

AGRODEP Technical Note 0018

February 2021

Mesurer l'intégration des marchés agricoles

**Fousseini Traoré
Insa Diop**

AGRODEP Technical Notes are designed to document state-of-the-art tools and methods. They are circulated in order to help AGRODEP members address technical issues in their use of models and data. The Technical Notes have been reviewed but have not been subject to a formal external peer review via IFPRI's Publications Review Committee; any opinions expressed are those of the author(s) and do not necessarily reflect the opinions of AGRODEP or of IFPRI.

Table des matières

Liste des tableaux	3
Liste des figures	4
I. Introduction	6
II. Différentes stratégies de mesure de l'intégration des marchés	9
<i>a. Méthodes statistiques descriptives</i>	9
i. Approche paramétrique.....	9
ii. Approche non paramétrique.....	10
<i>b. Méthodes économétriques linéaires</i>	12
i. Tests de stationnarité ou test de racine unitaire	13
ii. L'approche par la cointégration	13
iii. L'approche par la causalité.....	17
<i>c. Modèles économétriques non linéaires</i>	19
i. Modèles TAR et MTAR	20
ii. Modèles ECM-TAR, ECM-MTAR et TVECM	21
III. Données et Résultats	21
<i>a. Données</i>	21
<i>b. Résultats</i>	22
i. Analyse descriptive	22
ii. Résultats économétriques des modèles linéaires.....	24
iii. Résultats économétriques des modèles non linéaires.....	28
IV. Conclusion	32
Références	34

Liste des tableaux

Tableau 1 : Corrélation de Pearson, de Spearman et de Kendall	23
Tableau 2 : Tests de racine unitaire	24
Tableau 3 : Résultats du test de racine unitaire des résidus	25
Tableau 4 : Test de cointégration de Johansen	26
Tableau 5 : Test de cointégration de Pesaran et al et relations de court et long terme	27
Tableau 6: Test de Causalité de Granger	28
Tableau 7: test de causalité de Toda Yamamoto.....	28
Tableau 8 : Résultats des modèles TAR et MTAR	30
Tableau 9 : Résultats des modèles ECM-TAR et ECM-MTAR.....	31
Tableau 10 : Résultats du modèle TVECM.....	32

Liste des figures

Figure 1: Évolutions des prix d'un kilogramme de riz du Sénégal (Dakar et Thiès) et de la Thaïlande 23

Resume

L'étude de l'intégration des marchés offre un outil puissant de compréhension des relations entre les marchés géographiquement distants, d'analyse de l'impact des politiques de libéralisation et de diagnostic de transmission des chocs de prix. La littérature sur les outils de mesure de l'intégration des marchés, particulièrement ceux des marchés agricoles, a connu des développements majeurs en termes d'approches au cours des deux dernières décennies. Cette note technique se propose de donner une vue d'ensemble sur la littérature et les outils de mesure de l'intégration des marchés agricoles, ainsi que leurs applications. Les résultats doivent être interprétés avec prudence car ces méthodes sont en plein développement et doivent être liés à des renseignements qualitatifs pouvant étayer leur validité.

I. Introduction

Au cours des 30 dernières années est apparue, une évolution de plus en plus forte de la littérature sur les outils de mesure de l'intégration des marchés, particulièrement ceux des marchés agricoles. Cette tendance s'inscrit dans un cadre beaucoup plus large qui vise à promouvoir l'intégration ou l'association économique sous-régionale, régionale, voire internationale. Pour les adeptes de la libéralisation des marchés, plus les marchés sont intégrés, mieux c'est pour la stabilité des prix et le bien-être des agents économiques, ainsi que l'absorption des chocs systémiques¹ par les marchés intérieurs et régionaux (Ravallion, 1986, 1997 ; Sen 1981). En revanche, pour d'autres, moins optimistes, l'intégration des marchés peut entraîner des effets redistributifs complexes² (Newbery, Stiglitz, 1984 ; Bonjean et Combes, 2010). Ce cadre démontre que l'analyse de l'intégration des marchés est un outil puissant pour analyser l'impact des politiques de libéralisation, ainsi que l'identification des régions exposées aux chocs systémiques

Cependant, le passage de l'approche conceptuelle de l'intégration des marchés à la mesure de celle-ci est très complexe. Cette complexité se traduit par la diversité des approches et des outils de mesure. L'approche la plus répandue pour analyser l'intégration des marchés est le mécanisme de transmission des prix des zones géographiquement distantes.

L'une des principales raisons de cette approche est d'ordre statistique, alors que l'autre est d'ordre conceptuel. La majorité des pays dispose une ou des structures destinée(s) à collecter des données de prix sur un grand ensemble de produits et un grand nombre de marchés à un niveau de désagrégation très poussé et une harmonisation assez large, ainsi que sur une fréquence très élevée (semestrielle, mensuelle, trimestrielle...). Cette large disponibilité des données sur les prix privilégie l'analyse de l'intégration des marchés par les prix contrairement aux flux de commerce. Toutefois, les données sur les prix sont entachées d'imperfections pouvant conduire à postuler des hypothèses discutables sur l'homogénéité des produits et le traitement de certaines données manquantes. La raison d'ordre conceptuel est liée à la définition d'un marché qui n'est rien d'autre que le lieu physique ou virtuel de confrontation entre l'offre et la demande d'un produit où se forme le prix d'équilibre une fois que les coûts de transactions sont pris en compte (Stigler and Sherwin, 1985).

L'analyse de la transmission des prix repose sur le modèle d'équilibre spatial de Enke-Samuelson-Takayama-Judge (ESTJ) (Enke, 1951 ; Samuelson, 1952 ; Takayama et Judge, 1971). Ce modèle suppose une libre circulation des produits et une information parfaite entre des marchés géographiquement distincts. Cependant, deux approches majeures ont été développées pour analyser ce modèle.

¹ La crise alimentaire au Niger en 2005

² L'intégration des marchés bénéficie aux producteurs de produits exportables qui profitent d'une meilleure rémunération de leurs produits, mais les producteurs de produits de substitution à l'importation perdent.

La première, celle de la loi du prix unique (LOOP³), est le cadre d'analyse le plus utilisé pour tester l'intégration des marchés (Richardson, 1978 ; Crouhy-Veyrac et al 1982 ; Ravallion 1986 ; Carter et Hamilton 1989 ; Goodwin et Schroeder, 1991 ; Sexton et al., 1991). Selon Dornbusch (1987), la loi du prix unique est cohérente avec l'intégration spatiale des marchés une fois que les coûts de transactions et les frictions réelles⁴ sont pris en compte. Celle-ci, dans sa version relative, stipule que s'il existe des échanges d'un produit entre deux régions, le prix de la région importatrice est égal au prix de la région exportatrice ajusté des coûts de transactions. Ce modèle s'adapte aux fluctuations de court-terme mais est compatible avec une convergence vers un équilibre de long terme⁵ à condition qu'il existe des échanges entre les deux marchés (Vollrath et Hallahan, 2006). Toutefois, les flux d'information entre marchés et les réseaux de négociants peuvent également permettre la transmission de signaux de prix entre marchés en l'absence de flux commerciaux (Jensen, 2007 ; Fackler et Tastan, 2008 ; Stephens et al., 2008 ; Ihle et al., 2010).

La seconde, développée par McNew (1996), est basée sur une analyse de connectabilité des marchés « market connectedness ». Elle met le focus sur la dynamique de transmission des chocs de prix, particulièrement le processus d'ajustement des prix, comparativement au modèle basé sur la loi du prix unique qui met plus en évidence les relations de prix entre les marchés. Cette approche vise à mesurer le degré par lequel un choc de prix se transmet d'une région à une autre (McNew and Fackler, 1997). En plus de cela, d'autres approches intègrent le mécanisme par lequel les chocs de hausse et de baisse se transmettent. Il s'agit de l'approche analysant l'asymétrie de la transmission des prix (Balke et Fomby, 1997 ; von Cramon-Taubadel, 1998 ; Abdulai, 2000 ; Goodwin et Piggott, 2001).

Cependant, même si les approches diffèrent, elles se complètent. L'une cherche à quantifier une relation de cointégration de long-terme assurant l'intégration des marchés alors que l'autre vise à identifier et quantifier les impacts d'un choc d'un des marchés sur l'autre et vice-versa. Une large littérature empirique propose des outils de mesure d'intégration des marchés à la fois évolutifs et complémentaires. Deux outils de mesure particuliers se dégagent dans la littérature empirique. Il s'agit des méthodes descriptives et des méthodes économétriques.

Nonobstant la limite des méthodes descriptives, elles offrent une analyse préliminaire rapide et succincte des relations entre les prix dans différents marchés tout en réservant certains problèmes que seule une étude économétrique pourrait détecter. Elles sont d'ailleurs les premiers outils utilisés pour analyser l'intégration des marchés mais toujours critiqués par ses multitudes problèmes, (Cummins, 1967 and Lele, 1971, Blyn 1973, Harriss, 1979). L'outil phare des méthodes descriptives utilisé est la corrélation bivariée. Cette méthode est attachée à une expression courante en statistique : « corrélation n'est pas causalité ». Celle-ci

³ Low Of One Price

⁴ Les politiques gouvernementales, cycles saisonniers

⁵ Existence d'une relation de cointégration entre les prix des deux marchés

met en garde sur l'utilisation de la corrélation comme outil d'appréciation d'une relation entre deux variables. Une forte corrélation entre deux grandeurs peut révéler une relation de cause à effet, mais pas nécessairement.

Le défi majeur réussi répondant aux limites des méthodes descriptives est le développement des méthodes économétriques dynamiques après les années 80. L'approche développée par Ravallion (1986) est considérée comme le modèle dynamique de base d'intégration des marchés. En effet, l'approche statique traditionnelle basée sur une régression sur des variables souvent non stationnaires est associée à un problème de régression fallacieuse et à des tests statistiques non valides, (Granger and Newbold, 1974). Toutefois, la littérature sur les séries temporelles a accompagné l'évolution des méthodes économétriques d'intégration des marchés. Cette évolution met en évidence le développement des notions de causalité (Granger, 1969 ; Sims, 1972 ; Johansen et Juselius, 1990 ; Phillips et Toda, 1993 ; Toda et Yamamoto, 1995) et de cointégration (Engle et Granger, 1987 ; Johansen, 1988). L'application de ces avancées méthodologiques a rendu possible l'utilisation des modèles VAR⁶, ARDL⁷ et VECM⁸ comme outils d'analyse de l'intégration des marchés (Gupta and Mueller, 1982 ; Ravallion, 1986 ; Slade, 1986 ; Blank et Schmiesing, 1988 ; Alexander et Wyeth, 1994). Ces modèles, postulant l'hypothèse de la stabilité du modèle linéaire dans le temps ont été souvent critiqués. En effet, pour des raisons de changement structurel, certains paramètres au cours du temps se modifient de manière continue ou discrète. Cette remise en cause de la validité des méthodes économétriques linéaires a fait progresser l'analyse des modèles à changement de régime (TAR⁹, TVECM¹⁰, PBM¹¹), (Barrett, 1996 ; Baulch, 1997a; McNew et Fackler 1997, Miljkovic and Paul 2001, Ihle et al., 2010).

