

Dynamique de Transmission des Prix Domestiques et Intégration des Marchés Céréaliers de Mil et de Sorgho en Zone CEDEAO

Domestic Price Transmission Dynamics and Integration of Millet and Sorghum Cereal Markets in ECOWAS Zone

Ibrahima Kané

Enseignant-Chercheur
Faculté des Sciences économiques et de Gestion (FSEG)
Université de Bamako (Mali)
Laboratoire de Recherche de Saint-Louis (LARES), Sénégal
kanib1978@gmail.com

Cheick Kader M'baye

Enseignant-Chercheur
Faculté des Sciences économiques et de Gestion (FSEG)
Université de Bamako (Mali)
Centre Universitaire de Recherche Economique et Sociale (CURES), Mali
cheick_mbaye2004@yahoo.fr

Date de soumission : 13/02/2022

Date d'acceptation : 01/04/2022

Pour citer cet article :

KANE.I & M'BAYE.C.K .(2022) «Dynamique de Transmission des Prix Domestiques et Intégration des Marchés Céréaliers de Mil et de Sorgho en Zone CEDEAO », Revue Française d'Economie et de Gestion «Volume 3 : Numéro 4» pp : 1 – 26.

Author(s) agree that this article remain permanently open access under the terms of the Creative Commons Attribution License 4.0 International License



Résumé

L'objectif de cet article est d'analyser l'intégration des marchés céréaliers domestiques (à travers une modélisation TAR), en particulier ceux du mil et du sorgho en zone CEDEAO sur des données mensuelles allant de janvier 2009 à décembre 2017. Plus précisément, il s'agit d'analyser le mécanisme de transmission des chocs sur les prix (symétrique ou asymétrique) de ces deux céréales entre les marchés céréaliers de cinq (5) pays de la CEDEAO (Burkina-Faso, Mali, Niger, Nigéria, et Sénégal). Contrairement à l'opinion générale de la littérature, nos résultats révèlent une co-intégration asymétrique entre les marchés de mil de Bamako (Mali), de Ouagadougou (Burkina-Faso), et de Niamey (Niger), indiquant ainsi une faible intégration entre ces paires de marchés. En ce qui concerne les marchés du sorgho, les résultats du modèle TAR révèlent aussi une co-intégration asymétrique entre le Sénégal et le Nigeria. Ces résultats ont de fortes implications, notamment en termes d'intensification des règles concurrentielles, d'amélioration du climat sécuritaire dans la région particulièrement dans la zone des trois frontières (Mali, Burkina, Niger), et d'investissements en infrastructures routières ; afin de faciliter les échanges de ces céréales vivrières, et de garantir ainsi la sécurité alimentaire et la réduction de la pauvreté en zone CEDEAO.

Mots clés : marchés céréaliers ; intégration des marchés agricoles ; transmission asymétrique ; Modèle TAR ; CEDEAO.

JEL codes : Q13, Q17, F15, C32, C50.

Abstract

This paper analyzes the integration of domestic grain markets (through a TAR modelling), in particular those of millet and sorghum in the ECOWAS area on monthly data from January 2009 to December 2017. More precisely, we analyze the transmission mechanism of price shocks (symmetric or asymmetric) of these two cereals between the grain markets of five (5) ECOWAS countries (Burkina-Faso, Mali, Niger, Nigeria, and Senegal). Contrary to the general opinion in the literature, the results of the TAR model reveal an asymmetric cointegration between the millet markets of Bamako (Mali), Ouagadougou (Burkina-Faso), and Niamey (Niger), indicating a weak integration between these market pairs. For sorghum markets, the TAR model results also reveal an asymmetric cointegration between Senegal and Nigeria. These results have strong policy implications, notably in terms of intensifying competitive rules, improving the security climate in the region, particularly in the conflict area (Mali, Burkina, Niger), and investing in road infrastructure in order to facilitate trade in these subsistence grains and thus, to guarantee food security and poverty reduction in the ECOWAS region.

Keywords: grain markets; agricultural markets integration; asymmetric transmission; TAR model; ECOWAS.

JEL classification : Q13, Q17, F15, C32, C50.

Introduction

Le commerce international des produits agricoles et alimentaires a plus que doublé en termes réels sur la période 1995-2018, atteignant ainsi 1.500 milliards de dollars US en 2018 (FAO, 2020). Les exportations des produits agricoles et alimentaires des pays émergents et en développement représentent plus du tiers du total mondial, ce qui met en exergue une intégration importante et croissante des pays en développement aux marchés agricoles mondiaux. Compte tenu de la forte dépendance des économies en développement et notamment ceux de la CEDEAO aux produits agricoles (à la fois en termes de production, de consommation, et de commercialisation), la question de l'intégration des marchés agricoles revêt ainsi une importance capitale pour la croissance et le développement économique de ces pays.

L'intégration des marchés agricoles fut longtemps un sujet de débat, en lien avec la libéralisation des marchés des biens alimentaires dans les pays en développement, qui peut être aussi une condition nécessaire pour une réforme efficace des marchés agricoles (Badolo, 2011). En outre, l'intégration des marchés agricoles offre un cadre d'analyse adéquat relatif au mécanisme de transmission des prix des produits agricoles sur des marchés spatialement séparés. L'analyse du mécanisme de transmission des prix des produits agricoles sur les différents marchés revêt une importance particulière, dans la mesure où elle permet de mettre en évidence le caractère symétrique ou asymétrique de la transmission des prix sur les différents marchés, aidant ainsi à mieux appréhender l'efficacité de ces marchés agricoles. En effet, les interrelations entre des marchés agricoles géographiquement distants sont facilement observables. De ce fait, un choc initial sur un marché se propage plus ou moins rapidement, et de manière plus ou moins intense aux autres marchés en fonction notamment du degré de relations qu'entretiennent ces différentes places. L'existence d'un mécanisme de transmission asymétrique des prix agricoles sur les différents marchés peut ainsi avoir des conséquences économiques importantes, notamment en termes d'insécurité alimentaire, et de croissance pour les pays en développement en général, et pour ceux de la CEDEAO en particulier.

Par ailleurs, sur la période 2008-2011, les marchés agricoles internationaux ont été marqués par deux importants chocs de flambée des prix. Ainsi, à l'épisode de flambée des prix agricoles due à la crise alimentaire de 2008, a succédé une nouvelle hausse des prix de produits agricoles en 2010-2011, ce qui met en évidence le caractère fondamentalement instable des prix des produits agricoles. En outre, la crise des matières premières de 2008 a mis en lumière, à la fois la vulnérabilité des ménages dépendants du marché dont l'accès à l'alimentation se trouve

menacé et les difficultés, voire l'incapacité de certains producteurs à profiter des nouvelles opportunités du marché (Bonjean, et al., 2010). De plus, depuis 2011-2012, la crise sécuritaire dans la bande Sahélo-saharienne est devenue un facteur de perturbation de la production agricole, ainsi qu'une entrave à l'échange entre les zones de production et celles de consommation dans l'espace CEDEAO. Compte tenu de toutes ces contraintes, les marchés des pays de la CEDEAO pourraient souffrir d'une faible interconnexion, de manière à ce que l'insécurité alimentaire et la pauvreté s'accroissent dans ces pays. ***Par conséquent, la problématique centrale de cette étude consiste à se demander s'il existe un mécanisme de transmission asymétrique des chocs des prix céréaliers dans les pays de la CEDEAO, de manière à amplifier l'insécurité alimentaire et la pauvreté dans ces pays ?***

Cet article a ainsi pour objectif d'étudier l'intégration des marchés céréaliers domestiques, en particulier ceux du mil et du sorgho en zone CEDEAO sur des données mensuelles allant de janvier 2009 à décembre 2017. Plus précisément, il s'agit d'analyser le mécanisme de transmission des chocs sur les prix (symétrique ou asymétrique) de ces deux céréales entre les marchés céréaliers de cinq (5) pays de la CEDEAO (Burkina-Faso, Mali, Niger, Nigéria, et Sénégal). Le choix du mil et du sorgho se justifie d'une part, par le fait que les pays de la CEDEAO sont les principaux producteurs de ces céréales dans la région, avec comme premier producteur du sorgho le Nigéria, et le Niger comme premier producteur du mil. D'autre part, l'importance de la consommation du mil et du sorgho dans les habitudes alimentaires des populations des pays de la CEDEAO par rapport aux autres céréales, justifie également le choix porté sur ces deux céréales. ***La principale hypothèse retenue est l'existence d'une transmission asymétrique des prix entre les différents marchés céréaliers des pays considérés.***

Afin de tester notre hypothèse, nous recourons au modèle de cointégration asymétrique (TAR) développé par Enders et Siklos en 2001. Les modèles de cointégration à seuil (TAR) permettent notamment de mettre en évidence l'existence ou non d'une transmission asymétrique entre les prix des différents produits agricoles. Pour ce faire, nous nous sommes inspirés de deux travaux académiques. Il s'agit notamment des travaux de (Badolo, 2011), et de (Ndiaye, 2017). (Badolo, 2011) a analysé la cointégration et la transmission asymétrique des prix internationaux du riz thaïlandais sur deux des marchés locaux de Sankaryaré et Dori au Burkina-Faso. Il conclut à l'existence d'une transmission asymétrique des chocs de prix internationaux sur les prix nationaux de riz au Burkina-Faso. L'analyse de (Ndiaye, 2017) portait sur la cointégration et la transmission asymétrique entre les marchés agricoles (maïs, mil et riz) en zone UEMOA. Contrairement à (Badolo, 2011), les résultats de (Ndiaye, 2017) montrent une absence

d'asymétrie dans la transmission des prix sur les différents marchés agricoles, mettant ainsi en évidence une bonne intégration de ces marchés en zone UEMOA. Notre étude se rapproche le plus de (Ndiaye, 2017) en termes de pays qui composent notre échantillon. Cependant contrairement à lui, l'échantillon de notre étude est composé de quatre pays de l'UEMOA et un pays hors UEMOA (Nigéria). En revanche, notre analyse se rapproche le plus de (Badolo, 2011) en termes de méthodologie plus robuste, dans la mesure où le modèle TAR utilisé considère à la fois l'existence d'un seuil nul et non nul. Toutefois, (Badolo, 2011) ne s'intéresse qu'aux marchés locaux du Burkina-Faso.

