

Proposition d'article :

La transmission de l'instabilité des prix mondiaux des céréales aux marchés Camerounais : cas des marchés de Yaoundé et Douala

AMBAGNA Jean Joël, Université de Yaoundé II, Faculté des Sciences Economiques et de Gestion (FSEG) ; Institut Sous-régional de Statistiques et d'Economie Appliquée (ISSEA) de Yaoundé, Cameroun. joelambagna@rocketmail.com

FONDO SIKOD, Professeur à l'Université de Yaoundé II, Faculté des Sciences Economiques et de Gestion (FSEG), Cameroun. Fsikod2002@yahoo.com

KANE Gilles Quentin, Université de Yaoundé II, Faculté des Sciences Economiques et de Gestion (FSEG), Cameroun. kanegilles@gmail.com

Tous nos remerciements à Michel Harvard et Docteur Awono Cyprien pour les relectures et les conseils.

5èmes Journées de recherches en Sciences sociales INRA-SFER-CIRAD

RESUME:

L'économie Camerounaise est dépendante des marchés alimentaires internationaux pour nourrir sa population. Pourtant, l'instabilité de ces marchés peut favoriser la transmission de l'instabilité des prix aux marchés locaux. Cet article a pour objectif de montrer que l'instabilité des prix internationaux des céréales se transmet aux marchés Camerounais. L'analyse des indices de prix des céréales dans les marchés de Yaoundé et Douala basée sur l'estimation d'un modèle TAR (*Threshold Autoregressive*) à partir des données du Fonds Monétaire International (FMI) et de l'Institut National de Statistique du Cameroun (INS) a permis d'accepter l'hypothèse de cointégration entre les indices des prix des céréales sur le marché international et sur les marchés Camerounais. Ainsi, les élasticités de transmission des indices de prix du marché international vers les marchés de Yaoundé et Douala sont respectivement de 94.71% et 70%. Dans le cas particulier de Yaoundé, l'hypothèse de transmission asymétrique est acceptée ce qui signifie que l'indice de prix des céréales a tendance à revenir plus rapidement vers sa valeur d'équilibre à la suite d'une baisse des prix des céréales sur le marché international. A contrario, lorsqu'un choc survient entraînant une hausse des prix des céréales sur le marché international, l'indice de prix des céréales devient rigide et ne retourne pas vers sa valeur d'équilibre. Les commerciaux répercutent alors plus rapidement les hausses que les baisses des prix des céréales de telle sorte qu'à long terme, les indices de prix des céréales restent au dessus de leur valeur d'équilibre. La conséquence est l'augmentation du taux de sous-alimentation puisque les revenus ne s'ajustent pas automatiquement aux variations des prix ce qui fragilise la sécurité alimentaire. L'urgence d'accroître l'offre agricole nationale trouve par là même tout son intérêt.

Mots clés : Instabilité des prix, Cointégration, Indices des prix, Modèle TAR, Offre agricole.

Classification JEL: Q11, Q17, O55

INTRODUCTION

Depuis quelques décennies déjà, le Cameroun dépend des marchés alimentaires internationaux pour nourrir sa population. De 1961 à 2007, les importations alimentaires ont été multipliées par 35, passant de 14 à 490 millions de dollars (Awono et Havard, 2011). Ces importations qui concernent principalement les céréales (riz, blé, maïs), se sont intensifiées à partir de 1994 suite à la libéralisation du commerce agricole.

La forte dépendance de l'économie Camerounaise aux marchés alimentaires internationaux a fait émerger les débats sur la sécurité alimentaire du pays. S'il est généralement reconnu que l'ouverture au commerce alimentaire permet de bénéficier des avantages comparatifs, un phénomène important est souvent négligé : la transmission de l'instabilité des prix alimentaires internationaux aux marchés nationaux.

En réalité, les marchés alimentaires internationaux sont très instables. Un pays fortement dépendant de ces marchés s'expose par conséquent au risque de transmission de l'instabilité des prix aux marchés nationaux. Plusieurs facteurs justifient la transmission spatiale des prix¹. Il s'agit du pouvoir de marché de certaines firmes ou de certains intermédiaires commerciaux, des coûts de transactions, des asymétries d'information et de risques, des politiques d'intervention et des préférences alimentaires des consommateurs. Ces facteurs expliquent la transmission asymétrique des prix internationaux aux prix nationaux (Meyer et Von Cramon-Taubadel, 2004 ; Bailey et Brorsen, 1989 ; Abdulai, 2000).

Par ailleurs, on distingue deux variantes dans la transmission asymétrique des prix : la transmission asymétrique positive et la transmission asymétrique négative.

La transmission asymétrique positive des prix signifie que certaines firmes ayant la possibilité de fixer les prix du marché au dessus du coût marginal réagissent plus rapidement à une hausse des prix qu'à une baisse. En d'autres termes, lorsqu'on observe une augmentation des cours internationaux, ces oligopoles ou monopoles répercutent rapidement et parfois avec une plus grande ampleur la hausse des prix sur les marchés intérieurs. Dans le cas contraire on parle de transmission asymétrique négative des prix.

Le pouvoir de marché de certaines firmes favorise la transmission asymétrique des prix. Mais, il n'est pas possible de dire à priori s'il conduit à une transmission asymétrique positive ou négative (Bailey et Brorsen, 1989).

