

Efficacité informationnelle des marchés agricole dans un contexte de prix volatile : Une analyse empirique chez les producteurs américains des produits vivriers

Informational efficiency of agricultural markets in a context of volatile prices: An empirical analysis among American producers of food products

AMADOU Souleymane

Enseignant Vacataire

Faculté de Droit d'Economie et de Gestion

Université de Tahoua- Niger

Laboratoire d'Etudes et de Recherches sur l'Emergence Economique

amadousoul@yahoo.fr

Date de soumission : 03/04/2022

Date d'acceptation : 08/05/2022

Pour citer cet article :

Amadou, S. (2022) «Efficacité informationnelle des marchés agricole dans un contexte de prix volatile : Une analyse empirique chez les producteurs américains des produits vivriers», Revue Française d'Economie et de Gestion «Volume 3 : Numéro 5» pp : 250 -273.

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

Attribution License 4.0 International License



Résumé

Le couronnement d'un marché dépend en premier lieu de la qualité de la circulation d'information entre les différents acteurs. Pour le cas des marchés agricoles, il est flagrant de remarquer que l'asymétrie d'information constitue dans les faits une caractéristique structurelle marquante propre à leur fonctionnement. Du côté des producteurs, l'information sur les prix devait les guider à mieux répondre aux « signaux du marché » en prenant en compte la volatilité des prix dans leurs calculs économiques.

Cet article vérifie l'efficacité informationnelle des marchés des produits agricoles chez les producteurs. Les résultats du modèle empirique, notamment le modèle VAR, a pas permis de confirmer l'hypothèse d'efficacité informationnelle du marché du côté des producteurs.

Mots clés : marchés agricoles ; producteurs ; volatilité ; efficacité informationnelle : modèle VAR.

Abstract

The success of a market depends primarily on the quality of the flow of information between the different players. In the case of agricultural markets, it is obvious to note that the asymmetry of information is in fact a striking structural characteristic specific to their functioning. On the producer side, price information should guide them to better respond to “market signals” by taking price volatility into account in their economic calculations.

This article verifies the informational efficiency of agricultural product markets among producers. The results of the empirical model, in particular the VAR model, did not make it possible to confirm the hypothesis of informational efficiency of the market on the side of the producers.-

Keywords: agricultural markets; producers; volatility; informational efficiency; VAR model.

Introduction

Dans un contexte de libéralisation, l'efficacité des marchés est tributaire de la vérification des prémisses apparents à ceux d'un marché concurrentiel. L'un de ces postulats concerne l'accès à l'information. En effet, le couronnement d'un marché dépend en premier lieu de la qualité de la circulation d'information entre les différents acteurs. Selon Scarborough et Kydd (1992), des informations disponibles pour tous sans coût, et des agents qui réagissent aux variations de prix de façon rationnelle font partie des conditions nécessaires pour qu'un système de marché soit efficace. Or, pour le cas des marchés agricoles, il est flagrant de remarquer que l'asymétrie d'information constitue dans les faits une caractéristique structurelle marquante propre à leur fonctionnement. Les principaux intervenants sur ces marchés (commerçants, producteurs, consommateurs) ne disposent chacun que d'une information partielle, et parfois fausse, sur les variables déterminantes du marché: les commerçants ont, de par leurs activités, un meilleur accès à l'information tandis que les producteurs et les consommateurs sont souvent isolés et dispersés, et donc en général peu et moins informés. Cette asymétrie d'information brouille les signaux du marché et a pour conséquence une formation inéquitable des prix. Pour résoudre cette défaillance, la solution évidente à consister à mettre en place et généraliser des systèmes d'information sur les prix et marchés (SIM). En disposant des « prix du marché », les acteurs économiques n'auraient théoriquement pas besoin d'autres informations pour s'adapter aux marchés.

Pour les producteurs, l'information sur les prix devait les guider à mieux répondre aux « signaux du marché » en prenant en compte la volatilité des prix dans leurs calculs économiques. Plus précisément, les dispositifs sont supposés leur faciliter les processus de choix et de prise de décisions, améliorer leur pouvoir de négociation et leur assurer une meilleure transparence en diminuant leurs niveaux de suspicions vis-à-vis des autres acteurs. Mais suffit-il pour un producteur d'avoir une information sur un prix de marché pour avoir accès à ce prix et/ou pour orienter ses décisions en termes de stratégies de productions agricoles? En d'autres termes, les signaux émis par les prix, sont-ils efficacement pris en compte par les producteurs agricoles pour adapter leur production aux exigences du marché ? Cet article, à l'aide d'une démarche empirique, vise à apporter des éléments de réponses à ces questionnements. Ainsi, après avoir passé en revue la littérature sur la volatilité de prix des prix et analysé la dynamique de l'offre agricole, il met en examen, à l'aide d'un modèle VAR, l'optimalité du comportement des producteurs conformément aux signaux informationnels véhiculé par le système de prix.

1. Revue de littérature sur la notion de volatilité des prix et analyse de la dynamique de l'offre agricole de volatilité des prix agricoles

1.1. Synthèse des travaux la notion et mesures de la volatilité

De manière générale, les producteurs fondent leurs investissements et leur planification sur des prix prévisionnels (Maliki, 2015 ; FAO, 2010). À cet effet, des épisodes de forte volatilité et surtout une baisse-surprise des prix représentent pour eux une menace majeure. Une abondante littérature (Roux, 2013 ; Huchet-Bourdon, 2012 ; Gilbert et Morgan, 2010 ; FAO, 2010 ; Jacks et al. 2009; Commission européenne, 2009 ; Labys ,2006 ; Gilbert, 2006 ; Dehn et al. 2005; Bollerslev, 1986; Clem 1985 ; Cuddy et Della Valle, 1978) existe autour de cette problématique.

La volatilité de prix mesure l'ampleur et la rapidité de l'évolution du prix d'un actif sur une période donnée, comme le prix d'un produit agricole (FAO, 2010). Elle est liée à deux concepts à savoir la variabilité qui décrit l'ensemble des variations de prix et l'incertitude qui fait référence aux variations imprévisibles. Mais dans la pratique la notion de volatilité de prix se limite à la variabilité de la série de prix autour de sa valeur centrale. Ainsi, prise dans ce sens, la volatilité est définie comme une série de variations de prix brusques et de forte amplitude par rapport à une tendance générale ; c'est-à-dire la tendance des différents prix observés à s'écarter fortement de leur valeur moyenne (Roux, 2013 ; Huchet-Bourdon, 2012 ; FAO, 2010 ; Commission européenne, 2009 ; Labys ,2006 ; Dehn et al. 2005). Néanmoins, dans la littérature, les auteurs évoquent deux sortes de volatilités que sont la volatilité historique et la volatilité implicite.

La volatilité historique est basée sur les prix observés dans le passé. Elle révèle à quel point un prix a été volatil sur une période écoulée. En revanche, la volatilité implicite correspond aux attentes du marché quant au niveau de volatilité qu'affichera un prix à l'avenir. Cette attente est mesurée par la valeur du prix des options. Dans ce qui suit, on s'intéresse uniquement à la mesure de volatilité dite "historique" des prix internationaux des produits vivriers, la volatilité dite « implicite », étant plus appropriée pour les marchés financiers.