Les résultats de l'estimation du modèle TAR révèlent une cointégration asymétrique entre les marchés de mil de Bamako (Mali), de Ouagadougou (Burkina-Faso), et de Niamey (Niger), indiquant ainsi une faible intégration entre ces paires de marchés. Par ailleurs, 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 du mil sur le marché de Bamako entraîne une hausse d'environ 24% sur les marchés du Burkina-Faso et du Niger. En ce qui concerne les marchés du sorgho, les résultats du modèle TAR révèlent une cointégration asymétrique entre le Sénégal et le Nigéria. Ces résultats ont de fortes implications, notamment en termes d'intensification des règles concurrentielles, d'amélioration du climat sécuritaire dans la région particulièrement dans la zone des trois frontières (Mali, Burkina, Niger), et d'investissements en infrastructures routières ; afin de faciliter les échanges des zones de production aux zones de consommation, et de garantir ainsi la sécurité alimentaire et la réduction de la pauvreté en zone CEDEAO.

Le reste de l'article se présente de la manière suivante. La première section est consacrée à la revue de la littérature sur l'intégration des marchés agricoles. La deuxième section présente des faits stylisés suivis d'une analyse descriptive de nos données. La troisième section présente la méthodologie poursuivie dans le cadre de ce papier. La quatrième section est consacrée à la présentation de nos résultats, et enfin la cinquième section discute nos résultats et formule des recommandations.

1. Revue de la littérature

Les économistes tels que (Smith, 1776) et à sa suite (Ricardo, 1817), ont montré par le biais de leurs théories des avantages absolus et comparatifs, que les échanges commerciaux entre deux pays leur procureraient des gains considérables. En effet, ces échanges susciteraient un mouvement de spécialisation et mettraient à la disposition des producteurs et des consommateurs une plus grande variété de biens et services. Cependant, la notion de marché a été développée par les économistes classiques comme une notion abstraite du cadre d'échange

entre plusieurs agents économiques. L'explication de ces échanges, les situations d'équilibre et de déséquilibre ont été à la base des recherches concernant le marché. Ainsi la dimension spatiale du marché fut prise en compte par (Stigler, 1969) comme une aire géographique dans laquelle le prix d'un bien tend à l'uniformité, les différences étant expliquées par les coûts de transport, ce qui se traduirait par la convergence des prix (Agûndez, 2000). Dans la même dynamique, (Ravallion, 1986) dans son article intitulé «Testing market integration », en partant de l'équilibre spatial concurrentiel, considère que deux marchés sont intégrés si l'échange a eu lieu, et que le prix du marché importateur soit égal au prix du marché exportateur plus les coûts de transaction entre les deux marchés. D'après (Caupin, et al., 1998) et (Combes, et al., 2010), deux ou plusieurs marchés sont intégrés, si la variation du prix sur un marché est transmise partiellement ou totalement (degré d'intégration) aux autres marchés, et que le degré d'échanges commerciaux entre ces marchés est élevé.

Au-delà de l'approche théorique, l'analyse empirique de l'intégration des marchés agricoles a suscité un grand intérêt depuis l'étude de Ravallion sur les marchés agricoles du Bangladesh, ainsi qu'après plusieurs séries de crises alimentaires qui ont frappé les pays d'Afrique subsaharienne pendant ces dernières années. Ainsi, (Caupin, et al., 1998) ont utilisé la méthode de (Engle et Granger, 1987) pour étudier l'intégration des marchés céréaliers (mil et maïs) entre le Niger et le Nigéria. L'analyse montre que l'intégration des marchés est plus forte pour le maïs que pour le mil, notamment parce que le maïs est faiblement produit au Niger. (Khedhiri, 1999) a analysé l'intégration des marchés agricoles de gros en Tunisie entre 1^{er} septembre 1994 et le 31 août 1995, à travers un modèle de co-intégration. Les résultats montrent une quasi-absence d'interconnexion des différents prix observés sur ces marchés et ce, malgré l'existence de liens et de tradition d'échanges entre les régions et aussi la proximité des marchés. D'autre part, les résultats obtenus révèlent, en général, un faible pouvoir explicatif des facteurs exogènes, tels que la distance séparant les marchés et l'importance des volumes de transaction des marchés considérés, sur le degré d'intégration des marchés.

(Bassolet, 2001) a analysé l'arbitrage des marchés céréaliers au Burkina-Faso pour mettre en évidence leur degré d'intégration, à travers le test de cointégration et le modèle à correction d'erreur. Les résultats obtenus montrent que les marchés périphériques sont faiblement intégrés aux marchés de référence (Ouaga et Bobo Dioulasso) à long terme. Pour les marchés cointégrés, la vitesse de transmission des variations des prix du marché de référence aux marchés périphériques est moins rapide malgré la diffusion hebdomadaire de l'évolution des prix des principales céréales. (Diakité, et al., 2011) ont analysé l'intégration des marchés agricoles

régionaux à ceux du Mali (Bamako) à partir du modèle de cointégration de Johansen et de la causalité de Granger. Les résultats montrent que peu de marchés sont intégrés au niveau national ; alors qu'au niveau régional, on observe une bonne intégration des marchés. Les auteurs montrent ainsi que le marché de consommation du mil de Ouagadougou est intégré à celui de Niaréla (Bamako), et que le marché de consommation du maïs d'Adjamé est fortement intégré à ceux de Niaréla et de Niamey.

Cependant (Ihle, et al., 2010) ont montré qu'il peut y avoir intégration des marchés sans échanges commerciaux directs en utilisant un modèle vectoriel à correction d'erreur et à changement de régime, pour tester la transmission des prix entre paires de marchés de tomates du Ghana (Navrongo, Tamale, Techiman, Kumasi, Accra), avec et sans échanges commerciaux directs. L'intégration de ces marchés de tomates sans échanges entre eux, serait due à l'impact des nouvelles technologies de l'information et de la communication (NTIC). Par ailleurs, (Rapsomanikis, et al., 2010) ont analysé l'impact de la qualité et de la distance des infrastructures sur les prix des producteurs, ainsi que le comportement concurrentiel ou non des commerçants en utilisant des modèles de cointégration à correction d'erreur et de cointégration avec seuil sur les prix du maïs pour un certain nombre de marchés tanzaniens séparés géographiquement. L'estimation des relations non linéaires entre les prix de marchés séparés géographiquement permet d'évaluer le degré d'intégration de différentes régions et l'ampleur des coûts de transport et autres coûts de transaction.

(Araujo, et al., 2010) se sont intéressés à l'impact du choc pétrolier de 2005-2008 sur la performance des marchés du mil au Niger. Les auteurs disposaient pour cela d'une base de données comprenant les prix du mil provenant du Système d'Information sur les Marchés Agricoles (SIMA), et les prix du pétrole provenant de la base de données de la direction nationale de la statistique. Un modèle de panel à seuil a été estimé sur un échantillon de 66 paires de marchés, couvrant la période allant de janvier 1990 à octobre 2008. Leurs résultats montrent une réduction de la vitesse de correction des déséquilibres de prix avec l'augmentation du prix du pétrole, et donc, un ralentissement des échanges de céréales lié à l'augmentation du prix du pétrole. Cependant, malgré ce ralentissement, leur analyse permet de conclure que les marchés céréaliers du Niger sont globalement performants et restent intégrés dans l'ensemble, malgré l'augmentation significative du prix du carburant en fin de période.

(Badolo, 2011) a évalué 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 et un modèle TAR. Cette analyse a été faite sur des séries mensuelles de prix pour deux marchés du

Burkina Faso (Sankaryaré et Dori). 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, à travers les coûts de transport et les mécanismes d'intervention du gouvernement.

(Etoundi, 2015) a examiné l'instabilité et le caractère asymétrique de l'intégration par les prix des marchés de production et de consommation des produits alimentaires au Cameroun ; à travers le test de cointégration de (Gregory et Hansen, 1996), et l'estimation d'un modèle à correction d'erreur asymétrique. L'étude s'est basée sur des données mensuelles de prix de huit produits alimentaires : le maïs, l'arachide, la tomate, l'oignon, le haricot rouge, le haricot blanc, la pomme de terre et le macabo-taro provenant des principaux marchés de production camerounais. Les résultats montrent que les marchés de production et de consommation sont intégrés, mais que cette intégration n'est pas stable dans le temps.

