



CENTRE D'ETUDES
ET DE RECHERCHES
SUR LE DEVELOPPEMENT
INTERNATIONAL

Document de travail de la série

Etudes et Documents

E 2011.29

**Transmission des chocs de prix internationaux :
le cas du riz au Burkina Faso**

Félix BADOLO

Septembre 2011

CERDI
65 BD. F. MITTERRAND
63000 CLERMONT FERRAND - FRANCE
TÉL. 04 73 17 74 00
FAX 04 73 17 74 28
www.cerdi.org

Les auteurs

Félix Badolo

PhD student, Clermont Université, Université d'Auvergne, CNRS, UMR 6587, Centre d'Etudes et de Recherches sur le Développement International (CERDI), F-63009 Clermont-Ferrand, France

Email : Felix.Badolo1@u-clermont1.fr ou felix.badolo@gmail.com

La série des *Etudes et Documents* du CERDI est consultable sur le site :

<http://www.cerdi.org/ed>

Directeur de la publication : Patrick Plane

Directeur de la rédaction : Catherine Araujo Bonjean

Responsable d'édition : Annie Cohade

ISSN : 2114-7957

Avertissement :

Les commentaires et analyses développés n'engagent que leurs auteurs qui restent seuls responsables des erreurs et insuffisances.

Résumé

La hausse des prix des produits agricoles sur les marchés internationaux durant la période 2006-2008 a entraîné une flambée des prix intérieurs dans certains pays en développement, mais pas dans d'autres. La littérature empirique sur la transmission des chocs des prix internationaux dans les pays en développement reste très mitigée. L'objectif de ce papier est d'évaluer la relation entre le prix du riz importé sur les marchés au Burkina Faso et le prix international, à partir de tests de cointégration linéaire et non linéaire. L'analyse se base sur des séries mensuelles de prix pour deux marchés du Burkina Faso : le marché de Sankaryaré à Ouagadougou et le marché de Dori au nord du pays. Les résultats montrent que les prix du riz importé sur ces deux marchés sont intégrés au prix international. L'élasticité de transmission de long terme apparaît importante. Le modèle TAR révèle une transmission asymétrique dont l'ampleur diffère en fonction de la nature des chocs. Les hausses du prix international se transmettent plus rapidement aux prix intérieurs que les baisses. Ces résultats s'expliquent par le pouvoir de marché des intermédiaires commerciaux, les coûts de transport et les mécanismes d'intervention du gouvernement.

Key Words: marchés des produits de base (Q13), modèles autorégressifs à seuil (C32), transmission asymétrique (D40).

1. Introduction

La question de l'intégration des marchés agricoles a été longtemps débattue en lien avec la libéralisation des marchés des biens alimentaires dans les pays en développement. En effet, l'intégration des marchés est une condition nécessaire pour une réforme efficace des marchés agricoles. En l'absence d'une intégration spatiale des marchés, les signaux de prix ne sont pas transmis des régions à excédent alimentaire aux régions à déficit alimentaire, les prix sont plus volatiles, les producteurs agricoles ont du mal à se spécialiser selon la théorie de l'avantage comparatif à long terme et les gains du commerce sont difficilement réalisables.

Les résultats des travaux empiriques sur le degré de transmission des chocs des prix internationaux aux prix intérieurs restent très mitigés. En utilisant des données de 22 pays en développement sur la période 1961-1987, Hazell et al. (1990) montrent que la variation des prix mondiaux n'a pas été transmise aux prix payés aux producteurs. Les auteurs expliquent cela par le taux de change réel et les mécanismes d'intervention des gouvernements. Par ailleurs, les auteurs trouvent une forte corrélation entre les prix aux producteurs et les prix d'exportation pour le café mais pas pour les autres produits. Dans leur étude basée sur un échantillon de 58 pays et avec des données de prix sur la période 1968-1978, Mundlak et Larson (1992) mettent en évidence une transmission presque parfaite des variations des prix internationaux aux prix intérieurs dans les pays en développement. Bakhshoodeh et Sahraeian (2006) analysent l'intégration des marchés agricoles en Iran après son entrée dans l'Organisation Mondiale du Commerce, en utilisant des données de prix sur la période 1984-2002. Les auteurs concluent que les marchés nationaux ne sont pas intégrés aux marchés internationaux à long terme et expliquent ce résultat par les mécanismes d'intervention du gouvernement.

La hausse des prix des produits de base sur les marchés internationaux durant la période 2006-2008 a renouvelé le débat sur la transmission des prix. Cette flambée des prix a débuté en 2006 et a touché les prix alimentaires sur la période 2007-2008. Elle a conduit à un accroissement de l'insécurité alimentaire et à de violentes manifestations dans les grandes agglomérations de nombreux pays en développement. L'Organisation des Nations Unies pour

l'Agriculture et l'Alimentation (FAO) montre dans une étude datant de 2009 que l'indice¹ des prix alimentaires a augmenté de 7% en 2006 et de 27% en 2007. Cette hausse s'est accélérée dans la première moitié de 2008 pour atteindre 61%. Entre janvier 2007 et mars 2008, les prix du blé et du riz ont presque doublé, celui du maïs a augmenté de 42%. En 2009, les prix céréaliers ont baissé mais sont restés très élevés par rapport à leur niveau de 2006. Par exemple, le prix moyen du riz en 2009 est 90% plus élevé que son niveau moyen de 2006. La figure A1, en annexe, montre que l'ensemble des prix des produits agricoles ont fortement augmenté sur la période 2000-2009 mais cette hausse est très variable selon les produits sur la période 2006-2008. Les prix internationaux du riz et de l'huile de palme ont augmenté de manière importante par rapport aux prix du maïs, du blé et du soja.

Plusieurs facteurs expliquent cette flambée des prix des produits agricoles sur les marchés internationaux durant la période 2006-2008. Il y a, entre autres, la hausse du prix du pétrole, la dépréciation du dollar américain et les politiques de restriction aux exportations pratiquées par certains pays émergents. Le prix du pétrole est passé de 30 dollar/US le baril en 2003 à plus de 140 dollar/US le baril en juillet 2008. Cela a entraîné une augmentation du coût des intrants agricoles particulièrement le coût des engrais, de l'irrigation, de l'agriculture mécanisée et du transport. Lazear (2008) et Rosegrant (2008) montrent que la croissance de la production de biocarburants explique 33 à 39% de la hausse des prix du maïs sur les marchés internationaux. La baisse du dollar américain a entraîné une hausse des prix des biens alimentaires libellés en dollar (Minot, 2010) de l'ordre de 15 à 27%. Vers la fin de l'année 2007 et le début de l'année 2008, certains pays exportateurs de produits agricoles ont contribué à la flambée des prix internationaux par une politique de restriction de leurs exportations. Von Braun et al. (2008) ont montré que ces restrictions ont joué un rôle majeur dans la hausse du prix mondial du riz mais pas de manière importante dans celle du blé.

Certaines études ont montré que la flambée des prix des produits agricoles sur les marchés internationaux durant la période 2006-2008 a entraîné une montée en flèche des prix des denrées alimentaires dans de nombreux pays en développement. Ce constat n'est pas généralisé car dans certains pays, la hausse des prix internationaux a eu des effets moins importants. Diverses raisons² sont évoquées pour expliquer une telle situation. Il y a, entre autres, la mauvaise qualité des infrastructures de transport et des services de communication,

¹ Indice des prix pondéré de Laspeyres des quotations internationales exprimé en dollar US pour 55 produits alimentaires.

² Meyer et von Cramon-Taubadel (2004) ont fait une étude détaillée des facteurs à l'origine d'une transmission asymétrique des prix.

les mécanismes d'intervention des gouvernements, la complexité des filières de commercialisation, les accords contractuels entre agents économiques. En effet, les réformes politiques dans le secteur agricole peuvent limiter la transmission des variations des prix émanant du marché international aux marchés intérieurs, mais aussi conduire à une transmission asymétrique des hausses et des baisses des prix internationaux. Les intermédiaires commerciaux peuvent profiter de la complexité des circuits commerciaux pour s'octroyer un pouvoir de marché et tirer profit des opportunités d'accroissement de leurs marges bénéficiaires. Une telle situation est génératrice d'asymétrie dans la transmission des prix.

L'objectif de notre papier est d'estimer la transmission des chocs de prix internationaux du riz aux prix du riz importé sur les marchés au Burkina Faso tout en mettant en évidence les facteurs susceptibles d'influencer le degré de transmission. Le Burkina Faso est un importateur de riz et 60% des besoins de consommation des ménages sont couverts par les importations.

