui séparent les couples de marchés commentés.

¹ Perspective Monde est un outil statistique pédagogique des grandes tendances mondiales depuis 1945 sous la direction de l'université de Sherbrooke et de la Banque mondiale.

3.2. Tests de cointégration standard et asymétrique entre les séries de prix de produits vivriers

Nous réalisons le test de la relation de cointégration entre les séries de prix observés sur le marché urbain de consommation de Cotonou et celles observées sur chaque marché de regroupement en utilisant la relation (1) pour $n = 2$. En général, les prix des produits agricoles sont affectés de variations saisonnières². Les périodes de fortes pluies pendant laquelle les routes reliant les marchés sont impraticables ainsi que les changements au cours d'une même année des habitudes de consommation peuvent expliquer cette saisonnalité. La présence de la saisonnalité ne permet pas de capter l'évolution intrinsèque d'une série et donc sa relation avec une autre. Pour prendre en compte cette saisonnalité, l'introduction des variables muettes est la solution la plus utilisée. Alderman (1993) et Abdulai (2000) suggèrent d'identifier les périodes saisonnières à partir d'information a priori observables sur le fonctionnement des marchés. Ils préconisent de ne corriger que ces périodes saisonnières par l'introduction des variables muettes correspondantes. Cette identification des mois de forte saisonnalité étant subjective, notre démarche consiste à désaisonnaliser toutes les séries de prix en utilisant la méthode des moyennes mobiles afin d'y retirer toute influence cyclique.

L'hypothèse nulle de racines unitaires spécifiant la non-stationnarité des séries de prix désaisonnalisées est testée en utilisant le test augmenté de Dickey et Fuller (1979) et celui de Phillips-Perron (1988) sans tendance³. Le nombre optimal de retards est sélectionné à partir du critère de Schwartz. Les résultats des tests de racines unitaires reportés au tableau 2 indiquent que toutes les séries sont non-stationnaires en niveau et intégrées en différence première.

Etant donné que les séries de prix sont stationnaires en différence première, les hypothèses nulles d'absence de cointégration et de symétrie de la relation de cointégration entre les marchés sont testées en utilisant la relation (1) pour $n = 2$. Les résultats présentés au tableau 3 sont obtenus en estimant des relations (1) de cointégration pour des séries non intégrées de même ordre. Les coefficients estimés se révèlent très significatifs pour chaque paire de marchés considérée. Ces résultats montrent qu'à long terme une variation des prix à la hausse sur les marchés de regroupement se traduirait par une variation des prix sur le marché de consommation de Cotonou.

L'approche d'Engle et Granger reprise par la relation (2) et celle de Johansen sont utilisées pour tester les relations de cointégration standard entre les marchés. L'approche d'Enders et Granger reprise par la relation (3) est utilisée pour tester les relations de cointégration asymétrique entre les différents marchés considérés. Le nombre maximum de retard est déterminé par le critère de Schwarz.

² Les périodes de pénurie, de pluie où les routes sont impraticables, et des périodes de fêtes sont des exemples de facteurs saisonniers.

³ Le test de racines unitaires est réalisé en utilisant le modèle sans tendance parce que la tendance n'est pas statistiquement significative.

Tableau 2. Tests de racine unitaire sur les séries mensuelles de prix de produits vivriers au Bénin (1990-2005)

Test	Produit	Spécification	Cotonou	Azové	Comé	Parakou	Malanville		
Augmented Dikey-Fuller	Maïs	Niveau	0,017 (1,88)	0,01 (1,02)	0,01 (0,69)	-0,004 (-0,39)	0,005 (0,53)		
		Différence	-1,25*** (-17,72)	- (-17,53)	- (-17,41)	-0,10*** (-14,63)	-1,23*** (-16,44)		
		Niveau	0,007 (1,05)	0,005 (-0,65)	0,006 (0,76)	0,003 (0,36)	0,006 (0,60)		
		Différence	-1,08** (-15,01)	- (-15,17)	-1,18** (-16,02)	-1,25*** (-16,95)	-1,37*** (-20,04)		
	Igneame	Niveau	-0,003 (-0,35)	-0,007 (-0,53)	-0,007 (-0,07)	-0,01 (-1,59)	-0,01 (-0,56)		
		Différence	-1,11*** (-15,21)	- (-12,10)	- (-14,09)	-1,33*** (-12,79)	-1,59*** (-14,08)		
		Philipps-Perron	Maïs	Niveau	0,01 (1,03)	0,004 (1,08)	0,001 (0,89)	0,004 (0,42)	0,00 (0,42)
				Différence	-1,25*** (-17,69)	- (-18,10)	- (-17,91)	-1,10*** (-16,61)	-1,23*** (-16,52)
Semoule de manioc	Niveau		0,007 (1,06)	0,005 (0,65)	0,003 (0,46)	0,00 (0,003)	-0,001 (-0,13)		
	Différence		-1,08*** (-15,01)	- (-15,17)	- (-16,02)	-1,25*** (-16,95)	-1,37*** (-20,04)		
Igneame	Niveau	0,004 (0,64)	-0,02 (-0,70)	-0,008 (-0,07)	-0,03 (-0,88)	-0,03 (-0,69)			
	Différence	-0,11*** (-18,47)	- (-20,99)	- (-24,07)	-1,06*** (-26,70)	-1,25*** (-30,09)			

Les valeurs sans parenthèses sont les coefficients estimés des paramètres. Celles entre parenthèses sont les statistiques de test à comparer aux valeurs critiques de MacKinnon (1996) correspondant à -3,59, -2,93 et -2,60 aux seuils de 1%, 5% et 10% respectivement.