¹ La transmission spatiale des prix renvoie à la transmission des prix d'un marché du produit à un autre. Elle se distingue de la transmission verticale qui renvoie à la transmission des prix d'un bien le long d'une même filière de production.

Les ententes tacites entre les firmes favorisent elles aussi la transmission asymétrique positive. Toutefois, Ward (1982) a montré que si les oligopoles sont averses à une perte de leur pouvoir de marché (causée par la hausse des prix), ils répercutent plus rapidement les baisses que les hausses de prix (transmission asymétrique négative).

Les coûts de transaction sont un autre vecteur de transmission asymétrique des prix. Elles incluent principalement les coûts de transport. La transmission asymétrique et spatiale des prix peut survenir si les coûts de transport varient en fonction de la destination des produits échangés sur le marché.

Une autre cause de la transmission asymétrique des prix souvent citée dans le cas des pays en développement est l'asymétrie d'information entre le « centre » et la « périphérie » (Meyer et Cramon-Taubadel, 2004). En réalité, les prix au « centre » sont moins réactifs à un changement des prix dans la « périphérie ». Par contre les prix de la « périphérie » réagissent rapidement à ceux du « centre ».

Cependant, il existe des facteurs qui limitent la transmission des prix. En cas de forte hausse des prix, l'Etat peut différer les achats sur les marchés extérieurs s'il existe des stocks de produits alimentaires. Ces stocks permettent alors la régulation du prix des aliments, empêchant ainsi aux prix internationaux de se transmettre aux prix intérieurs. Toutefois cette politique n'est soutenable qu'à court terme puisque les stocks ne sont pas inépuisables. Mais les autorités peuvent également limiter la transmission des prix en imposant des taxes à l'exportation ou des restrictions quantitatives à l'exportation (Gérard et al., 2008).

Du côté des consommateurs, les habitudes alimentaires limitent la transmission des prix internationaux aux prix intérieurs. En effet, les préférences des consommateurs pour certaines caractéristiques du produit déterminent la mesure dans laquelle les produits importés peuvent se substituer aux produits locaux, ce qui influe sur la transmission des prix.

L'objectif central de cet article est d'analyser la transmission de l'instabilité des prix des céréales des marchés internationaux aux marchés Camerounais de Yaoundé et Douala à l'aide d'un modèle TAR (*Threshold Autoregressive*) avec seuil unique. Plus spécifiquement, nous nous attellerons premièrement à identifier la relation qui existe entre indices des prix internationaux des céréales et ceux des marchés locaux. Enfin, il sera question d'analyser l'asymétrie dans la transmission des prix des céréales du marché international aux marchés Camerounais.

Cette étude est intéressante en ce sens qu'elle montre que la forte dépendance de l'économie camerounaise au marché international des céréales peut détériorer la sécurité alimentaire. Pour ce faire nous optons pour une démarche à la fois théorique et empirique.

Nous présentons dans un premier temps l'ancrage théorique qui justifie la transmission spatiale des prix avant de tester l'existence d'une transmission asymétrique des indices de prix des céréales dans les marchés de Yaoundé et Douala au Cameroun.

METHODOLOGIE

1. Les données

Nous construisons les indices des prix mensuels des céréales de Laspeyres sur le marché international et sur les marchés de Yaoundé et Douala². La base étant fixée à Janvier 1994.

L'indice des prix des céréales sur le marché international (WPI) est construit à partir des données des prix des céréales du Fonds monétaire international (FMI). Les indices des prix des céréales à Yaoundé (YPI) et Douala (DPI) sont construits à partir des séries des prix collectés par l'Institut national de statistique du Cameroun (INS).

2. Cadre théorique

Théoriquement, les prix appliqués dans un pays lié au marché international dans un contexte de libre échange s'alignent sur les cours internationaux exprimés dans la même monnaie. La transmission des prix est rendue possible par l'arbitrage spatial des acteurs (Takayama et Judge, 1974). L'arbitrage est défini comme le processus d'échange entre des acteurs sur différents marchés avec l'objectif de tirer un avantage des différences de prix excédant les coûts de transaction. En d'autres termes, dans une économie de marché, la probabilité de réalisation des profits incitent les consommateurs à acheter dans les régions où les prix sont bas et à vendre dans celles où les prix sont élevés. Si l'arbitrage est efficace, cette situation engendre à terme une baisse des prix qui ne reflète que les coûts de transaction. Le mécanisme de l'arbitrage trouve son fondement théorique dans la théorie néo-classique. Le modèle de Takayama et Judge (1974) en est une illustration.

Soient 2 régions i et j où i représente une région excédentaire et j une région déficitaire. Si on suppose que t_{ij} est le coût de transport unitaire de i à j et est constant alors l'arbitrage des marchés concurrentiels suggère que la marge des prix p_i et p_j sera réduite au niveau du

² Le choix des villes de Yaoundé et Douala est totalement justifié par la disponibilité des données des prix des 3 céréales (riz, blé et maïs) pris en compte dans l'analyse. Voir annexe 1 pour le calcul des indices de prix des céréales.

coût de transport unitaire, soit $|p_i - p_j| = t_{ij}$. L'intégration des marchés est alors le résultat de l'arbitrage. Un arbitrage efficace réduit la différence de prix entre deux régions et la loi du prix unique peut être observée.

