

## **ESTIMATIONS DE TYPE RAVAILLON DE L'ANALYSE DE L'EFFICIENCE DES MARCHES AGRICOLES DE MAÏS AU BENIN**

**Par**

**Ichaou MOUNIROU**

**Professeur des Universités du CAMES. Faculté des Sciences  
Économiques et de Gestion (FASEG) de l'Université de Parakou (UP)-  
Bénin.**

**&**

**Fulbert Géro AMOUSSOUGA**

**Professeur Directeur de la chaire organisation mondiale du commerce-  
commerce international & développement inclusif-Bénin.**

### **Résumé**

L'objectif de cet article est d'évaluer l'intégration spatiale et la transmission du prix du maïs sur huit marchés au Bénin. Les résultats des tests économétriques et du modèle de Ravallion (1986) montrent que les prix du maïs des marchés (7) sont intégrés au prix du maïs de marché de Parakou (référence). L'élasticité de transmission de long terme apparaît être importante. Le modèle de Ravallion révèle une transmission asymétrique dont l'ampleur diffère en fonction de la nature des chocs sur les huit marchés. Les fluctuations des prix du maïs se transmettent plus rapidement aux marchés béninois proches du Nigéria (Parakou ; Nikki ; Pobé et Dantokpa). Ces résultats s'expliquent par le pouvoir de marché frontaliers du Bénin avec le Nigéria. Ces marchés sont fréquemment alimentés par des intermédiaires commerciaux en provenance surtout du Nigéria. Les coûts de transport, les taxes prohibitifs et surtout les rançonnements des agents administratifs douaniers induisent fortement le commerce informel. Dans le cadre du commerce transfrontalier bénéfique aux commerçants du Bénin et du Nigéria les mécanismes d'intervention du gouvernement dans la libre

circulation des biens et des marchandises s'impose afin de résorber efficacement le fonctionnement et l'intégration des marchés agricoles dans l'espace africain.

**Mots clés :** intégration spatiale ; transmission du prix ; élasticité de long terme ; marché de référence

**Classification du Jel :** D49 ; F15 ; Q55 et Q11

### **Abstract**

This article aims to assess the spatial integration and transmission of maize prices in eight markets in Benin. The results of the econometric tests and the Ravallion (1986) model show that maize prices in the markets (7) are integrated to that of the market of Parakou (reference). The long-run transmission elasticity appears to be important. The Ravallion type model reveals an asymmetric transmission, the magnitude of which differs according to the nature of the shocks in the eight markets. Fluctuations in maize prices are more rapidly transmitted to Beninese markets close to Nigeria (Parakou, Nikki, Pobé and Dantokpa). These results can be explained by the market power of people living the borders of Benin with Nigeria. These markets are frequently operated by commercial intermediaries, mainly from Nigeria. Transport costs, prohibitive taxes and, above all, the ransoming of Customs administrative agents, strongly influence informal trade. In the context of cross-border trade benefits to traders in Benin and Nigeria, government intervention mechanisms in the free movement of goods is necessary in order to efficiently absorb the functioning and integration of agricultural markets in the African space.

**Key words:** spatial integration; transmission of the price; springiness of long term; walked of reference.

**Jel Classification:** D49; F15; Q55 and Q11.

## **1. Introduction**

L'inefficacité de l'intégration des marchés agricoles constitue un obstacle majeur au bon fonctionnement des dits marchés agricoles. Cette situation fragilise davantage la sécurité alimentaire des couches vulnérables. Les faiblesses de l'intégration inhibent les systèmes de commercialisation, de transformation et de distribution dans les pays en développement (FAO, 2010). Dans les pays au Sud du Sahara, l'incapacité des états dans l'organisation des filières agricoles, dans les groupements coopératifs des agriculteurs, dans les méthodes modernes de stockages des excédents de spéculations, dans le transport des zones de production au lieu de transformation et de consommation limitent la disponibilité et l'accessibilité de la denrée alimentaire dans le temps et dans l'espace. L'organisation des marchés dépend aussi du niveau d'intégration spatiale de ces marchés, c'est-à-dire lorsque deux ou plusieurs marchés engagés dans les relations commerciales présentent d'importantes différences de prix égales aux coûts de transfert (Baulch, 1997). Cette définition suppose l'existence d'un arbitrage interrégional entre les différents marchés. L'arbitrage est défini comme le processus d'échange entre les acteurs intervenant sur différents segments du marché avec l'objectif de tirer un avantage des différences de prix excédents les coûts de transport, de stockage et de transaction. Autrement dit, dans une économie de marché, les acteurs réagissent, lorsqu'ils constatent qu'ils peuvent réaliser des profits en achetant dans les régions où les prix sont bas et en vendant dans celles où ils sont élevés. Si l'arbitrage est efficace, la différence des prix ne reflètera que les coûts de transaction et de transport. Dans ce cas, les marchés sont alors intégrés.

Les installations de transformations et de distributions existantes sont peu performantes et inefficaces. Ainsi, les coûts de commercialisation des produits alimentaires sont considérablement et représentent une part importante du prix au consommateur (FAO, 2015). Dans cette condition, la sécurité alimentaire des populations reste compromise face à la persistance des obstacles liés au stockage, à la transformation et l'acheminement des denrées agricoles des lieux de production vers les centres de consommation. Pour desserrer les contraintes liées à la commercialisation des produits agricoles et améliorer la sécurité alimentaire au plan national, la plupart des Etats ont opté pour une intervention dans le commerce des produits agricoles pour la mise en place des offices de commercialisation des produits vivriers. Les objectifs visés à travers la création de ces offices sont multiples :

améliorer les circuits de commercialisation ; stabiliser les prix des produits à un niveau rémunérateur pour les producteurs et garantir des prix raisonnables aux consommateurs. Depuis 1990, tous les Etats se sont engagés dans un processus de libéralisation du commerce agricole dans le cadre des différents programmes d'ajustement structurel ; plusieurs offices ont dû fermer leurs portes sans toutefois régler les problèmes liés à la commercialisation des denrées alimentaires ; l'inefficacité des infrastructures de transport ; de stockage ; de transformation et de tracasseries administratives de toutes sortes. Ces difficultés se reflètent sur le fonctionnement des marchés vivriers marqués par la dispersion des prix qui s'observe d'un endroit à un autre. En général, l'intégration spatiale des marchés, sa connaissance permet d'alter les gouvernants sur les zones d'insécurité alimentaire et, partant, de formuler des recommandations en vue d'une meilleure diffusion des informations sur les prix des produits alimentaires. L'intégration spatiale entre deux marchés favorise le développement de l'arbitrage. Autrement dit, les acteurs d'une chaîne de commercialisation pourront réaliser des profits en achetant dans les régions où les prix sont bas et en vendant dans celles où les prix sont élevés.