À la lumière de cette brève analyse de l'intégration des marchés, cette note technique se propose de donner une présentation détaillée des outils de mesure de l'intégration des marchés, ainsi que leurs applications tout en mettant le focus sur leurs limites et leurs faiblesses.

Le plan adopté dans cette note technique consiste à présenter dans la section 1 une description des méthodes descriptives et économétriques et la section 2 est réservée à la présentation des données et des résultats de l'application des méthodes prédéfinies, et enfin terminer par une conclusion pour résumer les différentes remarques retenues au cours de l'élaboration de cette note technique.

⁶Vector Auto-Regressive

⁷Auto-Regressive Distribution Lag

⁸Vector Error Correction Models

⁹Threshold Auto-Regressive

¹⁰Threshold Vector Error Correction Models

¹¹ Parity Bound Model

II. Différentes stratégies de mesure de l'intégration des marchés

Cette section présente une description détaillée des stratégies de mesure de l'intégration des marchés les plus utilisées dans la littérature. La première partie est dédiée à la présentation des méthodes statistiques descriptives, la deuxième partie est consacrée à présenter les méthodes économétriques linéaires et la dernière partie présente les méthodes économétriques non linéaires de mesure de l'intégration des marchés.

a. Méthodes statistiques descriptives

L'une des premières méthodes utilisées pour apprécier le degré d'intégration des marchés est la corrélation. Cette méthode s'appuie sur l'idée selon laquelle si deux marchés sont parfaitement concurrentiels et spatialement bien intégrés, la différence entre les deux prix de ces deux marchés ne devrait refléter que les coûts de transaction et la corrélation bivariée doit être égale à 1. Sur ce, plus la corrélation est proche de 1, plus les deux marchés sont intégrés.

Il existe deux approches statistiques de mesure de la corrélation. La première est basée sur l'approche paramétriques et la seconde, sur l'approche non paramétrique.

i. Approche paramétrique

Cette approche se fonde sur l'existence d'une relation linéaire entre les prix des deux marchés.

1. Corrélation de Pearson

Si P_{it} et P_{jt} sont les prix respectifs des marchés i et j à la période t, alors la corrélation de Pearson est donnée par la relation :

$$\rho = \frac{cov(P_{it}, P_{jt})}{\sigma_{P_{it}} \sigma_{P_{jt}}} \quad (1)$$
$$\rho = \frac{\sum_{t=1}^T (P_{it} - \bar{P}_i)(P_{jt} - \bar{P}_j)}{\sqrt{\sum_{t=1}^T (P_{it} - \bar{P}_i)^2} * \sqrt{\sum_{t=1}^T (P_{jt} - \bar{P}_j)^2}}$$

Si cette corrélation est statistiquement différente de zéro, alors on ne peut rejeter l'hypothèse d'intégration des deux marchés.

Donc pour s'assurer de la significativité ou non de la corrélation, il faut procéder au test de Pearson.

Ce test est basé sur la statistique T définie ci-dessous :

$$T_{(ddl=n-2)} = \frac{\rho}{S_\rho} = \frac{\rho}{\sqrt{\frac{1-\rho^2}{n-2}}} \quad (2)$$

2. Limites

En principe, l'utilisation de la corrélation de Pearson comme outil de mesure de degré d'intégration n'est valable que sous les hypothèses suivantes : l'existence d'une relation linéaire entre les deux prix, l'existence d'une distribution asymptotiquement gaussienne, l'absence de valeurs extrêmes, l'homoscédasticité.

Cependant, il est possible de diagnostiquer ces hypothèses avant l'utilisation de la corrélation de Pearson. Les diagnostics primaires sont les descriptions graphiques (Nuage de points, histogramme et diagramme à moustache) pour s'assurer d'une possible existence ou non d'une relation linéaire, de la normalité des variables, d'une présence de tendance et de l'absence de valeurs extrêmes. Les tests de validation de ces hypothèses peuvent se faire à l'aide des tests paramétriques et non paramétriques.

Même si la corrélation bivariée de Pearson est l'une des méthodes les plus utilisées, des hypothèses assez fortes pourraient être levées par l'application de la corrélation de Spearman et de Kendall basées sur l'approche non paramétrique.

ii. Approche non paramétrique

Comparativement à l'approche paramétrique, celle-ci ne nécessite pas de postuler une hypothèse d'existence d'une relation linéaire, d'une distribution normale, ainsi qu'une absence de valeurs extrêmes. L'approche non paramétrique est basée sur l'ordre des variables.

1. Corrélation de Spearman

Le psychologue Charles Spearman a proposé en 1904, la méthode non paramétrique la plus utilisée pour mesurer le degré de liaison entre deux variables présentant chacune une relation d'ordre.

L'idée de base de cette méthode est que si les variables P_{it} et P_{jt} sont parfaitement liées de manière positives ou négatives, alors les rangs $rg_{P_{it}}$ et $rg_{P_{jt}}$ sont parfaitement corrélés respectivement.

La corrélation de Spearman est donnée par la relation suivante :

$$\rho_S = \frac{cov(rg_{P_{it}}, rg_{P_{jt}})}{\sigma_{rg_{P_{it}}}\sigma_{rg_{P_{jt}}}} \quad (3)$$
$$\rho_S = 1 - 6 \frac{\sum (rg_{P_{it}} - rg_{P_{jt}})^2}{n(n^2 - 1)}$$

Pour savoir si la valeur de ρ_S est statistiquement différente de zéro, on peut se rapporter à la table de Spearman. Toutefois, si le nombre d'observation est supérieur à 30, on peut utiliser la statistique de Student T :

$$T_{(ddl=n-2)} = \frac{\rho_S}{\sqrt{\frac{1-\rho_S^2}{n-2}}} \quad (4)$$

2. Corrélation de Kendall

La corrélation de Spearman ne dépend que des distances de rang. Cette dépendance conduit à la sensibilité du coefficient aux valeurs extrêmes et aux petits échantillons. Par conséquent, le coefficient de corrélation de Spearman est moins robuste que celui de Kendall dans le cas de petits échantillons et de la présence des valeurs extrêmes.

L'approche théorique du coefficient de corrélation de Kendall repose sur l'idée que :

Si $\forall (t_1, t_2), P\left((P_{it_1} - P_{it_2})(P_{jt_1} - P_{jt_2}) > 0\right) > \frac{1}{2}$, alors il y a de forte chance d'observer une forte corrélation entre les variables P_{it} et P_{jt} .

La corrélation théorique de Kendall est définie par :

$$\begin{aligned} \tau &= 2 * P\left((P_{it_1} - P_{it_2})(P_{jt_1} - P_{jt_2}) > 0\right) - 1 \\ \tau &= P\left((P_{it_1} - P_{it_2})(P_{jt_1} - P_{jt_2}) > 0\right) - P\left((P_{it_1} - P_{it_2})(P_{jt_1} - P_{jt_2}) < 0\right) \\ \tau &= Prob_{concordance} - Prob_{discordance} \end{aligned} \quad (5)$$

Sur deux échantillons indépendants de n observations le taux de Kendall est donné par :

$$\tau = \frac{S}{n(n-1)} \quad (6)$$

Avec S la différence entre le nombre de classements identiques $\left((P_{it_1} - P_{it_2})(P_{jt_1} - P_{jt_2}) > 0\right)$ et le nombre de classements inversés $\left((P_{it_1} - P_{it_2})(P_{jt_1} - P_{jt_2}) < 0\right)$.

Pour tester la significativité du taux de Kendal, on peut utiliser l'approximation du taux de Kendall comme une loi de Laplace Gauss qui est jugée très bonne dès que $n \geq 2$.

$$\tau \sim LG\left(0; \sqrt{\frac{2(2n+5)}{9n(n-1)}}\right) \quad (7)$$

Les méthodes non paramétriques sont d'une grande utilité lorsque les distributions des variables ne sont pas normales, ainsi que dans les situations où les données présentent des valeurs extrêmes, de même que les échantillons de petite taille. Elles sont plus robustes et moins sensibles aux valeurs extrêmes.

Cependant, un diagnostic graphique est souvent nécessaire pour s'assurer de l'existence d'une relation monotone des distributions, mais aussi la transformation des variables continue à des variables ordinales peut déformer le sens de la liaison entre les deux variables¹².

Il est aussi important de noter que les méthodes descriptives ne prennent pas en compte les informations retardées qui peuvent mieux expliquer la relation, ainsi que les variables omises (inflation, périodicité commune, saisonnalité, chocs climatiques) qui peuvent causer une intégration fallacieuse due à des tendances exogènes communes.

b. Méthodes économétriques linéaires

L'économétrie classique reposait souvent sur des hypothèses discutables (stationnarité, cointégration, exogénéité). Les développements récents de la théorie et l'application des séries temporelles au cours des dernières années ont apporté beaucoup d'outils de test pour valider certaines hypothèses (stationnarité, cointégration, causalité, etc.). Cette partie consiste à présenter les méthodes économétriques (méthodes linéaires) récentes applicables à l'intégration des marchés.

Ravallion (1986) a développé un modèle basé sur l'existence d'un marché central (de référence) et de n marchés régionaux. Ce modèle est formalisé comme suit :

$$P_{it} = a_0 + \sum_{j=1}^n a_{ij}P_{it-j} + \sum_{j=0}^n b_{ij}P_{ct-j} + d_iX_{it} + \epsilon_{it} \quad (8)$$

Avec P_c le prix du marché central, P_i ($i = 2 \dots n$) le prix du marché régional i , X_i les facteurs exogènes (saisonnalité, inflation, ...) pouvant influencer le prix du marché i .

Suivant Ravallion (1986), les hypothèses suivantes sont à tester :

- **Segmentation des marchés** : les prix du marché central (leader) n'influencent pas le prix du marché i : $b_{ij} = 0, j = 0, 1, \dots, n$
- **Intégration (à long terme) des marchés donnée** par l'équilibre à long terme de (E):

$$\sum_{j=1}^n a_{ij} + \sum_{j=0}^n b_{ij} = 1$$

Les méthodes économétriques linéaires sont les méthodes les plus utilisées en économétrie des séries temporelles. Leur forte utilisation est due à leur capacité à rendre simple et interprétable la formalisation des phénomènes économiques complexes, d'où leur utilisation dans le cadre de l'intégration des marchés.