(Ndiaye, 2017) a étudié l'intégration des marchés agricoles dans la zone UEMOA en évaluant la relation entre les prix de certains produits céréaliers sur les marchés de sept pays de l'UEMOA à partir, d'une part, des tests de cointégration linéaire et non linéaire et d'autre part, de l'indice de concordance de (Harding-Pagan, 2006). Les résultats de l'analyse sur données mensuelles de prix de trois produits (mil, maïs et riz) sur la période allant de janvier 2004 à janvier 2013, montrent que les marchés agricoles de ces produits dans l'UEMOA sont bien intégrés. Ceci explique que ces prix répondent bien aux variations de prix des autres marchés. En outre, les résultats du modèle TAR ne montrent aucune existence asymétrique dans la transmission des chocs de prix des différents produits étudiés. Ceci peut s'expliquer par le faible degré de commercialisation entre les pays de l'UEMOA, qui a pour conséquence un faible nombre d'arbitragistes qui peuvent influencer les mouvements de prix.

Enfin, (Traoré, et al., 2021) ont utilisé les méthodes de cointégration pour analyser l'intégration des marchés du riz de Dakar et de la Thaïlande, puis de Dakar et Thiès entre janvier 2007 et décembre 2019. Les variables utilisées sont les prix mensuels d'un kilogramme de riz de Thaïlande et du riz importé au Sénégal. Les résultats d'estimation de (Engle et Granger, 1987) montrent qu'il existe une relation de cointégration d'une part, entre le marché du Sénégal et de la Thaïlande, et d'autre part, entre celui du marché de Dakar et de Thiès. Les résultats du test de (Pesaran et al., 2001) confirment une parfaite transmission des prix et une forte

intégration de ces marchés. 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.

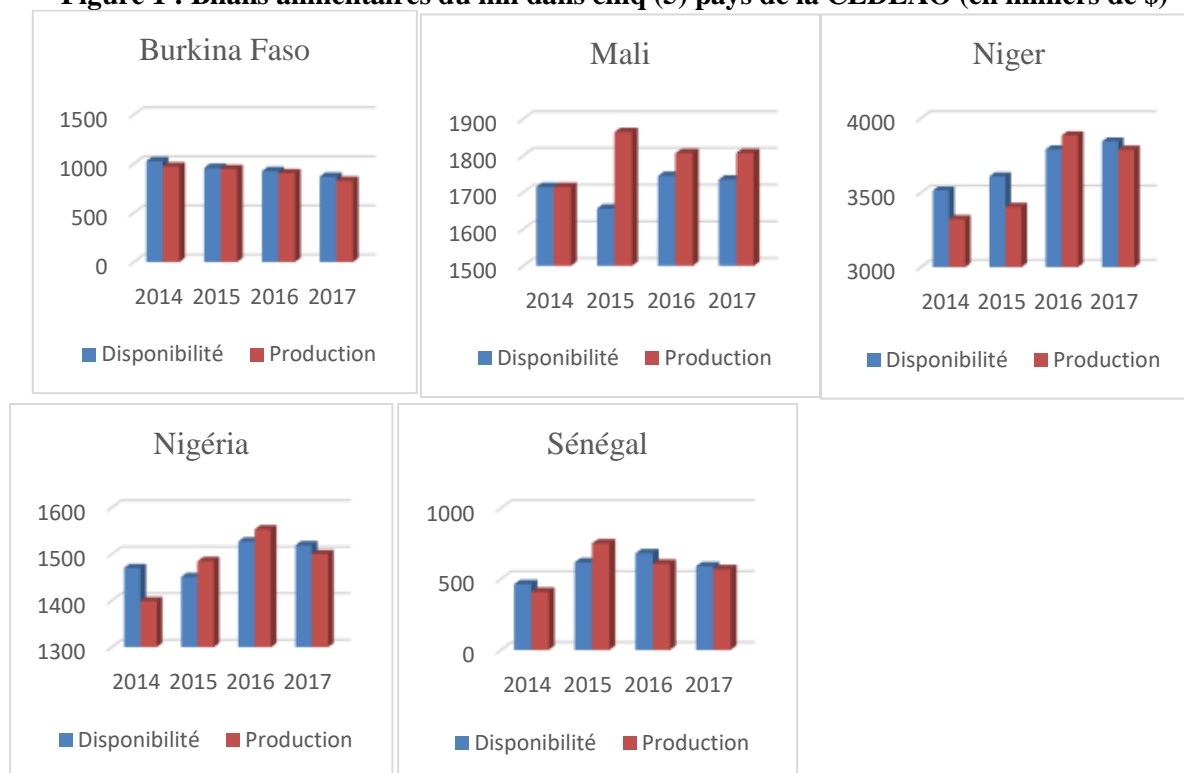
De manière générale, la plupart des études empiriques citées ci-dessus ont cherché soit à analyser la transmission asymétrique des prix au niveau national ou international, soit à analyser la transmission des chocs de prix internationaux aux prix sur différents marchés à l'intérieur d'un pays. En revanche, très peu d'études se sont intéressées à la transmission des prix entre plusieurs pays de la même sous-région dans un contexte de crises endémiques. Pour ce faire, nous testons la transmission asymétrique des prix céréaliers sur les différents marchés de la CEDEAO, dans un contexte de crises sécuritaire et alimentaire qui sévissent dans les principaux pays producteurs de mil, de riz, et de sorgho. Cependant dans cette étude, nous nous intéressons seulement aux marchés du mil et du sorgho ; puisque le riz consommé dans la sous-région étant principalement du riz importé d'Asie.

2. Faits stylisés et analyse descriptive des données

2.1. Bilans alimentaires

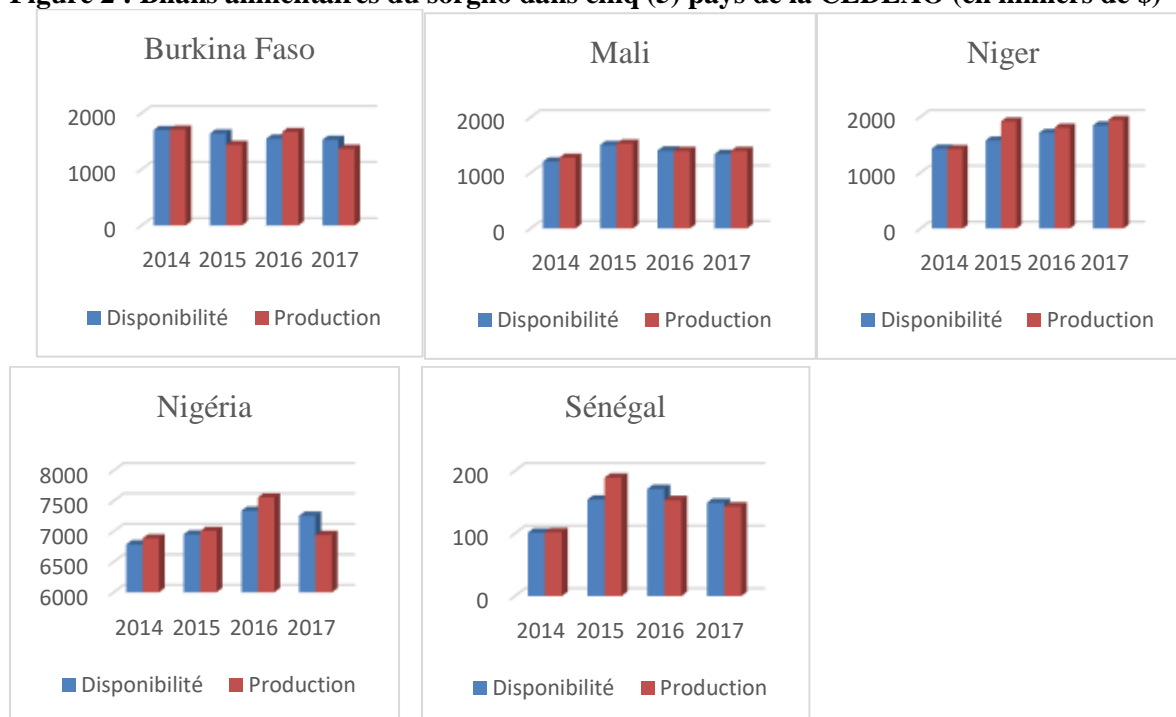
Les bilans alimentaires servent à l'analyse détaillée de la situation alimentaire et agricole d'un pays. En comparant les quantités d'aliments disponibles pour la consommation humaine et le niveau de production alimentaire, on peut se faire une idée du gap des besoins alimentaires. La Figure 1 ci-dessous présente les bilans alimentaires du mil des principaux pays de la CEDEAO retenus dans cette étude. Ainsi le Mali présente un excédent de production du mil, qui est susceptible d'être écoulé sur les autres marchés de la sous-région. Le niveau de production et de consommation du Niger est le plus élevé et le plus faible est celui du Sénégal. Quant aux bilans alimentaires du sorgho, la Figure 2 montre que le Nigéria présente le niveau de production et de consommation le plus élevé, suivi du Niger et du Burkina Faso. Le Niger et le Sénégal ont des bilans légèrement excédentaires.