L'hypothèse principale est l'existence d'une asymétrie dans la transmission des prix. Nous supposons que les prix sur les marchés intérieurs répondent plus rapidement aux hausses qu'aux baisses de prix sur le marché international. Les barrières aux échanges commerciaux telles que les coûts de transaction, les mécanismes d'intervention de l'Etat, le comportement oligopolistique de certains intermédiaires commerciaux dans les pays en développement constituent une taxe implicite à l'importation ou à l'exportation qui influence la vitesse d'ajustement des prix intérieurs aux chocs des prix internationaux. Pour tester cette hypothèse, nous recourons aux tests de cointégration standards et aux tests de cointégration asymétrique³ développés par Enders et Granger (1998) et Enders et Siklos (2001). Le modèle de cointégration à seuil permet de mettre en évidence une transmission asymétrique entre les prix des biens agricoles si elle existe.

L'analyse utilise des données mensuelles de prix du riz importé relevé sur deux marchés du Burkina Faso et le prix international du riz d'origine Thaïlandaise sur la période allant d'octobre 1995 à décembre 2010. Les deux marchés du Burkina considérés dans cette analyse sont : le marché de Sankaryaré et le marché de Dori. Le marché de Sankaryaré est le plus important marché de Ouagadougou. Ce marché approvisionne d'autres marchés à l'intérieur du pays. Le marché de Dori est situé à plus de 400 km de Ouagadougou au nord du Burkina

³ Une version complète et détaillée des modèles de cointégration à seuil est présentée par Balke et Fomby (1997)

Faso. Les données de prix pour les deux marchés ont été fournies par la Société Nationale de Gestion des Stocks (SONAGESS) du Burkina Faso et ont été complétés par les données du Réseau des Systèmes d'Information des Marchés en Afrique de l'Ouest (RESIMAO). Le prix international de riz provient des IFS (International Financial Statistics) du Fonds Monétaire International (FMI).

La stratégie d'estimation de la relation entre le prix du riz importé sur les marchés au Burkina Faso et le prix international du riz comprend deux volets. Premièrement, nous appliquons les tests standards de racine unitaire, les tests de cointégration et les tests de causalité de Granger. Ensuite, pour tester l'hypothèse de transmission asymétrique, nous appliquons les tests basés sur le modèle autorégressif à seuil (TAR). Les résultats des estimations indiquent que les prix intérieurs et le prix international du riz sont cointégrés avec une élasticité de transmission élevée. Les tests de causalité de Granger montrent que le prix international cause au sens de Granger les prix du riz importé pour les deux marchés du Burkina Faso. Les tests basés sur le modèle autorégressif à seuil révèlent la présence d'asymétrie dans la transmission des chocs du prix international du riz aux marchés de Sankaryaré et de Dori. Les prix sur les deux marchés répondent de manière significative aux chocs positifs et négatifs sur le marché international. Cependant, les hausses de prix international se transmettent plus rapidement aux marchés de Sankaryaré et de Dori que les baisses. Ces résultats laissent supposer que le pouvoir de marché des intermédiaires commerciaux, le coût de transport lié au coût du carburant, au coût portuaire et à la qualité de l'infrastructure routière jouent un rôle important dans la transmission des prix internationaux aux prix intérieurs. En effet, en cas de hausse du prix international, les intermédiaires commerciaux répercutent plus rapidement ces hausses sur les prix intérieurs, en revanche, les baisses du prix internationaux sont répercutées beaucoup plus lentement.

Le reste du papier se présente comme suit. La section 2 discute des tests sur la transmission des prix agricoles. La section 3 décrit la filière du riz au Burkina Faso. La section 4 présente la stratégie d'estimation utilisée dans ce papier. La section 5 présente et discute les résultats des estimations. La conclusion fait l'objet de la section 6.

2. Revue de la littérature empirique

Les études empiriques sur la transmission des prix visent à apporter des informations sur la manière dont les chocs survenant sur un marché sont répercutés sur un autre marché, mettant ainsi en évidence le degré d'intégration des marchés et l'efficacité de leur fonctionnement.

Nombreux sont les auteurs qui ont étudié la transmission des prix au niveau national ou au international (par exemple Ravallion, 1986, Sexton et al. 1991, Dercon, 1995 Bauch, 1997, Baffes et Gardner, 2003). Les récentes recherches s'intéressent à la transmission asymétrique des prix car certaines caractéristiques telles que l'intervention du gouvernement, les coûts de transport, la qualité des infrastructures de transport et de communication et le pouvoir de marché des intermédiaires commerciaux peuvent être sources d'asymétries (par exemple Roberts et al. 1994 ; Abdulai 2000 ; Subervie 2008).

2.1 Approches traditionnelles

La question de savoir comment un choc de prix sur un marché donné se transmet à un autre marché a longtemps été débattue dans la littérature consacrée à l'économie agricole. Les études diffèrent selon la technique économétrique et selon les types de marché considérés. Certaines études s'intéressent à la relation entre marché international et marché local ; d'autres se focalisent sur la relation entre marché déficitaire et marché excédentaire dans un même pays ou une même région. Toutes ces études ont contribué à clarifier la question mais elle n'a pas été complètement résolue. Dans cette partie, nous présentons les principales méthodes utilisées tout en mettant évidence leurs limites.

Les premières études de la transmission des prix ont utilisé une approche basée sur les simples corrélations de prix. Ainsi, un coefficient de corrélation élevé est synonyme d'une co-variation importante des prix et est interprété comme un facteur de performance des marchés. Cette approche présente d'énormes faiblesses, notamment lorsque les données de prix sont non-stationnaires ou dans le cas d'un système économique où les stocks sont importants (Barrett 1996, Williams et Wright, 1991).

D'autres approches ont été utilisées pour prendre en compte les faiblesses liées aux tests de corrélation simple des prix. Elles reposent sur l'estimation de modèles statiques ou de modèles dynamiques tels que les modèles à correction d'erreur. Par exemple, Mundlak et Larson (1992) utilisent un modèle de régression statique pour estimer la transmission des prix

internationaux des biens alimentaires aux prix intérieurs dans 58 pays à l'aide de données annuelles de prix fournies par la FAO. Les auteurs mettent en évidence une transmission des prix presque parfaite. Ils trouvent une élasticité médiane de transmission de 0.95, ce qui signifie que 95 % des variations des prix mondiaux sont transmises aux marchés nationaux.

La méthode de régression statique suppose une réponse instantanée des prix sur un marché secondaire aux changements de prix sur le marché central. Cependant, il y a en général un retard entre le changement de prix sur un marché et son impact sur un autre marché. Ces effets dynamiques peuvent être captés en introduisant dans la relation économétrique des prix retardés comme variables explicatives (Ravallion, 1986 et Timmer, 1987). Par ailleurs, l'hypothèse selon laquelle les variables sont stationnaires n'est pas toujours vérifiée. Lorsque les séries sont non-stationnaires, les coefficients estimés sont non biaisés mais la distribution des erreurs ne suit pas une loi normale, ce qui fait que les tests usuels de significativité statistique ne sont pas valides.

Pour remédier aux problèmes liés aux effets dynamiques et de non-stationnarité des séries, le modèle à correction d'erreur (MCE) a été utilisé pour analyser la transmission des prix (Engle et Granger, 1987). En utilisant un modèle économétrique dynamique, Quiroz et Soto (1995) reprennent l'étude de Mundlak et Larson (1992) avec les mêmes données. Les auteurs concluent à une absence de relation de long terme entre les prix intérieurs et les prix internationaux pour 30 des 78 pays de l'échantillon. Dans les pays où il existe une relation, la convergence est très faible dans beaucoup de cas. Baffes et Gardner (2003) utilisent un modèle à correction d'erreur pour analyser la transmission des prix sur un échantillon de 31 paires de pays-produits et sur la période 1970-1990. Les auteurs concluent qu'une petite partie seulement des variations du prix mondial est transmise aux prix nationaux. En introduisant des ruptures structurelles dans leur modèle, les auteurs montrent que les réformes contribuent à limiter considérablement la transmission des prix. Conforti (2004) analyse la transmission des prix sur un échantillon de 16 pays dont trois pays d'Afrique Subsaharienne, pour 7 types de produits agricoles, à l'aide d'un modèle à correction d'erreur. Les résultats obtenus pour les pays africains diffèrent selon le pays et selon le type de produit. En Ethiopie, les auteurs mettent en évidence une relation de long terme entre les prix mondiaux et les prix nationaux pour le blé, le sorgho et le maïs. Au Ghana, il existe une relation entre le prix international et le prix national pour le blé mais aucune relation pour le maïs et le sorgho. Au Sénégal, les auteurs trouvent une relation de long terme pour le riz mais pas pour le maïs.