Dans le cas d'un pays importateur de produits alimentaires en effet, lorsque les prix intérieurs sont supérieurs aux prix internationaux, les importations se poursuivent jusqu'à ce que les prix intérieurs rattrapent les prix internationaux, hors coût de transport. Lorsque les prix intérieurs sont inférieurs aux prix internationaux, il est plus intéressant de vendre la production domestique sur le marché mondial. Les flux de biens ainsi engendrés des marchés excédentaires (prix plus faibles) vers ceux déficitaires (prix élevés) assurent que la loi du prix unique prévaut (Lypsey, 1999). Cependant, quatre conditions doivent être remplies : l'absence de barrières commerciales, la transparence de l'information, l'absence d'aversion pour le risque, l'existence d'un ou plusieurs marchés concurrentiels.

3. Le Modèle TAR

Dans un premier temps, nous effectuons un test de cointégration standard en vue de vérifier l'existence d'une relation de long terme entre les indices de prix. Dans un second temps, nous faisons l'hypothèse que les hausses des prix des céréales sur le marché international se répercutent plus rapidement que les baisses sur les prix des céréales importées au Cameroun. Un modèle à correction d'erreur asymétrique est alors spécifié en vue d'analyser la non-linéarité de la relation de cointégration entre les indices de prix.

L'hypothèse d'une relation de cointégration entre les indices de prix est testée grâce aux procédures standards d'Engle et Granger (1987). Si les séries sont cointégrées, les tests de présence de seuils permettent de détecter la présence d'un seuil (Balke et Fomby, 1997).

La relation de long terme entre les indices de prix³ est spécifiée comme suit :

$$P_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 P_t^w + \varepsilon_t \quad (1)$$

P_t^d : Indice des prix des céréales au Cameroun

P_t^w : Indice des prix des céréales sur le marché international

α_1 : Élasticité de transmission des indices de prix internationaux aux indices de prix nationaux⁴

³ L'analyse est faite sur les prix importés du riz, du blé et du maïs. Les indices Laspeyres des prix construits sont exprimés en logarithmes.

\mathcal{E}_t : Effet des variables difficilement observables

Si le résidu est stationnaire, les indices de prix sont cointégrés ; ils sont liés par une relation d'équilibre stable. Cependant, le résidu peut ne pas être stationnaire à cause des chocs permanents de progrès technique ou de demande ou des chocs sur les politiques d'intervention. Il est alors difficile de conclure que les prix sont cointégrés alors qu'ils le sont peut-être.

L'analyse d'une relation de cointégration asymétrique nécessite au préalable d'effectuer un test de cointégration avec rupture qui permet de déterminer de manière endogène une date de rupture dans la relation de long terme⁵. Cependant, le seuil peut être déterminé de façon exogène. L'asymétrie de la transmission est alors décrite par les modèles à seuil. Le terme de correction d'erreur est décrit par un modèle TAR (Threshold Autoregressive) avec un seuil unique tel que :

$$\mathcal{E}_t = \begin{cases} \rho^{(1)} \mathcal{E}_{t-1} + e_t^{(1)} & \text{si } \mathcal{E}_{t-d} \geq 0 \\ \rho^{(2)} \mathcal{E}_{t-1} + e_t^{(2)} & \text{si } \mathcal{E}_{t-d} < 0 \end{cases}$$

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

En effet, le test standard de Dickey-Fuller basé sur l'hypothèse d'ajustement symétrique peut avoir tendance à rejeter l'hypothèse de prix cointégrés en présence d'asymétrie dans la relation de cointégration. Le test de cointégration repose sur l'hypothèse d'asymétrie, on a :

$$\Delta \mathcal{E}_t = I_t \rho_1 \mathcal{E}_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 \mathcal{E}_{t-1} + \sum \varphi_k \Delta \mathcal{E}_{t-k} + v_t \quad (2)$$

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{si } \mathcal{E}_{t-d} \geq 0 \\ 0 & \text{si } \mathcal{E}_{t-d} < 0 \end{cases}$$

ρ_1, ρ_2 : Coefficients d'ajustement des séquences négatives et positives du terme à correction d'erreur.

⁴ Elle mesure la proportion des variations des prix internationaux transmises aux prix nationaux.

⁵ Voir annexe pour une présentation détaillée du test de cointégration avec rupture de Gregory et Hansen (1996).

Si les coefficients ρ_1 et ρ_2 sont négatifs, l'hypothèse de cointégration entre les prix est acceptée. Enders et Siklos (2001) recourent à 2 tests : un T-max⁶ pour tester l'hypothèse selon laquelle ces 2 coefficients sont négatifs et un F-test pour tester l'hypothèse selon laquelle les 2 coefficients sont non nuls.

Lorsque le test d'Enders et Siklos (2001) détecte la présence d'une asymétrie dans la relation de cointégration entre les prix, il est ensuite possible d'estimer un modèle à correction d'erreur dans lequel la vitesse d'ajustement du prix dépend de la nature du déséquilibre.