Figure 1 : Bilans alimentaires du mil dans cinq (5) pays de la CEDEAO (en milliers de \$)



Source : Auteurs, à l'aide des données de FAOSTAT.

Figure 2 : Bilans alimentaires du sorgho dans cinq (5) pays de la CEDEAO (en milliers de \$)



Source : Auteurs, à l'aide des données de FAOSTAT.

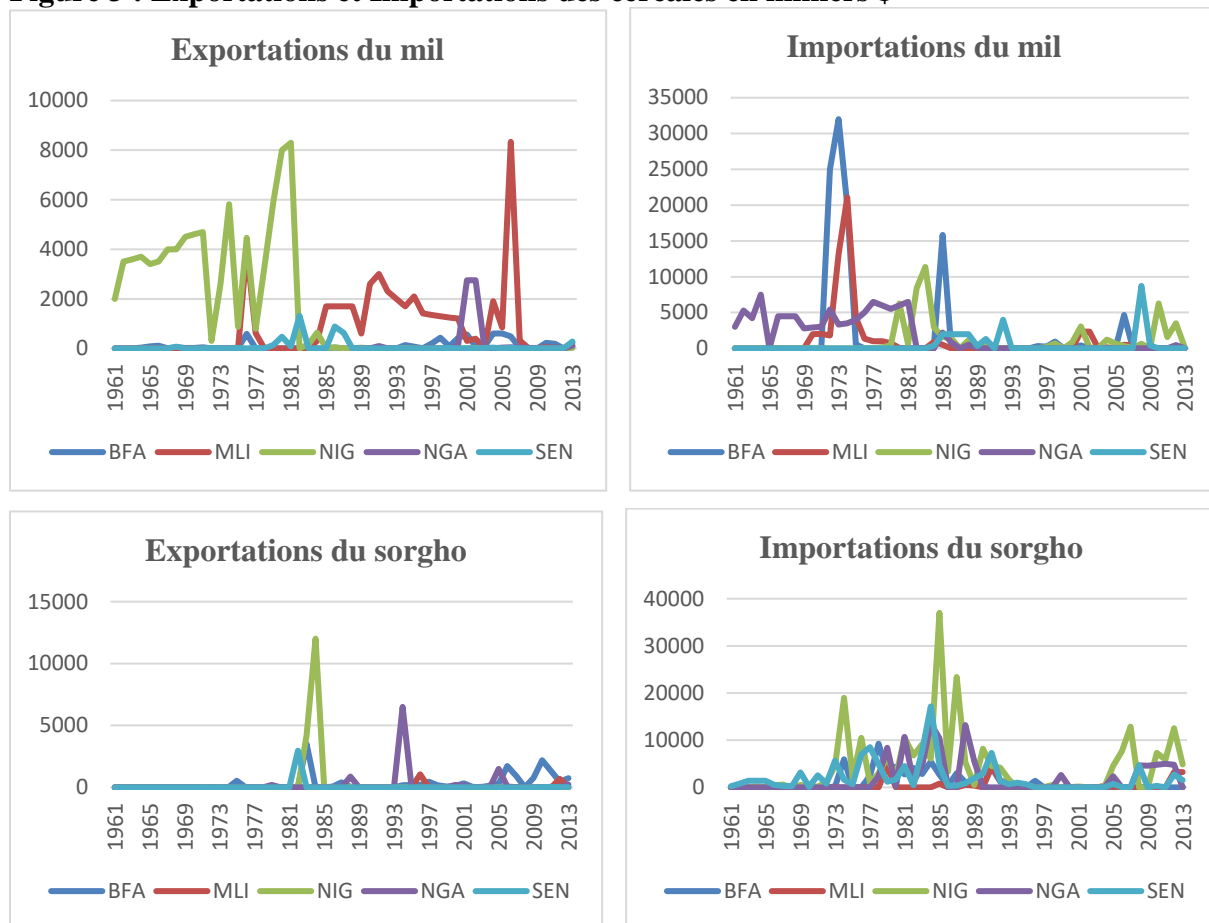
2.2. Les échanges des céréales entre les pays de la CEDEAO considérés

L'étude des échanges intra-régionaux des produits céréaliers bute habituellement sur l'absence de statistiques fiables, notamment en raison de son caractère informel. Les données recueillies

sur FAOSTAT (Figure 3), décrit l'évolution des exportations et importations du mil et du sorgho des cinq (5) pays de la CEDEAO considérés. Au regard de ce graphique, nous remarquons une prédominance des exportations du mil contre une prédominance des importations du sorgho dans les échanges. Le Niger était le premier exportateur du mil de la sous-région jusque dans les années 1980, avec un pic d'exportation de 8 300 000 \$ en 1981. La sécheresse des années 1980 au Sahel a réduit considérablement le potentiel agricole du Niger, avec la baisse drastique des exportations du mil.

A partir de 1985 jusqu'en 2006, le Mali a exporté des quantités variables de mil, dont la valeur la plus élevée s'élevait à 8 335 000 \$ en 2006. Il existe des exportations sporadiques de mil par d'autres pays de la CEDEAO. Les importations de mil se font dans la sous-région, mais pas de manière continue. De 1961 jusqu'en 1981, le Nigéria a importé en moyenne 4 millions \$ de mil. Quant aux exportations de sorgho par les pays de la CEDEAO, elles sont négligeables. Toutefois, elles se font sur la base des excédents de sorgho réalisés par le pays. Le Niger a ainsi exporté 12 millions \$ de sorgho en 1984 contre 6,5 millions \$ de sorgho par le Nigéria. Entre 1973 et 1992, tous ces pays ont eu recours aux importations de sorgho, mais les pays qui se sont distingués le plus sont le Niger, le Nigéria et le Sénégal. Après une rupture durant quelques années, les importations de ces pays ont repris jusqu'en 2013, mais avec un niveau relativement faible. Le Niger a importé 37 millions \$ de sorgho en 1985, contre 12,8 millions \$ en 2007.

Figure 3 : Exportations et Importations des céréales en milliers \$



Source : Auteurs, à l'aide des données de FAOSTAT.

2.3. Données et analyse des statistiques descriptives des variables

Les céréales constituent en Afrique de l'ouest les principaux produits de consommation. Elles sont utilisées comme produits alimentaires chez les hommes. Les entreprises de brasseries et les entreprises avicoles les utilisent aussi respectivement pour produire des boissons et nourrir les volailles. La demande nigériane de céréales s'élevait à près de 38 millions de tonnes par an, dont 4,62 millions de tonnes pour l'alimentation animale et 6 millions de tonnes pour la demande des industries alimentaires et des boissons (LARES, 2012).

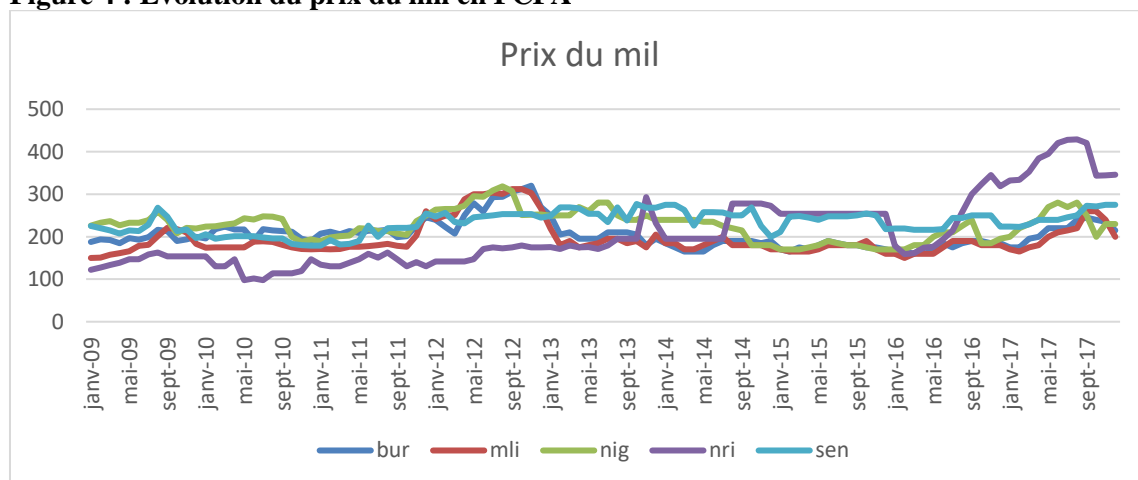
Les données utilisées dans cette étude sont les séries de prix. Elles proviennent de la base de données de FAOSTAT et de FEWSNET, et couvrent six principaux marchés des capitales de la CEDEAO. Les principaux marchés sont ceux d'Abidjan, de Bamako, de Lagos, de Niamey, de Ouagadougou et de Dakar. Les autres pays n'ont pas été intégrés dans la base pour des questions de disponibilité des données. Les données des séries de prix sont mensuelles et vont de janvier 2009 à janvier 2017. Les produits considérés sont des produits agricoles homogènes,

échangés et vendus en vrac sans conditionnement (le mil et le sorgho). Ils sont essentiellement destinés aux marchés régionaux ou sous régionaux.