Malgré l'intérêt accordé aux modèles à correction d'erreur pour analyser la transmission des prix, d'importantes faiblesses ont été identifiées dans ces modèles (Barrett 1996, Fackler et Goodwin 2001, Baulch 1997), qui ont des implications sur l'analyse de la performance des marchés. De manière générale, ces modèles sont basés sur deux hypothèses principales. La première est que les marges commerciales et les coûts de transaction sont stationnaires. La deuxième hypothèse suppose que les échanges commerciaux sont unidirectionnels. Ces hypothèses ne sont pas toujours vérifiées, surtout dans le contexte des pays en développement, ce qui pourrait donner des résultats fallacieux (Fackler 1996, Barrett et Li 2002, Fackler et Goodwin 2001). Pour pallier ces difficultés, une technique économétrique développée par Enders et Granger (1997) a été utilisée. Il s'agit du modèle autorégressif à seuil (TAR). Ce modèle permet d'analyser la transmission asymétrique des prix.

2.2 Transmission asymétrique des prix

L'hypothèse de transmission asymétrique des prix a fait l'objet d'une attention particulière dans la littérature consacrée aux marchés agricoles (voir Balke et Fomby, 1997 ; von Cramon-Taubadel, 1998 ; Abdulai, 2000 ; Goodwin et Piggott, 2001.). Selon cette hypothèse, en cas de choc de prix entraînant une déviation de l'équilibre excédant un seuil critique, les agents économiques agissent pour ramener le système à l'équilibre. La rapidité de leur action est fonction de la nature du choc. En économie agricole, une asymétrie dans la transmission des prix est due à la concurrence imparfaite, aux coûts de transport, à des mesures des gouvernements dans le secteur agricole et à une politique de stockage des intermédiaires commerciaux.

Un des facteurs régulièrement cité dans la littérature empirique comme source d'asymétrie dans la transmission des prix agricoles est le pouvoir de marché des intermédiaires commerciaux. Dans un environnement économique caractérisé par un système monopolistique ou oligopolistique, les intermédiaires commerciaux auront tendance à répercuter plus rapidement les hausses de prix que les baisses pour maintenir leurs marges bénéficiaires. Les stocks jouent aussi un rôle important dans la transmission asymétrique des prix. Si les agents anticipent une hausse du prix pour un bien donné à la période suivante, ils auront tendance à accroître leurs stocks, ce qui aura pour effet d'augmenter le prix du bien sur le marché intérieur. En revanche, si les anticipations vont dans le sens d'une tendance à la baisse de prix à la période suivante, les agents vont réduire la quantité des stocks en approvisionnant les marchés, cela aura pour effet de baisser le niveau des prix. Une telle

situation va empêcher une transmission totale des variations de prix sur le marché international aux marchés nationaux.

L'application de politiques de soutien des prix dans le secteur agricole, notamment les mécanismes d'intervention et les prix planchers, peut amener le prix international et le prix intérieur à se déconnecter ou à être reliés de manière non linéaire, en fonction du niveau de l'intervention ou du prix plancher par rapport au prix international. Les changements du prix international n'auront aucun effet sur le prix intérieur si le prix international est situé à un niveau inférieur à celui auquel le prix plancher a été fixé. Toutefois, tout changement amenant le prix international à dépasser le niveau du prix plancher sera transmis au marché intérieur. Ainsi, les politiques fondées sur un prix plancher peuvent amener le prix intérieur à être totalement détaché du prix international, en dessous d'un certain seuil déterminé par le prix plancher ou à ce que les deux prix soient reliés de manière non linéaire, les hausses du prix international étant totalement transmises au niveau intérieur, alors que les baisses ne seront transmises que lentement et de façon incomplète (Rapsominikis et al., 2004). Un autre facteur de transmission asymétrique cité le plus souvent dans le contexte des pays en développement est les coûts de transactions élevés. L'insuffisance de l'infrastructure et des services de transport et de communication donne lieu à de fortes marges commerciales dues à des coûts élevés pour acheminer les produits de base produits localement vers la frontière à des fins d'exportation ou des produits de base importés vers le marché intérieur à des fins de consommation. Les coûts de transaction élevés et les fortes marges commerciales entravent la transmission des signaux de prix, dans la mesure où ils peuvent interdire tout arbitrage (Sexton, Kling et Carman, 1991; Badiane et Shively, 1998).

Krivonos (2004) analyse l'impact des réformes dans le secteur de café durant les années 80 et 90 sur les producteurs de café ainsi que la transmission asymétrique des prix dans les pays en développement à l'aide du modèle dynamique utilisé par Baffes et Gardner (2003). L'auteur montre que dans certains cas, l'impact des réformes sur la transmission a été asymétrique c'est-à-dire que les hausses de prix se sont transmises plus rapidement que les baisses.

Abdulai (2000) analyse la transmission des prix sur les principaux marchés de maïs au Ghana à l'aide d'un modèle TAR. La commercialisation du maïs au Ghana est organisée à travers des réseaux de commerçants qui entretiennent des relations ethniques et personnalisées. Les détaillants et les petits commerçants dominent les marchés locaux et régionaux, tandis que les grossistes font de l'arbitrage spatial pour profiter des meilleurs prix. L'auteur montre que les

intermédiaires commerciaux influencent considérablement la transmission des chocs de prix émanant du marché central et que le prix de vente de gros sur les marchés secondaires s'ajuste plus rapidement aux hausses qu'aux baisses sur le marché central.

Subervie (2008) teste la présence d'une asymétrie dans la vitesse d'ajustement des prix à partir de données disponibles (1975-2004) pour quatre pays en développement exportateurs de café, à savoir le Salvador, l'Inde, l'Ouganda et le Costa Rica, et à l'aide d'une modélisation TAR. L'auteur montre que les mécanismes de stabilisation et le jeu des intermédiaires commerciaux agissent sensiblement sur la vitesse de convergence des prix dans le cas de l'Inde, de l'Ouganda et du Costa Rica. L'auteur conclut par la suite que le prix payé au producteur peut être maintenu durablement en dessous de sa valeur d'équilibre dans les pays en développement où l'intervention du gouvernement est importante dans la filière d'exportation de café et où le pouvoir de marché des intermédiaires commerciaux est important.

Les études empiriques ont essayé de mettre en évidence un certain nombre de facteurs à l'origine d'une transmission asymétrique des prix au niveau national ou au niveau international. En revanche, très peu d'études se sont intéressées à la relation entre les chocs de prix internationaux et la réponse des prix sur différents marchés à l'intérieur d'un pays compte tenu des problèmes liés à la disponibilité des données dans le contexte des pays en développement. Il se peut que le degré de transmission diffère selon le marché. Pour ce faire, nous testons la réponse du prix du riz importé sur deux marchés du Burkina Faso suite aux chocs du prix du riz sur le marché international.

3. Application au marché du riz au Burkina Faso

3.1 Filière du riz importé au Burkina Faso

Le riz occupe la quatrième place dans la consommation alimentaire des ménages après le mil, le sorgho et le maïs. Il est produit sur l'ensemble du pays mais à des niveaux différents selon les régions. Les grandes zones de production sont l'ouest, le centre-est et la boucle du Mouhoun (plus de 50%). La consommation annuelle par tête connaît un accroissement rapide. Elle est passée de 4,5 kg en 1960 à 14,8 kg en 1992 et à 18,1 kg en 2000. De nos jours, elle atteint environ 70 kg en milieu urbain (Ouagadougou et Bobo-Dioulasso)⁴. Entre 1990 et 2006, la production nationale de riz s'est accrue en moyenne de 8,4%. Toutefois, cette

⁴ Ouagadougou et Bobo-Dioulasso sont respectivement la capitale et la 2^e ville du Burkina Faso.

production couvre à peine 40% des besoins de consommation. Le reste est compensé par les importations qui sont de plus en plus importantes comme le montre le graphique 1 ci-dessous. En 2005, ces importations ont coûté environ 36,6 milliards de F CFA (annuaire statistique 2006).