Les notations *, ** et *** correspondent respectivement à 10%, 5% et 1% des seuils de significativité.

Source : *Estimations des auteurs.*

Le tableau 4 montre les résultats des tests de cointégration selon Engle et Granger réalisés sur les résidus issus de l'estimation de la relation (1). Selon ce test, l'hypothèse nulle d'absence de cointégration entre les séries de prix des trois produits est rejetée pour toutes les paires de marchés sauf pour la paire de marchés Cotonou-Parakou pour le maïs. La comparaison des statistiques calculées sous l'hypothèse nulle ($\rho = 0$) aux valeurs critiques de la table de McKinnon (1991) confirme la relation de cointégration entre les séries de prix du marché de consommation de Cotonou et des quatre marchés de regroupement pour les trois produits considérés sauf entre Cotonou et Parakou pour le maïs.

Le tableau 5 montre les résultats des tests de cointégration selon Johansen réalisés entre les différentes paires de marchés. Sous l'hypothèse nulle d'absence de cointégration, les statistiques de trace montrent une relation de cointé-

gration pour chaque paire de marchés considérée au seuil de significativité de 5%. Ces résultats montrent qu'une combinaison linéaire des variables tend vers un état d'équilibre dans le long terme pour toutes les paires de marchés et tous les produits.

Tableau 3. Estimation de la relation (1) de cointégration entre les marchés vivriers au Bénin (1990-2005)

Produit Paire de marchés	Coefficient estimé	Constante	R ²
Maïs			
Cotonou- Azovè	1,22*** (30,69)	17,02*** (4,70)	0,83
Cotonou- Comé	1,05*** (39,09)	4,05 (1,12)	0,87
Cotonou- Parakou	0,95*** (21,50)	24,49*** (4,78)	0,71
Cotonou- Malanville	0,68*** (25,21)	11,87*** (3,23)	0,77
Semoule de manioc			
Cotonou- Azovè	1,11*** (16,00)	34,04*** (4,61)	0,59
Cotonou- Comé	1,08*** (19,37)	3,09 (0,39)	0,65
Cotonou- Parakou	0,73*** (19,68)	22,83** (3,37)	0,67
Cotonou- Malanville	0,96*** (23,91)	25,53*** (4,64)	0,75
Igname			
Cotonou- Azovè	0,32** (3,06)	75,35*** (12,40)	0,05
Cotonou- Comé	0,56*** (7,24)	18,09 (1,36)	0,20
Cotonou- Parakou	0,42*** (3,68)	79,19*** (8,37)	0,07
Cotonou- Malanville	0,47** (5,09)	66,61*** (7,08)	0,12

Nombre d'observations pour chaque paire de marché : 189. Les valeurs sans parenthèses sont les coefficients estimés et celles entre parenthèses sont les statistiques de Student. Les notations *, ** et *** correspondent respectivement à 10%, 5% et 1% des seuils de significativité.

Source : Estimations des auteurs.

Le tableau 6 montre les résultats des tests de la relation de cointégration asymétrique entre les séries de prix selon Enders et Granger. Le test de Ljung-Box est aussi réalisé pour s'assurer que les résidus ne sont pas corrélés. Les Q-statistiques de Ljung-Box reportées aussi au tableau 6 indiquent que les résidus ne sont pas significativement corrélés. L'hypothèse nulle ($\rho_1 = \rho_2 = 0$) est rejetée en comparant les statistiques de Fisher calculées aux valeurs critiques de la table de Enders et Granger (1998) pour toutes les paires de marchés du maïs, les paires de marchés de la semoule de manioc Cotonou-Azovè, Cotonou-Comé et Cotonou-Malanville et les paires de marchés de l'igname Cotonou-Comé et Cotonou-Malanville.

Tableau 4. Estimation de la relation de cointégration selon Engle-Granger entre les marchés vivriers au Bénin (1990-2005)

Produit	Hypothèse	Paire de marchés			
		Cotonou-Azovè	Cotonou-Comé	Cotonou-Parakou	Cotonou-Malanville
Maïs	$\rho = 0$	-0,38*** (-6,40)	-0,58*** (-8,30)	-0,14 (-1,49)	-0,22*** (-2,94)
Semoule de manioc	$\rho = 0$	-0,09*** (-2,28)	-0,13*** (-2,99)	-0,15*** (-3,71)	-0,14** (-2,74)
Igname	$\rho = 0$	-0,10** (-3,04)	-0,16*** (-3,94)	-0,11*** (-3,13)	-0,15** (-3,85)

Les valeurs sans parenthèses sont les coefficients estimés et celles entre parenthèses sont les statistiques de test à comparer aux valeurs critiques de McKinnon (1996). Les notations *, ** et *** correspondent respectivement à 10%, 5% et 1% des seuils de significativité retenus pour les valeurs critiques de McKinnon qui sont respectivement de -1,615, -1,942 et -2,577.