2.3.1. Analyse de l'évolution du prix du mil

L'évolution du prix du mil sur les marchés ouest africains (Burkina Faso, Mali, Niger, Nigéria et le Sénégal) est illustrée par la Figure 4 ci-dessous. De manière générale, le niveau du prix moyen sur le marché du Sénégal est le plus élevé et celui du Mali est le plus faible durant la période 2009-2017. L'évolution du prix du mil est caractérisée par deux chocs majeurs (2012-2013, et 2017) ; dépassant les 300 FCFA le kg au Burkina, au Mali et au Niger en 2012. Au Nigéria, le prix du mil a atteint un pic de 420 FCFA en 2017. Toutefois, on remarque au Sénégal une légère stabilité du prix du mil autour de 200-250 FCFA le kg, indiquant ainsi une moindre sensibilité au choc. Le Niger et le Burkina présentent une évolution similaire de leurs prix respectifs. Après l'envolée du prix en 2012, il s'ensuit une période de stabilité du prix jusqu'au second choc en 2017.

Figure 4 : Evolution du prix du mil en FCFA



Source : Auteurs, à l'aide des données de FAOSTAT.

Par ailleurs, le Tableau 1 décrit les statistiques descriptives du prix du mil des différents pays de la CEDEAO qui font l'objet de notre étude. Ces statistiques sont constituées du nombre d'observations, du prix moyen, de l'écart-type, du prix minimum et maximum. Le Mali présente le prix moyen le plus faible (soit 194,97 FCFA), contre le prix moyen le plus élevé au Sénégal (soit 233,74 FCFA). Le prix le plus faible et le plus fort sont observés au Nigéria (soit 97,76 FCFA et 429,02 FCFA respectivement), indiquant ainsi une plus grande volatilité du prix du mil au Nigéria. Le Sénégal, le Burkina, et le Niger sont les pays présentant une plus faible volatilité du prix du mil.

Tableau 1 : Statistiques descriptives du prix du mil en FCFA

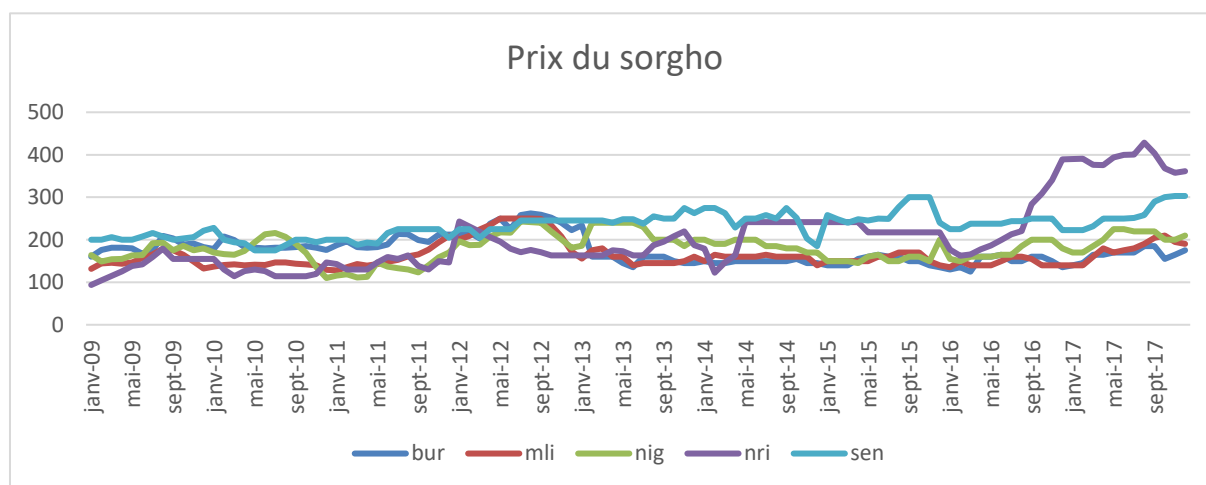
Variables	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Burkina	108	204.9702	32.44827	160	320
Mali	108	194.9719	38.90108	150	312
Niger	108	226.3009	34.93053	170	318.4762
Nigeria	108	206.7114	81.69387	97.758	429.0204
Sénégal	108	233.7378	26.26822	179	277

Source : Auteurs, à l'aide des données de FAOSTAT.

2.3.2. Analyse de l'évolution du prix du sorgho

En ce qui concerne l'évolution du prix du sorgho, elle est illustrée par la Figure 5 ci-dessous. Son évolution présente des tendances similaires à celles du mil. Le Sénégal et le Mali présentent une stabilité dans l'évolution du prix du sorgho, comparativement aux autres pays dont les prix connaissent une forte fluctuation. Le prix le plus élevé a été observé au Nigéria en août 2017, avec une valeur de 428,56 FCFA. Comme pour le cas du mil, le Nigéria est le pays qui présente la plus forte volatilité du prix du sorgho. En moyenne, le Mali a le prix le faible (163,59 FCFA), et le prix le plus élevé (233,55 FCFA) est constaté au Sénégal.

Figure 5 : Evolution du prix du sorgho en FCFA



Source : Auteurs, à l'aide des données de FAOSTAT.

Tableau 2 : Statistiques descriptives du prix du sorgho en FCFA

Variables	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Burkina	108	174.7963	31.06723	125	262
Mali	108	163.5872	29.32529	128	250
Niger	108	181.1514	32.05767	110	243.0598
Nigeria	108	204.3535	81.70273	93.68475	428.5639
Sénégal	108	233.5514	29.92435	175	303

Source : Auteurs, à l'aide des données de FAOSTAT.

3. Présentation de la méthodologie économétrique

La méthodologie utilisée dans cet article repose sur le modèle autorégressif à seuil (TAR pour Threshold AutoRegressive), ou le modèle de cointégration asymétrique développé par (Enders, et al., 2001). Le principal avantage de ce modèle est qu'il permet de corriger les limites du modèle de cointégration standard, qui faisait l'hypothèse d'un ajustement symétrique, c'est-à-dire que la réponse des prix est la même, quelle que soit la nature du choc (les marges commerciales et les coûts de transaction sont stationnaires), et que les échanges commerciaux sont unidirectionnels.

Les modèles autorégressifs à seuil à transition brutale (TAR) ont été d'abord proposés par (Tong, 1978) et (Tong, et al., 1980). (Enders, et al., 2001) ont ensuite proposé une extension de la stratégie du test de (Engle, et al., 1987) basée sur le modèle autorégressif à seuil (TAR) ; qui sert à estimer la présence d'asymétrie dans la transmission des chocs entre deux marchés.

Soit :

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

$$\text{Tel que } I_t = \begin{cases} 1 & \text{si } \varepsilon_{t-1} \geq s \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Avec $\varepsilon_{t-1} = 0$, indiquant un retour à l'équilibre de long terme.

Si $\varepsilon_{t-1} \geq s$, alors une baisse du prix du marché j entraîne une déviation positive par rapport à l'équilibre et dans ce cas, la valeur de l'ajustement est $\rho_1 \varepsilon_{t-1}$.

A l'inverse, si $\varepsilon_{t-1} \leq s$, alors une hausse du prix du marché j entraîne une déviation négative vers l'équilibre et dans ce cas la valeur de l'ajustement est $\rho_2 \varepsilon_{t-1}$. Mais le modèle ci-dessus ne permet pas de prendre en compte les effets d'ajustement dynamique. Pour corriger cette limite (Enders et Granger, 1998) ont proposé d'ajouter des retards de ε_t . Ainsi l'équation (1) devient :

$$\Delta \varepsilon_t = I_t \rho_1 \varepsilon_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta \varepsilon_{t-i} + \mu_t \quad (2)$$

Cette équation nécessite la connaissance de deux paramètres majeurs : le seuil s et le retard optimal p .

3.1. Détermination du seuil et du retard optimal

Il existe deux cas de figure dans l'estimation d'un modèle TAR à la (Enders et Siklos, 2001). Le premier correspond au cas où le seuil est connu et fixé. Dans ce cas, le seuil s est généralement

fixé à 0, et on cherche à vérifier si les chocs positifs et négatifs (donc $\varepsilon_t \geq 0$ et $\varepsilon_t \leq 0$) sont absorbés de la même façon. Le deuxième cas de figure correspond à la situation où le seuil est inconnu. Dans ce cas, sa détermination se fait à l'aide de la méthode de (Chan, 1993). Les étapes de cette méthode sont :

- estimer d'abord le modèle de long terme ;
- récupérer les résidus estimés, les trier par ordre croissant et éliminer les 15% des valeurs les plus élevées et 15% des valeurs les plus faibles ;
- les 70% des valeurs restantes sont des seuils potentiels. Pour chaque valeur seuil, nous estimons l'équation (2). Le seuil optimal est celui issu de la minimisation de la SCR.

Le retard optimal est quant à lui déterminé à partir des critères d'information AIC, BIC, etc.