Au Bénin, le maïs est la principale céréale intervenant dans l'alimentation des populations. Habituellement cultivé au sud et au centre (Ouémé, Mono, Atlantique et Zou), le maïs tend à se développer dans les régions septentrionales (le Borgou) surtout à cause de la relation vertueuse entre le coton et le maïs, où autrefois seul le maïs jaune était cultivé pour les périodes de soudure. Le maïs est consommé sous diverses formes: épis grillés ou bouillis (maïs vert); grains torréfiés sous forme de semoules; farine pour la préparation de l'akassa, pâtes, galettes, etc., grains humidifiés pour la production de mawé ou ogui (farine fermentée traditionnelle) servant de farine de base pour la préparation de diverses bouillies d'akassa, d'akpan, etc. Selon les statistiques des services du Ministère de l'Agriculture, de l'Élevage et de la Pêche (MAEP, 2015), la consommation par tête d'habitant et par an est la plus élevée dans le département de l'Ouémé, suivi de celui du Mono, puis de celui de l'Atlantique. Les autres départements sont en dessous de la moyenne. La production a connu une certaine fluctuation ces sept dernières années. Cette fluctuation s'explique par la nature sédentaire de sa culture et quelquefois par la légère augmentation des superficies. La production de 445 997 tonnes en 2014 et s'explique en partie par l'utilisation par quelques paysans de certaines variétés améliorées. Le département de l'Ouémé est le premier producteur (132 077 tonnes) de maïs au Bénin en 2015.

Les superficies ont aussi connu une fluctuation au cours des sept dernières années. Dans les départements de l'Atacora et du Borgou, on constate une augmentation des superficies, de 13 858 ha en 2011 à 26 789 ha en 2015 dans l'Atacora (+ 51 %) et de 41 419 ha en 2011 à 71 414 ha en 2015 dans le Borgou (+ 58 %). Pour les départements du sud (Atlantique, Mono, Ouémé et Zou), les superficies ont évolué en dents de scie d'une année à une autre, soit en augmentant, soit en diminuant. Toutefois, il convient de remarquer que les superficies emblavées ainsi que les productions obtenues dans le département de l'Ouémé sont à la baisse: 183 350 ha en 2011 contre 135 703 ha en 2015 puis 159 123 tonnes en 2011 contre 132 073 en 2015. Dans les régions de forte production, le maïs est porté sur le marché et les prix s'effondrent. Il faut donc stocker pour procéder à un approvisionnement contrôlé du marché, c'est-à-dire à un contrôle des prix. Ce contrôle est aussi indispensable pendant la période de soudure, où la pénurie de la denrée conduit à une flambée des prix intolérable pour les consommateurs. Les prix pratiqués par les producteurs varient non seulement suivant les zones de production, mais, surtout, suivant le type de commerçant. D'une façon générale et selon les données de la Direction du contrôle et du conditionnement des produits agricoles, les prix mensuels pratiqués sur les principaux marchés varient énormément d'une année à une autre.

Les commerçants de maïs placés dans les conditions physiques et intentionnelles s'arrangent beaucoup plus individuellement que dans le cadre d'associations socioprofessionnelles, et dans la mesure de leurs capacités financières, pour mener leurs activités dont les performances méritent d'être tout au moins sommairement évaluées. La performance des marchés agricoles de maïs au Bénin est mesurée dans cet article par l'efficacité du niveau de prix, c'est-à-dire les écarts des prix, et par les coûts de transfert d'un marché à l'autre. De façon générale, les coûts de transport représentent la part la plus importante des coûts de transaction du maïs commercialisé à l'intérieur du pays, quelque soit le type de commerçant considéré. En outre, si l'on considère le chargement et le déchargement comme des opérations liées au transport, alors le coût de transport représente en moyenne 87.65% ; 89.45% et 90.02%<sup>1</sup> des coûts de transaction, respectivement au niveau du commerçant transfrontalier, régional et sédentaire. La performance des marchés agricoles de maïs au Bénin explique-elle à la fois l'efficacité et l'efficacité ?

<sup>1</sup> ONASA (2016) : Office Nationale d'Appui à la Sécurité Alimentaire. Etude Diagnostique de l'Inflation des Prix du Maïs sur les Marchés Béninois

Cet article a pour objectif est d'évaluer le niveau d'intégration des marchés du maïs au Bénin à travers le prix du maïs sur les principaux marchés centraux du Bénin. Il s'agira de déterminer l'efficacité du fonctionnement des marchés de maïs dans l'espace, en relation avec le degré de liberté de la circulation du maïs entre les marchés excédentaires et les marchés déficitaires grâce à la disponibilité et à la transparence de l'information sur l'état du marché et aux réactions des producteurs et des intermédiaires en réponse aux conditions variables de l'offre et de la demande du maïs au Bénin.

## **2. Revue de littérature : approches théoriques et empiriques**

De façon générale, deux approches sont utilisées pour tester l'intégration des marchés agricoles : approche basée sur le calcul des coefficients de corrélation et celle consistant à estimer un modèle de régression. La première a été largement utilisée dans la littérature : Lele (1972) pour l'Inde ; Farruk (1970) pour le Bangladesh ; Jones (1972) pour le Nigéria et Temple et Chataigner (1997) pour le Cameroun. La limite de cette approche est qu'elle est fondée sur des hypothèses fortes : la permanence des flux commerciaux entre les marchés, la fixité des coûts de transfert et le fait que sur un marché les prix sont supposés déterminés de manière exogène (Mohammad et al. ; 1998). Une autre limite reconnue à cette approche est que le coefficient de corrélation linéaire peut être élevé et proche de 1, alors qu'aucune relation commerciale n'existe pas entre les marchés. Ceci peut être le cas si les prix dans les marchés sont affectés par les mêmes facteurs à savoir l'inflation et les mouvements saisonniers (Timmer, 1974 ; Golleti, 1994 ; Dimitris, 1994). Quant à l'approche basée sur l'estimation d'un modèle de régression, contrairement à l'approche des coefficients de corrélation, elle est fondée sur des hypothèses moins fortes. Toutefois les limites lui sont reconnues : ce sont l'hypothèse de linéarité entre les prix des différents marchés, le fait d'ignorer les coûts de transfert et l'incapacité des modèles de régression à isoler, comme pour la première approche, les effets des facteurs synchrones sur les marchés, notamment l'inflation et la saisonnalité. Malgré ces limites, la méthode utilisant la régression est plus appropriée à l'analyse de l'intégration spatiale des marchés que celle utilisant les coefficients de corrélation (Mohammad et al. ; 1998 ; Tessio, 2013). La méthode de régression comporte une approche statique et une approche dynamique. L'approche dynamique contrairement à l'approche statique a l'avantage de permettre la distinction entre les notions d'intégration de court terme (ou intégration instantanée) et l'intégration des marchés de long terme. Cette distinction est importante dans la mesure où il est peu probable que le commerce entre les