Graphique 1 : Importations de riz au Burkina Faso (1990-2003)

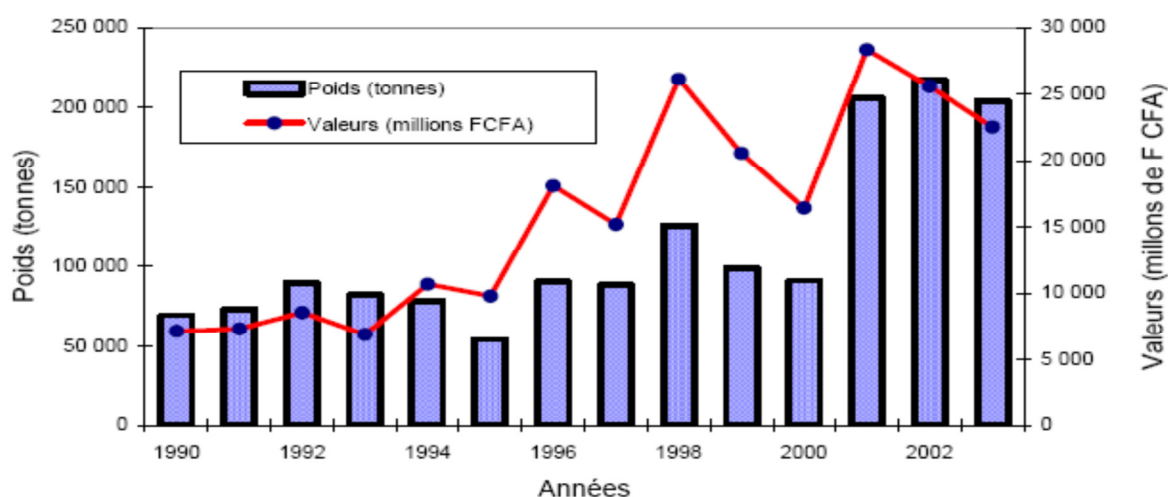


Figure 2 : Evolution des importations du riz au Bukina Faso (1990-2003)

Source : Ouedraogo et al. (2005)

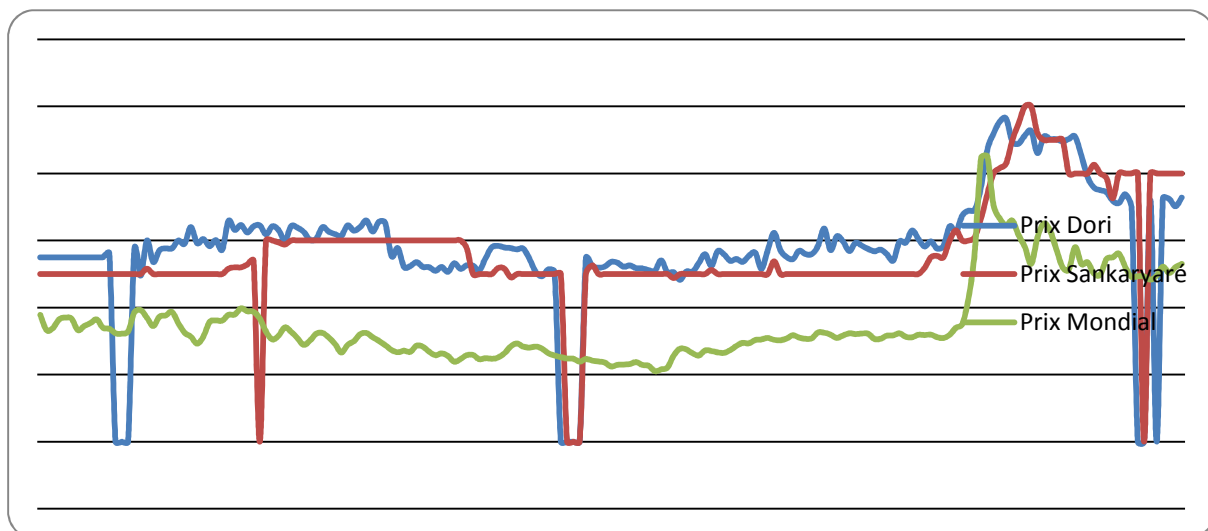
Le riz importé provient de plusieurs pays dont ceux d'Europe, d'Asie et d'Amérique mais l'Asie reste le continent qui exporte le plus de riz vers le Burkina (80% des importations). Avant le processus de libéralisation de la filière, le riz importé était d'une qualité et d'une origine unique. A partir de 1995, on assiste à une diversification de la qualité du riz avec l'arrivée sur le marché d'un nombre restreint d'opérateurs privés en 1997. Le riz importé transite par trois grands ports que sont : Abidjan en Côte d'Ivoire, Lomé au Togo et Tema au Ghana. Le prix du transport pour acheminer le riz jusqu'au Burkina peut varier en fonction du prix du carburant et du port de débarquement. Le riz est d'abord stocké avant d'être distribué sur le marché burkinabé par le canal des grossistes installés dans les deux grands centres urbains Ouagadougou et Bobo-Dioulasso. Les semi-grossistes sont les relais des grossistes dans les villes principales et secondaires. Chaque demi-grossiste a son approvisionneur qui le livre au comptant ou à crédit dont la durée de remboursement n'excède pas un mois, les frais de livraison sont à la charge du client. Les détaillants s'approvisionnent auprès des semi-grossistes pour des quantités variant entre une tonne et dix tonnes. Ils sont plus présents dans les centres urbains et les petites agglomérations. Chaque détaillant a son fournisseur avec qui il entretient des relations de confiance mutuelle. La configuration de la filière du riz au

Burkina Faso laisse penser à l'existence d'un système oligopolistique formé par les grossistes, les semi-grossistes et les détaillants.

3.1 Statistiques descriptives des prix du riz au Burkina Faso

L'évolution des prix du riz sur le marché international et les marchés du Burkina Faso est illustrée par la figure 2 ci-dessous. De manière générale, le niveau des prix sur le marché de Dori est plus élevé que celui de Sankaryaré durant la période 1995-2010. La différence de prix s'explique par le coût de transport du riz de Ouagadougou vers Dori. Par ailleurs, nous notons que le niveau des prix est très élevé à partir du milieu de l'année 2007 jusqu'au début de l'année 2009 sur les marchés nationaux. Cela coïncide avec la période de la montée des prix des produits agricoles sur le marché international (graphique 2). Au début de l'année 2008, le prix du riz sur le marché mondial est supérieur au prix du riz importé vendu au Burkina Faso. Cela peut s'expliquer par l'intervention du gouvernement dans le secteur du riz durant cette période pour stabiliser l'envolée des prix, par l'effet des stocks et des délais normaux de livraison. Cependant, l'évolution des prix sur le marché de Sankaryaré montre un lissage sur différentes périodes.

Figure 2: Prix du riz sur le marché mondial et prix du riz importé au Burkina Faso (1995-2010)



Source: réalisé par l'auteur à partir des données SONAGESS et IFS

Le prix moyen du riz sur la période 1995-2010 sur les marchés de Sankaryaré et de Dori est égal à 282 franc CFA et à 304 franc CFA respectivement. Ces prix moyens représentent presque le double du prix moyen sur le marché international (tableau 1). Le coefficient de

variation est égal à 0.33 pour le marché international, à 0.21 pour le marché de Sankaryaré et de 0.18 pour le marché de Dori. Les coefficients de variation montrent que les prix intérieurs sont plus stables que les prix internationaux. Cela s'explique par l'importance des coûts de transaction entre le marché international et les marchés nationaux. Ces coûts de transaction sont plus importants pour le marché de Dori à cause de la distance séparant Ouagadougou à Dori et aussi de la qualité des infrastructures routières entre ces deux régions. Les coefficients de corrélation sont de 0.79 et de 0.87 pour le marché international et le marché de Sankaryaré et pour le marché international et le marché de Dori respectivement. Ces résultats montrent qu'il existe une corrélation positive et élevée entre le marché international et les marchés nationaux.