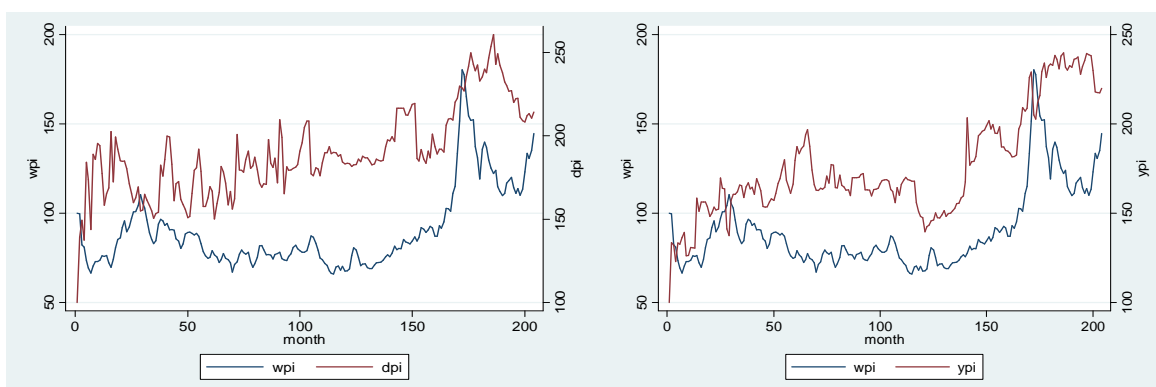
$$\Delta P_t^d = \eta + Z\lambda^+ \varepsilon_{t-1} + (1-Z)\lambda^- \varepsilon_{t-1} + \sum_{k=0}^l \alpha_k \Delta P_{t-k}^w + \sum_{k=1}^m \beta_k \Delta P_{t-k}^d + v_t \quad (3)$$

$$Z = \begin{cases} 1 & \text{si } \varepsilon_{t-d} \geq 0 \\ 0 & \text{si } \varepsilon_{t-d} < 0 \end{cases}$$

RESULTATS ET DISCUSSIONS

L'analyse descriptive des séries d'indices de prix permet de montrer des similarités dans l'évolution des indices de prix entre le marché international et les marchés de Yaoundé et Douala (Graphique 1, Annexe 3). En outre, l'analyse économétrique montre premièrement que toutes les séries d'indices des prix des céréales sont intégrées d'ordre 1. Elles sont stationnaires en différence (annexe 2). Deuxièmement, elle permet de confirmer l'hypothèse de la transmission des prix dans le cas de Yaoundé et Douala (Tableau 1, Tableau 2).

Graphique 1 : Evolution mensuelle des indices des prix des céréales sur le marché international et sur les marchés de Douala et de Yaoundé de 1994 à 2010



wpi : indice des prix des céréales sur le marché international **dpi** : indice des prix des céréales à Douala
ypi : indice des prix des céréales à Yaoundé

Source : A partir du logiciel Stata 10.

Tableau 1 : Test d'Engle-Granger (Test de cointégration standard)

$$P_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 P_t^w + \varepsilon_t$$

Séries		Coefficients	t-statistiques
Yaoundé	α_0	90.63767***	14.90
	α_1	0.94713***	14.46
Douala	α_0	126.28455***	21.17
	α	0.70591***	10.98

Source : A partir de R. *** (**) [*] indiquent la significativité à 1% (5%) [10%]

L'hypothèse de stationnarité des résidus est acceptée dans le cas de Yaoundé et Douala (Tableau 2). On conclut que les indices de prix des céréales sur le marché international et sur les marchés de Yaoundé et Douala sont bien cointégrés.

Tableau 2 : Test de stationnarité standard sur les résidus : $\Delta\varepsilon_t = \phi\varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta\varepsilon_{t-i} + \mu_t$

	Yaoundé	Douala
t-statistiques	-3.945012***	-7.859363***

NB : le modèle 1 est accepté dans le cas de Yaoundé et le modèle 3 dans le cas de Douala

Source : A partir de R. *** (**) [*] indiquent la significativité à 1% (5%) [10%]

Les indices de prix se transmettent bien du marché international aux marchés de Yaoundé et Douala ; les élasticités de transmission étant respectivement de 0.94 et 0.7. Puisque le test d'Engle et Granger permet d'accepter l'hypothèse de cointégration symétrique entre les indices de prix à l'international et sur les marchés de Yaoundé et Douala, un modèle à correction d'erreur symétrique peut être spécifié (Tableau 3).

Tableau 3 : Modèle à correction d'erreur standard

$$\Delta P_t^d = \eta + \lambda \varepsilon_{t-1} + \sum_{k=0}^l \alpha_k \Delta P_{t-k}^w + \sum_{k=1}^m \beta_k \Delta P_{t-k}^d + v_t$$

Séries		coefficients	t-statistiques
Yaoundé	λ	-0.069***	-2.779
	α_0	-0.076	-0.745
	α_1	-0.206**	-1.989
Douala	λ	-0.170911***	-3.9751
	α_0	0.0616	0.6197
	α_1	0.0938	0.9386

Source : A partir de R. *** (**) [*] indiquent la significativité à 1% (5%) [10%]