marchés s'ajuste de façon instantanée à une différence de prix. Ravallion (1986), utilise un modèle pour étudier l'intégration des marchés au Bangladesh. Ce modèle est aujourd'hui devenu célèbre en matière d'étude d'intégration des marchés. Cependant ce modèle de Ravallion (1986) comporte des faiblesses révélées par Alderman (1993) ; Golleti (1994) ; Palaskas et Harris (1993), Goodwin et Schroeder (1991). Ces faiblesses concernent la non-stationnarité des séries des prix et de la possibilité de la présence de multicollinéarité qui biaisent les estimateurs si les tests d'intégrations spatiales des marchés sont effectués en absence de vérification préalable de l'hypothèse de stationnarité des séries de prix. De façon générale, les approches économétriques conventionnelles utilisées pour tester l'intégration spatiale des marchés (à partir des séries temporelles de prix) ont généralement donné lieu à des résultats peu fiables (estimateurs biaisés et non convergent) en raison de l'absence de vérification préalable de l'hypothèse de stationnarité des séries des prix (Dimitris, 1995). En effet, les séries des prix étant généralement non stationnaires, Goletti (1994) et Dimitris (1995) suggèrent d'utiliser les concepts économétriques d'intégrations et de Co-intégration des séries des prix pour étudier l'intégration spatiale des marchés. Les travaux les plus récents sont ceux de Dissou (1991) pour le Bénin ; Wyeth (1994) pour l'Indonésie ; Sondja (1999) pour le Burkina-Faso et Tessio (2009) pour le Togo. Les travaux de Obstfeld et Taylor, (1997 ; Lo et Zivot, 2001) utilisant des tests de la stabilité de la relation de long terme à partir d'un modèle autoregressif non linéaire (TAR), montrent les déséquilibres de prix. L'estimation de modèles à correction d'erreur dans lesquels la vitesse d'ajustement varie selon le niveau du déséquilibre de prix (TVECM) (*e.g.* Balke and Fomby, 1997 et Goodwin et Pigott, 2001) explique aussi les vitesses d'ajustement des prix. Dans ces modèles, le changement de régime est régi par un seuil correspondant aux coûts de transaction et d'ajustement. La transition entre deux régimes peut être brutale (« self-Exciting Threshold Autoregressive model ») ou elle peut être douce avec l'existence d'un continuum de régimes (« Smooth Transition Autoregressive Model »). On trouve également dans cette catégorie, les modèles à changement de régime de type « switching regression » dont l'archétype est le « Parity Bound Model » de Baulch (1997). Le changement de régime est modélisé par une équation de transition qui dépend étroitement des hypothèses sur la nature des coûts de transaction. Par exemple, Araujo et *al.* (2005) modélisent une équation de transition entre deux régimes, incorporant le taux de change réel, pour le marché du bétail au Burkina Faso. De plus, des facteurs communs peuvent entraîner une corrélation artificielle entre les prix (chocs climatiques, inflation,...). Il faut donc construire une stratégie d'identification de

<http://revues.imist.ma/?journal=REGS>



la variabilité exogène du prix. Dans certains cas, on connaît le marché central pour lequel les prix sont prédéterminés par rapport aux marchés régionaux (Ravallion, 1986). Mais cela n'est pas toujours le cas. On va alors laisser à l'économètre le soin de le détecter par la mise en évidence d'une causalité à la Granger. Cela revient pour le chercheur à assimiler l'antériorité dans les mouvements de prix à l'hypothèse d'un marché leader. Mais cette assimilation est un sophisme : « post hoc, ergo propter hoc » (pour à la suite de cela, donc à cause de cela). La cause ne doit pas être confondue avec l'antécédent (Tobin, 1970). Ainsi, un mouvement de prix sur le marché A peut précéder le mouvement de prix sur B parce que A réagit à une anticipation sur l'évolution des prix de B (Fackler et Goodwin, 2001 ; Alexander et Wyeth, 1994,...). Il est préférable d'avoir une démarche théorique permettant d'identifier au préalable les variables instrumentales, c'est-à-dire des variables n'affectant le prix sur un marché j, qu'indirectement à travers son action sur le prix du marché i (chocs idiosyncratiques sur j). Ainsi, Mohanty et Langley (2003) ont étudié l'intégration du marché du blé et de l'orge en Amérique du nord avant et après l'instauration de l'ALENA en 1995. Pour cela, ils ont utilisé les méthodes de l'analyse d'impact (double différence) dont les problèmes méthodologiques dépassent très largement le cadre de cette introduction. Précisons simplement qu'il convient d'identifier un changement exogène dans la législation ou les technologies de l'échange susceptible d'affecter les coûts de transaction et de s'assurer que « l'adoption » de ce changement par les agents n'est pas endogène ou dans le cas contraire de corriger le biais d'endogénéité par la méthode des variables instrumentales. Jensen (2007), en utilisant des données sur l'industrie de la pêche dans l'état indien du Kerala, montre que l'adoption du téléphone mobile par les pêcheurs et les commerçants entre 1997 et 2001 a permis une forte réduction de la dispersion des prix et la convergence vers la loi du prix unique.

### **3. Sources de données, outils et modèle d'analyse**

Les données utilisées pour cet article sont celles de l'Office Nationale d'Appui à la Sécurité Alimentaire (ONASA). Les informations sur les prix hebdomadaires sur les marchés de maïs sont obtenues auprès de l'ONASA de Janvier 2011 à Juillet 2015. En effet, cet article prend en compte six marchés du Bénin : Parakou ; Glazoué, Bohicon, Djougou, Dantokpa, Nikki, Dogbo, et Pobé. Les six marchés sont choisis sur des critères bien spécifiés, notamment, ils sont considérés comme les grands centres de production agricoles, leurs positions géographiques par rapport au pays limitrophes du Bénin. Ces marchés jouent également



des rôles majeurs dans le commerce frontalier entre le Bénin et les pays limitrophes. A ces critiques de choix de ces marchés il faut ajouter aussi, que ces marchés semblent être considérés comme des zones excédentaires pour la production du maïs. Pour les outils et les méthodes d'analyse, plusieurs tests statistiques et économétriques sont utilisés dans l'optique de corriger des erreurs spécifiques liées aux variables des prix non déflatés, pour l'estimation du modèle de Ravallion (1986). Les prix sont non déflatés dans la mesure où l'inflation est déterminant dans les activités commerciales au Bénin. Au nombre de ces outils et tests on note : écart des prix de maïs et les coûts de transfert ; coefficient de corrélation en niveau et en différence première ; le test de racine unitaire ; le test de co-intégration ; le test de causalité ; le test d'endogénéité et le test d'intégration de court terme des marchés (modèle de Ravallion). L'existence de relation de co-intégration entre deux ou plusieurs séries de prix issues de deux ou plusieurs marchés est une indication de la présence de l'interdépendance entre ces deux ou plusieurs marchés. En d'autres termes, la co-intégration indique l'existence de la non-segmentation entre deux ou plusieurs marchés. Le test de causalité au sens de Granger permet de déterminer le sens de causalité et, partant, à identifier les marchés jouant le rôle de marchés centraux dans le réseau de marchés considérés. Un marché est dit central lorsqu'il « cause » de manière unidirectionnelle tous les autres marchés sans être « causé » par aucun de ces derniers. La causalité s'étend ici au sens de Granger. Il y a causalité au sens de Granger, lorsque les valeurs des prix sur un marché contribuent de manière significativement à prédire les prix sur un marché. Le test d'endogénéité permet d'estimer la forme structurelle du modèle de Ravallion (1986) par la méthode des MCO. Le modèle de Ravallion (1986) formulé sous la forme d'un mécanisme à correction d'erreur (MCE) permet de simuler le processus d'intégration de court terme entre les marchés dépendants et les marchés de référence, à savoir Parakou ; Bohicon et Djougou