Source : Estimations des auteurs.

Puisqu'il existe une relation de cointégration entre les séries de prix pour des paires de marchés ci-dessus mentionnées selon le test d'Enders et Granger, l'hypothèse nulle de symétrie de la relation de cointégration ($\rho_1 = \rho_2$) est testée en utilisant le test de Fisher standard (Enders et Granger, 1998). Enders et Granger expliquent que si l'hypothèse nulle ($\rho_1 = \rho_2 = 0$) est rejetée, alors les paramètres d'ajustement ρ_1 et ρ_2 convergent vers des distributions normales multivariées. La restriction selon laquelle l'ajustement est symétrique ($\rho_1 = \rho_2$) peut dès lors être testée en utilisant le test standard de Fisher. Selon les résultats de ce test, l'hypothèse nulle de symétrie de cointégration entre les séries de prix des différentes paires de marchés vérifiant la relation de cointégration n'est pas rejetée lorsque les valeurs calculées de Fisher sont comparées à la valeur critique de la table de Fisher.

Pour la paire de marchés de la semoule de manioc Cotonou-Parakou, seul le paramètre spécifiant la variation négative des prix est statistiquement significatif avec le signe négatif attendu. Pour les paires de marchés d'igname Cotonou-Azovè et Cotonou-Parakou, seuls les paramètres spécifiant les variations positives des prix sont statistiquement significatifs avec le signe négatif attendu. On peut conclure à une intégration asymétrique des marchés de la semoule de Cotonou et Azovè selon les variations négatives des prix et à une intégration asymétrique des marchés de l'igname de Cotonou et Parakou et de Cotonou et Parakou selon les variations positives des prix.

Des différents tests repris aux tableaux 4 à 6, il en résulte que les marchés de regroupement de Parakou et de Malanville situés dans les zones excédentaires du Nord et ceux d'Azovè et de Comé situés dans les zones excédentaires du Sud du Bénin entretiennent des relations commerciales avec le marché de consommation de Cotonou. Ces relations commerciales sont garanties par les

associations de commerçants malgré l'importance de la distance et l'impraticabilité des routes séparant les marchés de regroupement et le marché de consommation situé à Cotonou. Le degré d'intégration de ces marchés peut aussi s'expliquer par le fait que les produits sont consommés par une grande partie de la population béninoise conduisant à une relation commerciale soutenue dans le temps garantie par les associations de commerçants. L'importance de la demande de ces produits sur le marché de consommation de Cotonou et du rôle joué par les associations de commerçants en garantissant les échanges entre les marchés quelle que soit la période conduit à une relation de cointégration et de symétrie pour la plupart des marchés. En considérant la mensualité des fréquences des séries de prix utilisées dans cette analyse, les valeurs estimées pour le paramètre ρ de la relation (2) et les composantes positive (ρ_1) et négative (ρ_2) de la relation (3), on est en mesure de conclure que le niveau d'intégration de la plupart des marchés des trois produits est relativement important.

Tableau 5. Estimation de la relation de cointégration selon Johansen entre les marchés vivriers au Bénin (1990-2005)

Produit Paire de marchés	Hypothèse nulle (H0)	Hypothèse alternative (H1)	Statistique de trace	Valeur critique
Maïs				
Cotonou-Azovè	R=0	R=1	49,22**	12,32
	R=1	R=2	2,26	4,13
Cotonou-Comé	R=0	R=1	49,94**	12,32
	R=1	R=2	3,52	4,13
Cotonou-Parakou	R=0	R=1	31,63**	12,32
	R=1	R=2	3,65	4,13
Cotonou-Malanville	R=0	R=1	25,24**	12,32
	R=1	R=2	3,24	4,13
Semoule de manioc				
Cotonou-Azovè	R=0	R=1	13,11**	12,32
	R=1	R=2	2,62	4,13
Cotonou-Comé	R=0	R=1	12,74**	12,32
	R=1	R=2	2,485	4,13
Cotonou-Parakou	R=0	R=1	28,92**	12,32
	R=1	R=2	0,90	4,13
Cotonou-Malanville	R=0	R=1	17,78**	12,32
	R=1	R=2	2,07	4,13
Igname				
Cotonou-Azovè	R=0	R=1	13,79**	12,32
	R=1	R=2	0,01	0,94
Cotonou-Comé	R=0	R=1	12,51**	12,32
	R=1	R=2	0,01	4,13
Cotonou-Parakou	R=0	R=1	23,45**	12,32
	R=1	R=2	0,02	4,12
Cotonou-Malanville	R=0	R=1	21,41**	11,22
	R=1	R=2	0,00	4,13

** correspondent à 5% de seuil de significativité retenu.

Le terme R indique au nombre de relations de cointégration.