Plusieurs indicateurs sont en effet utilisés pour mesurer la volatilité historique des prix. Au nombre de ceux-là, on compte tout d'abord ce que propose la « Statistique descriptive » pour la mesure de la dispersion d'une série et qui se base sur des mesures fondées sur les niveaux de la série. Les principaux d'entre eux sont l'écart-type des prix ou du logarithme des prix, et le coefficient de variation qui exprime l'écart-type sous forme d'un pourcentage de la moyenne de l'échantillon. Toutefois ce dernier a un avantage sur le premier du fait qu'il ne dépend pas de

l'unité de mesure (Huchet-Bourdon, 2012). Ensuite, dans certains écrits, on retrouve d'autres mesures qui tiennent compte du fait que la plupart des séries économiques manifestent une certaine forme de mouvements tendanciels, et qui permettent d'éliminer les effets de variabilité de cette tendance dans les estimations. Dans cet ordre d'idée, certains auteurs comme Clem (1985), Gilbert (2006), Commission européenne (2009), Jacks et al. (2009), OCDE (2009), Gilbert et Morgan (2010), utilisent l'écart-type de la différence première de la valeur logarithmique des prix, tandis que d'autres tel que Cuddy et Della Valle (1978), Matthews (2010) recommande l'utilisation de séries « détendancées » pour calculer les mesures de la volatilité. L'avantage du premier calcul est sa simplicité, alors que l'utilisation de séries détendancées nécessite un modèle pour prendre en compte ou approximer la nature de la tendance sous-jacente. Le principal inconvénient de cette approche est que la mesure de la volatilité peut dépendre de la technique de « détendancement » choisie (Huchet-Bourdon, 2012). Ainsi, Cuddy et Della Valle (1978) ont proposé un coefficient corrigé de variation, ayant pour base une tendance linéaire et log-linéaire.

Enfin, on trouve aussi d'autres auteurs comme Gilbert et Morgan (2010), Bollerslev (1986), qui estiment la volatilité à l'aide d'un modèle de volatilité dont particulièrement le modèle GARCH qui est fréquemment utilisé pour modéliser la volatilité sur les marchés financiers. L'idée est d'évaluer la variance conditionnelle de l'innovation à partir du processus autorégressif suivi par la série temporelle des prix. Toutefois, l'interprétation des volatilités calculées de cette façon soulève des questions. En outre, les paramètres sous-tendant ce type de modèle ne sont pas toujours très bien déterminés.

1.2. Dynamique de la volatilité des prix des produits vivriers

Plusieurs résultats empiriques, Jacks, O'Rourke et Williamson, (2009), Balcombe (2009), Gilbert et Morgan (2010), Huchet-Bourdon, (2012), existent également sur la problématique de la volatilité des prix agricole. En effet, les récentes flambées de prix qu'ont connu les marchés agricoles ont suscité beaucoup d'intérêts pour la question. L'impression commune est que la volatilité des prix alimentaire a augmenté aux files des années. Cependant, sans nier que la volatilité des prix des produits agricoles a été forte au cours de la période récente (2006-2010), aucun des résultats empiriques n'a confirmé ce sentiment d'augmentation par rapport aux périodes antérieures. Mais un regard critique sur ces études nous fait remarquer que ces auteurs ont utilisé des séries longues (allant de 1960 à 2010) dans leur analyse couvrant ainsi des périodes marquées par une rupture majeure en termes de politique alimentaire. En effet, les années avant 1980 sont marquées, surtout dans les pays en voie de développement, par la

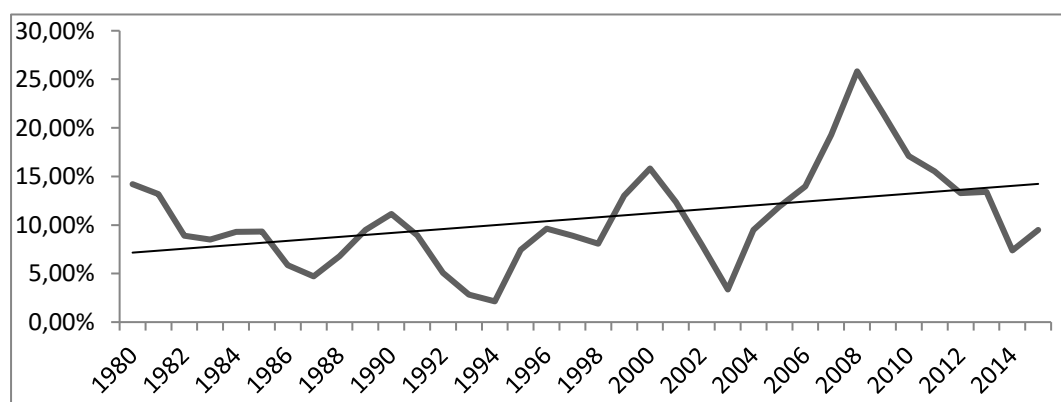
recherche d'une autosuffisance alimentaire tandis que la période après 1980, suite à la libéralisation des marchés, a vu émerger la politique de sécurité alimentaire. Or la situation de la demande sur le marché international diffère théoriquement en fonction de ces politiques. Nous nous proposons alors d'analyser la volatilité des prix des produits vivriers dans le seul contexte des marchés libéralisés..

Nous évaluons ci-dessous les volatilités du prix international desdits produits en effectuant une mesure, de niveaux à l'aide du coefficient de variation du niveau des prix (CV). Nous avons choisi cet indicateur principalement pour deux raisons. Premièrement, il est plus pertinent pour analyser l'évolution de la volatilité sur une longue durée. Deuxièmement, il permet une analyse homogène, quelle que soit la fréquence des observations (mensuelles ou annuelles) (Huchet-Bourdon, 2012).

$$CV = \frac{\text{Standard deviation}}{\text{mean}} = \frac{\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (P_i - \bar{P})^2}{n}}}{\bar{P}}$$

Plus précisément, nous utilisons une moyenne mobile appliquée à la série annuelle des indices de prix des produits vivriers de la FAO issue de la base de données de la Banque Mondiale pour réaliser l'analyse. Comme les données sont annuelles, nous calculons la volatilité sur cinq ans selon la méthode de moyenne mobile, conformément au principe de la FAO. Mais nous commençons notre analyse à partir des années 1980 qui coïncide avec la période de la libéralisation des marchés agricoles. Le graphique qui suit indique l'évolution de la volatilité historique des prix des produits vivriers de 1980 à 2015.

Figure N°1 : Évolution de la volatilité historique de l'indice de prix international des produits vivriers



Source : Auteur du document sur la base des calculs faits sur les données de la FAO –

Le graphique montre que le niveau de la volatilité a été très instable sur la période avec une amplitude de variation grandissante. La droite tendancielle quant à elle met en évidence une tendance haussière pour l'évolution de cet indicateur. Cela nous montre ainsi qu'on ne peut exclure réellement l'hypothèse d'accroissement du niveau de la volatilité des prix alimentaires dans le temps.

Cette instabilité de la volatilité des prix alimentaires n'est pas sans conséquence grave surtout pour les PED. En effet, elle affecte non seulement leurs sécurités alimentaires, certains ménages pauvres se trouvant contraints de réduire leur consommation quand les prix sont hauts ; compromets la modernisation de leur agriculture, les producteurs n'investissant pas si les prix sont trop instables, ce qui bloque les révolutions vertes et, par suite, le processus de développement économique; mais aussi affecte leur stabilité macroéconomique et politique, car l'instabilité des prix alimentaires peut dans certains cas toucher le budget de l'État, la balance commerciale, le taux de change ou encore les taux de croissance et d'inflation du pays et même générer des émeutes urbaines. (Timmer, 1988 ; Banque mondiale, 2007, Loayza V.N et al. 2007). Le problème se durcit si l'on considère que l'instabilité des prix pourrait s'aggraver dans les années qui viennent avec la cause de différents paramètres suivants :

- le premier est le changement climatique qui devrait se traduire par des aléas plus marqués et, par conséquent, une production agricole plus variable ;
- le second concerne la réduction des stocks mondiaux de céréales, du fait des changements de politiques agricoles des États-Unis, de l'Union européenne et de la Chine (Mitchell et Le Vallée, 2005) ;
- le troisième a trait au développement des biocarburants. L'utilisation de produits agricoles dans la fabrication de biocarburants semble avoir également une incidence sur le rapport entre l'offre et la demande sur les marchés agricoles concernés. Ce qui crée un lien entre le prix des produits énergétiques et le prix des produits alimentaires utilisés pour la production des biocarburants. (Roux, 2013 ; Voituriez, 2009b ; Hertel et al. 2010 ; Roberts et Schlenker, 2009 ; Tyner, 2010).
- le quatrième paramètre concerne l'évolution des marchés à terme. L'interconnexion entre les prix des produits agricoles et énergétiques pourrait être renforcée par le développement exponentiel des échanges de produits financiers basés sur des indices composés de ces deux catégories de produits (Masters et White, 2008b).