3.2. Procédure du test d'asymétrie

Les tests classiques d'existence d'une relation de cointégration ont une faible puissance en présence d'ajustement asymétrique. Ceci est dû au fait que ces tests assument implicitement un ajustement symétrique et linéaire. Il n'est donc pas approprié de se fonder sur l'un de ces tests en cas d'existence d'un ajustement asymétrique. (Enders et Siklos, 2001) proposent ainsi une extension de la stratégie du test de cointégration symétrique de (Engle et Granger, 1987) 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 significatifs et négatifs.

(Enders et Siklos, 2001) utilisent deux statistiques : φ et t-max. φ est un test de Fisher avec comme hypothèse nulle ($H_0 : \rho_1 = \rho_2 = 0$), et t-max est un test de Fisher dont l'hypothèse nulle est $H_0 : \max(\rho_1, \rho_2) = 0$. Si H_0 est rejetée, alors il y a présence de cointégration. Ensuite, nous effectuons un test de symétrie qui a pour hypothèse nulle $H_0 : \rho_1 = \rho_2$. Si cette dernière hypothèse est acceptée, le modèle d'Engle-Granger caractérisé par un ajustement symétrique peut être accepté. Si l'hypothèse nulle est rejetée, la cointégration asymétrique est acceptée. Partant des équations (1) et (2), le modèle à correction d'erreur asymétrique peut se présenter comme suit :

$$\Delta P_t^i = c + I_t \rho_{11} \varepsilon_{t-1} + (1 - I_t) \rho_{21} \varepsilon_{t-1} + \sum_{k=1}^p \beta_{1k} \Delta P_{t-k}^i + \sum_{k=0}^p \beta_{2k} \Delta P_{t-k}^j + \mathcal{G}_t \quad (3)$$

3.3. Tests préalables

Par ailleurs, nous appliquons préalablement à l'utilisation du modèle TAR, d'une part, le test de causalité de (Granger, 1969) afin de déterminer le sens des flux d'échanges de céréales entre

les régions productrices et consommatrices ; et d'autre part, les tests de stationnarité de nos séries afin d'analyser les relations de cointégration. A titre de rappel, nous utilisons les données mensuelles des prix du mil et du sorgho des cinq (5) pays de la CEDEAO considérés (Burkina-Faso, Mali, Niger, Nigéria et Sénégal) sur la période allant de janvier 2009 à décembre 2017 pour cette étude.

4. Présentation et interprétation des résultats

4.1. Résultats pour les marchés du mil

4.1.1. Résultats du test de causalité de Granger

D'après (Granger, 1969), X_t cause Y_t signifie qu'il est préférable de prédire Y_t en connaissant X_t que sans le connaître. En d'autres termes, X_t cause Y_t , si la prédictibilité de Y_t est améliorée lorsque l'information relative à X_t est incorporée dans l'analyse. Le test de Fisher-Wald sera utilisé pour vérifier cette hypothèse. Le sens de la causalité devrait donc nous indiquer la direction des échanges de mil entre les zones productrices et les zones consommatrices. Les résultats du test de Granger sont résumés dans le Tableau 3 ci-dessous.

Tableau 3 : Test de causalité des prix (Mil)

Hypothèse nulle	F-Statistique	Pr F
Burkina-Mali	-4,007	-3,084*
Mali-Burkina	-3,992	-3,394**
Burkina-Niger	-3,406	-3,394**
Niger-Burkina	-3,351	-3,084***
Burkina-Nigéria	-2,342	-3,084
Nigéria-Burkina	-1,334	-3,084
Burkina-Sénégal	-2,320	-3,084
Sénégal-Burkina	-2,799	-3,084
Mali-Niger	-3,448	-3,394**
Niger-Mali	-3,405	-3,394**
Mali-Nigéria	-2,281	-3,084
Nigéria-Mali	-1,267	-3,084
Mali-Sénégal	-2,514	-3,084
Sénégal-Mali	-2,990	-3,084
Niger-Nigéria	-2,290	-3,084
Nigéria-Niger	-1,367	-3,084
Niger-Sénégal	-2,437	-3,084
Sénégal-Nigéria	-2,963	-3,084
Nigéria-Sénégal	-2,559	-3,084
Sénégal-Nigéria	-3,624	-3,394**

Source : Auteurs ; significativité : *** $p < 1\%$; ** $p < 5\%$; * $p < 10\%$

Ainsi les résultats du test de Granger nous indiquent que les paires de marchés à retenir sont Mali – Burkina, Niger – Burkina, Mali – Niger et Sénégal – Nigéria.

4.1.2. Résultats du test de stationnarité

Des tests de stationnarité sont ensuite effectués sur les séries de prix des paires de marchés retenues, à l'aide d'un des tests de racine unitaire les plus couramment utilisés dans la littérature, celui de Dickey-Fuller Augmenté (ADF). Les résultats (Tableau 4) montrent que les séries de prix du mil du Burkina, du Mali, du Niger et du Nigéria sont toutes stationnaires en différence première. Quant à la série de prix du mil du Sénégal, elle est stationnaire en niveau. Comme l'application du modèle TAR suppose que les séries soient I(1), nous retenons finalement trois paires de marchés dans notre analyse à savoir : Mali – Burkina, Niger – Burkina et Mali – Niger.

Tableau 4 : Résultats du test de stationnarité ADF sur les séries de prix du mil

	ADF (en niveau)	ADF (en différence 1ère)
Burkina	0,1741	0,00***
Mali	0,1791	0,00***
Niger	0,1980	0,00***
Nigéria	0,6476	0,00***
Sénégal	0,0626*	0,00***

Source : construction des auteurs ; significativité : *** p < 1% ; ** p < 5% ; * p < 10%

4.1.3. Résultats de la modélisation TAR

Les résultats du test de cointégration asymétrique avec un retard et un seuil égal à zéro (Tableau 5) donnent les valeurs estimées négatives et significatives des coefficients ρ_1 et ρ_2 pour toutes les paires de marchés considérées ; ainsi que celles de t-max et de F-test.

Tableau 5 : Modèle TAR sur les résidus de l'équation de long terme pour un seuil nul (mil)

Coefficient	Mali-Burkina $\tau = 0,000$	Niger-Burkina $\tau = 0,000$	Mali-Niger $\tau = 0,000$
ρ_1	-0,279814	-0,197097	-0,244378
ρ_2	-0,234122	-0,213067	-0,345765
Obs	105	106	102
t-max(max(ρ_1, ρ_2))=0	-2,402303	-2,370092	-2,871155
F(($\rho_1 = \rho_2 = 0$))	6,631114*	5,767340	6,837450*
Wald ($\rho_1 = \rho_2$)	0,121148	0,019184	0,620572

Source : construction des auteurs.

*** p < 1% ; ** p < 5% ; * p < 10%

Comme on peut l'observer, les valeurs du F-test sont de 6,631 pour Mali-Burkina, 5,767 pour Niger-Burkina, et 6,837 pour Mali-Niger. Ces valeurs sont supérieures à la valeur critique lue dans la table statistique de Enders et Siklos (6,35 pour Mali-Burkina et pour Mali - Niger) ; mais la valeur de F-test pour Niger-Burkina est inférieure à la valeur critique lue dans la table

(5,87) au seuil de 5%. Quant aux valeurs de t-max, elles sont -2,402 pour Mali-Burkina, -2,370 pour Niger-Burkina, et -2,871 pour Mali-Niger. Ces valeurs sont inférieures à la valeur critique (-2,12) lue dans la table statistique d'Enders et Siklos (2001).

Enfin, nous testons l'hypothèse d'ajustement symétrique (l'hypothèse d'égalité des coefficients $\rho_1 = \rho_2$), à partir du test de Wald. On compare les valeurs des coefficients des paires de marchés Mali-Burkina, Niger-Burkina et Mali-Niger (0,12 ; 0,019 et 0,62 respectivement) à 5%. Les résultats nous montrent que les paires de marchés Mali-Burkina, et Mali-Niger ne sont pas symétriques. Au regard de ces résultats, on peut rejeter l'hypothèse nulle de non cointégration du modèle TAR au seuil de 5% pour les paires de marchés du Mali-Burkina et du Mali-Niger. En conclusion, ces deux paires de marchés sont asymétriquement cointégrées au seuil nul.

Les valeurs des coefficients ρ_1 et ρ_2 respectifs sont : -0,280 et -0,234 pour Mali-Burkina ; et -0,244 et -0,346 pour Mali-Niger. Les échanges de mil entre le Mali et le Burkina indiquent qu'environ 28% des déviations positives (baisse du prix de Bamako) par rapport à l'équilibre de long terme sont résorbées au cours d'un mois ; alors que seulement 23% des déviations négatives (hausse du prix de Bamako) par rapport à l'équilibre sont résorbées au cours d'un mois. Ce résultat signifie que les chocs à l'origine des déviations positives sont moins persistants que ceux à l'origine des déviations négatives. Par ailleurs, les échanges de mil entre le Mali et le Niger indiquent qu'environ 24% des déviations positives (baisse du prix de Bamako) par rapport à l'équilibre sont résorbées au cours d'un mois ; alors que 35% des déviations négatives (hausse du prix de Bamako) par rapport à l'équilibre sont résorbées au cours d'un mois. Ce résultat signifie que les chocs à l'origine des déviations positives sont plus persistants que ceux à l'origine des déviations négatives sur le marché du Niger. Autrement dit, les prix du mil au Niger répondent plus rapidement à l'augmentation du prix au Mali qu'à la baisse de prix sur son marché. Cependant les prix du mil au Burkina répondent moins rapidement à l'augmentation du prix au Mali qu'à la baisse du prix sur son marché.