Source : Estimations des auteurs.

Tableau 6. Estimation de la relation de cointégration selon Enders-Granger entre les marchés vivriers au Bénin (1990-2005)

Produit	Paire de marchés	Hypothèse				
		$\rho_1^a = 0$	$\rho_2^a = 0$	Φ^b	$\rho_1 = \rho_2^c$	Q^d
Maïs	Cotonou-Azovè	-0,38*** (-4,10)	-0,37*** (-4,05)	20,25	0,001 (0,97)	0,19 (0,66)
	Cotonou-Comé	-0,56*** (-5,60)	-0,59*** (-5,78)	34,04	0,04 (0,85)	0,95 (0,33)
	Cotonou-Parakou	-0,41*** (-3,82)	-0,30*** (-3,41)	14,46	0,50 (0,48)	0,31 (0,58)
	Cotonou-Malanville	-0,49*** (-4,92)	-0,24** (-2,39)	17,72	2,64 (0,10)	2,08 (0,15)
	Cotonou-Azovè	-0,12** (-2,02)	-0,20** (-2,26)	7,60	0,40 (0,53)	0,23 (0,63)
	Cotonou-Comé	-0,15** (-2,67)	-0,25*** (-3,09)	10,36	0,85 (0,36)	13,27 (0,10)
Semoule de manioc	Cotonou-Parakou	-0,07 (-1,18)	-0,29*** (-3,63)	-	-	1,759 (0,21)
	Cotonou-Malanville	-0,28*** (-4,08)	-0,32*** (-3,27)	15,74	0,09 (0,76)	1,35 (0,24)
	Cotonou-Azovè	-0,16** (-2,71)	-0,04 (-0,60)	-	-	2,45 (0,11)
	Cotonou-Comé	-0,16** (-2,33)	-0,18** (-2,21)	7,72	0,03 (0,85)	0,41 (0,52)
Igname	Cotonou-Parakou	-0,12** (-1,99)	-0,09 (-1,25)	-	-	1,57 (0,21)
	Cotonou-Malanville	-0,16** (-2,50)	-0,13* (-1,89)	7,35	0,06 (0,81)	2,46 (0,11)

^a Les valeurs sans parenthèses sont les coefficients estimés et celles entre parenthèses sont les statistiques de test de Student pour ρ_1 et ρ_2 .

^b Le terme Φ correspond aux F-statistiques calculées sous l'hypothèse nulle ($\rho_1 = \rho_2 = 0$). Ces statistiques sont comparées à celles des valeurs critiques tabulées par Enders et Granger (1998). Ces valeurs critiques sont 3,10; 3,82 et 5,53 pour des seuils de 10%, 5% et 1% respectivement pour le modèle sans tendance.

^c Les valeurs sans parenthèses sont les F-statistiques et celles entre parenthèses sont les valeurs des probabilités correspondantes à ces statistiques de Fisher sous l'hypothèse nulle de symétrie ($\rho_1 = \rho_2$). Les valeurs sans parenthèses sont les F-statistiques et celles avec parenthèses sont les valeurs des probabilités correspondantes.

^d Statistiques de Ljung-Box pour lesquelles les premiers ordres (p) d'autocorrélation des résidus sont conjointement égaux à zéro.

Source : *Estimations des auteurs.*

3.3. Test de la transmission asymétrique des prix entre les marchés de produits vivriers

Etant donné qu'il existe des relations de cointégration et de symétrie entre le marché de Cotonou et la plupart des marchés de regroupement, nous réalisons le test de la transmission des prix entre les marchés. Dans un premier temps, en concordance avec le théorème de représentation de Granger (1987),

nous testons la transmission des prix en utilisant le modèle à correction d'erreurs (MCE) standard. Ensuite, en considérant la présence d'importants coûts de transaction suscitant la présence des associations de commerçants sur les marchés vivriers du Bénin, nous examinons la transmission asymétrique des prix entre les paires de marchés symétriquement cointégrés en utilisant le modèle à correction d'erreurs asymétrique (MCEA) d'Enders et Granger représenté par la relation (5). Le critère de Schwartz est utilisé pour terminer le nombre de retards considéré dans les modèles estimés pour chaque paire de marchés.