2. Dynamique de l'offre agricole

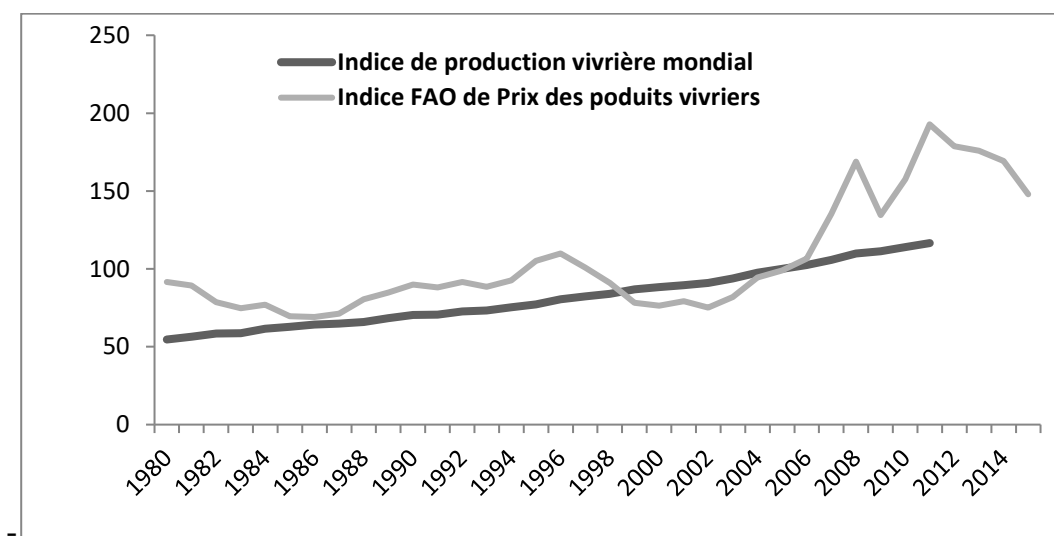
Les produits agricoles de base ne sont pas des marchandises ordinaires, en particulier les produits de base pour l'alimentation. Ils sont souvent des biens de première nécessité. L'impossibilité de différer la satisfaction de leurs besoins en fonction de la disponibilité et du prix des produits agricoles sur le marché fait que leur demande est relativement stable à long terme et est inélastique d'après la loi de King (Chalmin, 2009). Quant à l'offre des produits agricoles, elle est supposée rigide à court terme du fait de la saisonnalité de la production. En revanche son niveau varie fortement en fonction des conditions et de l'environnement de production.

Cependant, il est aussi de tradition en économie de présenter l'offre de production agricole comme ayant un mouvement chaotique et difficilement prévisible, alors qu'elle fait face à une demande rigide. Cette représentation se justifie par la composition de plusieurs effets : Tout d'abord il y'a l'effet d'anticipation tel que décrit à par le Cobweb. Ensuite il y'a un effet de revenu qui impacte sur le niveau d'investissement des producteurs, et dans une moindre mesure sur la nature des productions. À ces deux premiers effets, s'ajoute le troisième qui est un effet d'aversion pour le risque : les prix sont des vecteurs d'information. Toutefois, lorsqu'ils sont fluctuants et incertains, le message qu'ils sont supposés transmettre est brouillé. Cela représente un risque majeur pour les producteurs pour leur prise de décision en raison du délai entre celle-ci et la mise en place de la production (Gérard, 1993; Araujo-Bonjean et Boussard, 1999; Boussard, 2001 ; FAO, 2010). De plus, ces fluctuations sont perverses, en ce sens qu'une offre relativement faible rémunérera mieux les producteurs qu'une offre abondante .

À cela s'ajoutent les fluctuations réellement aléatoires provenant des accidents climatiques, des erreurs techniques et des maladies des plantes et des animaux. Les principaux facteurs d'instabilité de l'offre sont : la surproduction ou la sous-production due à des événements climatiques, des attaques de nuisibles, les décisions de mise en culture des agriculteurs, les guerres et conflits affectant les zones de production. Il faut aussi prendre en compte les problèmes pouvant être rencontrés dans le transport et le stockage, les anticipations de hausse ou de baisse des prix, les variations de change et la liquidité (trésorerie) des producteurs et des intermédiaires (Chalmin, 2009). Dans ces conditions, les marchés agricoles ne peuvent pas s'autoréguler par eux-mêmes et au final, tous ces facteurs, tant au niveau de l'offre que celui de la demande de produits agricoles, se traduisent par des prix du marché incertains, et très dommageables pour la l'agriculture surtout des pays pauvres. Avec la combinaison de tous ces phénomènes, on peut donc s'attendre naturellement à ce que l'offre agricole soit fluctuante,

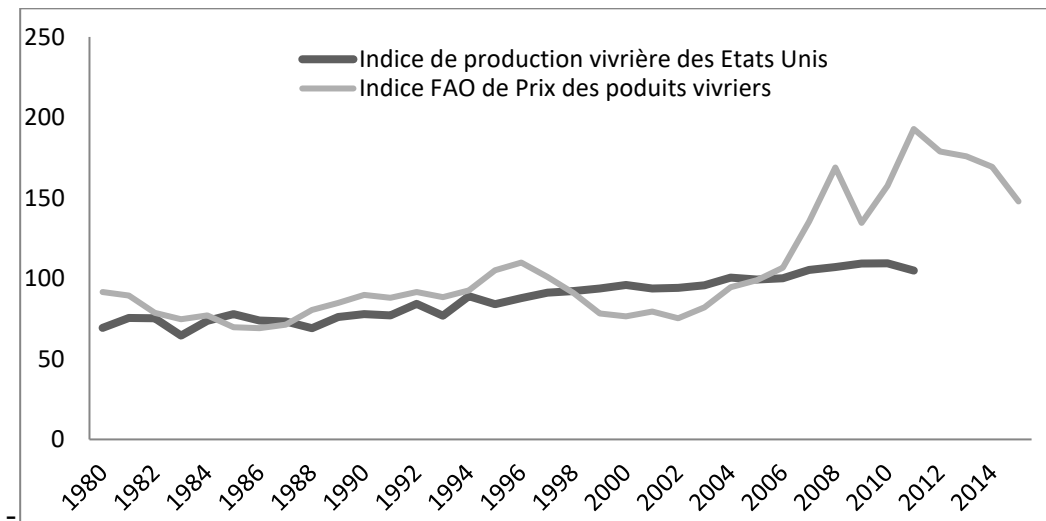
Pour confronter cette théorie au fait, les graphiques suivants nous montrent l'évolution de la production vivrière mondiale ainsi que celle les États unis de produits vivriers. Notre choix de ce pays se justifie par le fait que sur la période les Etats Unis sont le premier exportateur mondial de produits vivriers, justifiant à lui seul plus du tiers du montant total des exportations sur toute la période (Thierry, 2013a ; Thierry, 2013b; FAO, 2015). En plus de cela, le pays dispose d'une agriculture modernisée et de ce fait, une production peu influencée par les aléas climatiques.-