#### **4. Résultats et analyses des tests statistiques et économétriques**

Les tests sont des méthodes basées sur l'estimation de coefficients de corrélation (Mohendru, 1937 ; Cummings, 1967) puis sur l'estimation des coefficients de la relation d'arbitrage (Ravallion, 1986). Ces méthodes ont évolué pour prendre en compte, d'une part, le fait que n'importe quelle valeur des coefficients de la condition d'arbitrage (notamment l'élasticité de  $p_i$  par rapport à  $p_j$ ) est compatible avec l'hypothèse d'intégration des marchés dès lors que

les coûts de transaction sont en partie proportionnels au prix (Dercon, 1995) et d'autre part, les non linéarités et les asymétries dans l'évolution des prix.

**Tableau 1 : Ecart des prix et coûts de transferts du maïs entre les axes de commercialisation des huit marchés entre Janvier 2011 et Juillet 2015 (FCFA/KG)**

Axes de commercialisation	Ecart des prix du maïs en francs CFA	Coûts de transfert en francs CFA
Dantokpa- Bohicon	30, 4	54.800
Bohicon- Glazoué	33.0	41.000
Glazoué- Dantokpa	10.9	12.300
Djougou- Parakou	22.3	37.600
Parakou- Dantokpa	43.5	49.800
Nikki- Dantokpa	53.5	57.700
Dogbo- Dantokpa	24.8	38.000
Pobé- Dantokpa	12.9	19.200

*Source : réalisé à partir des données de l'ONASA Octobre 2016*

L'analyse de ce tableau 1 indique qu'au cours de la période retenue que les coûts de transferts du maïs sont supérieurs aux différentiels de prix de maïs pour l'ensemble des axes de commercialisation révélés par les commerçants. Ceci laisse penser que le commerce n'est pas alors profitable sur ces différents axes de commercialisations du maïs au Bénin. De ce tableau, le coût de transfert semble intervenir au moins pour 50% dans le coût global. Ce coût semble être lié à la distance, à la qualité des infrastructures de transport et au parc automobile.

**Tableau 2 : Les coefficients de corrélation en niveau et en différence première entre les séries de prix.**

COEFFICIENTS DE CORRELATION EN NIVEAU								
marchés	Parak(P1)	Dobgo(P2)	Nikki (P3)	Djou (P4)	Dantop(P5)	Pobé (P6)	Bohic (7)	Glaz (8)
Parak (P1)	1	0.6622	0.6317*	0.7109	0.6266	0.7510	0.780	0.860
Dobgo(P2)		1	0.6379*	0.925	0.6860	0.6052	0.654	
Nikki (P3))			1	0.710*	0.7029*	0.7095*		
Djou (P4)				1	0.6024	0.7388		
Dantop(P5)					1	0.660		
Pobé (P6)						1		
Bohic (7)							1	
Glaz (8)								1
COEFFICIENTS DE CORRELATION EN DIFFERENCE PREMIERE								
Parak (P1)	1	0.005**	0.002**	0.012**	0.0334**	0.006**	0.01**	0.021**
Dobgo(P2)		1	0.02	0.16	0.04	0.002	0.01	0.02
Nikki (P3))			1	-0.002	0.05	0.03	0.021	0.01

Djoug (P4)				1	0.02	-0.05	0.06	0.021
Dantop(P5)					1	0.034	0.006	0.032
Pobé (P6)						1	0.054	-0.01
Bohic (7)							1	0.034
Glaz (8)								1

**Source : réalisé sous Eviews3 par l'auteur, Octobre 2016**

Les coefficients de corrélation des prix en niveau sont très élevés, variant de 0.6266 à 0.925. Toutefois, ces coefficients offrent de fausses apparences de marchés réellement intégrés du fait de l'effet du temps, de l'inflation et de la non-stationnarité des séries des prix. Les coefficients de corrélation des prix en différence première sont en effet beaucoup plus faible 0.002 et 0.054, suggérant de faibles niveaux d'intégration des marchés significatifs au seuil de 5% en niveau varient de 0.21 à 0.57 suggérant ainsi de faibles niveaux d'intégration des marchés. Cette divergence des résultats des résultats est liée aux problèmes de l'inflation et de non-stationnarité des séries de prix en niveau que la différence supprime (Wyeth, 1992, Dimitris, 1995). L'approche basée sur l'intégration et la co-intégration des séries de prix serait meilleure à celle des coefficients de corrélation.

### ***Intégration et cointégration des séries des prix de maïs sur les six marchés***

#### **Tests de racine unitaire**

L'ordre d'intégration des séries des prix du réseau des six marchés de maïs dans les départements des collines du Bénin avec les tests de test de Dickey-Fuller augmenté (DFA) (Dickey et (Dickey et Fuller, 1979) et les tests de Zt et Zr de Phillips (1987) et Phillips et Perron (1988). Les résultats obtenus sont consignés dans le tableau 3.

**Tableau 3 : Résultats des tests de racine unitaire des prix du maïs des huit (8) marchés**

tests sur les prix de maïs des six marchés	Niveaux		Différences premières
	Avec dérive	Avec dérive et tendance	
	Marchés de maïs de Parak(P1)		
Test ADF	-3.3367 (3)	-3.207(3)	-4.577 (1)
Test Zt de Phillips et Perron	-3,7157 (2)	-3.561(4)	-5.081(1)
Test Zr de Phillips et Perron	-4,015 (5)	-3.990(4)	-5.002(1)
Marchés de maïs de Dobgo(P2)			
Test DFA	-3.740 (4)	-3.451(4)	-5.690 (1)
Test Zt de Phillips et Perron	-3.987 (5)	-3.781(6)	-6.010(1)
Test Zr de Phillips et Perron	-4.569(3)	-4.015(6)	-7.457(1)
Marchés de maïs de Nikki (P3)			
Test DFA	-1.1963 (4)	-1.071(4)	-6.331 (1)
Test Zt de Phillips et Perron	-1.2346(4)	-1.110(5)	-7.981(1)