Cependant, la régression des séries en niveau suppose implicitement la stationnarité des séries. C'est sur cette hypothèse que repose la validité des tests classiques (test de Student, test de Fisher). Toutefois, Il

¹² Toutes les observations ont la même importance

existe différents tests pour vérifier la validité de cette hypothèse. Une fois que cette hypothèse est violée, l'approche par la cointégration et la causalité sont de potentielles alternatives.

i. Tests de stationnarité ou test de racine unitaire

La stationnarité d'une série temporelle renvoie à un principe d'invariance temporelle de ces moments d'ordre. Cette invariance temporelle des moments d'ordre, qualifiée de stationnarité forte est restreinte à une notion de stationnarité faible aux moments d'ordre inférieur ou égal à deux. C'est cette dernière qui est généralement appliquée dans les analyses économétriques.

L'identification et la caractérisation de la stationnarité d'une série peuvent se faire à l'aide de plusieurs tests. Les plus utilisés sont ceux développés par Dickey et Fuller (1979,1981). Il existe d'autres moins utilisés que ceux de Dickey et Fuller. Il s'agit principalement des tests de Banerjee et al (1993), Darne et Terraza (2002), Phillips et Perron (1988) et Kwiatkowski Phillips, Schmidt et Shin (1992). Chacun de ces tests comporte des avantages et des inconvénients. Celui de Dickey et Fuller permet de corriger l'autocorrélation, Phillips et Perron permet de prendre en compte l'hétéroscédasticité. Le test de KPSS, repose sur une décomposition de la série en une partie déterministe et une partie aléatoire. Contrairement aux autres, l'hypothèse nulle de ce dernier est la stationnarité¹³.

ii. L'approche par la cointégration

Cette approche introduite par Granger (1981) et Engle et Granger (1987) repose sur le développement de la notion d'intégration développée par ces derniers. En effet, lorsque l'on souhaite modéliser une relation entre des variables n'ayant pas les mêmes ordres d'intégration¹⁴, on fait recours aux modèles reposant sur la notion de cointégration car la régression sur ces séries non toutes stationnaires conduit à des problèmes de régression fallacieuse. Du point de vue économique, la cointégration entre deux séries renvoie à une existence d'une relation stable entre ces deux même si celle-ci peut connaître quelques fluctuations corrigées à court-terme.

La littérature économétrique propose plusieurs méthodologies d'analyse de la cointégration entre deux séries. Les méthodes les plus utilisées sont la méthode en deux étapes de Engle et Granger (1987), l'approche multivariée de Johansen (1988) et Johansen and Juselius (1990) et celle de Pesaran et al (2001) (Bounds tests approach to cointegration).

¹³ Pour plus de documentation sur ces tests, une large littérature existe.

¹⁴ L'ordre d'intégration d'une série désigne le nombre de différenciation qui la rend stationnaire

1. Approche de Engle et Granger (1987)

L'approche en deux étapes de Engle et Granger (1987) repose sur la représentation d'un modèle MCE (Modèle à Correction d'Erreur). Ils ont montré que deux séries cointégrées pouvaient toujours être représentées comme un modèle à correction d'erreur :

$$\Delta P_{2t} = \pi_{01} + \delta_1(P_{2t-1} - (\mu_1 + \alpha_1 P_{1t-1})) + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_{1ij} \Delta P_{1t-j} + \sum_{i=1}^q \delta_{1ij} \Delta P_{1t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (R1)$$

$$\Delta P_{1t} = \pi_{02} + \delta_2(P_{1t-1} - (\mu_2 + \alpha_2 P_{2t-1})) + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_{2ij} \Delta P_{1t-j} + \sum_{i=1}^q \delta_{2ij} \Delta P_{2t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (R2)$$

Cette approche consiste à estimer à la première étape le terme d'erreur $\varepsilon_{1t-1} = P_{2t-1} - (\mu_1 + \alpha_1 P_{1t-1})$ ¹⁵ et ensuite dans la seconde étape, estimer la relation (R1) en considérant $\widehat{\varepsilon_{1t-1}}$ à la place de $P_{2t-1} - (\mu_1 + \alpha_1 P_{1t-1})$ et s'assurer que ε_{1t} est stationnaire.

Cependant, il est important de veiller à ce que :

- Toutes les deux variables (P_1 et P_2) soient I (1) ;
- La force de rappel vers l'équilibre δ_1 soit statistiquement différent de zéro et négative ; dans le cas contraire, la spécification MCE ne tient plus.

Toutefois, cette méthode présente quelques limites :

- L'estimation de la dynamique de long terme ne tient pas compte de l'information contenue dans la dynamique de court terme.
- Elle n'est applicable que dans le cas d'une seule relation de cointégration.

2. Approche de Johansen

Johansen (1988) et Johansen and Juselius (1990) ont proposé une approche multivariée qui permet de s'affranchir du cadre restrictif du modèle de Engle et Granger (1987). L'avantage de cette approche est qu'elle permet de déterminer le nombre de relations de cointégration entre plusieurs marchés sans qu'on soit obligé de déterminer un marché de référence avec lequel les autres sont supposés liés. Ainsi, cette approche suppose que toutes les variables sont intégrées d'ordre 1.

La méthode repose sur l'estimation d'un modèle VAR par la méthode du maximum de vraisemblance pour déterminer le retard optimal p :

¹⁵ Ce qui revient à estimer μ_1 et α_1 par la régression P_{2t-1} sur P_{1t-1}

Var(p) :

$$P_t = \Pi_1 P_{t-1} + \Pi_2 P_{t-2} + \dots + \Pi_p P_{t-p} + \mu + \varphi D_t + \varepsilon_t$$

$$\Pi = I - \Pi_1 - \Pi_2 - \dots - \Pi_p \quad (9)$$

$$\Gamma_i = I - \Pi_1 - \Pi_2 - \dots - \Pi_i, i=1 \dots p-1$$

Si le rang de Π est égal à zéro, alors il n'y a aucune relation de cointégration. Il convient d'estimer un VAR en différence des variables en niveau.

Si le rang de Π est égal au nombre de variables k , toutes les variables sont stationnaires. Il est donc adapté de faire un VAR(p) en niveau.

Si $0 < \text{rang}(\Pi) = r < k$, alors il existe deux matrices α et β de rang r appartenant à $\mathcal{M}(k, r)$ tels que $\Pi = \alpha\beta'$ et $\beta'P_t$ est un processus stationnaire.

Théorème de représentation de Granger : Tout système cointégré admet une représentation MCE. C'est-à-dire que :

MCE:

$$\Delta P_t = \alpha e_{t-1} + \Gamma_1 \Delta P_{t-1} + \Gamma_2 \Delta P_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta P_{t-p+1} + \mu + \varphi D_t + \varepsilon_t$$

$$e_{t-1} = \beta P_{t-1} \quad (10)$$

Johansen (1988) a pu montrer à l'aide d'une procédure en deux étapes une méthode permettant d'estimer le nombre de relations de cointégration et les paramètres de la matrice Π .

La première consiste à régresser ΔP_t sur ces retards et la deuxième consiste à régresser P_{t-1} sur les mêmes retards de ΔP_t .

$$\Delta P_t = A_1 \Delta P_{t-1} + A_2 \Delta P_{t-2} + \dots + A_p \Delta P_{t-p} + R_{0t}$$

$$P_{t-1} = A'_1 \Delta P_{t-1} + A'_2 \Delta P_{t-2} + \dots + A'_p \Delta P_{t-p} + R_{1t}$$

$$R_{0t} - \alpha\beta' R_{1t} = \varepsilon_t \quad (11)$$

$$S_{ij} = \frac{R_i R_j}{T}$$

$$S = \begin{pmatrix} S_{11} & S_{10} \\ S_{01} & S_{00} \end{pmatrix}$$

L'idée qui est derrière cette procédure en deux étapes est qu'elle permet de déterminer la matrice de corrélation canonique (S) entre ΔP_t et P_{t-1} ajustée des retards de ΔP_t et de la tendance ou d'une partie déterministe au cas où celles-ci existent. Cependant, le nombre de valeurs propres non nulles de la matrice

$S_{11}^{-1} * S_{10} * S_{00}^{-1} * S_{01}$ permet d'identifier le nombre de relations de cointégration. Ces valeurs propres sont les carrés des corrélations canoniques entre les variables canoniques R_i et R_j .

Deux tests basés sur les valeurs propres ont été développés par Johansen (1988) et Johansen et Juselius (1990).

- Test de la trace :

On suppose qu'il existe un ordre décroissant des valeurs propres estimées ($\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_r$). Johansen (1988) montre que le log-vraisemblance sous l'hypothèse d'un rang de cointégration r est égal à :

$$LR(r) = C - T \sum_{i=r+1}^k \log(1 - \lambda_i) \quad (12)$$

Sous $H_0 : rang(\Pi) = r_0$ VS $H_1 rang(\Pi) = r_1 > r_0$

Sous $H_0 : LR(r) = -T \sum_{i=r_0+1}^k \log(1 - \lambda_i)$

Les valeurs critiques de cette statistique ont été tabulés par Johansen (1988).

- Test de la valeur propre maximale

Johansen and Juselius (1990) ont suggéré l'utilisation du test de la valeur propre maximale basé sur la statistique de test suivant :

$$\lambda_{max} = -T \log(1 - \lambda_{r_0+1}) \quad (13)$$

Les valeurs critiques ont été tabulées par Johansen and Juselius (1990) suivant différentes spécifications (déterministe, tendance).

Il faut retenir que le test de la trace est plus robuste que le test de la valeur propre maximale au Skewness et au Kurtosis (dans le cas où les résidus ne sont pas normaux), (Cheung et Lai (1993) et Gonzalo (1994)).

- Identification de α et β

L'une des parties les plus complexes de l'approche de Johansen est l'estimation des paramètres α et β . Cette complexité est due au problème d'identification des paramètres α et β , qui contiennent chacune $k*r$ paramètres inconnus. En effet, dans la matrice $\alpha\beta = \Pi$, on ne peut identifier que $2kr-r^2$ paramètres. D'où la nécessité de poser r^2 restrictions supplémentaires pour assurer l'identification complète de α et β . Cette restriction pose souvent le problème d'interprétation économique si elle n'était pas prise en compte a priori. Dans le cas où on a une seule relation de cointégration, il est possible d'estimer les paramètres α et β .