Figure N°2 : Dynamique de la production vivrière mondiale



Source : - Base de données de la Banque Mondiale

Au cours de la période allant de 1980 à 2011, la production vivrière mondiale a été en constante croissance malgré les fluctuations du prix sur le marché. Les chocs perturbant le mouvement du prix semblent n'avoir aucun effet sur le niveau de la production mondiale. Cela n'est pas le cas lorsque nous examinons l'évolution de cette production à l'échelle des pays comme nous le montrent les deux graphiques qui suivent

Figure N°3 : Dynamique de la production vivrière mondiale

Source : Base de données de la Banque Mondiale

L'analyse de ce graphique montre que pour les Etats Unis, qui sont le plus grand exportateur des produits agricoles, l'évolution de sa production a subi quelques flottements surtout sur la période allant de 1980 à 1996. Il importe de remarquer aussi que pendant cette période, le flottement du niveau de prix n'est pas aussi marqué que pendant la période ayant suivi et au cours de laquelle l'évolution de la production semble plus stable. Ce qui nous a posé la question de savoir alors quel usage les producteurs tiennent-ils réellement compte des signaux que leur transmettent les prix sur les marchés ? En d'autres termes, le comportement des producteurs est-il optimal au vu des informations le marché que transmette l'historique des prix ? Nous tenterons de répondre à cette question dans la section qui suit à l'aide d'un modèle économétrique, notamment le modèle VAR, permettant d'analyser les interactions entre la volatilité des prix et les décisions des producteurs.

3. Efficacité informationnelle du marché chez les producteurs agricoles

En règle générale, pour les producteurs, les décisions de production ne sont pas indépendantes des prix qui dépendent quant à eux de l'offre (Boussard, 2001). Cette double influence nous conduit à choisir d'utiliser une spécification VAR (Vector Auto Regressive) ou un modèle vectoriel à correction d'erreur, pour effectuer notre analyse. Les processus VAR(P) ont été introduits par Sims (1980) comme alternative aux modèles macroéconomiques d'inspiration keynésienne. Ils reposent sur l'idée selon laquelle l'évolution de l'économie est bien approchée de la description du comportement dynamique d'un vecteur de k variables dépendant linéairement du passé (Doucouré, 2009).

3.1. Cadre méthodologique et analyse des propriétés stochastiques des séries des données

Dans cette sous-section, après avoir présenté le cadre méthodologique de l'étude à travers la présentation du modèle VAR et le choix des variables du modèle (3.1.1), nous allons procéder à l'analyse des propriétés stochastiques des séries de données qui seront utilisées pour faire nos estimations (3.1.2).

3.1.1. Présentation du modèle VAR et choix des variables du modèle

Selon Sims (1980), les modèles macroéconomiques d'inspiration keynésiens souffrent d'un certain nombre d'insuffisances (Doucouré, 2009). À cet effet, l'une des principales critiques formulées à l'encontre de ces derniers concerne essentiellement la notion de variable exogène. Cette pratique, qui a pris le nom d'étalonnage, conduit en effet, à traiter différemment les variables du modèle dans la mesure où certaines sont considérées comme exogènes et d'autres comme endogènes. Or, de cette distinction peuvent surgir des problèmes de causalité (à cause d'absence de test sérieux sur la structure causale) et de simultanéité entre variables. En outre, du point de vue empirique, les prévisions à l'aide de ces modèles ne se sont pas toujours révélées très efficaces. C'est pour ces différentes raisons que Sims (1980) a proposé une modélisation multivariée pour répondre à ces questions méthodologiques.

En effet la modélisation VAR apporte une réplique à l'ensemble de ces critiques dans la mesure où elle ne s'intéresse qu'aux relations purement statistiques entre les variables. Les contraintes a priori du modèle sont réduites, en particulier les variables sont considérées de façon identique et le problème de simultanéité entre variables est traité. Il n'est pas nécessaire d'établir de relation a priori entre les variables. Il suffit de choisir les variables entrant dans le cadre du modèle ainsi que la longueur maximum des retards et de supposer que les liaisons entre les elles sont linéaires.

Le modèle VAR(P) se présente comme suit (Doucouré, 2009): soit Y_t le vecteur constitué de K variables endogènes représentant l'économie. Le modèle VAR à k variable et p décalage s'écrit sous forme matricielle :

$$B(L)Y_t = \mu + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$B_0 Y_t = \mu + B_1 Y_{t-1} + B_2 Y_{t-2} + \dots + B_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1')$$

Dans (1') les matrices B_j ($j=0,1,\dots,p$) sont de dimension $(k ; k)$, Y_t, μ et ε_t sont de dimension $(k ; 1)$ et représentent les variables endogènes, un vecteur de constante et le vecteur de chocs structurels. "L" est l'opérateur retard défini par $L^1 Y_t = Y_{(t-1)}$.

Le système (1) est appelé forme structurelle de la représentation VAR et est noté SVAR (Structural Vector AutoRegressive). Dans le système, les Y_t sont stationnaires, les perturbations ε_t sont des bruits blancs homocédastiques, non corrélés et de loi normale.

L'objectif de notre modélisation étant d'analyser l'efficacité informationnelle du marché agricole chez les producteurs, alors choisissons les variables suivantes pour faire nos estimations du modèle VAR (p):

- pour capter les effets de l'information du marché, nous choisissons d'utiliser l'indice de prix internationaux de produits vivriers de la FAO (que nous nommons PRIXFAO);

- Pour capter le comportement de producteur, nous choisissons deux variables qui sont l'indice de production vivrière de la FAO des Etats Unis (nommé PVEU) et le rendement de la production céréalière des États-Unis (nommé RDMCEU) issue de la base de données de la Banque mondiale.

Le choix de ces variables n'est pas fortuit. Par essence, le prix du marché a la qualité de résumer toutes les informations du marché tandis que l'indice de la production vivrière retrace le comportement d'une des composantes du marché à savoir l'offre, donc le comportement des producteurs. Quant au rendement céréalière, c'est une variable qui permettra de capter les décisions d'investir ou non des producteurs. L'agriculture américaine étant mécanisée, une variation de rendements serait plus la conséquence d'une décision rationnelle de la part des producteurs d'investir ou non.

Pour réaliser l'estimation du modèle, nous utiliserons des séries sur la période allant 1980 à 2013 afin de ne considérer que la période où le contexte de sécurité alimentaire a été généralisé. Pour pallier les problèmes d'échelle, les variables seront lissées par une transformation logarithmique. Ainsi ce lissage nous permettra d'interpréter les coefficients en termes d'élasticité.

3.1.2. Analyse des propriétés stochastiques des séries

Avant de passer à l'estimation, aux tests et analyses économétriques, il faut s'assurer au préalable que tous les processus que nous incorporons dans notre modélisation VAR sont stationnaires. Il s'impose dès lors d'étudier les propriétés statistiques de nos séries. Il est ainsi analysé successivement, l'ordre d'intégration, la cointégration, et la normalité de nos différentes variables. (voir Annexe)

L'analyse de la stationnarité des séries est importante en prélude de toute régression. En effet, en cas de non-stationnarité, les procédures classiques d'inférence ne sont plus valides (Engle et Granger, 1987; Kwiatowski, Phillips, et Shin 1992 ; Hamilton, 1994 ; Johansen, 1995, Stock

et Watson, 2001 ; Blanchard et Perotti, 2002 ; Doucouré, 2009). Pour chaque série trois types de tests de racines unitaires sont utilisés : le test de Dickey-Fuller Augmenté (ADF), le test de Phillips- Perron (PP) et celui de Kwiatkowski, Philips, Schmidt et Shin (KPSS). Si pour les deux premiers tests, l'hypothèse nulle est la non-stationnarité de la série étudiée, les tests de KPSS ont pour hypothèse nulle la stationnarité d'où le caractère complémentaire des trois tests (Kwiatowski , Phillips, et Shin 1992 ; Doucouré, 2009).