Les résultats du test selon le MCE standard présentés au tableau 7⁴ indiquent que la transmission des prix se fait dans les deux sens, c'est-à-dire du marché de consommation de Cotonou aux quatre marchés de regroupement considérés, d'une part, et de ces quatre marchés de regroupements au marché de consommation de Cotonou, d'autre part, pour le maïs et l'igname. Pour la semoule de manioc, la transmission des prix se fait dans les deux sens seulement pour la paire de marchés Cotonou-Azovè. Pour les autres paires de marchés de la semoule, la transmission des prix se fait à sens unique des marchés de regroupement de Comé, Parakou et Malanville au marché de consommation de Cotonou respectivement. Les statistiques-Q de Ljung-Box indiquent que les résidus ne sont pas corrélés. Les paramètres de correction d'erreur estimés pour le marché de consommation de Cotonou varient de -0,31 à -0,29 pour le maïs, de -0,07 à -0,05 pour la semoule de manioc et de -0,09 à -0,08 pour l'igname pendant que ceux estimés pour les marchés de regroupement varient fortement de -0,55 à -0,24 pour le maïs, de -0,21 à -0,05 pour la semoule de manioc et de -0,40 à -0,30 pour l'igname. Ces résultats indiquent que les marchés de regroupement corrigent le déséquilibre de long terme à une vitesse plus élevée que le marché de consommation de Cotonou. Il est donc possible que les associations de commerçants davantage présentes sur les marchés de regroupement exploitent mieux les informations commerciales que les commerçants isolés situés sur le marché de consommation de Cotonou.

Les résultats d'estimation de la relation (5) d'asymétrie selon Enders et Granger sont présentés au tableau 8⁵. Le critère de Schwartz est utilisé pour déterminer le nombre de retards considéré dans les modèles estimés pour chaque paire de marchés. Le test de Ljung-Box est aussi réalisé pour s'assurer que les résidus ne sont pas significativement corrélés. Les résultats indiquent une transmission symétrique dans les deux sens selon les variations positives et négatives des prix observés sur les paires de marchés de maïs Cotonou-Azovè et Cotonou-Comé. Pour les autres paires de marchés du maïs et pour la plupart des

⁴ Le test de la transmission selon le MCE standard n'est pas réalisé pour la paire de marché du maïs Cotonou-Parakou en raison de la non-cointégration de cette paire de marchés (voir les résultats du tableau 4).

⁵ Le test de la transmission asymétrique selon le MCEA n'est pas réalisé pour la paire de marché de la semoule Cotonou-Parakou selon les variations positives des prix et aussi pour les paires de marchés de l'igname Cotonou-Azovè et Cotonou-Parakou pour les variations négatives des prix, en raison de la non-cointégration symétrique de ces paires de marchés (voir les résultats du tableau 6).

paires de marchés de la semoule, la transmission des prix se fait dans les deux sens mais selon les variations négatives des prix. Par contre, pour la plupart des paires de marchés de l'igname, la transmission des prix se fait dans les deux sens selon les variations positives des prix.

Tableau 7. Test de la transmission des prix entre les marchés vivriers au Bénin (1990-2005) à l'aide du MCE standard

Paire de marchés	Maïs		Semoule de manioc		Igname	
	δ^a	Q^b	δ^a	Q^b	δ^a	Q^b
Cotonou-Azovè	-0,31*** (-4,75)	2,51 (0,11)	-0,05** (-2,05)	0,31 (0,58)	-0,08** (-2,37)	0,08 (0,78)
Azovè-Cotonou	-0,29*** (-3,75)	0,08 (0,78)	-0,07* (-1,91)	0,21 (0,65)	-0,36*** (-5,61)	0,03 (0,87)
Cotonou-Comé	-0,31*** (-3,69)	2,15 (0,14)	-0,04 (-1,41)	0,31 (0,58)	-0,09** (-2,48)	0,02 (0,87)
Comé-Cotonou	-0,55*** (-6,99)	0,002 (0,96)	-0,15*** (-3,51)	0,32 (0,57)	-0,30*** (-5,06)	0,31 (0,57)
Cotonou-Parakou	-	-	0,04 (1,24)	0,02 (0,89)	-0,08** (-2,44)	0,17 (0,67)
Parakou-Cotonou	-0,38*** (-5,75)	0,32 (0,57)	-0,17*** (-4,17)	0,31 (0,58)	-0,40*** (-6,50)	0,01 (0,94)
Cotonou-Malanville	-0,18** (-2,83)	0,11 (0,10)	-0,06 (-1,57)	0,78 (0,38)	-0,09** (-2,81)	0,10 (0,75)
Malanville-Cotonou	-0,24*** (-4,04)	0,01 (0,92)	-0,21*** (-3,85)	0,64 (0,42)	-0,34*** (-5,21)	0,11 (0,74)

^a Le paramètre δ correspond au terme de correction d'erreur pour le MCE standard.

Les termes sans parenthèses sont les valeurs estimées des coefficients. Les termes entre parenthèses sont les statistiques de Student.

^b Statistique de Ljung-Box notée Q pour lesquelles les premiers ordres (p) d'autocorrélation des résidus sont conjointement égaux à zéro.

Les notations *, ** et *** correspondent respectivement à 10%, 5% et 1% des seuils de significativité.

Source : *Estimations des auteurs*

A l'instar des résultats obtenus à partir du MCE standard présentés au tableau 7, les résultats du tableau 8 montrent en général que la vitesse d'ajustement des prix à long terme est plus élevée à partir des marchés de regroupement vers le marché de consommation de Cotonou qu'à partir du marché de consommation de Cotonou vers les marchés de regroupement.