Le modèle à correction d'erreur symétrique est valide car la force de rappel λ est bien négative et significative. Les indices de prix des céréales sur les marchés de Yaoundé et Douala s'ajustent à l'indice des prix des céréales sur le marché international avec un retard d'un ou de deux mois. On peut conclure que 94.71% de l'instabilité des prix des céréales sur le marché international se répercute sur le marché de Yaoundé contre 70% dans le cas de Douala. A long terme les prix de Douala s'ajustent plus vite que ceux de Yaoundé. Ce résultat montre la nécessité de déconnecter les marchés urbains Camerounais des marchés internationaux très instables. Cela peut se faire via la stabilisation des prix alimentaires par les pouvoirs publics ou par l'augmentation de l'offre alimentaire nationale. Cependant rien ne garantit l'efficacité des politiques publiques mises en œuvre pour stabiliser les prix. Subervie (2007) a d'ailleurs montré que les mesures de stabilisation des prix agricoles mises en œuvre dans les pays en développement n'ont pas été toutes efficaces. La deuxième option qui consiste à augmenter la production alimentaire nationale semble la meilleure. Awono et Harvard (2011), Temple et Dury (2003) et Dembélé (2001) ont ainsi relevé la nécessité de développer l'agriculture nationale. Toutefois, Awono et Harvard (2011) en essayant de justifier les importations alimentaires au Cameroun par la croissance démographique, n'ont pas pris en compte la transmission de l'instabilité des prix alimentaires mondiaux aux marchés nationaux. Il faut quand même relever que la transmission de l'instabilité des prix ne devient problématique que lorsqu'elle se caractérise par une répercussion des hausses de prix plus rapide que les baisses. Mais rien ne permet de conclure que l'ajustement est symétrique

selon qu'il s'agisse d'une hausse des prix ou d'une baisse. Nous vérifions donc cette hypothèse dans les marchés de Yaoundé et Douala. Les résultats des tests d'Enders et Granger (1998) puis d'Enders et Siklos (2001) qui permettent de vérifier l'hypothèse d'ajustement asymétrique des prix sont donnés dans les tableaux 3 et 4.

Tableau 4 : Estimation du modèle TAR

$$\Delta \varepsilon_t = I_t \rho_1 \varepsilon_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 \varepsilon_{t-1} + \sum \varphi_k \Delta \varepsilon_{t-k} + v_t$$

Séries		coefficients		t-statistiques
Yaoundé	ρ_1	-0.181		-4.043
	ρ_2	-0.068		-1.753
	φ_0	0.119*		1.818
	$\rho_1 = \rho_2$	Wald = 3.6825	Prob 0.05642	F = 7.1222
Douala	ρ_1	-0.25113***		-4.72
	ρ_2	-0.20617***		-3.70
	$\rho_1 = \rho_2$	Wald = 0.3405	Prob 0.5602	F = 17.98

NB : F est la statistique du test joint préconisé par Enders et Siklos (2001). Le test de Wald est appliqué aux coefficients ρ ($H_0 : \rho_1 = \rho_2$). Le nombre de retards introduit dans l'équation est déterminé par le critère d'information d'Akaike.

Source : A partir du logiciel R. *** (**) [*] indiquent la significativité à 1% (5%) [10%]

La statistique tmax tabulée par Enders et Siklos (2001) permet d'établir que les coefficients ρ_1 et ρ_2 sont significativement négatifs au seuil de 5% dans les deux marchés. De même le F-test montre également que ces deux coefficients sont significativement non nuls au seuil de 5% pour les deux marchés. L'hypothèse de cointégration est donc confirmée dans ces deux marchés. Cependant, le test de Wald permet de rejeter l'hypothèse d'égalité des deux coefficients au seuil de 10% uniquement dans le marché de Yaoundé. Un modèle à correction d'erreur asymétrique peut donc être spécifié. Par contre dans le cas du marché de Douala l'hypothèse de cointégration asymétrique est rejetée car les deux coefficients ne sont pas significativement différents. Le modèle à correction d'erreur asymétrique n'est donc pas spécifié dans ce cas.

Les résultats du modèle de cointégration asymétrique permettent d'accepter l'hypothèse de cointégration asymétrique des indices des prix (Tableau 5).

Tableau 5: Modèle à correction d'erreur asymétrique : Cas du marché de Yaoundé

$$\Delta P_t^d = \eta + Z\lambda^+ \varepsilon_{t-1} + (1-Z)\lambda^- \varepsilon_{t-1} + \sum_{k=0}^l \alpha_k \Delta P_{t-k}^w + \sum_{k=1}^m \beta_k \Delta P_{t-k}^d + v_t$$

	Coefficients	t-statistiques
η	1.54**	2.111
λ^+	-0.030	-0.890
λ^-	-0.133***	-3.192
α_0^+	-0.267*	-1.801
α_0^-	0.131	0.690
β_0^+	-0.230**	-2.363
β_0^-	0.164	1.308

NB : ***=significativité à 1%, **=significativité à 5%, *=significativité à 10%; $\alpha_k = Z\alpha_k^+ + (1-Z)\alpha_k^-$ de même $\beta_k = Z\beta_k^+ + (1-Z)\beta_k^-$

Source : A partir de R. *** (**) [*] indiquent la significativité à 1% (5%) [10%]

En effet la vitesse d'ajustement des indices de prix suite à une baisse des prix sur le marché international (λ^-) est significative et supérieure à la vitesse d'ajustement à la suite d'une hausse des prix (λ^+). Le retour à l'équilibre est par conséquent plus rapide lorsque l'indice de prix des céréales sur le marché local est inférieur à sa valeur d'équilibre. Les prix des céréales à Yaoundé sont constamment au dessus de leur valeur d'équilibre. Ce phénomène n'est d'ailleurs pas particulier au cas du Cameroun, puisque des résultats similaires ont été obtenus par Fiamohe et Frahan (2008) dans le cas du Benin et Abdulai (2000) dans le cas du Ghana. Mais les auteurs n'ont pas mis en relief l'effet de l'instabilité des prix internationaux sur la sécurité alimentaire nationale. Les résultats obtenus dans cette étude mettent en relation la transmission de l'instabilité des prix avec la sécurité alimentaire, contrairement aux travaux précédents. Il s'avère donc que les intermédiaires formant un oligopole sur le marché local sont enclins à corriger plus rapidement les déséquilibres qui conduisent leur prix de vente en dessous de sa valeur d'équilibre.