Test Zr de Phillips et Perron	-2.3458 (3)	-2.087(4)		-7.003(1)
Marchés de maïs de Djoug (P4)				
Test DFA	-3.573 (10)	-3.342(4)		-4.969 (1)
Test Zt de Phillips et Perron	-3.761(7)	-3.642(5)		-5.013(1)
Test Zr de Phillips et Perron	-4.689(9)	-4.561(6)		-6.654(1)
Marchés de maïs de Dantop(P5)				
Test DFA	-2.2786 (1)	-2.126 (8)		-4.765(1)
Test Zt de Phillips et Perron	-2.126(1)	-2.005(7)		-4.025(1)
Test Zr de Phillips et Perron	-3.542(1)	-3.332(6)		-5.841(1)
Marché de maïs de Pobé (P6)				
Test DFA	-3.800 (2)	-3.601(7)		-4.320 (1)
Test Zt de Phillips et Perron	-3.561(1)	-3.345(9)		-5.652(1)
Test Zr de Phillips et Perron	-5.985(12)	-5.135(7)		-7.012(1)
Marché de maïs de Bohic (7)				
Test DFA s	-4.001(3)	-4.321(8)		-5.128(1)
Test Zt de Phillips et Perron	-3.897(1)	-3.709(10)		-6.001(1)
Test Zr de Phillips et Perron	-5.076(14)	-5.882(11)		-6.430(1)
Marché de maïs de Glaz (8)				
Test DFA	-4.100 (9)	-4.754(11)		-5.540(1)
Test Zt de Phillips et Perron	-3.7780(7)	-3.400(10)		-4.321(1)
Test Zr de Phillips et Perron	-5.980(11)	-5.765(12)		-6.1450(1)
Valeurs critiques en Niveau	Valeurs critiques en différence			
Test DFA et Test Zt de Phillips et Perron	5 %	10%	5 %	10 %
	-6,98	-5,80	-5,67	-5,45
Test Zr de Phillips et Perron	-38,56	-52,5	-38,95	-29,7

**Source : réalisé sous de nos estimations, Octobre 2016**

Les statistiques des tests de Dickey-Fuller augmenté présentées dans le tableau 3 correspondent à la régression qui a maximalisé le critère d'information d'Akaike. Sur la base à la fois des tests de Dickey-Fuller augmenté et des tests de Phillips et Perron, avec et sans tendance déterministe, nous concluons qu'il n'existe pas suffisamment d'éléments pour infirmer l'hypothèse nulle de non stationnarité pour l'ensemble des séries de prix. Lorsqu'ils sont appliqués aux séries différenciées, les deux tests infirment l'hypothèse nulle, ce qui indique que les séries de prix sont intégrées d'ordre 1 (I(1)). Ces résultats du tableau 3 montrent que les prix du maïs sur les huit marchés sont cointégrés. La cointégration indique que les prix du maïs dans le réseau des huit marchés étudiés sont intégrés aux mécanismes du marché et qu'il existe une causalité de Granger, au moins dans une direction.

**Tests de cointégration de Johansen.**

Les séries des prix étant toutes intégrées d'ordre 1, l'étape suivante consiste à vérifier l'existence d'un processus d'intégration à long terme entre les séries des prix des différents marchés.

**Tableau 4 : résultats des tests de cointégration de Johansen.**

Rapport (ou ratio) de vraisemblance		Valeurs critiques		Hypothèse sur le nombre de EC
		5%	1%	
Parak (P1)	103.60**	82.49	90.45	Aucune
Dobgo(P2)	68.36**	59.46	66.52	Au plus 1
Nikki (P3))	36.14	39.89	45.58	Au plus 2
Djoung (P4)	12.59	24.31	29.75	Au plus 3
Dantop(P5)	4.74	12.53	16.31	Au plus 4
Pobé (P6)	2.08	3.84	6.51	Au plus 5
Bohic (7)	2.05	3.976	7.22	Au plus 6
Glaz (8)	0.07	1.76	6.754	Au plus 7

Source : réalisé sous Eviews3 par l'Auteur, Octobre 2016 EC : Equation de Co-intégration

Les séries des prix des marchés sont fortement cointégrées et convergent vers un équilibre de long terme. Sur l'ensemble des huit marchés étudiés, le système du marché de maïs est alors stationnaire dans deux directions (Parakou et Dobgo) et non stationnaires dans les six autres directions. Ce résultat indique que même si les marchés sont géographiquement dispersés, la formation des prix dans l'espace sont liés. Cette faible relation de cointégration est aussi liée à l'état et la distance des routes, les barrières physiques et administratives énormes, la disponibilité de l'information. Le réseau des huit (8) marchés considérés ne fait pas apparait clairement une relation parfaite entre les marchés de maïs. Cette relation n'est cependant pas évidente entre tous les marchés considérés. Les tests de cointégration permettent de vérifier cette relation entre les huit marchés et les tests de causalité au sens de Granger permettent de déterminer et d'identifier les marchés pouvant faire l'objet de marchés centraux.

### Test de causalité

Granger (1988) propose un test pour la mise en évidence d'une causalité de Granger à long terme dans le contexte d'un modèle à correction d'erreur ou d'un système cointégrés de variables. Un marché est dit central lorsqu'il « cause » de manière unidirectionnelle tous les autres marchés sans être « causé » par aucun de ces derniers (Sexton et *al*, 1991). Les résultats du test de causalité sont consignés dans le tableau ci-après. Inspirant du procédé d'Alderman (1993), de Lutz (1994) et de Goletti (1994), il a fallu un nombre de retards de six pour obtenir ces résultats concluants.

**Tableau 5 : Résultats du test de causalité de Granger**

	Parak(P1 )	Dobgo(P2)	Nikki (P3)	Djoung (P4)	Dantop(P5 )	Pobé (P6)	Bohic (7)	Glaz (8)
Parak(P1)		0.00868**	0.0071**	0.00932**	0.00530**	0.027**	0.451* *	0.026**
Dobgo(P2 )	0.72304		0.25824	0.16807	0.34500	0.5880	0.421	0.030**
Nikki (P3)	0.0087	0.08394		0.0827	0.02128	0.0027	0.321	
Djoung (P4))	0.0127	0.07821	0.0296**		0.00108	0.0209	0.0654	0.764
Dantop(P5)	0.72678	0.02282	0.28957	0.0301		0.0156		
Pobé (P6))	0.29169	0.41067	0.94993	0.15325	0.77272			
Bohic (7)		0.005**				0.004**		0.021
Glaz (8)	0.023		0.004		0.003			

Source : réalisé sous Eviews3 par l'auteur, Octobre 2016

Le contenu de chaque cellule (ij) donne la valeur de la probabilité associée au test d'hypothèse nulle de non causalité. Cette hypothèse est acceptée dès que la probabilité est supérieure à 5% : on dit alors que le marché i ne cause pas le marché j. A l'inverse, les signes \*, \*\* et \*\*\* indiquent que le marché i cause celui j au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Le marché de Parakou joue le rôle de marché de référence dans le réseau des marchés de maïs considérés. En effet, les valeurs passées des prix de maïs à Parakou sont importantes pour prédire le prix de maïs sur tous les autres marchés dépendants du niveau des prix à Parakou. Ce résultat indique que tous les autres marchés sont déficitaires ; seulement que, l'offre excessive de maïs à Parakou, souvent renforcée par celle des marchés de Djougou et de Nikki.