Tableau 1: Statistiques descriptives des prix international et nationaux (1995-2009)

| | Obs. | Moy. | Std.Dev. | Var. Coef. | Min | Max |
|--|------|--------|----------|------------|--------|--------|
| Prix mondial | 183 | 176.46 | 59.94 | 0.33 | 105.15 | 425.61 |
| Prix Sankaryaré | 178 | 291.44 | 63.15 | 0.21 | 244 | 500 |
| Prix Dori | 173 | 307.89 | 55.67 | 0.18 | 241.34 | 481.65 |
| Différence de prix Sankaryaré-Mondial | 168 | 114.50 | 39.84 | 0.34 | -89.83 | 234.79 |
| Différence de prix Dori-Mondial | 173 | 131.17 | 29.41 | 0.22 | -42.90 | 197.89 |

Source: Calculs de l'auteur à partir des données SONAGESS et IFS

L'analyse de la filière du riz importé sur les marchés du Burkina Faso laisse supposer l'existence d'un système oligopolistique entretenu par un certain nombre d'intermédiaires commerciaux. Cela justifie notre hypothèse de travail d'une asymétrie dans la transmission des chocs de prix internationaux aux prix sur les marchés du Burkina Faso. Selon cette hypothèse, les intermédiaires commerciaux auront tendance à répercuter plus rapidement les hausses de prix international du riz sur les prix intérieurs que les baisses et cela aux dépens des consommateurs et dans le but de maintenir à un niveau élevé leur marge bénéficiaire.

4. Stratégie d'estimation économétrique

La stratégie d'estimation utilisée pour est basée sur l'application des méthodes de cointégration. Nous déterminons d'abord les propriétés statistiques des séries de prix de notre échantillon en utilisant les tests de racine unitaire. Ensuite, nous procédons à des tests de cointégration standards. Enfin, nous réalisons les tests basés sur le modèle TAR pour détecter la présence d'asymétrie dans la transmission des prix.

4.1 Tests standards de stationnarité et de cointégration

Il existe un grand nombre de tests de racine unitaire⁵ pour tester la non-stationnarité des séries. Les tests de Dickey-Fuller Augmented (ADF), de Phillips-Perron (PP) et de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) sont appliqués ici. Nous testons ensuite l'hypothèse de non-cointégration des séries de prix à l'aide de la technique d'Engle-Granger (1987) et celle de Johansen (1988).

Pour tester l'hypothèse de non-cointégration des séries à partir de la méthode d'Engle-Granger, nous partons de la relation d'équilibre de long terme entre le prix international du riz et le prix du riz importé au Burkina Faso, soit :

$$P_t^i = \beta_0 + \beta_1 P_t^m + \mu_t \quad (1)$$

où P_t^i et P_t^m sont respectivement le prix du riz importé et le prix mondial exprimés tous deux en franc CFA et en logarithmes. μ_t est le terme d'erreur aléatoire de variance constante et qui peut être corrélé. Le terme aléatoire capte l'effet des variables inobservables tels que les coûts de transaction, les politiques d'intervention. Si μ_t est stationnaire, les deux prix P_t^i et P_t^m sont cointégrés, ce qui implique qu'ils sont liés par une relation d'équilibre stable de long terme.

Le coefficient β_1 dans l'équation (1) représente l'élasticité de la transmission de long terme. Il mesure la proportion des variations de P_t^m transmise à P_t^i . Plusieurs facteurs influencent le degré de transmission des fluctuations des cours mondiaux sur les marchés nationaux, c'est le cas par exemple des politiques commerciales appliquées aux frontières. Une taxe à l'importation ad valorem est compatible avec une transmission totale des chocs de prix, ce qui correspond à une élasticité de transmission égale à l'unité. Par contre, une politique de quota à l'importations ou encore une taxe à l'importation fixe peut réduire l'élasticité de transmission de long terme.

La technique d'Engle-Granger pour tester l'hypothèse nulle de non-cointégration s'applique aux résidus de l'équation (1) de la manière suivante :

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

⁵ Hamilton (1994, Darne et Terraza (2002).

où ρ est la vitesse de convergence et ε_t est un bruit blanc. Les tests de cointégration standards à savoir le test de Dickey-Fuller Augmenté, le test de Phillips-Perron et le test de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin sont effectués sur l'équation (2). L'hypothèse de non cointégration peut être rejetée si les résidus μ_t sont stationnaires et de moyenne nulle. Nous réalisons le test de cointégration de Johansen qui est plus puissant d'un point de vue statistique. Si les tests infirment l'hypothèse de non-cointégration, un modèle à correction d'erreur est estimé pour examiner la dynamique de court terme. Ce modèle se présente sous la forme suivante :

$$\Delta P_t^i = \alpha + \gamma \mu_{t-1} + \sum_{k=0} \theta_k \Delta P_{t-k}^m + \sum_{k=1} \rho_k \Delta P_{t-k}^i + \varepsilon_t \quad (4)$$

où γ est la vitesse d'ajustement de P_t^i et θ_k représente les élasticités de transmission de court terme (dynamique de court terme).

4.2 Modélisation de la transmission asymétrique

L'hypothèse selon laquelle les hausses de prix sur le marché international se transmettent plus rapidement aux marchés nationaux que les baisses est testée à l'aide d'un modèle autorégressif avec seuil (TAR), soit:

$$\Delta \mu_t = I_t \rho_1 \mu_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 \mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

où μ_t est le résidu de la relation (1), tel que μ_t soit indépendant de ε_j , $j < t$. I est une fonction indicatrice définie comme suit :

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{si } \mu_{t-1} \geq 0 \\ 0 & \text{si } \mu_{t-1} < 0 \end{cases} \quad (6)$$

L'équilibre de long terme est donné par $\mu_{t-1} = 0$. Si $\mu_{t-1} > 0$, cela signifie qu'une baisse du prix international entraîne une déviation positive par rapport à l'équilibre de long terme, dans ce cas, la vitesse d'ajustement est égale à $\rho_1 \mu_{t-1}$. Si $\mu_t < 0$, une hausse du prix international entraîne une déviation négative par rapport à l'équilibre, dans ce cas, la vitesse d'ajustement est égale à $\rho_2 \mu_{t-1}$. Par ailleurs, si ρ_1 inférieur à ρ_2 , alors les déviations positives sont plus rapidement résorbées que les déviations négatives.

Il se peut que le seuil ne soit pas nul, dans ce cas l'équation (6) devient :

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{si } \mu_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{si } \mu_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (7)$$

où τ est la valeur du seuil qui est estimé de manière endogène.

Pour tenir compte des effets d'ajustement dynamique, Enders et Granger (1998) montrent que l'équation (5) peut être modifiée en ajoutant des retards de μ_t . En effet, l'équation (5) ne suffit pas pour capter l'ajustement dynamique de $\Delta\mu_t$ à sa valeur d'équilibre de long terme. L'équation (5) modifiée se présente comme suit :

$$\Delta\mu_t = I_t \rho_1 \mu_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 \mu_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta\mu_{t-i} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Avant d'estimer l'équation (8), il faut s'assurer de l'absence d'autocorrélation des résidus et du choix du nombre de retards approprié. L'autocorrélation des résidus est testée à l'aide des tests de Ljung-Box et le nombre de retards est déterminé à partir du Critère d'Information d'Akaike (AIC) et du Critère Bayésien de Schwartz (SBC).

Le test de cointégration dans le modèle TAR est basé sur les coefficients ρ_1 et ρ_2 . Si l'hypothèse de cointégration des prix est vérifiée, les coefficients ρ_1 et ρ_2 sont négatifs. Enders et Siklos (2001) utilisent deux tests : le *t-Max* (la plus grande des deux statistiques individuelles) et le *t-Min* (la plus petite) pour tester l'hypothèse selon laquelle les coefficients sont significativement négatifs et un *F-test* pour tester l'hypothèse selon laquelle ils sont conjointement différents de zéro. Les valeurs critiques de ces tests sont données dans Enders et Siklos (2001). Pour estimer la valeur du seuil dans l'équation (7), nous utilisons la méthode de Chan (1993). L'auteur a montré qu'il est possible d'obtenir un bon estimateur du seuil à partir de la minimisation de la somme des carrés des résidus. La procédure consiste à estimer les résidus de l'équation (1), qui sont ensuite triés par ordre croissant, les 15% des valeurs les plus élevées et les plus faibles sont éliminées et les 70% des valeurs restantes sont considérées comme des seuils potentiels. L'équation (8) est estimée pour chacun des seuils potentiels. La valeur estimée du seuil τ provenant de la minimisation de la somme des carrés des résidus est retenue.

Les équations (1), (5) et (7) permettent d'estimer un modèle à correction d'erreur asymétrique qui se présente comme suit :

$$\Delta P_t^i = \omega + \rho_{1,1} I_t \mu_{t-1} + \rho_{2,1} (1 - I_t) \mu_{t-1} + \sum_{k=0} \alpha_k \Delta P_{t-k}^m + \sum_{k=1} \beta_k \Delta P_{t-k}^i + \eta_t \quad (8)$$

où $\rho_{1,1}$ et $\rho_{1,2}$ sont respectivement les coefficients d'ajustement pour les chocs positifs (baisse du prix international) et chocs négatifs (hausse du prix international).