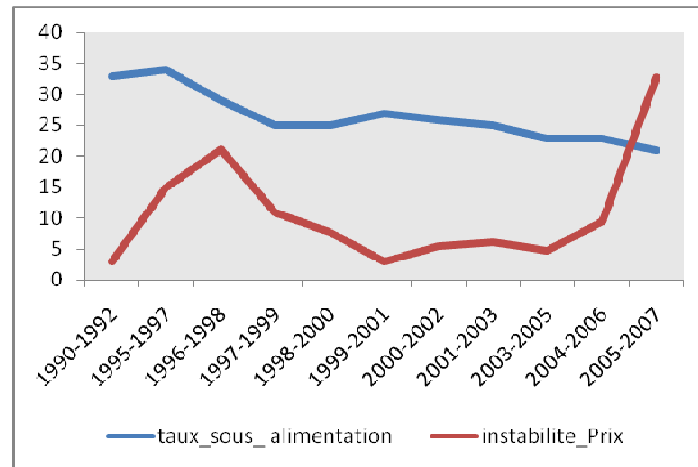
Par exemple suite à une baisse de prix sur le marché international, le détaillant de riz ou de blé, contraint de réduire ses prix cherchera à répercuter cette baisse en achetant moins chère. Cependant, les importateurs sur les marchés locaux, informés de la baisse du prix de vente ne

sont pas enclins à accorder une réduction équivalente au détaillant puisque cela réduirait leur marge bénéficiaire. Dans le cas d'une hausse du prix de vente des céréales sur le marché international, l'importateur choisit d'augmenter son propre prix en anticipant une réaction similaire de ses concurrents. Ce phénomène se répercute tout le long de la chaîne de distribution des produits céréaliers. Les indices de prix des céréales ont alors tendance à être rigides à la baisse dès lors qu'ils deviennent supérieurs à leur valeur d'équilibre. De cette façon, les hausses de prix sont mieux transmises aux prix sur le marché local que les baisses.

Les marchés internationaux étant très instables, cette instabilité est également transmise mais de façon atténuée. C'est la raison pour laquelle les élasticités de transmission sont toutes inférieures à l'unité. Ceci montre que la forte dépendance de l'économie Camerounaise aux importations alimentaires, en favorisant la transmission de l'instabilité des prix, fragilise la sécurité alimentaire nationale. Les effets se répercutent aussi bien au niveau des consommateurs que des producteurs.

Les résultats obtenus montrent la nécessité de limiter la dépendance aux marchés alimentaires internationaux en limitant les importations alimentaires. Même si celles-ci jouent un rôle certain dans la détermination de l'offre alimentaire nationale comme le souligne Awono et Harvard (2011), il est nécessaire de mettre un accent sur le développement de l'offre agricole nationale. La politique alimentaire du Cameroun, doit donc s'inscrire dans la promotion et la valorisation des produits locaux. Le financement de la production alimentaire nationale peut ainsi contribuer à changer les habitudes alimentaires des populations qui préfèrent de plus en plus consommer les produits importés. Au Cameroun en effet, la plupart des ménages consomment du riz et les produits alimentaires à base de blé (pain, pâtes alimentaires). Ondoa (2006) a d'ailleurs fait le constat selon lequel le désengagement de l'Etat dans le secteur agricole qui s'est accompagné d'une accélération des importations alimentaires a eu des résultats mitigés en terme de sécurité alimentaire. En effet, les résultats n'ont pas été à la hauteur des moyens engagés par l'Etat. Les conclusions de Dembélé (2001) selon lesquelles la croissance du secteur agricole est un préalable à l'amélioration de la sécurité alimentaire en Afrique subsaharienne trouvent dans cette étude leurs confirmations, ce d'autant plus que l'instabilité des prix alimentaires internationaux augmentent le taux de sous-alimentation comme le montre le graphique 2.

Graphique 2: Taux de sous-alimentation au Cameroun et instabilité des prix internationaux des céréales⁷



Source : Auteur à partir de Stata 11 et des données de la FAO

On observe au cours de la période 1990-1992 une instabilité croissante des prix des céréales, le taux de sous-alimentation est resté au dessus de 30% au cours de la même période. Cependant, la hausse continue de l'instabilité des prix s'accompagne d'une augmentation du taux de sous-alimentation qui passe de 33 à 34% entre 1992 et 1997. Mais entre 1997 et 2005, la relative stabilité des prix des céréales s'accompagne d'une baisse substantielle du taux de sous-alimentation passant de 25 à 23%. Ce qui peut s'expliquer par la stabilité du pouvoir d'achat des ménages acheteurs nets de produits alimentaires, en supposant leurs revenus stables. Cependant, la période 2005-2007, caractérisée par une forte instabilité des prix des céréales, ne s'accompagne pas d'une augmentation du taux de sous-alimentation au Cameroun. Ce constat serait dû aux mesures de stabilisation des prix mises en œuvre par les pouvoirs publics en vue de limiter la transmission de l'instabilité des prix internationaux aux marchés Camerounais. Il ressort donc que la sous-alimentation au Cameroun et l'instabilité des prix internationaux des céréales varient synchroniquement. Le tableau 6 donnant les coefficients de corrélation partielle et semi-partielle confirme bel et bien qu'il existe entre les deux une relation positive.