De manière générale, on peut déduire des résultats obtenus que les marchés de regroupement sont des marchés leaders dans la transmission des prix entre les marchés vivriers considérés. La présence d'associations de commerçants et l'importance du rôle qu'elles jouent en garantissant les échanges des produits vivriers ont été mises en évidence à la section 3.1. Ces associations de commerçants adoptent différentes stratégies en vue de préserver leurs marges commerciales. Etant donné qu'elles exploitent mieux les informations commerciales que les commerçants isolés, elles influencent la fixation et la transmission des prix en contrôlant l'approvisionnement des marchés.

Tableau 8. Test de la transmission des prix entre les marchés vivriers au Bénin (1990-2005) à l'aide du MCEA

Paire de marchés	Maïs				Semoule				Igname			
	ϕ_1^d	ϕ_2^d	F-stat ^b	Q-stat ^c	ϕ_1^d	ϕ_2^d	F-stat ^b	Q-stat ^c	ϕ_1^d	ϕ_2^d	F-stat ^b	Q-stat ^c
Cotonou-Azovè	-0,42*** (-3,82)	-0,25** (-2,31)	0,76 (0,38)	1,37 (0,24)	0,04 (0,33)	-0,17** (-2,56)	-	0,09 (0,75)	-	-	-	-
Azovè-Cotonou	-0,23** (-2,42)	-0,43*** (-3,09)	1,09 (0,29)	0,01 (0,93)	-0,10 (-1,57)	-0,05 (-0,66)	-	0,23 (0,63)	-0,67*** (-6,34)	0,08 (0,59)	-	0,001 (0,98)
Cotonou-Comé	-0,25* (-1,93)	-0,38** (-2,74)	0,36 (0,55)	1,70 (0,19)	0,09 (2,11)	-0,27*** (-4,47)	-	0,09 (0,77)	-0,13* (-1,90)	-0,04 (-0,49)	-	0,02 (0,88)
Comé-Cotonou	-0,55*** (-4,49)	-0,54** (-3,64)	0,02 (0,96)	0,002 (0,96)	-0,13 (-1,44)	-0,23** (-2,39)	-	0,37 (0,54)	-0,49*** (-3,82)	-0,18** (-2,13)	2,99* (0,08)	0,17 (0,68)
Cotonou-Parakou	0,20** (2,17)	-0,35*** (-2,78)	-	0,05 (0,827)	-	-	-	-	-	-	-	-
Parakou-Cotonou	-0,21** (-2,18)	-0,48** (-4,19)	2,40 (0,12)	0,00 (0,99)	-0,09 (-1,29)	-0,29*** (-3,49)	-	0,42 (0,52)	-0,52*** (-5,89)	-0,16 (-1,09)	-	0,01 (0,92)
Cotonou-Malanville	-0,04 (-0,31)	-0,28** (-2,80)	-	0,46 (0,10)	0,07 (1,42)	-0,22** (-3,01)	-	0,38 (0,54)	-0,19*** (-2,98)	0,02 (0,23)	-	0,08 (0,77)
Malanville-Cotonou	-0,06 (-0,75)	-0,56*** (-4,58)	-	0,02 (0,88)	-0,16* (-1,84)	-0,22** (-2,12)	0,15 (0,70)	0,002 (0,96)	-0,64*** (-5,79)	0,002 (0,02)	-	0,23 (0,63)

^a Coefficients estimés sans parenthèses et *t*-statistiques de Student avec parenthèses pour ϕ_1 et ϕ_2 .

^b Test de Fisher pour l'hypothèse nulle de symétrie selon laquelle les coefficients des termes de correction d'erreur sont égaux ($\phi_1 = \phi_2$). Les valeurs sans parenthèses sont les *F*-statistiques et celles entre parenthèses sont les valeurs des probabilités correspondantes.

^c Statistique de Ljung-Box notée *Q* pour lesquelles les premiers ordres (*p*) d'autocorrélation des résidus sont conjointement égaux à zéro.

Les notations *, ** et *** correspondent respectivement à 10%, 5% et 1% des seuils de significativité.

Source : Estimations des auteurs.

Par exemple, lorsque les prix diminuent sur le marché de consommation de Cotonou, les commerçants en association réduisent l'approvisionnement du marché de consommation soit en stockant leurs produits, soit en les commercialisant sur d'autres marchés où les conditions de transport et d'arbitrage sont meilleures. Cette stratégie consiste à accroître le niveau des prix sur le marché de consommation de Cotonou. Lorsqu'il s'agit d'une hausse des prix sur le marché de consommation de Cotonou, les échanges se poursuivent entre ce marché et les marchés de regroupement considérés.

La transmission symétrique des prix du maïs observée entre le marché de consommation de Cotonou et les marchés de regroupement d'Azovè et de Comé s'explique par le niveau compétitif des prix sur le marché de consommation de Cotonou comme sur le marché de regroupement d'Azovè et de Comé. En effet, le marché de consommation de Cotonou, en plus des marchés d'Azovè et de Comé, est aussi approvisionné par d'autres marchés de regroupement du maïs. La diversité des sources d'approvisionnement et l'importance de l'offre du maïs sur le marché de consommation de Cotonou semblent favoriser la transmission symétrique des prix entre ces deux paires de marchés.