La technique de (Chan, 1993) utilisée pour estimer les seuils non nuls donne des valeurs de $\tau = -0,059$, $\tau = -0,041$ et $\tau = -0,031$ pour Mali-Burkina, Niger-Burkina et Mali-Niger respectivement (Tableau 6).

Tableau 6 : Modèle TAR avec détermination endogène du seuil (mil)

Coefficient	Mali-Burkina	Niger-Burkina	Mali-Niger
	$\tau = -0,059$	$\tau = -0,041$	$\tau = -0,031$
ρ_1	-0,267	-0,164	-0,122
ρ_2	0,049	-0,388	-0,490
Obs	106	106	106
t-max ($\max(\rho_1, \rho_2)=0$)	0,240	-2,515	-1,959
F ($(\rho_1 = \rho_2=0)$)	7,840	2,118	13,105
Wald ($\rho_1 = \rho_2$)	2,253	2,449	9,507

Source : construction des auteurs.

Les résultats du Tableau 6 montrent que les coefficients ρ_1 et ρ_2 sont tous négatifs, sauf la valeur ρ_2 de la paire Mali-Burkina. Les valeurs de F-test sont de 7,840 pour Mali-Burkina ; et 13,105 pour Mali-Niger. Elles sont supérieures à leur valeur critique (5,87 au seuil de 5%). Cependant, la valeur de F-test pour Niger-Burkina est de 2,118, inférieure à la valeur critique 5,87 au seuil de 5%. Quant aux valeurs de t-max, elles sont 0,240 pour Mali-Burkina, -2,515 pour Niger-Burkina, -1,959 pour Mali-Niger ; dont la valeur critique correspondante est de -2,12 au seuil de 5%. Les valeurs de t-max pour les paires de marché Mali-Burkina et Mali-Niger sont supérieures à la valeur critique. 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 de Wald. Ces valeurs sont de 2,253 ; 2,449 et 9,507 respectivement pour nos trois paires de marchés. Ces résultats rejettent l'hypothèse d'ajustement symétrique des prix pour nos trois paires de marchés. Au regard des résultats indiqués, nous pouvons affirmer qu'il existe une cointégration asymétrique pour les paires de marchés Mali-Burkina et Mali-Niger. Ces résultats confirment ainsi les résultats de l'estimation du modèle TAR à seuil nul.

Par ailleurs, l'analyse de la dynamique de court terme à partir du modèle à correction d'erreur asymétrique (Tableau 7) montre qu'une hausse de 1% du prix du mil sur le marché de Bamako entraîne une hausse d'environ 24% sur les marchés du Burkina et du Niger. Toutefois les prix sur les marchés du Burkina et du Niger répondent aux déviations positives et négatives par rapport à l'équilibre. En effet, les valeurs de $\rho_{1.1}$ et $\rho_{2.1}$ indiquent que l'ajustement du prix du Burkina et du Niger permet d'éliminer 15% d'une déviation négative unitaire par rapport au seuil et 14% d'une déviation positive pour le Burkina. Pour le Niger, les résultats révèlent que l'ajustement du prix permet d'éliminer 46% d'une déviation négative et 8% d'une déviation positive.

Tableau 7 : Modèle à correction d'erreur asymétrique avec détermination endogène du seuil

Coefficient	Mali-Burkina	Niger-Burkina	Mali-Niger
$\rho_{1.1}$	-0,147 (0,151)	-0,059 (0,344)	-0,082 (0,114)
$\rho_{2.1}$	-0,154 (0,146)	0,405 (0,002)	-0,463 (0,000)
$\beta_{1.1}$	0,237 (0,055)	0,244 (0,029)	0,237 (0,007)
$\beta_{2.1}$	0,051 (0,690)	-0,042 (0,681)	0,161 (0,078)
Obs	106	106	106
Wald ($\rho_1 = \rho_2$)	3,449 (0,036)	2,451 (0,091)	6,164 (0,003)

Source : construction des auteurs.

4.2. Résultats pour les marchés du sorgho

4.2.1. Résultats du test de causalité de Granger

Comme nous l'avons fait pour les marchés du mil, le test de causalité de Granger est appliqué pour l'ensemble des combinaisons possibles de marchés. Les résultats de ce test, consignés dans le Tableau 8 ci-dessous, nous permettent de retenir les paires de marchés et la direction des échanges de sorgho entre les zones de production et de consommation.

Tableau 8 : Test de causalité des prix (Sorgho)

Hypothèse nulle	F-Statistique	Pr F
Burkina-Mali	-3,092	-3,084*
Mali-Burkina	-2,818	-3,084
Burkina-Niger	-2,370	-3,084
Niger-Burkina	-2,411	-3,084
Burkina-Nigéria	-2,650	-3,084
Nigéria-Burkina	-2,051	-3,084
Burkina-Sénégal	-2,682	-3,084
Sénégal-Burkina	-2,797	-3,084
Mali-Niger	-2,514	-3,084
Niger-Mali	-2,844	-3,084
Mali-Nigéria	-2,115	-3,084
Nigéria-Mali	-1,793	-3,084
Mali-Sénégal	-2,208	-3,084
Sénégal-Mali	-2,642	-3,084
Niger-Nigéria	-2,553	-3,084
Nigéria-Niger	-1,885	-3,084
Niger-Sénégal	-2,868	-3,084
Sénégal-Nigéria	-2,940	-3,084
Nigéria-Sénégal	-2,820	-3,084
Sénégal-Nigéria	-3,387	-3,084*

Source : construction des auteurs.

Ainsi les résultats du test de Granger nous indiquent que les paires de marchés à retenir sont : Mali – Burkina et Sénégal – Nigéria.

4.2.2. Résultats du test de stationnarité

Les résultats du test ADF (Tableau 9), montrent que les séries du prix du sorgho sont toutes intégrées d'ordre 1 (I(1)). Ce qui justifie l'analyse d'une possible relation de cointégration entre ces paires de marchés.

Tableau 9 : Résultats du test de stationnarité sur les séries de prix du sorgho

	ADF (en niveau)	ADF (en différence 1ère)
Burkina	0,1560	0,00***
Mali	0,2865	0,00***
Niger	0,1446	0,00***
Nigéria	0,4553	0,00***
Sénégal	0,1264	0,00***

Source : construction des auteurs ; significativité : *** $p < 1\%$; ** $p < 5\%$; * $p < 10\%$

4.2.3. Résultats de la modélisation TAR

Avec un seuil nul, les résultats du Tableau 10 montrent que les coefficients ρ_1 et ρ_2 des deux paires de marchés considérés sont négatifs. Les valeurs du F-test sont 2,663 pour Mali-Burkina ; et 7,361 pour Sénégal-Nigéria. La F-test pour la paire Sénégal-Nigéria est supérieure à la valeur critique (5,87) au seuil de 5% ; mais pour la paire Mali-Burkina, elle est inférieure à la valeur critique. Le test de Wald rejette la symétrie des coefficients pour la paire de marché Sénégal-Nigéria. Au regard de ces résultats, nous pouvons affirmer qu'il existe une cointégration asymétrique entre le Sénégal et le Nigéria. Quant aux valeurs t-max, elles sont -1,494 pour Mali-Burkina, -2,215 pour Sénégal-Nigéria pour un seuil nul.

Tableau 10 : Modèle TAR sur les résidus de l'équation de long terme pour un seuil nul (sorgho)

Coefficients	Mali-Burkina $\tau = 0$	Sénégal-Nigéria $\tau = 0$
ρ_1	-0,118045	-0,194432
ρ_2	-0,145056	-0,282359
Obs	104	106
t-max(max(ρ_1, ρ_2)) = 0	-1,494232	-2,214796
F($\rho_1 = \rho_2 = 0$)	2,663251	7,360929*
Wald($\rho_1 = \rho_2 = 0$)	0,069804	0,541041

Source : construction des auteurs.

Par rapport au modèle TAR à seuil non nul, les résultats du Tableau 11 donnent des seuils de $\tau = 0,072$ et $\tau = -0,041$ pour Mali-Burkina et Sénégal-Nigéria respectivement. Les deux coefficients ρ_1 et ρ_2 pour les deux paires de marchés sont tous négatifs. Les valeurs de F-test sont de 6,541 et 12,348 pour Mali-Burkina et Sénégal-Nigéria respectivement, avec une valeur

critique correspondante de 6,93. La F-test pour la paire Sénégal-Nigéria est donc supérieure à la valeur critique au seuil de 5%. Ces résultats confirment l'hypothèse d'une cointégration asymétrique entre le Sénégal et le Nigéria pour un seuil égal à -0,041.