⁷ Le taux de sous-alimentation est le nombre de la population sous-alimentée rapporté à la population totale. C'est un indicateur d'accès aux produits alimentaires par les ménages. L'indice d'instabilité des prix internationaux des céréales est calculé grâce aux données de la FAO en calculant les écarts types sur une période de 3ans (période correspondante à la disponibilité des données sur la sous-alimentation). On a

$$price_inst_t = \frac{1}{3} (\sum_i^3 (x_i - \bar{x})^2) \text{ avec } \bar{x} = \frac{1}{3} (\sum_{i=1}^3 x_i).$$

Tableau 6 : Coefficients de corrélation partiels et semi-partiels entre le taux de sous-alimentation au Cameroun et l'indice d'instabilité des prix internationaux des céréales

Corrélation partielle	Corrélation semi-partielle
0.3981	0.1754

Source : Auteur à partir de Stata 11 et des données de la FAO

Les coefficients de corrélation partielle et semi-partielle sont tous positifs, preuve qu'il existe une relation positive entre le taux de sous-alimentation au Cameroun et l'instabilité des prix des céréales.

L'instabilité des prix internationaux des céréales contribue à augmenter le nombre de personnes sous-alimentées. En effet, lorsque l'instabilité des prix internationaux se transmet aux marchés Camerounais, il en résulte une instabilité du pouvoir d'achat (si les revenus ne s'ajustent pas) ce qui affecte négativement l'accès aux produits alimentaires. Les effets se répercutent aussi bien au niveau des consommateurs que des producteurs. Les analyses de Temple et Dury (2003) confirment cet effet pervers de l'instabilité des prix sur la sécurité alimentaire au Cameroun. Cependant, si l'instabilité des prix peut être endogène aux marchés locaux comme il en ressort de leurs analyses, cette étude montre que l'instabilité peut également être importée des marchés internationaux.

Les résultats permettent également de nuancer les conclusions de Hertel et al. (2008) selon lesquelles le commerce alimentaire se solde par une baisse des prix dans les pays en développement due aux réductions tarifaires. Les économies capables d'amortir les chocs de prix pourraient tirer un véritable profit de l'ouverture. Mais cela n'est pas le cas des « petites économies » comme le Cameroun. La sécurité alimentaire doit par conséquent s'inscrire dans des politiques globales de croissance et de développement agricole dans les pays en développement peu compétitifs sur les marchés internationaux. La croissance agricole a déjà montré sa capacité à réaliser ces objectifs et à améliorer la sécurité alimentaire.

CONCLUSION

Somme toute, la dépendance aux marchés alimentaires internationaux favorise la transmission de l'instabilité des prix alimentaires aux marchés Camerounais. La conséquence est la détérioration de la consommation alimentaire puisque les populations pauvres ont tendance à acheter les produits alimentaires à faible valeur calorifique lorsque leur pouvoir d'achat se détériore. Ce qui se traduit par l'augmentation du taux de sous-alimentation. Il est alors urgent de mettre un accent particulier sur le développement de l'agriculture. Plus précisément il faut relancer la production vivrière et la productivité agricole. Celles-ci doivent s'inscrire en première ligne des politiques agricoles aussi bien au Cameroun que dans d'autres pays en développement fortement tributaires des importations alimentaires. L'accroissement de la productivité agricole doit être accompagné d'une bonne gestion des terres et des ressources mises à la disposition des exploitants agricoles. Ainsi, une meilleure gouvernance dans le secteur agricole est une condition nécessaire de l'intensification agricole. Mais, Il est prioritaire de stabiliser dans un premier temps les prix alimentaires par une meilleure utilisation et canalisation des forces de marché c'est-à-dire par un meilleur fonctionnement et une plus grande intégration des marchés alimentaires intérieurs. Cependant, il faudra veiller à ce que les prix restent tout aussi incitatifs pour les producteurs de denrées alimentaires ; faute de quoi ils risqueraient de se tourner vers d'autres activités agricoles. Cela est possible par un ajustement des revenus des populations afin d'améliorer leur pouvoir d'achat. Etant donné que les populations vulnérables à l'insécurité alimentaire vivent pour la grande majorité en zone rurale et tirent leurs revenus des produits de rente (cacao, café, banane) dont les prix sont très instables sur les marchés internationaux, la mise en place des systèmes d'alerte précoce en vue de réguler les prix agricoles est le moyen le plus efficace de stabiliser leur pouvoir d'achat. La création des agences de régulation des prix et des banques de céréales en zones rurale et urbaine, et même à l'échelle du district et du ménage trouve alors tout son intérêt. Le développement de l'agriculture doit également s'accompagner de l'amélioration des infrastructures en milieu rural et des moyens de transport afin d'assurer un meilleur approvisionnement en denrées alimentaires et en intrants agricoles.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

Abdulai. *Spatial Price Transmission and Asymmetry in the Ghanaian Maize Market*. Journal of Development Economics, 2000, 63, p. 327-349.