Après vérification de ces différents tests, il se trouve que les deux séries LPVEU et LRDMCEU sont stationnaires en niveau tandis que la variable LPRIXFAO n'est stationnaire quand différence première. Il s'en suit alors que nos variables LPVEU et LRDCEU sont intégrées d'ordre (0) et la variable LPRIXFAO est intégrée d'ordre (1).

Les résultats des tests de racines unitaires ont montré que les séries sont intégrées d'ordres différents. Ce qui ne nous laisse que le choix de tester l'existence d'une éventuelle relation de long terme par le test de Johansen (1988) (Johansen ,1995, Stock et Watson, 2001 ; Blanchard et Perotti, 2002 ; Doucouré, 2009). Les statistiques de la trace renvoient à des valeurs inférieures aux valeurs critiques. On conclut à l'absence de cointégration au seuil de 5% entre nos différentes variables. On déduit qu'il n'existe pas de relation de long terme stable entre les différentes séries; d'où une spécification de notre modèle en VAR(P) simple et non d'un modèle à correction d'erreur.

L'hypothèse de normalité joue un rôle essentiel, car elle va préciser la distribution statistique des estimateurs (Doucouré, 2009). Elle peut être testée sur les variables du modèle ou sur les termes d'erreur du modèle. Le test de Jarque-Bera conduit à accepter l'hypothèse nulle de normalité pour toutes les variables au seuil de 5%, car toutes les statistiques de JB sont inférieures à 5,99.

En résumé, après la vérification de tous ces tests on peut conclure que nos séries remplissent bien les critères qu'il faut pour être utilisé dans une estimation économétrique. Passons alors à l'estimation du modèle. (Voir les tableaux en Annexe 1)

3.2. Estimation du modèle et interprétations des résultats

Dans cette sous-section, nous allons présenter les résultats des estimations et ensuite procéder à leurs interprétations. Mais avant cela au préalable, nous allons déterminer le nombre de retards (P) qu'il convient de retenir pour le modèle. En effet, le choix du retard optimal est très important dans la spécification du VAR. Il s'agit d'une étape cruciale dans l'estimation dans la mesure où seule une détermination adéquate permet d'assurer que les résidus du modèle sont des bruits blancs.

3.2.1. Résultat de l'estimation du modèle VAR (p) et vérification de sa stationnarité.

Avant de procéder à l'estimation du modèle, il est impératif de déterminer le nombre optimal de retard à utiliser dans l'estimation.

Dans un modèle VAR, le fait d'inclure un nombre élevé de retards supprime l'autocorrélation des erreurs, mais réduit le nombre de degrés de liberté et la puissance des tests (Hamilton, 1994 ; Johansen ,1995, Stock et Watson, 2001 ; Blanchard et Perotti, 2002 ; Doucouré, 2009).

À cet effet, il existe plusieurs façons de fixer une valeur raisonnable de p. Le tableau suivant nous consigne le résultat d'un certain nombre de critères intégrés dans Eviews.

Tableau 1 : Critères de choix du nombre de retards optimal pour un modèle VAR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	78.46793	NA	7.50e-07	-5.590217	-5.446235	-5.547404
1	114.6486	61.64116	1.01e-07	-7.603601	-7.027674	-7.432348
2	129.5963	22.14464*	6.68e-08	-8.044167	-7.036294*	-7.744473
3	139.0446	11.89795	6.96e-08	-8.077380	-6.637561	-7.649246
4	152.4095	13.85984	5.85e-08	-8.400702	-6.528937	-7.844128
5	169.1234	13.61872	4.35e-08*	-8.972100*	-6.668390	-8.287087*
6	172.9182	2.248775	1.04e-07	-8.586531	-5.850875	-7.773077

* indicates lag order selected by the criterion(each test at 5% level); LR: sequential modified LR test statistic; FPE: Final prediction; error AIC: Akaike information criterion; SC: Schwarz information criterion; HQ: Hannan-Quinn information criterion

Source : Auteur du document à partir des résultats des estimations.

Sur le tableau 1, trois des critères (FPE, AIC, HQ) indiquent p=5 contre deux (LR, SC) qui indique P=2. Nous choisissons alors le résultat majoritairement indiqué c'est dire p=5. Notre VAR(p) est alors un VAR(5). Le tableau 2 qui suit présente les résultats de l'estimation du modèle retenu.

Tableau 2 : Résultat de l'estimation du modèle VAR retenu (VAR(5))

	D(LPRIXFAO)	LPVEU	LRDMCEU
D(LPRIXFAO(-1))	-0.429 (0.251) [-1.704]	-0.068 (0.087) [-0.778]	-0.130 (0.181) [-0.716]
D(LPRIXFAO(-2))	-0.382 (0.228) [-1.673]	0.144 (0.079) [1.823]	0.126 (0.164) [0.770]
D(LPRIXFAO(-3))	-0.150 (0.284) [-0.530]	-0.083 (0.098) [-0.843]	0.059 (0.205) [0.289]
D(LPRIXFAO(-4))	0.378 (0.297) [1.271]	0.273 (0.10346) [2.645]	0.361 (0.214) [1.684]
D(LPRIXFAO(-5))	-0.713 (0.301) [-2.363]	-0.192 (0.104) [-1.832]	-0.537 (0.21775) [-2.468]
LPVEU(-1)	1.753 (1.429) [1.227]	1.508 (0.497) [3.035]	2.507 (1.031) [2.431]
LPVEU(-2)	-2.970 (1.480) [-2.006]	-0.047 (0.515) [-0.091]	-0.887 (1.068) [-0.830]
LPVEU(-3)	-1.428 (1.186) [-1.203]	-0.084 (0.412) [-0.205]	-0.625 (0.856) [-0.731]
LPVEU(-4)	-1.183 (1.118) [-1.058]	-0.140 (0.388) [-0.361]	-0.158 (0.806) [-0.196]
LPVEU(-5)	-0.541 (1.103) [-0.491]	0.386 (0.383) [1.007]	1.118 (0.795) [1.405]
LRDMCEU(-1)	-0.335 (0.576) [-0.581]	-0.727 (0.200) [-3.626]	-1.129 (0.415) [-2.714]
LRDMCEU(-2)	1.780 (0.724) [2.459]	0.187 (0.251) [0.743]	0.821 (0.522) [1.573]
LRDMCEU(-3)	1.222 (0.651) [1.876]	0.127 (0.226) [0.563]	0.178 (0.470) [0.380]
LRDMCEU(-4)	0.835 (0.595) [1.401]	-0.050 (0.207) [-0.242]	-0.272 (0.429) [-0.632]
LRDMCEU(-5)	0.434 (0.627) [0.691]	-0.063 (0.218) [-0.290]	-0.174 (0.452) [-0.384]
C	-14.213 (5.033) [-2.823]	1.749 (1.750) [0.999]	4.805 (3.631) [1.323]
R-squared	0.700224	0.978361	0.940161
Adj. R-squared	0.325505	0.951312	0.865362
Standard errors in () & t-statistics in []			

Source : Auteur du document à partir des résultats des estimations..

Nous obtenons un VAR(5) dont les estimations mettent en évidence des coefficients de détermination assez forts. On a respectivement $R^2=0,70$, $R^2=0,97$ et $R^2=0,94$ pour la première, deuxième et troisième équation du modèle. On peut aussi voir que l'équation [1] à trois coefficients significatifs dont la constante ; les équations [2] et [3] ont respectivement chacune deux et trois coefficients significativement différents de zéro au seuil de 5%.