Cependant, dans le cas de plus d'une relation de cointégration, il est nécessaire de recourir à la théorie économique afin de poser des restrictions permettant d'avoir des relations de cointégration en phase avec la théorie économique.

3. Approche de Pesaran et al (2001)

Dans la même logique que Pesaran and Shin (1997), Pesaran, Shin and Smith (2001) ont développé l'approche ARDL dans le cadre de la cointégration. Cette approche, appelée approche de test aux bornes ('bounds tests') a la particularité d'analyser la cointégration dans le cas où les séries ne sont pas de même ordre et ont un ordre d'intégration inférieur ou égal à 1.

Cette nouvelle approche repose sur le modèle ARDL sous forme d'un MCE décrit ci-dessous :

$$\Delta P_{2t} = \pi_0 + \pi_1 P_{1t-1} + \pi_2 P_{2t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_{2j} \Delta P_{2t-j} + \sum_{i=0}^q \delta_{1j} \Delta P_{1t-j} + \varepsilon_t \quad (14)$$

L'élasticité de transmission des prix $\varepsilon = \frac{\pi_2}{\pi_1}$ est donnée par la relation :

$$\varepsilon = \frac{\pi_2}{\pi_1} = \frac{\sum_{j=0}^q \delta_{1j}}{1 - \sum_{j=1}^p \gamma_{2j}} \quad (15)$$

L'hypothèse de non-cointégration entre les variables est donnée par :

$$H_0^{\pi_1}: \pi_1 = 0, H_0^{\pi_2}: \pi_2 = 0 \quad (16)$$

La procédure de test consiste à :

- Calculer la statistique de test (statistique de Fisher) sous l'hypothèse nulle
- Comparer la statistique de Fisher avec les deux valeurs critiques aux bornes tabulées par Pesaran et al. (2001). La borne inférieure suppose que tous les régresseurs sont I(0), alors que la borne supérieure suppose que tous les régresseurs sont I(1).

Si F-stat > borne supérieure, alors la cointégration existe ;

Si F-stat < borne inférieure, la cointégration est rejetée

Si F-stat est entre les bornes, il faut chercher d'autres alternatives.

iii. L'approche par la causalité

La cointégration entre deux variables donne déjà un lien de cause à effet entre elles dans au moins une des directions. Cependant, l'approche par la causalité ne nécessite pas la cointégration et permet d'identifier les liens de causalité entre des variables et de limiter le nombre de variables et de relation(s) dans les régressions multivariées. En effet, dans le cadre d'intégration des marchés, il n'est pas toujours évident de déterminer le marché qui influence les autres. D'où la nécessité de procéder à des tests. Deux approches conceptuelles majeures ont été développées par Granger (1969) et par Sims (1980). L'approche de Granger (1969) repose

sur la capacité des valeurs passées d'une des séries à améliorer l'erreur de prévision de l'autre. Sims (1980) ajoute la capacité des innovations d'une des séries à contribuer à améliorer l'erreur de prévision de l'autre. Dans cette note technique, les tests de causalité de Granger et de Toda Yamamoto sont développés. D'autres méthodes comme celle de HSIAO (1981) permettent aussi de tester la causalité.

1. Test de non-causalité de Granger

La notion de causalité au sens de Granger repose sur la définition suivante. Une série X_t cause une série Y_t si la connaissance du passé de X_t conduit à l'amélioration de la prévision de Y_t basée uniquement sur le passé de Y_t . Ce test repose sur le test de nullité des coefficients associés aux variables (X_{t-i} , $0 \leq i \leq p$). Il est basé sur le modèle défini ci-dessous :

$$\begin{cases} Y_t = \alpha_1^0 + \sum_{i=1}^p \alpha_1^i Y_{t-1} + \sum_{j=1}^q \beta_1^j X_{t-1} + \varepsilon_t \\ X_t = \alpha_2^0 + \sum_{i=1}^p \alpha_2^i Y_{t-1} + \sum_{j=1}^q \beta_2^j X_{t-1} + u_t \end{cases} \quad (17)$$

X_t ne cause pas Y_t si $\beta_1^1 = \beta_1^2 = \dots = \beta_1^q = 0$

Y_t ne cause pas X_t si $\alpha_2^1 = \alpha_2^2 = \dots = \alpha_2^q = 0$

Sous l'hypothèse de stationnarité des variables, un modèle VAR permet de faire un test de Fisher afin de décider de la causalité ou non des variables en question.

2. Test de non-causalité de Toda et Yamamoto (1995)

Plusieurs critiques ont été avancées sur l'utilisation du test de non-causalité de Granger. Parmi celles-ci, la stationnarité supposée des variables est la plus fréquente. Johansen et Juselius (1990), Philips et Toda (1993), ont essayé d'améliorer le test de Granger. Ainsi, Toda et Yamamoto (1995) ont développé un test de non-causalité basé sur la modification du modèle VAR(p) et élimine le cadre d'analyse restrictif basé sur l'hypothèse de stationnarité des variables. Pour ces auteurs, les économistes se soucient peu des restrictions théoriques de stationnarité et de cointégration.

L'estimation de ce VAR(p) modifiée consiste à :

- Déterminer l'ordre d'intégration de toutes les variables et l'ordre d'intégration maximal (dmax) ;
- Estimer le VAR(p) ; ce qui revient à estimer le p optimal en appliquant les critères AIC et SIC ;
- Estimer un VAR(p+dmax) défini comme suit :

$$\begin{cases} Y_t = \alpha_1^0 + \sum_{i=1}^p \alpha_1^i Y_{t-1} + \sum_{i=p+1}^{p+dmax} \alpha_1^i Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_1^j X_{t-1} + \sum_{j=p+1}^{p+dmax} \beta_1^j X_{t-1} + \varepsilon_t \\ X_t = \alpha_2^0 + \sum_{i=1}^p \alpha_2^i Y_{t-1} + \sum_{i=p+1}^{p+dmax} \alpha_2^i Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_2^j X_{t-1} + \sum_{j=p+1}^{p+dmax} \beta_2^j X_{t-1} + u_t \end{cases} \quad (18)$$

Sous Ho : $\beta_1^i = 0, i = 1, 2, \dots, p$, X_t ne cause pas Y_t .

La statistique de test de Wald modifiée est donnée par :

$$S = T * (\widehat{\beta}_1' * R' * (R * \Sigma_v * R')^{-1} * R * \widehat{\beta}_1) \sim \chi^2(p + dmax) \quad (19)$$

Avec :

$$\beta = (\beta_1^1, \beta_1^2, \dots, \beta_1^p);$$

Σ_v : Matrice de variance covariance de (ε, u) ;

R : Matrice identifiant les restrictions sous l'hypothèse nulle ;

c. Modèles économétriques non linéaires

Les modèles postulant l'hypothèse de la stabilité du modèle linéaire dans le temps, ont été souvent critiqués. En effet, pour des raisons de changement structurel, certains paramètres au cours du temps se modifient de manière continue ou discrète. Cette remise en cause de la validité des méthodes économétriques linéaires a fait progresser l'analyse des modèles à seuil (TAR¹⁶, TVECM¹⁷,...).

Ces modèles trouvent leur fondement dans la transmission asymétrique des chocs dont l'ampleur dépend de la nature des chocs. Cette hypothèse implique qu'en cas de choc de prix entraînant une déviation de l'équilibre excédant un certain seuil critique, les agents économiques agissent pour ramener le système à l'équilibre (Badolo, 2012). En effet, la flambée des prix des produits agricoles sur les marchés internationaux durant la période 2006-2008 n'a pas eu le même effet dans tous les pays en développement. Cette situation traduit l'existence d'acteurs (État, intermédiaires commerciaux, etc...) et de mécanismes encadrant la transmission des prix. De ce fait, en cas de concurrence imparfaite ou une politique de soutien à la stabilité des prix, les hausses des prix ne se transmettent même pas de la même manière que les baisses. Les modèles TAR, MTAR et le modèle TVECM offrent un cadre de vérification pour les ajustements asymétriques.

¹⁶Threshold Auto-Regressive

¹⁷Threshold Vector Error Correction Models

i. Modèles TAR et MTAR

L'idée d'estimer les modèles autorégressifs non linéaires est introduite par Tong (1978, 1980, 1983, 1990). Ces modèles permettent de tester l'hypothèse de transmission asymétrique des chocs. Ils se fondent sur la validité du modèle autorégressif linéaire et l'hypothèse symétrique de transmission des chocs pour tester l'hypothèse de transmission asymétrique.

Dans cette note technique, la méthode de Enders et Granger (1998) basée sur un modèle autorégressif à seuil (TAR) est adoptée pour tester l'hypothèse d'asymétrie des chocs. D'autres tests de cointégration à seuil permettent de tester l'hypothèse d'asymétrie des chocs. Il s'agit particulièrement le test de Tsay (1989), Hansen et Seo (2002) et Seo (2006).

Considérant : $P_{2t} = \mu_0 + \alpha_1 P_{1t} + U_t$, la relation liant les deux marchés supposant que P_1 est le prix du marché central et P_2 le prix du marché local.

Enders et Granger (1998) ont proposé que U_t est un processus autorégressif défini comme suit :

$$\Delta U_t = \rho_1 I_t U_{t-1} + \rho_2 (1 - I_t) U_{t-1} \quad (20)$$

Avec I_t une fonction indicatrice qui peut prendre deux formes suivant l'hypothèse qui est faite sur la dynamique de seuil. Si la dynamique d'ajustement est plus portée par les changements en niveau, il est préférable d'utiliser le modèle SETAR qui est souvent appelé le modèle TAR. Cependant, si la dynamique d'ajustement est guidée par des changements d'amplitude des variations, le modèle MTAR est plus adapté à la modélisation de l'ajustement asymétrique.

Dans le cas d'un modèle SETAR, la fonction indicatrice I_t est définie comme suit :

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{si } U_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{si } U_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (21)$$

Quant au modèle MTAR, la fonction indicatrice I_t est définie comme suit :

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{si } \Delta U_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{si } \Delta U_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (22)$$

Le seuil τ est à estimer avec les méthodes comme celles de Tsay (1989), Chan (1993), Hansen (1993). La méthode de Chan (1993) est celle qui est la plus utilisée. Celle-ci consiste à supprimer les 15% des valeurs des résidus les plus élevées et 15% les plus faibles. Le seuil optimal correspond à celui (parmi les 70 % des valeurs des résidus restantes) qui minimise la somme des carrés des résidus.