Dans l'ensemble, il y a un nombre suffisant d'éléments nous permettant de conclure que le marché de Parakou est bien intégré aux sept (7) autres marchés du maïs au Bénin à long terme et que les signaux de prix sont également bien transmis à court terme. Toutefois, l'analyse du tableau 5 révèle que le marché de Djougou fonctionne comme un marché central vis-à-vis de Nikki e. Il en va de même du marché de Bohicon qui fonctionne comme un marché central vis-à-vis de Dobgo et de Pobé. Ainsi, au regard de ce qui précède, seuls les marchés de Parakou ; de Djougou et de Bohicon.

### Le test d'endogénéité

La quatrième étape de l'analyse concerne le test d'endogénéité. Les résidus de la régression de la régression auxiliaire (7) ont été inclus comme variable exogène dans l'équation (8) avant qu'elle ne soit estimée. L'hypothèse de l'indépendance ( $H_0 \varphi = 0$ ) n'est pas rejetée à 5% pour toutes les équations sauf pour Pobé –Dogbo, ce qui indique que, hormis ce dernier cas, l'application de la méthode des moindres carrés ne donne pas des résultats biaisés (tableau 6)

**Tableau 6 : résultats du test d'endogénéité**

Marchés indépendants	Parakou	Djougou	Bohicon
Dobgo(P2)	0.00 (0.00)	-3.27 (-1.35)	0.06
Nikki (P3)	-233 <sup>E</sup> -16 (-1.15)	0.04 (0.05)	0.003 (0.28)
Djoug (P4))	7.47 E-16 (0.89)	-	0.52 (0.19)
Dantop(P5)	0.04 (-0.55)	-	-
Pobé (P6))	-8.35 E-18 (-0.65)	-	-
Bohic (7)	0.00 (0.52)	-	-
Glaz (8)	-3.14 E-13 (1.24)	-	-

Source : estimations de l'auteur à partir des données de l'ONASA. Les entre ( ) sont des statistiques toutes inférieures à la valeur critique de 2 au seuil de 5%.

### **Le modèle de Ravallion (1986)**

Modèle de type « autorégressif à retard distribué ». Sa spécification économétrique se présente de la manière suivante :

$$P_{it} = \sum_{j=1}^n a_{ij} P_{ij-1} + \sum_{j=0}^n b_{ij} R_{i-j} + C_i X_{it} + e_{it}$$

$R_1$  : Prix du marché de référence et l'on suppose que ce prix influence celui  $P_i$  des marchés périphériques ;

$X_i$  : Vecteur des autres variables sur les marchés périphériques  $i$  ;

$a_{ij}$ ,  $b_{ij}$  et  $C_i$  : sont des paramètres fixes ;

$e_{it}$  : exprime le résidu ;

$t$  : exprime le temps et  $j$  un retard.

Ce modèle a des avantages : les hypothèses de l'intégration des marchés peuvent être testées sous forme de restrictions ; une distinction est faite entre le concept d'ajustement (ou adaptation instantanée des prix), l'intégration de court terme et de long terme ; le marché de référence n'est pas choisi de façon arbitraire.



**Tableau 7. Mécanisme à correction d'erreur relatif au processus d'intégration de court terme de marché avec Parakou comme marché de référence**

Variables indépendantes	Dobgo(P2)	Nikki(P3)	Djoung (P4))	Dantop(P5)	Pobé (P6))	Bohic (7)	Glaz (8)
C	-0.12 (0.7)	0.2 (0.8)	0.22 (0.5)	0.32 (0.4)	0.52 (0.03)	0.15 (0.4)	0.4 (0.6)
P-1	-0.9*(0.0)	-0.95*(0.)	-0.4*(0.0)	- 0.88*(0.0)	- 0.23*(0.0)	- 0.4*(0.0)	- 0.3*(0.)
R-1	0.8* (0.0)	0.7* (0.0)	0.5* (0.0)	0.5* (0.0)	0.6* (0.0)	0.6* (0.0)	0.6* (0.)
$\Delta R$	<b>0.74* (0.0)</b>	<b>0.68* (0.0)</b>	0.34 (0.0)	<b>0.62* (0.0)</b>	0.4 (0.0)	<b>0.81* (.0)</b>	0.9 (0.0)
$R_{aj}^2$	0.45	0.25	0.42	0.39	0.37	0.40	0.38
P(F)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
LM	0.14 (0.9)	0.11(0.7)	0.24 (0.5)	0.13 (0.03)	0.44 (0.6)	0.1 (0.3)	0.4(0.9)
White	0.90 (0.6)	1.3 (0.6)	0.60 (0.8)	0.70 (0.55)	0.73 (0.9)	0.6 (0.8)	0.7(0.6)
ARCH	1.7 (0.19)	2.4 (0.9)	2.0 (0.22)	1.6 (0.21)	2.4 (0.23)	2.9 (0.1)	3. (0.5)
Chow	1.06 (0.4)	1.2 (0.3)	1.6 7(0.1)	2.16 (0.24)	1.77 (0.65)	0.3 (0.4)	1. (0.5)

Source : Estimations de l'auteur, les valeurs ( ) sont des probabilités des t-statistiques \* significatif au seuil de 5%.

### Au plan statistique

-le « fit » ( $le R_{aj}^2$ ) : est relativement faible entre 25 % et 45% de la variance expliquée, ce résultat n'est pas surprenant car puisque les vecteurs des variables liés aux marchés périphériques ne sont inclus dans le modèle estimé ;

- les modèles estimés : sont globalement significatifs (F-statistique élevé) ;

- les tests statistiques : révèlent une absence d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation des erreurs,

- le ARCH : indique que la variance du modèle évolue de manière autorégressive et le test de Chow montre qu'il n'y pas une rupture structurelle. En sommes, les modèles estimés sont valables et permettent d'obtenir des estimateurs convergents et sans biais.

### Au plan économique

-le tableau montre que les coefficients  $\gamma$  (coefficients de P-1) sont proche de la valeur « idéale » de 1 pour les marchés de Dogbo ; Nikki ; Dantopka et nettement inférieur à 1 sur les marchés de Djougou ; Pobé ; Bohicon et Glazoué.

-Les élasticités ( $DR$ ) sont significatives pour les marchés de Dobgo(P2) ; de Nikki(P3) ; de Dantop(P5) et Bohic (7). Pour un changement de prix de maïs à Parakou, en espace d'un mois, **74% ; 68% ; 62% et 81% des variations sont transmises respectivement à Dobgo(P2) ; Nikki(P3) ; Dantop(P5) et Bohic (7).**

-Il existe un processus d'ajustement des prix dans le court terme. Toutefois, la transmission des changements de prix des marchés centraux vers les marchés secondaires n'est pas immédiate et intégrale.