5. Résultats économétriques

5.1 Données et tests de stationnarité

L'analyse utilise des données mensuelles de prix de marché du riz exprimés en franc CFA et en logarithme sur la période allant d'octobre 1995 à décembre 2010. Pour tenir compte de l'inflation, tous les prix exprimés en Franc CFA, ont été déflatés par un indice des prix à la consommation.

Les résultats des tests de Dickey-Fuller Augmenté (ADF), de Phillips-Perron (PP) et de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) sont présentés dans les tableaux ci-dessous. Ils montrent que la plupart des séries de prix sont intégrées d'ordre 1. Cela laisse penser qu'il existe une relation de long terme entre le prix international et le prix local.

Tableau 2 : tests de racine unitaire sur données mensuelles, Sankaryaré (1995.10-2009.09)

| | ADF | Prob | PP | Prob | KPSS |
|---|------------|-------|------------|-------|--------|
| Prix du riz importé (Pi) | -0.099 | 0.712 | -0.069 | 0.703 | 0.267 |
| Prix du riz importé en différence première (Δ Pi) | -11.641*** | 0.00 | -11.641*** | 0.00 | 0.389 |
| Prix international (Pm) | -0.449 | 0.518 | -0.491 | 0.502 | 0.416* |
| Prix international en différence première (Δ Pm) | -9.764*** | 0.00 | -9.580*** | 0.00 | 0.309 |

ADF: Dickey-Fuller Augmented. PP: Phillips-Perron. KPSS : Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) Le nombre de retards est déterminé à partir du critère d'Akaike. *** significativité à 1%.

Tableau 3 : tests de racine unitaire sur données mensuelles, Dori (1995.10-2009.09)

| | ADF | Prob | PP | Prob | KPSS |
|---|------------|-------|------------|-------|--------|
| Prix du riz importé (Pi) | -0.187 | 0.617 | -0.543 | 0.480 | 0.369* |
| Prix du riz importé en différence première (Δ Pi) | -18.685*** | 0.00 | -18.457*** | 0.00 | 0.148 |
| Prix international à niveau (Pm) | -0.449 | 0.518 | -0.491 | 0.502 | 0.416* |
| Prix international en différence première (Δ Pm) | -9.764*** | 0.00 | -9.580*** | 0.00 | 0.309 |

ADF: Dickey-Fuller Augmented. PP: Phillips-Perron. KPSS : Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) Le nombre de retards est déterminé à partir du critère d'Akaike. *** significativité à 1%.

5.2 Tests de cointégration des séries de prix

L'estimation de la relation de long terme (équation (1)) fournit une élasticité de transmission de 0.817 pour le marché de Sankaryaré et de 0.899 pour le marché de Dori (tableau 4). Le test de cointégration d'Engle et Granger (1987) est ensuite appliqué au résidu de la relation de long terme. Le nombre de retards dans l'équation de test est déterminé par le critère d'information d'Akaike et le Critère Bayésien de Schwartz (SBC). La statistique du test est inférieure à la valeur critique pour les deux marchés, l'hypothèse nulle de non-cointégration est donc rejetée (Tableaux A1 et A2 en annexe). Cela qui signifie que les prix intérieurs sont cointégrés au prix international.

Tableau 4 : Relation de long terme entre le prix international et le prix de marché

| | Sankaryaré | Dori |
|-----------|---------------------|---------------------|
| β_0 | 0.469*** (0.041) | 0.534*** (0.018) |
| β_1 | 0.817*** (0.054) | 0.899*** (0.033) |
| Obs. | 178 | 173 |

Note : L'estimateur est celui des Moindres Carrés Ordinaires. Les écart-types corrigés de l'hétéroscédasticité sont présentés sous les coefficients. ***, **, * (significativité à 1%, 5%, 10%).

Les résultats des tests de Johansen confirment qu'il existe une relation de cointégration linéaire entre les prix du riz importé et le prix international du riz (Tableaux A3 et A4 en annexe). Nous réalisons également le test de causalité de Granger dont les résultats sont dans les tableaux A5 et A6 en annexe.

Tableau 5 : Modèle à correction d'erreur standard

| | Sankaryaré | Dori |
|------------|---------------------|----------------------|
| γ | -0.068** (0.016) | -0.159*** (0.038) |
| θ_0 | 0.261*** (0.037) | 0.316*** (0.035) |
| Obs. | 166 | 160 |

Note : Les nombres entre parenthèses représentent les écart-types. Le test de Ljung-Box (Q-test) confirme l'absence d'autocorrelation des résidus. ***, **, * (significativité à 1%, 5%, 10%).

Le tableau 5 présente les résultats de l'estimation du modèle à correction d'erreur standard pour la dynamique de court terme sur la période 1995-2010. Les élasticités de transmission de court terme apparaissent relativement peu élevées (0.261 pour Sankaryaré et 0.316 pour Dori).

5.3 Tests de cointégration asymétrique

Les résultats du test de cointégration asymétrique avec un retard et pour un seuil égal à zéro (tableau 6) montrent que les coefficients ρ_1 et ρ_2 sont significativement différents de zéro (*t-max* et *F-test*). Les valeurs du *F-test* sont de 11.422 et de 12.690 pour Sankaryaré – International et pour Dori – International respectivement. Ces valeurs apparaissent plus élevées que la valeur critique au seuil de 5% (5.87)⁶. Ce résultat permet de rejeter l'hypothèse nulle de non cointégration ($\rho_1 = \rho_2 = 0$). Nous testons ensuite l'hypothèse d'ajustement symétrique. Cette hypothèse suppose l'égalité des coefficients ($\rho_1 = \rho_2$) et elle est testée à partir du test standard de Fisher standard ou test de Wald. Les résultats du test donnent des valeurs de 6.341 et 4.902 pour Sankaryaré – International et pour Dori – International respectivement. L'hypothèse de l'ajustement symétrique des prix est donc rejetée pour le marché de Sankaryaré et le marché de Dori pour un seuil nul.

Les coefficients estimés de ρ_1 et ρ_2 sont de -0.221 et -0.542 pour Sankaryaré. La valeur de ρ_1 indique qu'environ 22% des déviations positives par rapport à l'équilibre de long terme sont résorbées au cours d'un mois. Par contre, celle de ρ_2 indique que 54% des déviations négatives par rapport à l'équilibre sont résorbées au cours d'un mois. Dans le cas de Dori, les coefficients estimés sont de -0.185 pour ρ_1 et de -0.721 pour ρ_2 . Environ 18% des déviations positives (baisse du prix international) par rapport à l'équilibre sont résorbées au cours d'un mois et 72% des déviations négatives (hausse du prix international) sont résorbées au cours d'un mois. Ces résultats signifient que les chocs à l'origine des déviations positives sont plus persistants que ceux à l'origine des déviations négatives dans les marchés de Sankaryaré et de Dori. Autrement dit, les prix du riz importé répondent plus rapidement aux chocs entraînant les hausses du prix mondial qu'à ceux entraînant des baisses de prix sur le marché international.

L'analyse de la dynamique de court terme à partir du modèle à correction d'erreur asymétrique montre qu'une hausse de 1% du prix international entraîne une hausse d'environ 11% et de 14% du prix intérieur sur les marchés de Sankaryaré et de Dori respectivement (tableau 7). Par ailleurs les prix sur les marchés de Sankaryaré et Dori répondent de manière significative aux déviations positives et négatives par rapport à l'équilibre. En effet, les

⁶ Les valeurs critiques sont celles d'Enders et Siklos (2001).

valeurs estimées de $\rho_{1,1}$ et $\rho_{1,2}$ indiquent que l'ajustement du prix domestique permet d'éliminer 40% d'une déviation négative unitaire par rapport au seuil et 17% d'une déviation positive pour Sankaryaré. Dans le cas de Dori, les résultats révèlent que l'ajustement du prix domestique permet d'éliminer 42% d'une déviation négative par rapport au seuil et environ 21% d'une déviation positive.