Le test d'hypothèse de transmission asymétrique exige que les coefficients ρ_1 et ρ_2 soient négatifs et différents. Pour cela, le test de Enders et Siklos (2001) basé sur la statistique T-max (basée sur $H_0 : \max(\rho_1, \rho_2) = 0$ vs $\max(\rho_1, \rho_2) < 0$) permet de tester la négativité des coefficients ρ_1 et ρ_2 . Le test de Fisher permet de tester la différence de ces deux coefficients.

ii. Modèles ECM-TAR, ECM-MTAR et TVECM

Les modèles TAR ne s'intéressent pas aux dynamiques de transmission des prix à court-terme. Cependant, les modèles à correction d'erreur avec seuil (ECM-TAR, ECM-MTAR et TVECM, etc...) offrent la possibilité de tester les dynamiques d'ajustement asymétrique et de transmission des prix à court terme. Nous mettons le focus sur le modèle TVECM car les modèles ECM-TAR et ECM-MTAR sont les versions à correction d'erreur des modèles TAR et MTAR.

Considérant le modèle TVECM suivant :

$$\begin{aligned}
 P_t &= (P_{1t}, P_{2t}), \beta = (1, -\beta), U_{t-1}(\beta) = \beta' P_t \\
 X_{t-1}(\beta) &= (1, U_{t-1}(\beta), \Delta P_{t-1}, \Delta P_{t-2}, \dots, \Delta P_{t-p}) \\
 \rho_1 &= (\rho_{11}, \rho_{12}), \rho_2 = (\rho_{21}, \rho_{22}) \\
 \alpha_{1i} &= (\alpha_{11i}, \alpha_{12i}), \alpha_{2i} = (\alpha_{21i}, \alpha_{22i}) \\
 \Delta P_t &= \left(\rho_1 U_{t-1}(\beta) + \sum_{i=1}^p \alpha_{2i}^{I_t} \Delta P_{2t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{1i}^{I_t} \Delta P_{1t-i} \right) * I_t \\
 &\quad + \left(\rho_2 U_{t-1}(\beta) + \sum_{i=1}^p \alpha_{2i}^{1-I_t} \Delta P_{2t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{1i}^{1-I_t} \Delta P_{1t-i} \right) * (1 - I_t) + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{23}$$

Hansen et Seo (2002) ont développé une méthode d'estimation basée sur la recherche conjointe de β et τ basée sur la méthode du maximum de vraisemblance. Le test de non-linéarité ($\rho_1 = \rho_2$) proposé par ces auteurs repose sur le test du multiplicateur de Lagrange (LM test) ou test du score.

Toutefois, Seo (2006) a remis en cause la procédure en deux étapes de Hansen et Seo (2002) car les tests peuvent souffrir d'une perte de puissance lorsque l'alternative est la cointégration à seuil. Il a développé un test de non-linéarité, nommé BAND_TVECM, dans lequel les vecteurs de cointégration sont pré-spécifiés.

III. Données et Résultats

a. Données

Les données utilisées pour l'application des modèles théoriques présentés sont les prix mensuels d'un kilogramme de riz de Thaïlande et du riz importé au Sénégal entre janvier 2007 et décembre 2019. Elles proviennent du site de la FAO¹⁸. Les données de prix du riz importé au Sénégal ont été collectées au niveau des marchés du riz de Dakar et de Thiès. L'utilisation de ces données vise à analyser l'intégration des marchés en considérant deux cas différents, mais aussi à mesurer le degré d'intégration de ces marchés,

¹⁸ <https://fpma.apps.fao.org/giews/food-prices/tool/public/#!/dataset/domestic>

ainsi que les mécanismes de transmission des prix. Le premier exemple vise à analyser l'intégration des marchés du riz des deux pays en considérant le marché de Dakar pour le Sénégal. Le second exemple analyse l'intégration des marchés du riz de la région de Dakar et de la région de Thiès.

Cependant, dans le but d'assurer une cohérence d'ensemble des données de prix, elles ont été exprimées en CFA et déflatées par l'indice des prix à la consommation. Toujours est-il qu'il faut corriger les imperfections, particulièrement les valeurs aberrantes et les valeurs manquantes et s'assurer autant que possible de l'explication des liens entre les marchés en question. Dans le cadre des analyses économétriques, les données de prix ont été transformées en logarithme pour que les effets puissent être expliqués comme des élasticités.

b. Résultats

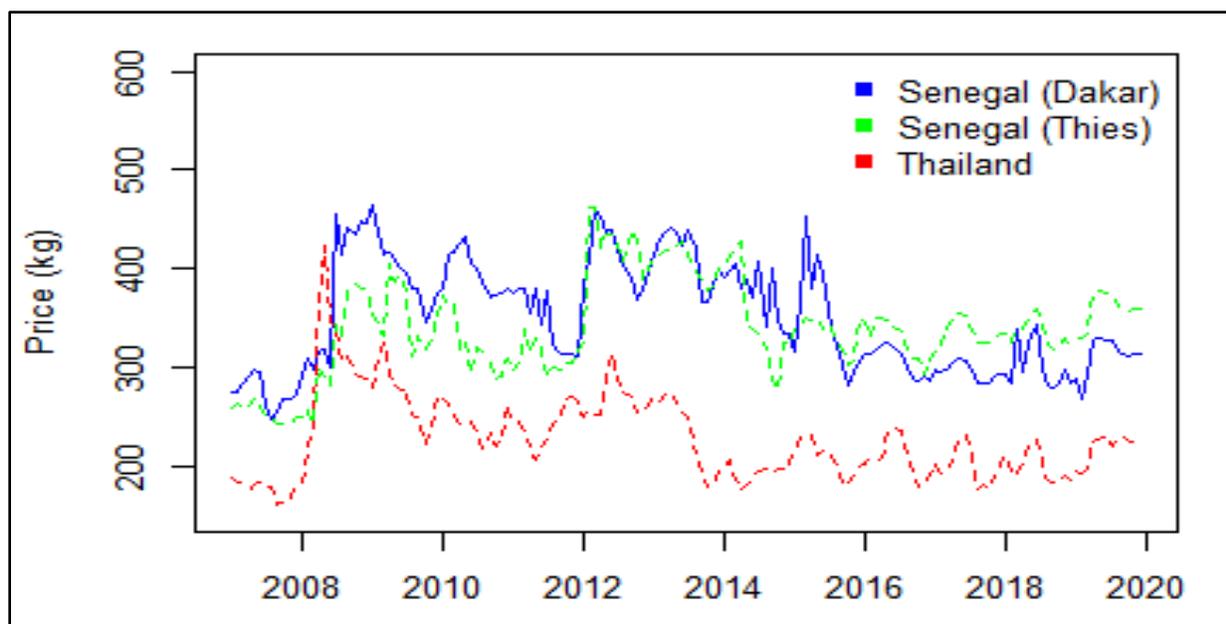
i. Analyse descriptive

1. Analyse graphique

Il est toujours important de procéder à une brève représentation graphique des données afin de s'imprégner de la tendance et la nature des relations existantes. Pour autant, ce préliminaire, bien qu'utile, peut révéler des relations non pertinentes et même quasi-inexistantes.

La figure 1 présente les évolutions des prix mensuels d'un kilogramme de riz de Dakar, de Thiès et de la Thaïlande entre 2007 et 2019. Le constat particulier qui se dégage est la tendance à errer de ces deux courbes au cours des années, mais cela dans le même sens. On a une présomption de cointégration entre ces trois variables. L'analyse de ces relations entre ces trois prix est à approfondir avec l'application des modèles économétriques présentés ci-dessus. Toutefois, le focus sera mis sur l'analyse des marchés du riz de Dakar et de Thaïlande et des marchés du riz de Dakar et de Thiès.

Figure 1: Évolutions des prix d'un kilogramme de riz du Sénégal (Dakar et Thiès) et de la Thaïlande



Source : Auteurs

2. Analyse numérique

Au-delà de la description graphique de la relation entre les prix de ces marchés, il est possible de quantifier la relation grâce à la corrélation de Pearson, de Spearman et de Kendall. Ces corrélations, présentées dans le tableau 1, montrent que les marchés de Dakar et Thaïlande et les marchés de Dakar et Thiès sont assez intégrés si on juge valide les coefficients de corrélation de Pearson, de Spearman et de Kendall, ainsi que la significativité des trois coefficients de corrélation. En effet, une corrélation supérieure à 0.5 est jugée assez élevée.

Tableau 1 : Corrélation de Pearson, de Spearman et de Kendall

Correlation	Dakar et Thaïlande		Dakar et Thiès	
	Corrélation	P-value	Corrélation	P-value
Pearson	0.57	6.93E-15	0.65	6.34E-20
Spearman	0.68	2.33 E-23	0.62	4.01E-18
Kendall	0.52	9.21E-22	0.45	6.14E-17

Sources : Auteurs

Avant de procéder à l'interprétation du coefficient de Pearson, il est souvent nécessaire de procéder au diagnostic des hypothèses qui assurent la validité de cet outil d'analyse. Pour cela, il est possible de représenter les diagrammes à moustaches et les Q-Q plots pour avoir une vision graphique sur de potentielles valeurs extrêmes et la nature des distributions des prix. En plus, les tests de valeurs extrêmes

(test de Grubbs, etc...) et de normalité (Jarque-Bera, Shapiro-Wilk, etc...) permettent d'étayer sur de telles hypothèses.

Ces imperfections peuvent compromettre le test de corrélation de Pearson. Face à celles-ci, les tests non paramétriques (Spearman et Kendall) sont conseillés même si ceux-ci nécessitent l'hypothèse de monotonie. En plus, la transformation des données continues peut conduire à la déformation des relations¹⁹.

ii. Résultats économétriques des modèles linéaires

1. Tests de Stationnarité

L'hypothèse fondamentale sur laquelle repose les tests économétriques est la stationnarité, en particulier le test de Pearson. Si celle-ci n'est pas vérifiée, elle peut conduire à une corrélation forte sans qu'il existe une relation entre les deux séries (problème de régression fallacieuse). Par exemple, deux séries ne présentant que des tendances communes peuvent présenter une corrélation forte, alors que la seule raison expliquant cette relation est la tendance. C'est ce genre de problèmes qui font l'objet du diagnostic de la stationnarité. Les tests de stationnarité appliqués aux séries de prix du Sénégal (Dakar et Thiès) et de la Thaïlande montrent la non-stationnarité en niveau et la stationnarité en différence des séries de prix de Dakar et de Thiès du Sénégal (ADF, Phillips Perron et KPSS). Quant à la série de prix de la Thaïlande, nous avons trouvé la stationnarité en niveau (test de ADF) au seuil de 5% et la non-stationnarité en niveau (Phillips Perron et KPSS) et la stationnarité en différence.