3.2.2. Analyse de la causalité Étude de la causalité au sens de Granger

Il est possible, dans le cadre de ce modèle VAR, de mettre en évidence les relations de causalité existant entre les variables. L'analyse de la causalité va nous permettre de savoir quelles

sont les influences statistiquement significatives des trois variables du modèle entre elles (Engle et Granger, 1987; Gouriéroux et Monfort, 1990 ; Johansen ,1995, Stock et Watson, 2001 ; Doucouré, 2009). Les tests de causalité étant bi-variés, ce sont six types de causalité qu'il faudra tester, au sens de Granger, à l'aide du logiciel EVIEWS. On procède donc au test de causalité au sens de Granger à partir de la représentation VAR(5) estimée précédemment. Rappelons que Granger considère qu'une variable X cause une autre variable Y, si la prédictibilité de Y est améliorée lorsque l'information relative à X est incorporée dans l'analyse. Pour tout couple de variable, x et y, les hypothèses du test sont les suivantes :

H_0 : X ne cause pas Y au sens de Granger

H_1 : X cause Y au sens de Granger

La règle de décision au seuil de $\alpha = 5\%$ est: Si la probabilité est supérieure à 5%, alors on accepte l'hypothèse H_0 . Dans le cas contraire, on rejette H_0 et on accepte H_1 .

Le tableau suivant résume les résultats des tests bilatéraux sur les différents couples de variables du modèle

Tableau 3 :Synthèse des résultats pour le test de causalité au sens de Granger

Dependent variable: D(LPRIXFAO)			
Excluded	Chi-sq	Df	Prob.
LPVEU	11.50390	5	0.0423
LRDMCEU	12.59923	5	0.0274
Dependent variable: LPVEU			
Excluded	Chi-sq	Df	Prob.
D(LPRIXFAO)	8.431475	5	0.1340
LRDMCEU	16.16060	5	0.0064
Dependent variable: LRDMCEU			
Excluded	Chi-sq	Df	Prob.
D(LPRIXFAO)	10.20111	5	0.0697
LPVEU	11.30122	5	0.0457

Source : Auteur du document à partir des résultats des estimations..

Au regard des résultats présentés par le tableau, on a les relations de causalité au sens de Granger suivantes :

- Test de causalité entre LPVEU et DLPRIFAO : LPVEU cause DLPRIFAO au sens de Granger, mais DLPRIFAO ne cause pas LPVEU au sens de granger ;

- Test de causalité entre LRDMCEU et DLPRIXFAO : LRDMCEU cause DLPRIXFAO au sens de Granger , mais DLPRIXFAO ne cause pas LRDMCEU au sens de granger ;
- Test de causalité entre LPVEU et LRDMCEU : les deux hypothèses nulles ne sont pas rejetées ; c'est-à-dire LPVEU cause LRDMCEU au sens de Granger et LRDMCEU cause aussi LPVEU au sens de Granger.

4. Interprétation des résultats

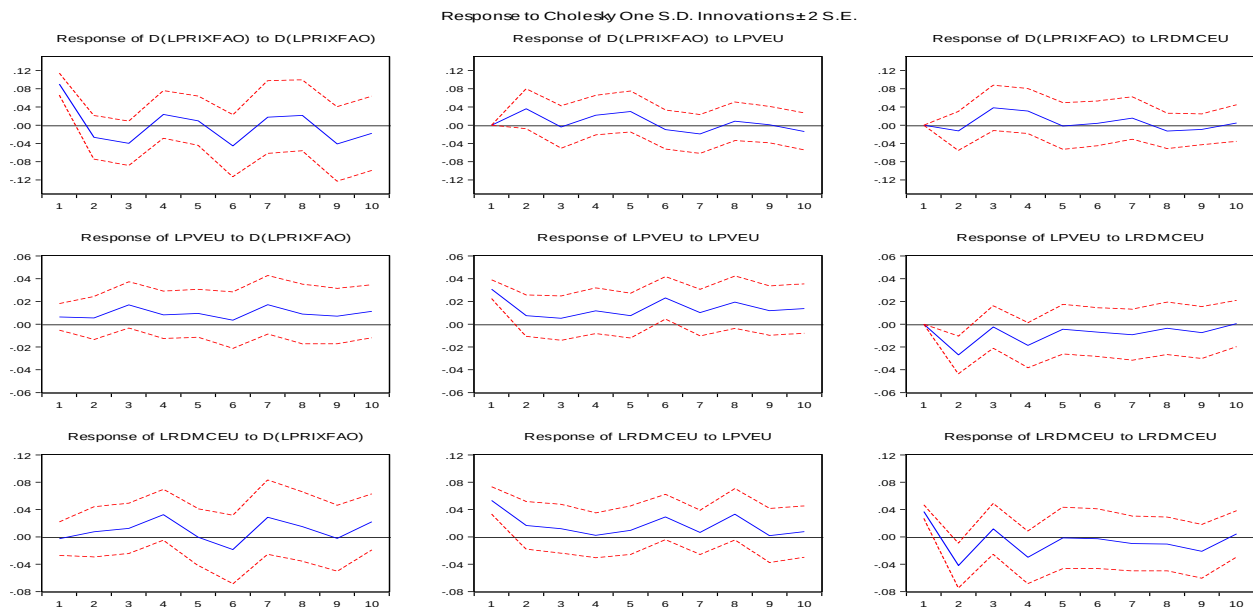
À la suite des tests de causalité de GRANGER, nous avons mis en évidence de manière globale les relations suivantes : Nos deux séries retraçant le comportement des producteurs ont chacune une influence sur la variable différenciée du prix, mais que cette dernière n'a pas d'influence sur le comportement des producteurs. Cela signifie que la connaissance du passé de chacune de ces variables peut aider à améliorer la prévision du prix alors que l'historique du prix n'améliore pas la prévision du comportement des producteurs.

Le postulat que nous cherchons à vérifier dans cet article est que le marché des produits agricoles est « informationnellement » efficace chez les producteurs. Si cette hypothèse est fondée, alors il ne peut exister de relation de causalité dans le sens prix cause comportement de producteurs car cela signifierait que les informations sur les prix pourraient aider à prévoir et à améliorer la production ; ce qui est contraire à l'hypothèse d'efficacité (Gillet, 1999). Ce résultat permet de confirmer l'hypothèse d'efficacité du marché du côté des producteurs.

La deuxième relation est celle qui fait état de réciprocité de causalité entre les deux variables retraçant le comportement des producteurs à savoir LPVEU et LRDMCEU. Ce qui semble tout à fait justifiable aussi, dans la mesure où, toute variation de rendement se répercute sur le niveau de la production, et la variation de la production aussi en impactant le revenu des producteurs finit par avoir aussi des répercussions sur les rendements à travers les investissements.

L'analyse de ces résultats peut être encore mieux approfondie en analysant les chocs à l'aide des fonctions de réponses impulsionnelles. En effet, ces fonctions permettent de mesurer l'impact de la variation d'une innovation sur les variables du modèle. Les graphiques qui suivent exposent les réponses à des chocs sur les erreurs des différentes variables du modèle.

Figure N°4: Les fonctions de réponses impulsionnelles au choc sur les erreurs des différentes variables



Source : Auteur du document à partir des résultats des estimations.