Tableau 6 : Modèle TAR sur les résidus de l'équation de long terme pour un seuil nul

| | Sankaryaré | Dori |
|--------------------------|----------------------|----------------------|
| ρ_1 | -0.221*** (0.034) | -0.185*** (0.068) |
| ρ_2 | -0.542*** (0.011) | -0.721*** (0.077) |
| Obs. | 174 | 168 |
| <i>t-max</i> | -5.212*** | -4.254*** |
| $F(\rho_1 = \rho_2 = 0)$ | 11.422*** | 12.690*** |
| $Wald(\rho_1 = \rho_2)$ | 6.341*** | 4.902** |

Note : Les nombres en parenthèses représentent les écart-types. F est la statistique du test joint proposé par Enders et Siklos (2001). Le test de $Wald$ est le test d'égalité des coefficients ρ . Le nombre de retards du TAR est déterminé par le critère d'information d'Akaike.

Tableau 7 : Modèle de prix à correction d'erreur asymétrique pour un seuil nul

| | Sankaryaré | Dori |
|--------------|----------------------|----------------------|
| $\rho_{1,1}$ | -0.173*** (0.034) | -0.211** (0.078) |
| $\rho_{1,2}$ | -0.395** (0.022) | -0.425*** (0.091) |
| α_0 | 0.116** (0.033) | 0.142*** (0.049) |
| α_1 | 0.045 (0.010) | 0.075** (0.013) |
| Obs. | 170 | 164 |
| $Wald$ | 6.551*** | 6.871*** |

Note : Les nombres représentent les écart-types. L'hypothèse nulle du test de Wald est $H_0 : \rho_{1,1} = \rho_{1,2}$. Le test de Ljung-Box confirme l'absence d'autocorrélation des résidus. ***, **, *(significativité à 1%, 5%, 10%).

La technique de Chan (1993) utilisée pour estimer les seuils donne des valeurs de $\tau = -0.119$ et $\tau = -0.071$ pour Sankaryaré – International et Dori – International respectivement (tableau 8). Les résultats du tableau 8 montrent que les coefficients ρ_1 et ρ_2 sont significativement différents de zéro et sont conjointement différents de zéro (d'après le *t-max* et le *F-test*). Ce qui signifie donc qu'il y a cointégration asymétrique entre les prix du riz sur les marchés

nationaux et le prix international. L'hypothèse d'ajustement symétrique des prix est aussi rejetée pour le marché de Sankaryaré et le marché de Dori pour des seuils endogènes.

Tableau 8 : Modèle TAR avec détermination endogène du seuil

| | Sankaryaré $\tau = -0.119$ | Dori $\tau = -0.071$ |
|--------------------------|-------------------------------|-------------------------|
| ρ_1 | -0.204*** (0.031) | -0.241*** (0.062) |
| ρ_2 | -0.485*** (0.042) | -0.514*** (0.184) |
| Obs. | 169 | 165 |
| <i>tmax</i> | -4.701** | -5.130*** |
| $F(\rho_1 = \rho_2 = 0)$ | 9.801*** | 15.141*** |
| $Wald(\rho_1 = \rho_2)$ | 7.410*** | 8.194*** |

Note : Les nombres en parenthèses représentent les écart-types. F est la statistique du test joint proposé par Enders et Siklos (2001). Le test de $Wald$ est le test d'égalité des coefficients ρ . Le nombre de retards du TAR est déterminé par le critère d'information d'Akaike.

Tableau 9 : Modèle à correction d'erreur asymétrique avec détermination endogène du seuil

| | Sankaryaré | Dori |
|--------------|----------------------|----------------------|
| $\rho_{1.1}$ | -0.193*** (0.052) | -0.187** (0.053) |
| $\rho_{1.2}$ | -0.481** (0.052) | -0.491*** (0.115) |
| α_0 | 0.106** (0.012) | 0.129*** (0.054) |
| α_1 | 0.085 (0.024) | 0.091** (0.060) |
| Obs. | 168 | 163 |
| $Wald$ | 7.523*** | 6.255*** |

Note : Les nombres représentent les écart-types. L'hypothèse nulle du test de Wald est $H_0 : \rho_{1.1} = \rho_{1.2}$. Le test de Ljung-Box confirme l'absence d'autocorrélation des résidus. ***, **, *(significativité à 1%, 5%, 10%).

6. Conclusion

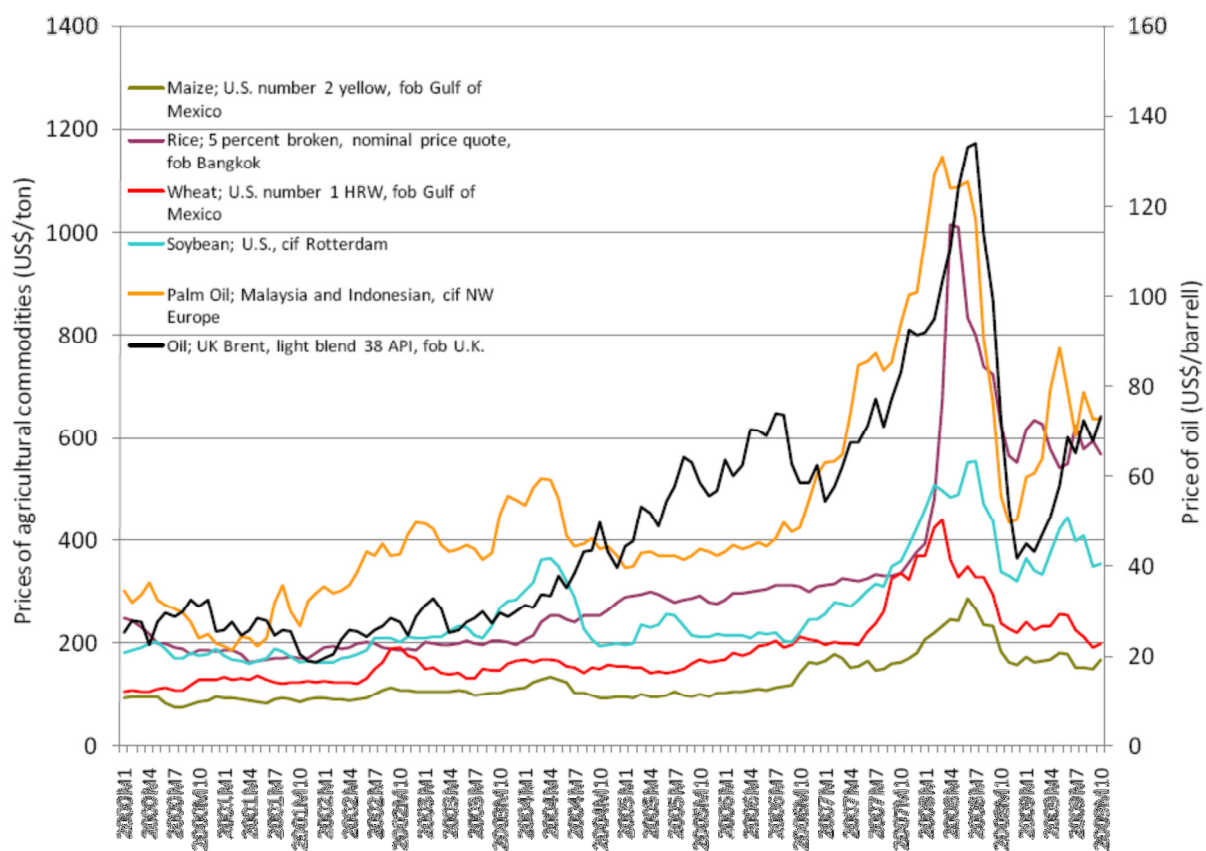
L'objectif de ce papier était d'estimer la transmission des chocs de prix internationaux aux prix de marché du riz importé au Burkina Faso. L'hypothèse principale testée est l'existence d'asymétrie dans la transmission des prix. Cette hypothèse suppose que les prix sur les marchés nationaux répondent plus rapidement aux hausses de prix international qu'aux baisses. En effet, les intermédiaires commerciaux formant un système oligopolistique essaient de répercuter plus rapidement les hausses de prix internationaux sur les prix intérieurs, ce qui est à l'origine d'une asymétrie dans la vitesse d'ajustement du prix intérieur par rapport au prix international.

De manière générale, les résultats montrent que les prix sur les marchés domestiques de riz importé au Burkina Faso répondent aux changements de prix de riz sur le marché international. Les marchés de Sankaryaré à Ouagadougou et celui de Dori au nord du pays répondent plus rapidement aux hausses du prix international qu'aux baisses. Ce constat est révélateur d'un manque de performance dans le fonctionnement des structures de marché au Burkina Faso.