Tableau 2 : Tests de racine unitaire

	ADF (p-val)		PP (p-val)		KPSS (p-val)	
	Niveau	Différence	Niveau	Différence	Niveau	Différence
Sénégal (Dakar)	0.25	0.01	0.09	0.01	0.01	0.1
Sénégal (Thiès)	0.23	0.01	0.11	0.01	0.03	0.1
Thaïlande	0.04	0.01	0.07	0.01	0.01	0.1

Source : Auteurs

Nous pouvons retenir que les séries de prix de Dakar et de Thiès du Sénégal sont intégrées d'ordre 1 et la série de prix de la Thaïlande a un ordre d'intégration inférieur ou égal à 1. Pour les besoins d'application de cette note technique, nous allons supposer que la série de prix de la Thaïlande a un ordre d'intégration égal à 1 (tests majoritaires) dans le cas des tests de Granger et de Johansen et de l'estimation des modèles VECM.

¹⁹ Il peut se trouver que la corrélation de Spearman et celle de Pearson soient de signe contraire.

2. Tests de cointégration

La non-stationnarité des séries de prix du riz des deux pays trouve tout son sens dans l'analyse de la cointégration. Ce dernier, développé dans le cadre de l'économétrie des séries non stationnaires, permet d'étudier la relation entre les prix du riz des deux pays, notamment l'intégration entre ces deux marchés. Ces séries, qui sont supposées, intégrées d'ordre 1, permettent d'appliquer les tests de cointégration et d'estimer les modèles théoriques présentés dans cette note technique. Ces tests permettent d'une part de valider ou non l'existence d'une relation d'intégration et d'autre part d'apprécier à l'aide d'une estimation la relation d'intégration entre les deux marchés.

- Approche de Engle et Granger (1987)

La dichotomie de l'approche de Engle et Granger (1987) fait qu'il n'y a pas de lien direct entre le test de cointégration et l'estimation de la relation de court-terme. Le tableau 3 présente les résultats de ce test basé sur la stationnarité en se référant aux tests de Phillips-Perron, Pantula, Gonzales-Farias et Fuller. On peut retenir qu'on peut accepter l'hypothèse d'existence d'une relation de cointégration entre le marché du Sénégal et de la Thaïlande, ainsi que celui du marché de Dakar et de Thiès. Toutefois, il faut veiller à tester les hypothèses (autocorrélation, normalité) d'estimation de la relation de long terme, ainsi qu'à intégrer les variables omises.

Tableau 3 : Résultats du test de racine unitaire des résidus

Unit Root Tests of Residuals	Dakar et Thaïlande	Dakar et Thiès
	P-value	P-value
Phillips-Perron (PP)	0.01	0.05
Pantula, Gonzales-Farias and Fuller (PGFF)	0.03	0.04

Sources : Auteurs

- Approche de Johansen

L'approche de Engle et Granger se limite à une estimation d'une relation de long terme et du test de non-stationnarité pour décider de l'intégration entre deux marchés. L'approche de Johansen offre ainsi un cadre d'analyse plus général, particulièrement dans le cas de plusieurs marchés et combine une analyse de la relation de long terme et de court terme. Le tableau 4 présente les résultats du test de Johansen et l'estimation du modèle VECM considérant le cas des marchés du riz du Sénégal et de la Thaïlande et le cas des marchés du riz de la région de Dakar et de Thiès. Le test de la trace de Johansen montre qu'il existe une relation de cointégration des prix suivant les deux cas. Cela confirme qu'il existe une relation d'intégration des marchés du riz du Sénégal (Dakar) et de la Thaïlande et des marchés du riz de Dakar et de Thiès. Et en plus les coefficients d'ajustement des marchés du riz du Sénégal et de la Thaïlande et des marchés du riz de Dakar et de Thiès, négatifs et strictement inférieurs à 1, sont respectivement de -17 et de -21. Ces résultats

traduisent la validité des relations de long terme et les coefficients de long terme presque égaux à 1 pourraient impliquer une parfaite transmission des prix et une forte intégration entre ces marchés.

Tableau 4 : Test de cointégration de Johansen

Johansen Test Trace	Senegal (Dakar) et Thaïlande				Dakar et Thies			
	Test	10pct	5pct	1pct	Test	10pct	5pct	1pct
$r \leq 1$	10.24	10.49	12.25	16.26	7.11	10.49	12.25	16.26
$r = 0$	41.89	22.76	25.32	30.45	29.74	22.76	25.32	30.45
Sort run	Estim	Std. Err	Pr(> t)		Estim	Std. Err	Pr(> t)	
ect1	-0.17	0.03	0.00***		-0.21	0.06	0.00**	
dLog Price DK.1	-0.37	0.08	0.00***		-0.39	0.09	0.00**	
dLog Price TL.1	-0.07	0.08	0.35					
dLog Price THS.1					0.20	0.09	0.03 *	
Constant	0.06	0.01	0.00***		-0.04	0.01	0.00**	
Long run	ect1				ect1			
Log Price DK.2	1.00				1.00			
Log Price TL.2	-1.01							
Log Price THS.2					-1.07			
trend	-0.00				0.002			

Signif. codes : *** p<0.00, ** p<0.01, *p<0.05

dLog_Price_DK.1 : différence première du logarithme du prix du riz de Dakar retardée d'une période

dLog_Price_TL.1 : différence première du logarithme du prix du riz de Thaïlande retardée d'une période

dLog_Price_THS.1 : différence première du logarithme du prix du riz de Thiès retardée d'une période

Log_Price_DK .2: logarithme du prix du riz de Dakar retardé de deux périodes

Log_Price_TL.2 : logarithme du prix du riz de Thaïlande retardé de deux périodes

Log_Price_THS.2 : logarithme du prix du riz de Thiès retardé de deux périodes

Sources : Auteurs

- Approche de Pesaran et al (2001)

L'approche de Johansen exige que les séries soient intégrées d'ordre 1. Pesaran et al (2001) développent un cadre d'analyse de la cointégration des séries non toutes intégrées de même ordre et d'ordre d'intégration inférieur ou égal à 1. Les séries de prix, étant intégrées d'ordre inférieur ou égal à 1 répondent aux exigences du test de Pesaran et al (2001). Dans la même logique que le test de cointégration de Engle et Granger et de Johansen, le test de Pesaran et al (2001) présenté dans le tableau 5 montre aussi qu'on ne peut rejeter l'hypothèse d'intégration des marchés (la F-statistique est supérieure à la borne supérieure). En plus de cela, les coefficients d'ajustement des marchés du riz du Sénégal (Dakar) et de la Thaïlande et des marchés du riz de Dakar et de Thiès, négatifs et strictement inférieurs à 1, sont respectivement de -0.20 et de -0.29. Ces résultats stipulent d'une part que 20% des déviations positives ou négatives entre le marché du Sénégal et celui de la Thaïlande sont résorbées au cours d'un mois. Et d'autre part que 29% des déviations positives ou négatives entre le marché du riz de Dakar et celui de Thiès sont résorbées sur la même période. Ce résultat implique que l'ajustement est beaucoup plus rapide dans le cadre d'une intégration horizontale (Dakar et Thiès) que d'une intégration verticale (Thaïlande et Sénégal).

Quant aux relations de long terme des marchés du riz du Sénégal (Dakar) et de la Thaïlande et des marchés du riz de Dakar et de Thiès, elles ont tous un coefficient de long terme qui n'est pas significativement différent de 1. Ce résultat, traduit une parfaite transmission des prix et une forte intégration de ces marchés. En se référant, aux coefficients des relations de court terme, on peut déduire le rejet de la segmentation de ces marchés.

Tableau 5 : Test de cointégration de Pesaran et al et relations de cout et long terme

Pesaran et al cointegration test	Senegal (Dakar) et Thaïlande		Dakar et Thiès	
	---I (0) ---	---I (1) ---	---I (0) ---	---I (1) ---
10% critical value	5.59	6.26	5.59	6.26
5% critical value	6.56	7.3	6.56	7.3
1% critical value	8.74	9.63	8.74	9.63
F-statistic = 11.01	10.81		10.55	
Sort-run relation:	Estimate	Pr(> t)		
(Intercept)	0.29	0.00 ***	0,14	0.00 ***
ec.1	-0.20	0.00 ***	-0,29	0.00 ***
dLog Price TL	0.26	0.00 **		
dLog Price TL.1	-0.18	0.03 *		
dLog Price DK.1	-0.16	0.04 *	-0,19	0.02 *
dLog Price THS			0,46	0.00 ***
dLog Price THS.1			0,09	0.34
trend.t	0.00	0.52	0	0.00 ***
Long-run relation	Estimate			
Log Price DK.1	-0.20	0.00 ***	-0.29	0.00 ***
Log Price TL.1	0.16	0.00 **		
Log Price THS.1			0.27	0.00 **
Long-run coefficients	Estimate		Estimate	
beta	0.81		0.95	
P-value (Wald test): beta=1?	0.88		0.96	

Signif. codes : *** p<0.00, ** p<0.01, *p<0.05

dLog_Price_DK.1 : différence première du logarithme du prix du riz de Dakar retardée d'une période

dLog_Price_TL.1 : différence première du logarithme du prix du riz de Thaïlande retardée d'une période

dLog_Price_THS.1 : différence première du logarithme du prix du riz de Thiès retardée d'une période

Log_Price_DK .1: logarithme du prix du riz de Dakar retardé d'une période

Log_Price_TL.1 : logarithme du prix du riz de Thaïlande retardé d'une période

Log_Price_THS.1 : logarithme du prix du riz de Thiès retardé d'une période

Beta : coefficient de long terme

Sources : Auteurs

Ces trois approches, certes différentes en théorie, ont trouvé le même résultat qui est l'existence d'une relation de cointégration des marchés. Cependant, des différences ont été notées sur l'estimation du coefficient d'ajustement et le coefficient de long terme. Le coefficient d'ajustement traduit la vitesse d'ajustement, qui transformée en son inverse exprime la durée d'ajustement des deux marchés en cas de déviations positives ou négatives. Suivant l'approche de Timmer (1987), le coefficient de long terme pourrait être interprété comme un indice de compétitivité des marchés.

3. Tests de causalité de Granger et de Toda Yamamoto

L'existence d'une relation de cointégration n'est pas toujours vérifiée et on est toujours intéressé par la relation de cause à effet entre deux séries qui ne sont pas intégrées. De manière plus générale, le test de causalité de Granger et celui de Toda Yamamoto n'exigent aucune hypothèse sur la cointégration des marchés. Toutefois, la cointégration implique une causalité dans au moins un sens. Cela veut dire que même sans test de causalité, on peut affirmer que le prix du riz de la Thaïlande est une cause du prix du Sénégal ou vice versa. Le Sénégal étant un petit pays (price taker) importateur, on s'attend logiquement à avoir le prix thaïlandais causer celui du Sénégal et pas l'inverse. En se référant aux tests de causalité de Granger et de Toda Yamamoto, respectivement présentés dans les tableaux 6 et 7, ont montré que le prix du riz de Thaïlande cause le prix du riz du Sénégal et le prix du riz du Sénégal ne cause pas le prix du riz de la Thaïlande.