4. CONCLUSIONS ET RECOMMANDATIONS

Cette étude a examiné la transmission des prix entre le marché de consommation de Cotonou et quatre marchés béninois de regroupement du maïs, de la semoule de manioc et de l'igname. Malgré l'ampleur des coûts de transaction sur les marchés vivriers béninois, les résultats des tests de cointégration montrent que la plupart des marchés considérés sont symétriquement bien intégrés deux à deux. Les principaux résultats obtenus à l'aide du MCE standard et du MCE asymétrique indiquent que les prix sur la plupart des marchés de regroupement considérés s'ajustent plus rapidement aux prix sur le marché de consommation de Cotonou que ne s'ajustent les prix sur le marché de consommation de Cotonou aux prix des marchés de regroupement.

D'une part, les associations de commerçants facilitent les échanges entre les différents marchés de regroupement et le principal marché de consommation de Cotonou malgré l'ampleur des coûts de transaction dus aux distances entre marchés, à l'état du réseau routier et de leur impraticabilité pendant les saisons de pluies. Ces échanges soutenus dans le temps favoriseraient l'intégration des paires de marchés considérés. D'autre part, ces associations de commerçants exerceraient un certain pouvoir sur ces marchés qui pourrait expliquer que la transmission en termes de vitesse et de type de variation des prix soit différente selon le sens de la transmission des prix.

L'analyse de la cointégration et de la symétrie de la transmission des prix sur les marchés vivriers béninois pourrait bénéficier de quelques améliorations méthodologiques. Il conviendrait notamment pour les prochaines études d'utiliser des modèles à seuils de façon à endogénéiser les valeurs des seuils délimitant des régimes d'ajustement des prix.

Si l'on souhaite équilibrer la vitesse de la transmission et permettre aussi que les baisses et les hausses des prix soient transmises symétriquement entre les marchés, il conviendrait d'améliorer la praticabilité des axes routiers séparant les différents marchés et aussi atténuer le pouvoir de marché exercé par les commerçants réunis association. Depuis 2003, les grands projets d'investissement en infrastructures routières se concentrent sur Cotonou et de sa périphérie au détriment des voies de communication entre Cotonou et les grandes zones de production des produits vivriers. Il conviendrait que l'Etat béninois et les institutions internationales de développement investissent davantage dans la réhabilitation et la construction de routes et pistes rurales pour faciliter les échanges entre les différents marchés en vue de réduire les coûts de transaction. De tels investissements conduiraient au désenclavement des zones de production excédentaires en produits vivriers et permettraient aux producteurs de commercialiser davantage leurs produits sur des marchés vivriers où les conditions d'arbitrage deviendraient plus favorables.

L'atténuation du pouvoir de marché exercé par les associations de commerçants requiert notamment que l'Etat béninois fournit certains services qu'offrent les associations à leurs membres. Par exemple, les associations permettent à leurs membres de regrouper leurs commandes de marchandises et d'affréter collectivement les moyens de transport en vue de permettre à leurs membres d'économiser sur les coûts de transports. Elles favorisent aussi l'entente sur les prix d'achat et de vente des produits vivriers en vue de maintenir leurs marges commerciales. L'implication de l'Etat béninois dans l'organisation du transport en commun afin d'assurer le transport des personnes et des marchandises actuellement à la charge des acteurs privés peut leur permettre d'accéder aux différents marchés à moindre coût. De telles mesures permettront à chaque commerçant de moins dépendre d'une quelconque association pour bénéficier de ces services.