L'asymétrie dans la transmission des chocs de prix internationaux aux prix nationaux au Burkina Faso tend à confirmer l'existence d'un pouvoir de marché des intermédiaires commerciaux. Ces derniers réagissent pour répercuter rapidement les hausses du prix international sur les prix intérieurs et cela aux dépens du consommateur. Cela pourrait s'expliquer aussi par les coûts de transaction liés au coût du carburant, aux coûts portuaires et à la qualité de l'infrastructure routière. Un rôle prépondérant du gouvernement pour le respect des principes du marché et l'investissement dans l'infrastructure routière pourraient contribuer à rendre plus efficace le fonctionnement de marché et conduire à une meilleure transmission des prix.

Annexes

Figure A1 : Evolution des prix des produits agricoles 2000-2009



Source: IMF 2009, FAO.

Tableau A1 : Test de cointégration d'Engle et Granger – Marché de Sankaryaré

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -10.466 | 0.0000 |
| Test critical values: 1% level | -2.57 | |
| 5% level | -1.943 | |
| 10% level | -1.615 | |

Tableau A2 : Test de cointégration d'Engle et Granger – Marché de Dori

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -4.803 | 0.0000 |
| Test critical values: 1% level | -2.579 | |
| 5% level | -1.942 | |
| 10% level | -1.615 | |

Tableau A3 : Test de cointégration de Johansen – Marché de Sankaryaré

| Hyp. nulle | Hyp. Alternative | Test du rang | Valeur critique (5%) | Prob. |
|------------|------------------|--------------|----------------------|-------|
| 0 | 1 | 16.566 | 15.494 | 0.034 |
| 1 | 2 | 4.015 | 3.841 | 0.045 |

Tableau A4: Test de cointégration de Johansen – Marché de Dori

| Hyp. nulle | Hyp. Alternative | Test du rang | Valeur critique (5%) | Prob. |
|------------|------------------|--------------|----------------------|-------|
| 0 | 1 | 17.358 | 15.494 | 0.023 |
| 1 | 2 | 4.505 | 3.841 | 0.033 |

Tableau A5: Test de causalité de Granger – Marché de Sankaryaré

| Hypothèse nulle | Test F | Probabilité |
|---|--------|-------------|
| Prix mondial ne cause pas à la Granger Prix intérieur | 8.388 | 0.018 |
| Prix intérieur ne cause pas à la Granger Prix mondial | 1.342 | 0.161 |

Tableau A6: Test de causalité de Granger – Marché de Dori

| Hypothèse nulle | Test F | Probabilité |
|---|--------|-------------|
| Prix mondial ne cause pas à la Granger Prix intérieur | 10.680 | 0.000 |
| Prix intérieur ne cause pas à la Granger Prix mondial | 1.927 | 0.148 |

References

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

Aker, J. C. 2005. "Cereal Market Performance during Food Crises: The Case of Niger in 2005". at: <http://ssrn.com/abstract=1004426>.

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

Baffes, J., and B. Gardner. 2003. "The Transmission of World Commodity Prices to Domestic Markets under Policy Reforms in Developing Countries". *Journal of Policy Reform*, 6 (3), 159-180.

Bakhshooddeh, M. and M. Sahraeian. 2006. "Agricultural market integrations and accession to WTO: An application to the major crops in Iran".

Balke, N., and T. Fomby. 1997. "Threshold Cointegration". *International Economic Review*, 38 (3), 627-645.

Barrett, C.B. 1996. "Market Analysis Methods: Are our enriched toolkits well-suited to enlivened markets?". *American Journal of Agricultural Economics* 78 825-829.

Barrett, C. and Li. 2002. "Distinguishing between equilibrium and integration in special price analysis". *American Journal of Agricultural Economics* 84 (2), 292-307.

Baulch, B. 1997. "Transfer costs, spatial arbitrage, and testing for food market integration". *American Journal of Agricultural Economics*, 79 (2), 477-487.

Boundi, D. et B. Toé. 2008. "Etude de la demande de riz au Burkina Faso". Papier préparé pour la rencontre des acheteurs/vendeurs, Ho Chi Minh, Vietnam, 25-27 novembre 2008.

Enders, W. (1995), "Applied Econometric Time Series". *John Wiley and Sons*.

Enders, W., and C. Granger. 1998. "Unit-root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rates". *Journal of Business and Economic Statistics*, 16, 304-311

Enders, W., and P. Siklos. 2001. "Cointegration and threshold adjustment". *Journal of Business and Economic Statistics*, 19, 166-176.

Engle, R. F., and C. W. J. Granger. 1987. "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing". *Econometrica*, 55(2), 251-276.

Fackler, P. 1996. "Spatial Price Analysis: A Methodological Review". In *Applied Price Analysis, Forecasting and Market Risk Management*. Proceedings of the NCR-134 Conference, Chicago, Illinois. Department of Agricultural Economics, Oklahoma State University. Stillwater, OK. Pp. 122-145.

Goodwin, B., and M. Holt. 1999. "Price Transmission and Asymmetric Adjustment in the U.S. Beef Sector". *American Journal of Agricultural Economics*, 81, 630-637.

Goodwin, B., and N. Piggott. 2001. "Spatial Market Integration in the Presence of Threshold Effects". *American Journal of Agricultural Economics*, 83 (2), 302-317.

Gregory, A. W., and B. E. Hansen. 1996. "Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts". *Journal of Econometrics*, 70, 99-126.

Krivosos, E. 2004. "The Impact of Coffee Market Reforms on Producer Prices and Price Transmission". *Document de Travail 3358*, Banque Mondiale.

Lazear, E. 2008. "Response to the Global Food Crisis". Testimony for the Senate Foreign Relations Committee on May 14, 2008 (<http://www.whitehouse.gov/cea/lazear20080514.html>).

Meyer, J., and S. von Cramon-Taubadel. 2004. "Asymmetric Price Transmission: A Survey". *Journal of Agricultural Economics*, 55 (3), 581-611.

Meyer, J., et S. von Cramon-Taubadel. 2004. « La robustesse des tests de transmission asymétrique des prix en présence de changements structurels ». *Economie Rurale* 283-284/septembre-décembre.

Mignon, V. et S. Lardic. 2002. *Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financiers*. Ed. Economica, Paris.

Minot, N. 2010. "Transmission of World Food Price Changes to African Markets and its Effect on Household Welfare". Paper presented at the Comesa policy seminar "Food price variability: Causes, consequences, and policy options" on 25-26 January 2010 in Maputo, Mozambique. Under the Comesa-MSU-IFPRI African Agricultural Markets Project (AAMP).

Mundlak, Y. and D. Larson. 1992. "On the transmission of world agricultural prices". *The World Bank Economic Review* 6 (3): 399-422.

Obstfeld, M., and A. M. Taylor. 1997. "Nonlinear Aspects of Goods-Market Arbitrage and Adjustment: Heckscher's Commodity Points Revisited". *Journal of the Japanese and International Economies*, 11 (4), 441-479.

Phillips, P. 1987. "Time Series Regression with a Unit Root". *Econometrica*, 55 (2), 277-301.

Quiroz, J. and R. Soto. 1995. "International price signals in agricultural prices: Do governments care?". Documento de investigación #88. ILADES Postgraduate Economics Program. Georgetown University. Santiago, Chile.

Rapsomanikis, G., D. Hallam, et P. Conforti. 2004. « Intégration des marchés et transmission des prix pour certains marchés de cultures vivrières et commerciales de pays en développement : analyse et applications », Rapport sur les marchés des produits 2003-2004, FAO.

Ravallion, N. 1986. « Testing market integration ». *American Journal of Agricultural Economics*, 68 (1), 102-109.

Rosegrant, M. 2008. “Biofuels and Grain Prices: Impacts and Policy Responses”. Testimony for the U.S. Senate Committee on Homeland Security and Governmental Affairs. May 7, 2008.

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

Spiller, P., and R. Wood. 1988. “The Estimation of Transaction Costs in Arbitrage Models”. *Journal of Econometrics*, 39, 309-326. 39

Subervie, J. 2008. « Rupture et asymétrie dans la transmission des prix agricoles mondiaux ». Article de Thèse, CERDI.

Von Braun, J. 2008. “High Food Prices: The What, Who, and How of Proposed Policy Actions”. Policy Brief. International Food Policy Research Institute. Washington, DC. (<http://www.ifpri.org/PUBS/ib/foodprices.asp>).

Von Cramon-Taubadel. 1998. “Estimating asymmetric Price Transmission with the Error Correction Representation: An application to the German Pork Market”. *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 25, pp. 1-18.

Williams, J. and B.D. Wright. 1991. “Storage and Commodity Markets”. Cambridge University Press.