- Le fonctionnement du marché de maïs est loin d'être parfait. Ce manque d'efficacité peut s'expliquer par plusieurs raisons : le manque de disponibilité et d'accessibilité de l'information aux acteurs du commerce ; le manque d'attitude entrepreneuriale des acteurs du commerce ; le comportement de certains commerçants qui bloque la transmission libre des informations sur les prix.

### **Conclusion et suggestions**

L'intégration et le fonctionnement des marchés de maïs au Bénin est loin d'être parfait. Les changements de prix qui se produisent sur les marchés centraux ne sont pas immédiatement et totalement transmis sur les marchés dépendants. Il en résulte une asymétrie d'informations sur les marchés. L'existence d'une asymétrie de l'information entre les acteurs du commerce de maïs peut entraîner des problèmes d'anti sélection et modifier la nature de leurs transactions et, partant, compromettre l'efficacité de l'arbitrage. L'efficacité du commerce de maïs entre les zones déficitaires nécessite un réseau d'informations qui rassemble des données sur les conditions de l'offre et de la demande. La mise en œuvre des politiques d'un Système d'Information sur les marchés (SIM) ; la formation et l'information des commerçants et des producteurs ; la modernisation des méthodes de conservations et de stockage.

## BIBLIOGRAPHIQUE

**Abdulai, A. 2000.** “Spatial price transmission and asymmetry in the Ghanaian maize market”, *Journal of Development Economics*, 63, 327-349.

**Alexander, C. & Wyeth, J. 1994.** *Cointegration and market integration: an application to the Indonesian rice market. Journal of Development Studies*, 30:303-328.

**Alderman, H. (1993).** “*Inter-commodity Price Transmittal: Analysis of Markets in Ghana*”. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 55(1): 43-64.

**Ardeni, P.G.1989.** *Does the Law of One Price really hold for commodity prices? American Journal of Agricultural Economics*, 71:303-328.

**Araujo, C., Araujo-Bonjean,C., Combes J.-L. and Combes-Motel P., 2005.**"Devaluation and Cattle Market Integration in Burkina Faso," *Journal of African Economies*, Oxford University Press, vol. 14(3), pages 359- 384, September.

**Araujo-Bonjean C. et Combes J.-L., 2010.**"De la mesure de l'intégration des marchés agricoles dans les pays en développement," *Revue d'économie du développement*, De Boeck Université, vol. 24(1), pages 5-20.

**Aryeetey, E. ET V. Nyanteng (2006),** “Agricultural Market Access in Ghana”, Technical report, Institute of Statistical, Social and Economic Research, University of Ghana Legon, Ghana.

**Asche, F., Bremnes, H. and Wessells, C. R., 2001.**" Product Aggregation, Market Integration, and Relationships Between Prices: An Application to World Salmon Markets: Reply," *American Journal of Agricultural Economics*, American Agricultural Economics Association, vol. 83(4), pages 1090-92, November.

**Baffes, J. 1991.** *Some further evidence on the Law of One Price. American Journal of Agricultural Economics*, 4:21-37.

**Balcombe, K.G. & Morrison, J. 2002.** Commodity price transmission: A critical review of techniques and an application to selected export commodities. Rapport destiné à l'Organisation des Nations Unies pour l'alimentation et l'agriculture.

**Barrett, C.B. 1996.** “Market Analysis Methods: Are Our Enriched Toolkits Well Suited to Enlivened Markets.” *American Journal of Agricultural Economics* 78:825–29.

**Barrett, C.B., and J.R. Li. 2002.** “Distinguishing Between Equilibrium and Integration in Market Analysis.” *American Journal of Agricultural Economics* 84:292–3.

**Baulch, B. 1997.** “Testing for Food Market Integration Revisited.” *Journal of Development Studies* 33:512–34.

**Baulch, B. 1997.** “Transfer Costs, Spatial Arbitrage and Testing for Food Market Integration.” *American Journal of Agricultural Economics* 79:477– 87. 31 .

**Baulch B., Hansen H., Trung L. D. and Tam T. N.M., 2008.** "The Spatial Integration of Paddy Markets in Vietnam," *Journal of Agricultural Economics*, Wiley Blackwell, vol. 59(2), pages 271-295, 06.

**Blyn, G., 1973.** “Price series correlation as a measure of market integration”. *Indian Journal of Agricultural Economics* 28, 56–59.

**Cummings W. (1967).** *Pricing Efficiency in the Indian Wheat Market*, Impex, New Delhi, India.

**Delgado, Christopher, C.1985.** “food-grain markets integration in Northern Nigeria: implication for Sub-regional equality concerns” in *ICRISAT-International Crops Research Institute for Semi-Arid Tropics -(1985), Agricultural Markets in Semi-Arid Tropics, Pancheru, India.*

**Dercon, S. 1995.** *On market integration and liberalization: method and application to Ethiopia.* *Journal of Development Studies*, 32:112-143.

**Dembélé, N. 1988.** *Quelques éléments de performance de la commercialisation privée des céréales (mil-maïs-sorgho) au Mali.*

**Dickey, D. & Fuller, W. 1979.** Distribution of the Estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74:427-431.

**Dornbusch, R. 1987.** Exchange rates and prices. *American Economic Review*, Mars, 93-106.

**Enders, W. and Siklos, P. L., 2001** “Cointegration and Threshold Adjustment”. *Journal of Business and Economic Statistics*, 19, 166-76.

**Engle, R.F. & Granger, C.W.J. 1987.** Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55:251-276.

**Fackler, P. L. and Goodwin, B. K., 2001.** “Spatial price analysis”, ch. 17, p. 971-1024 in Gardner, B. L. and Raussier, G. C. eds., *Handbook of Agricultural Economics*, vol. 1, Part 2, Elsevier.

**Fafchamps, M. and Gavian, S., 1996.** "The Spatial Integration of Livestock Markets in Niger," *Journal of African Economies*, Oxford University Press, vol. 5(3), pages 366-405, October.

**FAO 2010.** *Comparative advantage and competitiveness of crops, crop rotations and livestock products in Egypt*. Volume 1, Sous-Division de l'assistance aux politiques, Bureau régional de la FAO pour le Proche-Orient, Le Caire.

**FAO. 2006a.** Rapports sur les marchés des produits: 2005-2006. Rome, 2006.

**FAO. 2006b.** Commodity Price Developments since the 2005s, dans *Consultation on Agricultural Commodity Price Problems*, Rome, pp. 131-175.

**FAO. 2010.** Politiques commerciales et évolution des importations de produits agricoles dans le contexte de la sécurité alimentaire, Document, CCP 03/10, Rome.

**Froot, K. & Klemperer, P. 1989.** Exchange Rate pass through when market share matters. *American Economic Review*, 79:637-654.