REFERENCES

- Abdulai, A., 2000, "Spatial price transmission and asymmetry in the Ghanaian maize market", *Journal of Development Economics*, 63, pp. 327-349.
- Adanguidi, J., 2006, "La personnalisation de l'impersonnel. Réflexion autour du commerce de l'igname à Cotonou, Bénin", *Les interactions rural-urbain : circulation et mobilisation des ressources*, *Le bulletin de l'APAD*, 19.
- Adégbidi, A., Dédehouanou H., Kpenavoun S., Lutz C., 2003, "Dix ans de libéralisation du marché de maïs au Bénin", *CDS Research Report*, 20.
- Alderman, H., 1993, "Intercommodity price transmittal: analysis of markets in Ghana", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 55(1), pp. 43-64.
- Balke, S. N., Fomby, T. B., 1997, "Threshold cointegration", *International Economic Review*, 38, pp. 627-45.
- Bard, C., Soulé, B. G., Coste, J., 2004, "Analyse de la Compétitivité régionale des filières tomate et pomme de terre au Bénin, au Niger et au Nigeria", *Echanges Régionaux*, LARES-IRAM.
- Carlton, D. W., Perloff, J-M., 1998, "Economie industrielle", De Boeck Université, France.
- Cutts, M., Kirsten J., 2006, "Asymmetric price transmission and market concentration: an investigation into four South African agro-food industries", *South African Journal of Economics* 74 (2), pp. 323-333.
- 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 and Economic Statistics*, 16, pp. 304-311.
- Engle, R. F., Granger C. W. J., 1987, "Cointegration and error correction: representation, estimation and testing", *Econometrica*, 55, pp. 251-276.
- Enders, W., Siklo, P.L., 2001, "Cointegration and threshold adjustment", *Journal of Business & Economic Statistics*, 19(2), pp. 166-176.
- Faivre Dupaigne, B., Blein, R., Soule, B.G., 2008, "Améliorer le fonctionnement des marchés agricoles en Afrique de l'Ouest", FARM, IRAM-LARES.
- Galtier, F., 2002, "Information, Institutions et Efficacité des marchés. L'analyse de filières céréalières d'Afrique de l'Ouest comme système de consommation", ENSA Montpellier, 520 p + Annexes.
- Goodwin, B. K., Grennes T., Graig, L., 2002, "Mechanical refrigeration and the spatial integration of perishable commodity markets", *Explorations in Economic History*, 39, pp. 154-182.
- Goodwin, B. K., Pigott, N., 2001, "Spatial market integration in the presence of threshold effects", *American Journal of Agricultural Economics*, 83, pp. 302-317.
- Hansen, B. E., Seo, B., 2002, "Testing for two-regime threshold cointegration in vector error correction models", *Journal of Economics*, 110, pp. 293-318.
- Hansen, B.E., 1996, "Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis", *Econometrica*, 64(2), pp. 413-430.

- Houck, P. J., 1977, "An approach to specifying and estimating nonreversible functions", *American Journal of Agricultural Economics*, 59(3), pp. 570-572.
- Kouassi, B., Sirpé, G., Gogoué, A., 2006, "Commerce des produits agricoles et sécurité alimentaire durable en Afrique de l'Ouest centrale", Edition Karthala, Paris.
- Kuiper, W. E., Lutz, C. H. M., van Tulburg, A., 2003, "Vertical price leadership on local maize markets in Benin", *Journal of Development Economic*, 71, pp. 417-433.
- Lutz, C. H. M., 1994, "The functioning of the maize market in Benin: spatial and temporal arbitrage on the market of a staple food crop", Department of Regional Economics (Section Agro).
- McNew, K., Fackler, P. L., 1997, "Testing market equilibrium : is cointegration informative ?" *Journal of Agricultural and Ressource Economics*, 22, pp. 191-207.
- Meyer, J., 2004, "Measuring market integration in the presence of transaction costs: a threshold vector error correction approach", *Journal of Agricultural Economics*, 31, pp. 327-334.
- Meyer, J., Von Cramon-Taubadel, S., 2004, "Asymmetric price transmission: a survey", *Journal of Agricultural Economics*, 55, pp. 581-611.
- Peltzman, S., 2000, "Prices rise faster than they fall", *Journal of Political Economy*, 108(3), pp. 466-502.
- Rapsomanikis, G., Hallam, D., Conforti, P., 2004, "Intégration des marchés et transmission des prix pour certains marchés de cultures vivrières et commerciales de pays en développement : Analyse et applications", FAO, Rapport sur les marchés des produits.
- 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*, 24 (1), pp. 109-133.
- Hassan, D., Simioni, M., 2004, "Transmission des prix dans la filière des fruits et légumes : une application des tests de cointégration avec seuils", *Economie rurale*, 283-284, pp. 27-46.
- Hansen, B.E., 1996, "Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis", *Econometrica*, 64(2), pp. 413-430.
- Tassou, Z., 2004, "Libéralisation des marchés agricoles et coordination des échanges de produits vivriers : le rôle des associations de commerçants au Bénin", Thèse de doctorat, UM1-ENSA Montpellier, 443 p.
- Von Cramon-Taubadel, S., Loy, J. P., 1997, "Price asymmetry in the international wheat market", *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 44(3): 311-317.
- Xia, T., 2009, "Assymmetric price transmission, market power, and supply and demand curvature". *Journal of Agricultural and Food Industrial Organization*, 7, article 6.

**PRICE TRANSMISSION AND ASYMMETRY
IN THE BENIN FOOD MARKETS**

***Abstract** - This paper examines price transmission between the retail market of Cotonou and rural markets of several food products in Benin. The use of Enders and Granger asymmetric model on the monthly price series from 1990 to 2005 shows that most rural food markets are symmetrically integrated to the retail market. The speed of price adjustments on the rural markets is however greater than the speed of price adjustments on the retail market of Cotonou. Merchant associations that are more active in the rural markets could explain such results. By consolidating their supply and chartering together their shipments, merchant associations facilitate trade between markets despite high transaction costs resulting from distances between markets and low quality of the road network. Through agreements on buying and selling prices of food products, these merchant associations exercise some market power on these markets.*

Key-words: PRICE TRANSMISSION, ASYMMETRY, FOOD MARKETS, MERCHANT ASSOCIATION, COTONOU, BENIN