Quant à la causalité entre le prix du riz de Dakar et le prix du riz de Thiès, le test de Granger ne permet pas de conclure une causalité bidirectionnelle. En revanche, le test de Toda Yamamoto, montre que le prix du riz de Dakar cause le prix du riz de Thiès et vice-versa. Ce résultat, beaucoup plus robuste que le test de Granger simple dans notre contexte, peut traduire le fait que ces deux régions répondent de la même manière aux transmissions de choc des pays exportateurs et partagent aussi les mêmes réseaux d'intermédiaires commerciaux, ainsi que les mêmes mécanismes encadrant le prix.

Tableau 6: Test de Causalité de Granger

Cas	H0	P-value
et Thaïlande	Le prix du riz du Sénégal ne cause pas le prix de la Thaïlande	0.67
	Le prix du riz de la Thaïlande ne cause pas le prix du Sénégal	0.01
Dakar et Thiès	Le prix du riz de Dakar ne cause pas le prix de Thiès	0.31
	Le prix du riz de Thiès ne cause pas le prix de Dakar	0.03

Sources : Auteurs

Tableau 7: test de causalité de Toda Yamamoto

Cas	H0	P-value
Sénégal et Thaïlande	Le prix du riz du Sénégal ne cause pas le prix de la Thaïlande	0.72
	Le prix du riz de la Thaïlande ne cause pas le prix du Sénégal	0.01
Dakar et Thiès	Le prix du riz de Dakar ne cause pas le prix de Thiès	0.03
	Le prix du riz de Thiès ne cause pas le prix de Dakar	7.7e-06

Sources : Auteurs

iii. Résultats économétriques des modèles non linéaires

Il est important de comprendre que les modèles linéaires peuvent renseigner sur les mécanismes de transmission des prix mais leurs résultats pourraient être biaisés lorsque l'hypothèse de linéarité n'est pas

respectée. À ce titre, les modèles non linéaires offrent un cadre d'analyse plus cohérent afin de répondre aux problèmes de non-linéarité. Ils permettent d'analyser le mécanisme de transmission asymétrique.

Dans le cas des modèles TAR, MTAR, ECM-TAR et ECM-MTAR, nous avons retenu que le prix international du riz de la Thaïlande cause le prix du riz importé du Sénégal (déjà montré par les tests de Granger et de Toda-Yamamoto).

1. TAR, MTAR

Les résultats du modèle TAR et MTAR, présentés dans le tableau 8, offrent un cadre d'analyse d'ajustement asymétrique des prix dans le cas des marchés du riz du Sénégal et de la Thaïlande et le cas des marchés du riz de Dakar et de Thiès. Le tableau 8 présente les tests de non-linéarité, les coefficients d'ajustement et les seuils des deux modèles.

Pour le cas des marchés du riz du Sénégal et de la Thaïlande, l'hypothèse nulle d'ajustement symétrique n'a pas été rejetée par le modèle TAR (p-value=0.29), mais uniquement par le modèle MTAR (p-value=5.5e-07). En effet, les deux résultats ne sont pas contradictoires. Le modèle TAR est adapté pour des changements en niveau, alors que le modèle MTAR reflète les dynamiques d'ajustement guidées par des changements d'amplitude des variations. Par conséquent, le modèle MTAR est le modèle retenu pour analyser la dynamique d'ajustement asymétrique. Les coefficients d'ajustement ρ_1 et ρ_2 estimés sont respectivement de -0.55 et de -0.05 (non significatif). Ces résultats indiquent que 55% des déviations positives (c'est-à-dire une baisse du prix international du riz Thaïlandais correspondant à une valeur positive de la marge de long terme) sont résorbées au cours d'un mois. En revanche, concernant les déviations négatives (c'est-à-dire une valeur négative de la marge de long terme correspondant à une hausse du prix international), aucun ajustement n'est constaté au niveau de la dynamique de court-terme. L'une des principales raisons avancées pour expliquer cette situation est l'existence de distorsions, résultant d'une fixation autoritaire des prix par le gouvernement et une subvention des importations de riz en cas de hausse. En 2008, Les pouvoirs publics pour stabiliser les prix ont réagi en suspendant les droits de douane de 10% (mesures fiscales) sur les importations de riz, en soutenant les prix à la consommation par la subvention des importations de riz à hauteur de 35-41 Fcfa/kg et en assurant le contrôle et la fixation des prix.

L'analyse de l'asymétrie de la transmission de prix entre le marché du riz de Dakar et de Thiès grâce aux modèles TAR et MTAR ne permet pas de mettre en évidence une transmission asymétrique des prix du riz entre ces deux régions. Ces résultats montrent néanmoins la nécessité de faire recours aux modèles non linéaires afin de comprendre les mécanismes de transmission des prix et les dynamiques d'ajustement, notamment pour les relations entre le marché international et le marché domestique.

Tableau 8 : Résultats des modèles TAR et MTAR

Modèles	Sénégal et Thaïlande				Dakar et Thiès			
	TAR		MTAR		TAR		MTAR	
	Estim	P-val	Estim	P-val	Estim	P-val	Estim	P-val
ρ_1	-0.14	0.02 *	-0.55	4.9e-10***	-0.19	0.00 **	-0.14	0.17
ρ_2	-0.24	0.00**	-0.05	0.35	-0.04	0.49	-0.11	0.03 *
H0: SH: $\rho_1 = \rho_2$ (P-v)	0.29		5.5e-07 ***		0.09		0.77	
Seuil	-0.1		0.05		0.08		0.05	

Signif. codes : *** p<0.00, ** p<0.01, *p<0.05

SH: Symmetric Hypothesis

Sources : Auteurs

2. ECM-TAR, ECM-MTAR

Il est toujours possible d'aller au-delà des résultats donnés par les modèles TAR et MTAR en s'intéressant aux modèles à correction d'erreur à seuil (ECM-TAR et ECM-MTAR). Nous pouvons les comprendre comme des dynamiques qui complètent les modèles TAR et MTAR permettant d'analyser la dynamique des prix à court-terme.

Les résultats du modèle ECM-TAR, présentés dans le tableau 9, indiquent qu'il n'y a pas d'ajustement asymétrique, comme trouvé dans le cas du modèle TAR. Cependant, ceux du modèle ECM-MTAR confirment l'hypothèse d'ajustement asymétrique. Ce dernier montre que la dynamique d'ajustement des prix n'est pas instantanée. Toutefois, il faut analyser avec prudence ce résultat car l'existence d'ajustement asymétrique devrait motiver l'analyse de cette dynamique de court-terme en deux régimes.

Ces résultats traduisent l'importance d'étudier les dynamiques de court-terme. Toutefois, les modèles à correction d'erreur à seuil, présentés ci-dessus, doivent être interprétés avec beaucoup de prudence car la dynamique de court terme n'intègre pas l'ajustement asymétrique. Le modèle TVECM offre un cadre d'analyse plus général permettant d'analyser les résultats par régime tout en intégrant la dynamique de court terme.

Tableau 9 : Résultats des modèles ECM-TAR et ECM-MTAR

Modèles	ECM-TAR	ECM-MTAR
diff.Log_Price_DK.t	Estimation	Estimation
H0: SH $\rho_1 = \rho_2$	0.1	0.00***
Seuil	-0.1	0.05
ρ_1		-0.58***
ρ_2		-0.06
dLog_Price_TL.1		-0.03
dLog_Price_DK.1		-0.02
(Constante)		0.01

Signif. codes: *** p<0.00, ** p<0.01, *p<0.05

dLog_Price_DK.1 : différence première du logarithme du prix du riz de Dakar retardée d'une période

dLog_Price_TL.1 : différence première du logarithme du prix du riz de Thaïlande retardée d'une période

SH: Hypothèse de symétrie

Source: auteurs

3. TVECM

Ce modèle offre un cadre plus général que celui proposé par les modèles TAR, MTAR, ECM-TAR et ECM-MTAR. Il permet d'analyser la transmission asymétrique en mettant le focus sur les différents types de régimes existants. Toutefois, ce modèle nécessite de vérifier certaines hypothèses fondamentales. Pour cela, il faut s'assurer que la relation de causalité est bilatérale. Donc, on va se limiter dans le cas du prix du riz de Dakar et celui de Thiès. Ce dernier présente une relation de causalité bilatérale entre les prix du riz des deux régions (cf. Test de Toda & Yamamoto).

Toutefois, l'interprétation des résultats du modèle TVECM nécessite que le test de Hansen et Seo (2002) valide l'hypothèse d'ajustement asymétrique. Les résultats du tableau 10 indiquent, d'après le test de Hansen et Seo (2002), qu'il n'existe pas d'ajustement asymétrique du prix du riz de Dakar et de Thiès. Ce résultat rejoint l'hypothèse de la transmission symétrique des prix entre ces deux régions (Dakar et Thiès) trouvée avec les modèles antérieurs (TAR et MTAR).

Tableau 10 : Résultats du modèle TVECM

Dakar et Thiès				
Hansen et Seo (2002) test	H0 :	P-value= 0.42		
Résultats Économétriques				
	ECT	dLog_Price_DK.1	dLog_Price_THS.1	Constante
VECM : Linear Method				
dLog_Price_DK	-0.22(0.07)***	-0.16(0.08) *	-0.04(0.10)	-0.05(0.02)**
dLog_Price_THS	0.10(0.03)	0.06(0.08)	-0.07(0.09)	0.02(0.01)
Vecteur de cointégration	(1, -1.07)			
TVECM : No Linear Method				
Régime 1-: Bdown, 37%				
dLog_Price_DK	-0.15(0.13)	-0.07(0.60)	0.23(0.06)	-0.01(0.36)
dLog_Price_THS	-0.02(0.85)	0.21(0.11)	-0.04(0.71)	-0.01(0.61)
Régime 2 : Bup, 63%				
dLog_Price_DK	-0.54(0.00)***	-0.17(0.10)	-0.075(0.63)	0.09(0.00)***
dLog_Price_THS	0.06(0.63)	0.03(0.77)	-0.20(0.15)	0.00(0.10)
Seuil	0.06			

Signif. codes: *** p<0.00, ** p<0.01, *p<0.05

dLog_Price_DK.1 : différence première du logarithme du prix du riz de Dakar retardée d'une période

dLog_Price_TL.1 : différence première du logarithme du prix du riz de Thaïlande retardée d'une période

dLog_Price_DK : différence première du logarithme du prix du riz de Dakar

dLog_Price_TL : différence première du logarithme du prix du riz de Thaïlande

dLog_Price_THS : différence première du logarithme du prix du riz de Thiès

Sources : Auteurs

Certes, le modèle TVECM offre un cadre d'analyse de l'intégration des marchés en présence de transmission asymétrique des prix, mais celui-ci comme les modèles VECM exigent que les séries soient intégrées d'ordre 1, ainsi que l'existence de relation de causalité entre les variables qui interviennent dans les relations. À cet effet, le développement du modèle TARDL²⁰ serait un cadre propice d'analyse de l'intégration des marchés, en particulier dans le cas des séries de prix ayant des ordres d'intégration inférieurs ou égaux à 1.