**Gardner, B.L. & Brooks, K.M. 1994.** *Food prices and market integration in Russia: 1992-93*. *American Journal of Agricultural Economics*, 76:641-646.

**Ghosh, M. 2003.** “Spatial integration of wheat markets in India: evidence from cointegration test”. *Oxford Development Studies*. 31: 159-171.

**Goletti, F. & Babu, S. 1994.** Market liberalization and market integration of maize markets in Malawi. *Agricultural Economics*, 11:311-324.

**Goletti, F., Ahmed, R. and Farid, N., 1995.** “Structural determinants of market integration: the case of rice markets in Bangladesh”. The Developing Economies, Blackwell Publishing Ltd, 33, 196-198.

**Goodwin, B. K. and Harper, D. C., 2000.** "Price Transmission, Threshold Behavior, and Asymmetric Adjustment In The U.S. Pork Sector," Journal of Agricultural and Applied Economics, Southern Agricultural Economics Association, vol. 32(03), December.

**Goodwin, B. K. and Piggott, N. E. 2001,**”Spatial Market Integration in the Presence of Threshold effects”. American Journal of Agricultural Economics, Oxford University Press on behalf of the Agricultural and Applied Economics Association, 83, pp. 302-317.

**Gonzalez-Rivera, G. & Helfand, S. M., 2001.** ”The Extent, Pattern, and Degree of Market Integration: A Multivariate Approach for the Brazilian Rice Market”, American Journal of Agricultural Economics, Oxford University Press on behalf of the Agricultural and Applied Economics Association, 83, pp. 576-592.

**Horowitz, I. 1981.** “Market Definition in Antitrust Analysis: A Regression-Based Approach”, Southern Economic Journal, 48, 1-16.

**Jensen R. (2007).** “The Digital Provide: Information (Technology), Market Performance, and Welfare in the South Indian Fisheries Sector”, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 122, pp. 879-924.

**Johansen S. 1991.** Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models." *Econometrica*, 59:551-1580.

**Johansen S. 1995.** "Likelihood-based inference in cointegrated vector-autoregressions. Dans *Advanced Texts in Econometrics*, Oxford: Oxford University Press.

**Johansen, S. 1988.** Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12:31-254.

**Jones, W.O. (1968).** “The Structure of Staple Food Marketing in Nigeria as Revealed by Price Analysis.” Food Research Institute Studies, VTR (2): 95-123.

**Krugman, P. 1986.** Pricing to market when exchange rate changes. Document de travail du NBER N° 1926.

**Lele, U. 1967.** Market integration: A study of sorghum prices in western India. *Journal of Farm Economics* 49: 149-59.

**Lutz, C., Van, Tilburg, A. et Van Der Kamp, B.(1994).** “*The Process of Short- and Long-term Price Integration in the Benin Maize Markets.*” *European Review of Agricultural Economics*, 22: 191-212.

**Loveridge, Scott, 1991.** "Marketing in Rwanda imports and infrastructure," *Food Policy*, Elsevier, vol. 16(2), pages 95-104, April.

**Maddala, G.S & Kim, I. 1998.** *Unit roots, cointegration and structural change*. Cambridge University Press.

**Mabaya, Edward, (2004),** “L'intégration spatiale de marchés et échange discontinu: une analyse des marchés spot urbains pour la tomate au Zimbabwe”, *Économie rurale*, 283, issue 1, p. 62-71.

**Meyer, J., 2004.** "Measuring market integration in the presence of transaction costs-a threshold vector error correction approach," *Agricultural Economics*, Blackwell, vol. 31(2-3), pages 327-334, December.

**Mohanty, S. et Langley, S. (2003).** “The Effects of Various Policy Regimes in the Integration of North American Grain Markets”, *Canadian Journal of Agricultural Economics*, vol. 51. pp. 109-120.

**Mohendru, I.D. (1937).** *Some Factors Affecting the Price of Wheat in the Punjab*, Publication n° 49, Board of Economic Inquiry, Punjab Government.

**Palaskas, T. & Harriss, B. 1993.** Testing market integration: new approaches with case material from the West Bengal food economy." *Journal of Development Studies*, 30:1-57.

**Phillips, P.C.B. & Perron, P. 1988.** Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75:335-346.

**Phillips, P.C.B. 1987.** Time Series Regression with a Unit Root. *Econometrica*, 55:277-301.



**Prakash, A.** 1998. The transmission of signals in a decentralised commodity marketing system: the case of the UK pork market. Thèse de doctorat non publiée, University of London.

**Prakash, A., Oliver, E. & Balcombe, K.** 2001. Does building roads really create traffic: some new evidence. *Applied Economics*, 33:1579-1585.

**Prakash, A. & Gürkan, A. A.** 2003. Structural Change and the Behaviour of Cereal Prices, FAO, Rome.

**Sharma, R.** 2002. The transmission of world price signals: concepts, issues and some evidence from Asian cereal markets. Document présenté lors d'une réunion du Forum mondial de l'OCDE sur l'agriculture, OECD CCNM/GF/AGR(2002)10.

**Shepherd, A.** (1997), Les Systèmes d'information sur les marchés : théorie et pratique, FAO, Rome.

**Slade, M. E.** 1986. "Exogeneity Tests of Market Boundaries Applied to Petroleum Products," *Journal of Industrial Economics*, Wiley Blackwell, vol. 34(3), pages 291-303, March.

**Sephton P. S.**, 2003. "Spatial Market Arbitrage and Threshold Cointegration," *American Journal of Agricultural Economics*, American Agricultural Economics Association, vol. 85(4), pages 1041-1046, November.

**Subervie, J.** « Rupture et asymétrie de la transmission des prix agricoles internationaux », **CERDI**, 2007.

**Sexton, R., Kling C., et Carman H.** 1991. "Market Integration, Efficiency of Arbitrage, and Imperfect Competition : Methodology and Application to U.S. Celery ", *American Journal of Agricultural Economics*, 73 (3), 568-580.

**Ravallion, M.** 1986. "Testing Market Integration." *American Journal of Agricultural Economics*. 68(February):102-09.

**Tobin, J.** (1970). "Money and Income: *Post Hoc Ergo Propter Hoc* ?", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 84, pp. 301-317.

**Tollens, E. (2006)**, “Market Information Systems in sub-Sahara Africa. Challenges and Opportunities”, Conférence IAAE, 12-18 août, Gold Coast, Australie.

**Tollens, E. (2002)**, “Market Information Systems in Liberalized African Export Commodity Markets: The Case of Cocoa and Coffee in Côte d’Ivoire, Nigeria, and Cameroon”, Working Paper, Université catholique, Louvain.

**Tong, H. and Lim, K S (1981)** “Threshold autoregression, limit cycles and cyclical data”- with discussion. Journal of the Royal Statistical Society, series B, 42 (3). pp. 245-292. ISSN 1369-7412.

**Zanias, G.1993.** *Testing for integration in European Community agricultural product markets. Journal of Agricultural Economics*, 44:418-427.