Pour chaque variable, le choc est égal à l'écart-type de ces erreurs. L'horizon temporel des réponses est fixé à 10ans. Cet horizon représente le délai nécessaire pour que les variables retrouvent leur niveau de long terme (Doucouré, 2009). Cependant, nous nous limitons à commenter uniquement les graphiques des relations significatives approuvées par le test de causalité précédent. À cet effet, il ressort de l'analyse de ces graphiques que :

- un choc sur le prix entraîne des fluctuations durables non amorties sur le niveau du variable et qui va même au-delà de 10ans. Cela peut s'expliquer par le défaut du mécanisme autorégulateur du marché à corriger les effets des fluctuations d'origine exogène. D'où à cet effet, la nécessité d'une intervention externe pour limiter les dégâts.

- un choc sur le niveau de la production à un effet positif sur la variable elle-même qui augmente durablement. De même ça a un effet positif instantané sur le rendement et qui persiste sur toute la période. Cela tient au fait au lien existant entre les deux variables. En effet, tant que la production augmente toute chose égale par ailleurs, le rendement suivra le même mouvement. Néanmoins ce choc entraîne en différé des fluctuations amorties sur le niveau de prix. Tout ce passe comme si les mécanismes du marché absorbent mieux les chocs sur les composantes du marché que les chocs sur le prix.

- un choc sur les rendements à un effet négatif amorti sur le niveau de la variable elle-même. C'est qui cause un effet négatif de même nature sur le niveau de la production, mais en différé,

et des fluctuations amorties sur le niveau du prix. Les facteurs pouvant expliquer ces états de fait sont les mêmes que ceux dont nous avons évoqué dans le cas du choc sur le niveau de la production.

Conclusion

Nous avons donc recensé, dans ce travail, à travers la littérature, plusieurs causes à l'instabilité des prix des produits agricoles, et que celles-ci peuvent s'additionner ou se contrarier. De l'ensemble des causes évoquées, il ressort que c'est la conjonction des facteurs suivants qui explique l'évolution des prix et qui rend les phénomènes de chaos particulièrement fréquents : l'aversion pour le risque des producteurs et les spécificités du secteur agricole que sont la rigidité de la demande, d'une part, puis, selon les auteurs, soit les aléas exogènes (climatiques ou importation), soit les aléas endogènes liés aux erreurs d'anticipation qui perturbent le niveau de l'offre.

Les remèdes à la volatilité des marchés dépendent de la cause des fluctuations. Nous retenons des débats sur les solutions aux fluctuations des marchés qu'il ne faut pas considérer a priori qu'il existe une solution universelle au problème de l'instabilité des prix alimentaires, mais plutôt que la solution optimale dépend du contexte. Cela implique que des instruments différents doivent être mobilisés selon que la déstabilisation est liée à des chocs exogènes ou à la dynamique endogène des marchés. Les méthodes « libérales » conviennent pour se prémunir des aléas exogènes, les méthodes interventionnistes pour remédier aux aléas endogènes. Toutefois, il peut exister des complémentarités et des synergies entre les instruments de marché et les instruments basés sur des interventions publiques, entre les instruments visant à réduire l'instabilité des prix et ceux destinés à en atténuer les effets.

Quant à la question d'efficacité des marchés du côté des producteurs, les résultats de notre modèle empirique ne nous ont pas permis de confirmer l'hypothèse selon laquelle le marché est efficace. Mais notre étude sur ce plan n'a considéré que le cas d'un « grand pays » sur le marché international au sens de l'Économie Internationale et qui est en situation d'exportateur net. La question reste alors posée pour les cas des grands pays importateurs nets et le cas des « petits pays ». Néanmoins ce résultat remet sur la table de discussion la portée et l'efficacité des politiques de sécurité alimentaire visant la stabilisation des prix sur les marchés agricoles ou basé sur la constitution « de stocks alimentaires de sécurité ». Étant donné que les producteurs adaptent leurs productions aux signaux du marché, toute politique allant contrecourant l'évolution tendancielle des prix agricoles, aurait l'effet pervers d'induire les producteurs en erreur dans leurs prises de décision en rapport avec les besoins du marché. La constitution des

stocks alimentaires de sécurité, en atténuant les effets de fluctuations des productions agricoles, serait quant à elle susceptibles de provoquer ou d'amplifier des perturbations du côté de l'offre sur les marchés agricoles. Des futurs travaux de recherches pourront se pencher sur l'analyse de l'efficacité des politiques de sécurité alimentaire dans un contexte d'efficacité informationnel des marchés agricoles.

ANNEXES

Annexe1 :

- tests **de racine unitaire**, test de Cointégration, test de normalité

. La règle décision est la suivante : pour les tests ADF et PP on rejette H_0 et on accepte H_1 dès que la valeur du t-statistique est inférieure à la valeur critique au seuil de 5% ; et pour le test KPSS on accepte H_0 et on rejette H_1 dès que la valeur du LM-statistique est inférieure à la valeur critique au seuil de 5%.

Le tableau suivant présente la synthèse les différents tests de stationnarité sur les séries

Tableau 4 : Synthèse des résultats des différents tests de stationnarités

Variable	ADF			PP			KPSS		
	Level	critical values	Adj. t-Stat	Level	critical values	Adj. t-Stat	Level	critical values	Adj. LM-Stat
LPRIXFAO	5%	-3,552	-1,752	5%	-3,552	-1,796	5%	0,146	1,517
D(LPRIXFAO)	5%	-3,557	-4,962	5%	-3,557	-4,962	5%	0,146	0,062
LPVEU	5%	-3,552	-5,235	5%	-3,552	-5,235	5%	0,146	0,095
LRDMCEU	5%	-3,552	-6,557	5%	-3,552	-6,557	5%	0,146	0,049

Source : Résultats des estimations.

- Test de Cointégration : Test de Johansen

La règle décision est la suivante : on compare le ratio de vraisemblance à la valeur critique. Si le rang de cointégration est égal à zéro alors on rejette l'hypothèse de cointégration et on accepte donc H_0 . Si le rang est supérieur égal à 1 alors on accepte H_1 .

Tableau 5 : Résultat du test de cointégration sur les variables du modèle

Rang de cointégration	Eigenvalue	Trace Statistic	Critical Value	Prob.**
0	0.390684	20.23555	29.79707	0.4070
1	0.127734	4.382186	15.49471	0.8704
2	0.000283	0.009054	3.841466	0.9238

Source : Auteur du document à partir des résultats des estimations..

- . Test de normalité sur les séries

La règle de décision est la suivante : sous H_0 , la statistique de Jarque et Bera (JB) suit une loi de Kih-Deux à deux degrés de liberté. À cet effet, on accepte l'hypothèse de normalité H_0 au seuil de 5% si la statistique JB est inférieure à 5,99; dans le cas contraire, on rejette H_0 et on

accepte H_1 . Le tableau suivant nous indique la synthèse des résultats du test réalisé les variables du modèle avec Eviews.8

Tableau 6 : Synthèse des résultats des tests de normalité de Jarque-Bera sur les variables du modèle

	D(LPRIXFAO)	LPVEU	LPVEU
Jarque-Bera	0.082479	2.111404	2.666483
Probability	0.959599	0.347948	0.263621
Observations	33	34	34

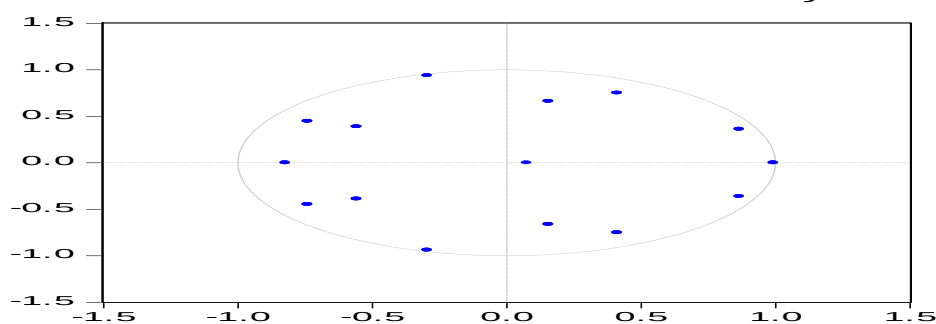
Source : Auteur du document à partir des résultats des estimations.