IV. Conclusion

L'analyse de l'intégration des marchés est un outil puissant de compréhension des relations entre les marchés géographiquement distants, d'analyse de l'impact des politiques de libéralisation, de diagnostic de transmission des chocs de prix, ainsi que de l'identification des régions exposées aux chocs. À cet effet, la littérature propose divers outils permettant d'analyser l'intégration des marchés.

²⁰ Threshold Autoregressive Distributed Lags

Cependant, le choix d'un outil adapté n'est pas simple. Il est guidé par la disponibilité des données et des résultats des tests effectués, mais aussi de la compréhension des relations formelles et non formelles existantes entre les marchés en question. Pour la plupart des études, comme dans le cadre de cette note technique, les données de prix sont souvent utilisées.

Cette note technique, comparativement aux autres études, a la particularité de présenter les différentes méthodes tout en mettant le focus sur leurs conditions d'applicabilité, leurs forces et leurs faiblesses. Ces différentes méthodes peuvent être classées en deux approches : l'approche descriptive et l'approche économétrique.

L'approche descriptive, souvent considérée comme l'approche traditionnelle, met le focus sur l'analyse de la corrélation. Elle offre une description préliminaire importante des relations entre les marchés. Bien que l'approche descriptive soit nécessaire pour avoir une vue d'ensemble sur des supposées relations entre les marchés, l'approche économétrique offre une analyse plus complète et plus rigoureuse. L'émergence de ces méthodes est l'un des principaux éléments qui ont contribué au développement des outils de mesure de l'intégration des marchés. Ces méthodes peuvent être classées en deux catégories : les méthodes économétriques linéaires et les méthodes économétriques non linéaires. Ces deux derniers analysent respectivement les mécanismes d'ajustement symétrique et d'ajustement asymétrique. Ces méthodes reposent sur l'utilisation des éléments suivants : les tests de racine unitaires, la cointégration, la causalité, la vitesse d'ajustement et la symétrie des relations.

Toutefois, les résultats économétriques dans le cadre de cette note technique, de même que dans le cadre d'autres études doivent être interprétés avec prudence car ces méthodes sont en plein développement et doivent être liés à des renseignements qualitatifs pouvant étayer leurs validités. En outre, il est difficile de vérifier une hypothèse scientifique de manière isolée (thèse de Duhem-Quine), en particulier l'hypothèse d'intégration des marchés. Cette dernière ne peut s'affranchir des hypothèses auxiliaires telles que la stationnarité des coûts de transaction et la structure du marché (Bonjean et Combes, 2010).

Références

- Alexander, C., and J. Wyeth. 1994. "Cointegration and Market Integration: An Application to the Indonesian Rice Market." *Journal of Development Studies* 30 :303–28.
- Badolo, F. (2012). Chocs de prix internationaux et transmission : cas du marché du riz au Burkina Faso.
- Barrett, C.B. (1996). "Market Analysis Methods: Are Our Enriched Toolkits Well Suited to Enlivened Markets?". *American Journal of Agricultural Economics*, 78: 825-829.
- Baulch, B. 1997. "Testing for Food Market Integration Revisited." *Journal of Development Studies* 33:512–34.
- Blank, S.C., and B.H. Schmiesing. 1988. "Modeling of Agricultural Markets and Prices Using Causality and Path Analysis." *North Central Journal of Agricultural Economics* 10:35–48.
- Blyn, G., 1973, 'Price Series Correlation as a Measure of Market Integration', *Indian Journal of Agricultural Economy*, Vol. 28, pp. 56-9.
- Bonjean, C.A et Combes J.L, (2010). "De la mesure de l'intégration des marchés agricoles dans les pays en développement", *Revue d'économie du développement*, vol 18, pp. 5-20
- Carter, C. A., and N. A. Hamilton. 1989. Wheat inputs and the law-of-one-price. *Agribusiness* 5: 489–96.
- Crouhy-Veyrac, L., M. Crouhy and J. Melitz. 1982. More about the law of one price. *European Economic Review* 18: 325–44.
- Cummings, R.W. (1967). *Pricing Efficiency in the Indian Wheat Market*, Impex, New Delhi, India.
- Dickey, D.A. et W.A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 1A, p.427-431.
- Dickey, D.A. et W.A Fuller (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49, p. 1057-1072.
- Dornbusch, R. 1987. Purchasing power parity. In *The New Palgrave: A Dictionary of Economics*, edited by J. Eatwell, M. Milgate and P. Newman, pp. 1075–85. New York: Stockton Press.
- Enders, W. and C. W. J. Granger (1998) Unit-Root Tests and Asymmetric Adjustment with an Example Using the Term Structure of Interest Rates, *Journal of Business & Economic Statistics*, 16:3, 304-311.
- Enders, W. and P. L. Siklos [2001], Cointegration and Threshold Adjustment, *Journal of Business and Economic Statistics*, 19(2), 166-176.
- Engle, R. F. et Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.

- Enke, S. (1951). "Equilibrium among Spatially Separated Markets: Solution by Electrical Analogue." *Econometrica* 19: 40-47.
- Fackler, P.L. and H. Tastan, (2008). "Estimating the Degree of Market Integration." *American Journal of Agricultural Economics*, 90(1): 69-85.
- Goodwin, B. K. and T. C. Schroeder. 1991. Cointegration tests and spatial price linkages in regional cattle markets. *American Journal of Agricultural Economics* 73 (May): 452-64.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37(2), 424-438.
- Granger, C.W.J. and P. Newbold, 1974, Spurious Regressions in Econometrics, *Journal of Econometrics*, Vol. 2, pp. 111-20.
- Gupta, S., and R. Mueller. 1982. "Analysing the Pricing Efficiency in Spatial Markets: Concept and Application." *European Review of Agricultural Economics* 9:24-40.
- Hansen, B. and Seo, B. [2002], Testing for Two-Regime Threshold Cointegration in Vector Error-Correction Models, *Journal of Econometrics*, 110, 293-318.
- Hariss, B. (1979). "There is Method in my Madness: Or Is It Vice Versa? Measuring Agricultural Market Performance", *Food Res. Inst. Stud.*, 17, 197-218.
- Ihle, R., J. Amikuzuno and S.V. Cramon-Taubadel, 2010. L'intégration Des Marchés Avec Et Sans Échanges Commerciaux Directs : Le Cas De La Tomate Au Ghana. *Revue d'économie du développement*, vol 18, pp 21-46.
- Jensen, R. (2007). "The Digital Divide: Information (Technology), Market Performance and Welfare in the South Indian Fisheries Sector." *Quarterly Journal of Economics*, 122(3): 879-924.
- Johansen, S. (1988). *Statistical Analysis of Cointegration Vectors*. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.
- Johansen, S. and K. Juselius. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - with Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.
- McNew, K. 1996. Spatial market integration: Definition, theory, and evidence. *Agricultural and Resource Economics Review* 25: 1-11
- McNew, K. and P. L. Fackler. 1997. Testing market equilibrium: Is cointegration informative? *Journal of Agricultural and Resource Economics* 22: 191-207.
- Miljkovic, D. and R. J. Paul. 2001. "Product Integration, Market Integration, and Relationships Between Prices: An Application to World Salmon Markets: Comment." *American Journal of Agricultural Economics* 83:1087-89.

- Newbery, D. M. G. and J.E. Stiglitz. 1984. Pareto Inferior Trade, *The Review of Economic Studies*, Volume 51, Issue 1, January 1984, Pages 1–12.
- Phillips, P. C. B. and H. Y. Toda. (1993). Limit Theory in Cointegrated Vector Autoregressions. *Econometric Theory*, 9(1), 150-153.
- Ravallion, M. (1997). “Famines and Economics”, *Journal of Economic Literature*, vol. 35, pp. 1205-1242.
- Ravallion, M. 1986. "Testing Market Integration." *American Journal of Agricultural Economics* 68: 102-109.
- Richardson, J. D. 1978. Some empirical evidence of commodity arbitrage and the law-of-one-price. *Journal of International Economics* 8: 341–51.
- Samuelson, P.A. (1952). “Spatial Price Equilibrium and Linear Programming.” *American Economic Review* 42: 283-303.
- Sen, A. (1981). *Poverty and famines: An essay on entitlement and deprivation*, Oxford: Oxford U. Press.
- Seo, M. (2006), Bootstrap testing for the null of no cointegration in a threshold vector error correction model, *Journal of Econometrics* 134, 129–150.
- Sexton, R. J., C. L. Kling and H. F. Carman. 1991. Market integration, efficiency of arbitrage, and imperfect competition: Methodology and application to U.S. celery. *American Journal of Agricultural Economics* 73 (August): 568–80.
- Sims, C. (1972). Money, Inflation, and Causality. *American Economic Review*, 62(4), 540-52.
- Slade, M.E. 1986. “Exogeneity Tests of Market Boundaries Applied to Petroleum Products.” *Journal of Industrial Economics* 34:291–303.
- Stephens, E.C., E. Mabaya, S. Von Cramon-Taubadel, and C. B. Barrett. (2008). *Spatial Price Adjustment with and without Trade*. Working Paper.
- Stigler G. and Sherwin, R. (1985). “The Extent of the Market”, *Journal of Law and Economics*, vol. 28, pp. 555-85.
- Takayama, T. and Judge G. (1971). *Spatial and Temporal Price Allocation Models*. North-Holland, Amsterdam, The Netherlands.
- Timmer, P. *The Corn Economy of Indonesia*. (Ithaca, N.Y.:Cornell University Press, 1987) p. 214.
- Toda, H. Y. and T. Yamamoto. (1995). Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes. *Journal of Econometrics*, 66(1), 225-250.
- Vollrath, T and T. Hallahan, 2006. Testing the Integration of U.S.–Canadian Meat and Livestock Markets. Economic Research Service, USDA. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, vol 5, 4 pp. 55–79