Tableau 11 : Modèle TAR avec détermination endogène du seuil (sorgho)

Coefficient	Burkina - Mali	Sénégal-Nigéria
	$\tau = 0,072$	$\tau = -0,041$
ρ_1	-0,421	- 0,150
ρ_2	-0,101	- 0,564
Obs	106	106
$t\text{-max}(\max(\rho_1, \rho_2))=0$	-1,678	- 2,213
$F((\rho_1 = \rho_2 = 0))$	6,541	12,348
Wald ($\rho_1 = \rho_2$)	5,331	9,313

Source : construction des auteurs.

L'analyse de la dynamique de court terme à partir du modèle à correction d'erreur asymétrique (Tableau 12) montre qu'une hausse de 1% du prix du sorgho sur le marché du Sénégal entraîne une hausse d'environ 16% sur le marché du Nigéria. Les prix sur le marché du Nigéria répondent de manière significative aux déviations positives et négatives par rapport à l'équilibre. En effet, les valeurs de $\rho_{1,1}$ et $\rho_{2,1}$ indiquent que l'ajustement du prix du Nigéria permet d'éliminer 56% d'une déviation négative unitaire par rapport au seuil et 16% d'une déviation positive pour le Nigéria.

Tableau 12 : Modèle à correction d'erreur asymétrique avec détermination endogène du seuil

Coefficient	Burkina - Mali	Sénégal-Nigéria
$\rho_{1,1}$	-0,142 (0,015)	-0,156 (0,025)
$\rho_{2,1}$	-0,041 (0,787)	-0,560 (0,000)
$\beta_{1,1}$	-0,060 (0,567)	0,165 (0,099)
$\beta_{2,1}$	0,058 (0,640)	-0,053 (0,366)
C	0,001 (0,936)	0,000 (0,953)
Obs	106	106
Wald ($\rho_1 = \rho_2$)	0,232 (0,793)	1,592 (0,209)

Source : construction des auteurs.

5. Synthèse des travaux, discussions et recommandations

De manière générale, les résultats de nos travaux montrent une existence d'asymétrie, d'une part dans la transmission des chocs de prix pour le sorgho entre le Sénégal et le Nigéria ; et d'autre part, dans la transmission des chocs de prix du mil entre le Mali et le Burkina ; puis entre le Mali et le Niger.

Nos résultats sont contraires à ceux de l'opinion générale de la littérature, notamment ceux de (Caupin, et al., 1998), (Ihle, et al., 2010), (Diakité et Koné, 2011), (Etoundi, 2015), (Ndiaye, 2017), et (Traoré, et al., 2021), qui trouvent tous une transmission symétrique indiquant une bonne intégration des marchés agricoles. En revanche, nos résultats confortent ceux de (Bassolet, 2001) , et de (Badolo, 2011), tous deux ayant travaillé sur les marchés locaux du Burkina-Faso. Cependant, nos résultats semblent plus robustes dans la mesure où ils s'étendent au niveau des principaux marchés régionaux de céréales de la CEDEAO, en y concluant une transmission asymétrique des prix.

Lorsque l'on sait que ces deux céréales constituent une alimentation vivrière de référence des populations de la zone, une attention particulière devrait être accordée à l'amélioration de l'intégration régionale de ces marchés céréaliers surtout en période de crises sécuritaire et alimentaire. Par conséquent, ces résultats ont de fortes implications, notamment en termes d'intensification des règles concurrentielles, d'amélioration du climat sécuritaire dans la région particulièrement dans la zone des trois frontières (Mali, Burkina, Niger), et d'investissements en infrastructures routières ; afin de faciliter les échanges des zones de production aux zones de consommation, et de garantir ainsi la sécurité alimentaire et la réduction de la pauvreté en zone CEDEAO.

Conclusion

L'objectif de cet article est d'analyser l'intégration des marchés céréaliers domestiques (à travers une modélisation TAR), en particulier ceux du mil et du sorgho en zone CEDEAO sur données mensuelles de janvier 2009 à décembre 2017. Plus précisément, il s'agit d'analyser le mécanisme de transmission des chocs sur les prix (symétrique ou asymétrique) de ces deux céréales entre les marchés céréaliers de cinq (5) pays de la CEDEAO (Burkina-Faso, Mali, Niger, Nigéria, et Sénégal). De manière générale, nos résultats concluent à une transmission asymétrique des prix sur les marchés céréaliers de mil et de sorgho en zone CEDEAO.

Comme dans la plupart des études effectuées dans cette littérature, l'une des limites de notre étude est la non prise en compte des coûts de transaction notamment à cause d'une insuffisance de données. D'autre part, nos résultats ne devraient pas être compris comme une généralisation

de l'existence d'asymétrie sur tous les marchés agricoles en zone CEDEAO, dans la mesure où nous nous sommes intéressés qu'aux marchés céréaliers de mil et de sorgho, et qu'à cinq (5) des quinze pays de la CEDEAO (là aussi par manque de données).

Par ailleurs, les développements récents en termes d'accélération de l'instabilité politique et institutionnelle en zone CEDEAO font apparaître des perspectives encore plus préoccupantes quant à la persistance d'une part, de la transmission asymétrique des chocs sur les prix des marchés céréaliers, et d'autre part, des crises sécuritaire et alimentaire. Il s'avère donc absolument nécessaire de stabiliser au préalable le climat politico-sécuritaire dans la région, avant d'espérer que les différents efforts de politique économique puissent porter leurs fruits.

Références bibliographiques

Article de revue

- Agûndez, J. A. (2000, January). Détermination spatiale de l'étendue d'un marché, méthode fondée sur la cointégration : l'exemple du marché du merlu en Bretagne. 329-348.
- Araujo, C., Araujo Bonjean, C., & Egg, J. (2010). Choc pétrolier externe et performance des marchés des céréales : le marché du mil au Niger. 18, 47-70.
- Badolo, F. (2011, Septembre 28). Transmission des chocs de prix internationaux : le cas du riz au Burkina Faso. CERDI, Etudes et Documents, E 2011.29, 29.
- Bassolet, B. T. (2001). Une analyse de l'arbitrage spatial et de l'intégration des marchés céréaliers au Burkina. 55-78.
- Bonjean, C. A., & Combes, J. L. (2010, Janvier). De la mesure de l'intégration des marchés agricoles dans les pays en développement. *Revue d'economie du developpement*, 18(1), 5-20.
- Caupin, V., & Laporte, B. (1998). L'intégration régionale des marchés céréaliers: une approche économétrique. AUTREPART-BONDY PARIS, p 145-162.
- Chan, K. (1993). Cohérence et distribution limite de l'estimateur des moindres carrés d'un modèle autorégressif à seuil. *Les annales de la statistique* , 520-533.
- Combes, J. L., & Bonjean, C. A. (2010, 1). De la mesure de l'intégration des marchés agricoles dans les pays en développement. *Revue d'économie du développement*, 18, 5-20.
- Diakité, L., & Koné, Y. (2011, Août). Analyse de l'intégration des marchés agricoles au Mali et dans la sous région. 36.
- Enders, W., & Siklos, P. (2001). Cointégration et ajustement des seuils . *Journal of Business & Economic Statistics* , 19(2), 166-176.

- Engle, R., & Granger, C. (1987). Co-intégration et correction d'erreurs : représentation, estimation et test . *Econometrica : journal de la Société économétrique* , 251-276.
- Granger, C. (1969). Enquêter sur les relations causales par des modèles économétriques et des méthodes transspectrales . *Econometrica : journal de la Société économétrique* , 424-438.
- Ihle, R., Amikuzuno, J., & Cramon-Taubadel, S. V. (2010, Janvier). L'intégration des marchés avec et sans échanges commerciaux directs : Le cas de la tomate au Ghana. *Revue d'économie du développement*, 18, 21-46.
- Khedhiri, S. (1999). Analyse empirique de l'intégration des marchés agricoles en Tunisie. *Economie rurale*(252), 42-46.
- Ndiaye, C. (2017). Intégration des marchés agricoles dans la zone UEMOA. 33.
- Rapsomanikis, G., & Karfakis, P. (2010, Janvier). Marges à travers le temps et l'espace : Détermination spatiale des prix sur les marchés de produits agricoles. *Revue d'économie du développement*, 18, 109-133.
- Tong, H. (1978). Sur un modèle de seuil . 575-586.
- Tong, H., & Lim, K. (1980). Threshold autoregression, limit cycles, and cyclical data. *Journal of the Royal Statistical Society*, B42, 245-292.
- Traoré, F., & Diop, I. (2021). Mesurer l'intégration des marchés agricoles African growth and development policy. *AGRODEP Technical Note 0018*, 37.

Thèse

- Etoundi, S. M. (2015, Juin 25). Le commerce agricole entre le Cameroun et les pays de la CEMAC, Chap 3 Intégration des marchés agricoles de production et de consommation au Cameroun. Thèse de doctorat, (p. 219).

Rapport

- FAO. (2020). Résumé de La situation des marchés des produits agricoles 2020. Marchés agricoles et développement durable: chaînes de valeur mondiales, petits exploitants et innovations numériques. Rome.
- LARES. (2012, Janvier). Opportunités du marché nigerian pour les produits agricoles, agroalimentaires et animaux du Bénin : Analyse documentaire. 60.