Awono C., Havard M. *Le rôle des importations dans la consommation alimentaire au Cameroun*. Working paper, 2011, Groupe de recherche en Economie et développement international.

Bailey., Brorsen. *Price Asymmetry in Spatial Fed Cattle Markets*. Western Journal of Agricultural Economics, 1989, 14, p. 246-252.

Balke N., Fomby T. *Threshold Cointegration*. International Economic Review, 1997, 38, p. 627-645.

Dembélé N. Sécurité alimentaire en Afrique Sub-saharienne, quelle stratégie de réalisation? Document de travail, PASIDMA, 2001, 23 p.

Enders W., Granger C. *Unit-root Tests and Asymmetric Adjustment with an Example Using the Term Structure of Interest Rates*. Journal of Business and Economic Statistics, 1998, 16, p. 304-311.

Enders W., Siklos P. *Cointegration and Threshold Adjustment*. Journal of Business and Economic Statistics, 2001, 19, p. 166-176.

Engle R.F., Granger C.W. *Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing*. Econometrica, 1987, 55, p. 251-276.

Fiamohe R., Henry de Frahan. *Pouvoir de marché et transmission asymétrique des prix sur les marchés de produits vivriers au Bénin*. CNRS, Université d'Auvergne, 2008.

Gérard F., Dorin B., Beliere B.F., Diarra A., Keita S., Dury S. *Flambée des prix alimentaires internationaux: opportunité ou désastre pour les populations pauvres*. Working paper MOISA N°8/2008.

Gregory A et Hansen B.E. *Residual-based tests for cointégration in models with regime shifts*. Journal of Econometrics, 1996, 70, p. 99-126.

Hertel., Thomas., Keeney., Maros R. et Winters A. *Why isn't the Doha Development Agenda More Poverty Friendly?* Working Paper, GTAP, 2008, West Lafayette, Indiana: Purdue University.

Lypsey. "Principles of Microeconomics". 12th Ed Addison Wisley, 1999, Boston.

Meyer J., Von Cramon-Taubadel S. *Asymmetric Price Transmission: A Survey*. Department of Agricultural Economics, 2004, Germany.

Ondoa T. Analyse des politiques agricoles mises en œuvre au Cameroun depuis 1960. Document de travail, 2006, OECD, Paris, France, 70 p.

Subervie J. La transmission de l'instabilité des prix agricoles internationaux et ses conséquences dans les pays en développement. Thèse de Doctorat, 2007, Université d'Auvergne Clermont-Ferrand, 212 p.

Takayama T., Judge G. "Spatial and Temporal Price Allocation Models" North Holland Publishers, 1971, Amsterdam.

Temple L. et Dury S. Instabilité des prix des produits vivriers et sécurité alimentaire urbaine au Cameroun. Cirad, 2003, Série urbanisation, alimentation et filières vivrières, Montpellier, France, 21 p.

Ward R.W. *Asymetry in Retail, Wholesale and Shipping Point Pricing for Fresh Vegetables*. American Journal of Agricultural Economics, 1982, 62, p. 205-212.

ANNEXE 1 : Statistiques descriptives des séries de prix

Les indices mensuels des prix des céréales de Laspeyres sur le marché international et sur les marchés de Yaoundé et Douala sont construits grâce à la formule suivante :

$$P_t^L = \frac{\sum_{j=1}^3 p_{tj} q_{0j}}{\sum_{j=1}^3 p_{0j} q_{0j}} \quad \text{Où } j \text{ représente l'indice du bien (riz, blé, maïs) et } t \text{ le mois.}$$

q_0 Représente les quantités de céréales échangées durant la période de base dans la ville. Elles sont déterminées par les disponibilités de céréales au Cameroun pondérées par la part de la population de la ville considérée dans la population totale.

p_t Représente le prix de la céréale j à la date t et p_0 le prix de la céréale à la période de base.

Indice des prix des céréales

	international	Yaoundé	Douala
Moyenne	90.09494	175.9690	189.8838
Médiane	82.43018	166.8286	185.6555
Maximum	180.2346	239.7551	260.6811
Minimum	65.89565	100.0000	100.0000
Ecart type	22.38319	29.73043	25.83868
Skewness	1.668983	0.667082	0.350977
Kurtosis	5.629015	2.763708	3.343826
Jarque-Bera	153.4568	15.60452	5.193128
Probabilité	0.000000	0.000409	0.074529

ANNEXE 2 : Tests de racine unitaire sur les séries

Séries	IPC international	IPC Yaoundé	IPC Douala
I (d)	I (1)	I (1)	I (1)

I(d) : integration d'ordre « d »

NB : les tests de Dickey-Fuller Augmenté et de Phillips-Perron ont été effectués.

Source : A d'Eviews 5

ANNEXE 3 : Matrice de corrélation entre les indices de prix

	Indice des prix des céréales		
	Yaoundé	International	Douala
Yaoundé	1.000000	0.713065	0.781524
international	0.713065	1.000000	0.611509
Douala	0.781524	0.611509	1.000000