Annexe 2 :

• Stationnarité du VAR

Ce test est utilisé pour détecter d'éventuels mouvements dans la valeur des coefficients reflétant une possible instabilité structurelle. EVIEWS nous donne les conditions mathématiques de la stationnarité, comme nous pouvons le voir sur le graphique ci-dessous :

Figure N°5 : Analyse des racines du polynôme caractéristique du modèle retenu
Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Source : Auteur du document à partir des résultats des estimations.

• Test d'hétéroscédasticité des erreurs : test du Multiplicateur de Lagrange (LM)

. Soit P , le nombre de variables exogène, sans la constante, dans l'équation du modèle. Alors la règle de décision est la suivante (Doucouré, 2009):

-si $LM > \chi^2(P)$ à P degrés de liberté lus dans la table au seuil de 5%, on rejette H_0 ; et on considère que les erreurs sont hétéroscédastiques ;

--si $LM \leq \chi^2(P)$, on accepte H_0 , les erreurs sont homocédastiques.

Tableau 7 : Synthèse du résultat de calcul de la statistique du test d'hétéroscédasticité

	Résidus de l'équation [1]	Résidus de l'équation [2]	Résidus de l'équation [3]
R-squared	0,700224	0,978361	0,940161
n	28	28	28
LM	19,606272	27,394108	26,324508
P	28	28	28
kih deux (28) critique	41,337	41,337	41,337

Source : Auteur du document à partir des résultats des estimations..

Toutes les statistiques LM sont inférieurs à la valeur critique. Par conséquent on retient l'hypothèse H_0 pour les erreurs du modèle, c'est-à-dire qu'elles sont homocédastiques.

• **Tests d'autocorrélation des erreurs : test de Breusch-Godfrey**

La règle de décision est qu'on accepte l'hypothèse H_0 si la valeur de Probabilité est supérieure à 5%. On accepte H_1 si la valeur de probabilité est inférieure ou égale à 5%.

Tableau 8 : Synthèse des résultants pour le test d'autocorrélation des erreurs

Lags	LM-Stat	Prob
1	3.190378	0.9563
2	14.01653	0.1217
3	6.160358	0.7238
4	7.340624	0.6017
5	8.209022	0.5132
6	6.233074	0.7164

Source : Résultats des estimations.

BIBLIOGRAPHIE

1. Article de revue

Balcombe, J. (2009). "Animal pleasure and its moral significance". Applied animal behaviour science, 118(3), 208-216

Blanchard O. et Perotti R. (2002). "An Empirical Characterization of Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output", Quarterly Journal of Economics, 117, pp. 1329-1368.

Bollerslev T. (1986). "Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity". Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review, 79, 27–38; Journal of Econometrics, 31: 307–327.

Bonjean, C. A., & Boussard, J. M. (1999). « La stabilisation des prix aux producteurs agricoles: approches micro-économiques ». Revue tiers monde, 901-928.

Boussard, J. M. (2001). « Assurances et marchés à terme: similitudes et différences ». Économie rurale, 266(1), 119-129.

Chalmin, P. (2009), « Le monde a faim: quelques réflexions sur l'avenir agricole et alimentaire de l'humanité au XXI^e siècle », (No. 123456789/1738). Paris Dauphine University.

Clem, A. (1985). "Commodity price volatility: trends during 1975-84". Monthly Lab. Rev., 108, 17.

Cuddy, J. D., & Valle, P. D. (1978), "Measuring the instability of time series data", Oxford bulletin of economics and statistics, 40(1), 79-85.

- Engle R. F. et Granger C. W. J. (1987). “Cointegration and Error Correction : Representation, Estimating and Testing”, *Econometrica*, n° 55, pp. 251-276.
- Gilbert C.L., Morgan C.W. (2010). “Has food price volatility risen? In: Technological Studies Workshop on Methods to Analyse Price Volatility”. Seville, 28–29 January.
- Gregory H. Bauer (2006), « Typologie de l’efficience des marchés » ; *Revue du système financier*, Banque du Canada, P. 39-42.
- Huchet-Bourdon, M. (2011). “Agricultural commodity price volatility” An overview, *OECD Food, Agriculture and fisheries papers N°52*, OECD Publishing
- Jacks, D., O’rourke, K. H., & Williamson, J. (2010). “Commodity price volatility and world market integration since 1700. 2009”. 36p. NBER Working Paper, (14748).
- Kwiatowski D., Phillips P. C. B. et Shin Y. (1992). “Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root”, *Journal of Econometrics*, n° 54, pp. 159-178.
- Loayza, N. V., Ranciere, R., Servén, L., & Ventura, J. (2007). “Macroeconomic volatility and welfare in developing countries: An introduction”. *The World Bank Economic Review*, 21(3), 343-357.
- Scarborough, V., & Kydd, J. (1992). “Economic analysis of agricultural markets: A manual (Vol. 5)”. Natural Resources Institute.
- Sims, C. A. (1980). “Macroeconomics and reality”. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1-48.
- Stock J.H. et Watson M.W. (2001). “Vector Autoregressions”, *Journal of Economic Perspectives*, n°15.
- Thierry P. (2013a), « Produits alimentaires : Une demande mondiale, dynamique à moyen terme », *Économie Agricole*, Chambres d’agriculture, n° 1027 - Novembre 2013
- Thierry P. (2013b), « Volatilité des prix agricoles: expertiser pour mieux agir », *Chambres d’agriculture*, n° 1019 - Janvier 2013
- Timmer, C. P. (1989). “Food price policy: The rationale for government intervention”. *Food Policy*. 14(1), 17-27.
- Tyner, W. E. (2010). “The integration of energy and agricultural markets”. *Agricultural Economics*, 41(s1), 193-201.

2. Livre

- Christophe B. (2008) ; « Modélisation VAR et Test de cointégration sur l’action Exxon Mobil » ; Université Paris Dauphine

Doucouré F. B., (2009), “Méthodes économétriques - Cours et exercices résolus avec les logiciels Eviews et Stata (Tome 2) », édition IRIMA

Gillet, P. (1999). « L'efficience des marchés financiers ». Edition Economica, Paris, 224p.

Gouriéroux C. et Monfort A. (1990). Séries temporelles et modèles dynamiques, Economica.

Hamilton J.D. (1994). “Time Series Analysis”, Princeton University Press.

Johansen S. (1995). “Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models”. Oxford University Press.

Labys, W. C. (2006). “Modeling and forecasting primary commodity prices”. Ashgate Publishing, Ltd.

3. Thèse

Gérard F. (1993), « Instabilité des prix agricoles et influence de l'incertitude sur les comportements économiques : essai sur les problèmes associés à la régulation de l'offre » Livre I, thèse pour le doctorat en sciences économiques Université de Paris 1

4. Rapport

Commission européenne, (2009), “Progress Annual Performance Monitoring” Report 2008. The Community Programme for Employment and Social Solidarity (2007-2013),

FAO, (2015), « la situation des marchés des produits agricoles. Commerce et sécurité alimentaire: trouver un meilleur équilibre entre les priorités nationales et le bien commun », Rome, Fao

FAO/WHO Expert Committee on Food Additives. Meeting, & World Health Organization. (2010). “Evaluation of Certain Food Additives”. World Health Organization. Seventy-first Report of the Joint FAO/WHO Expert Committee on Food Additives (Vol. 71).

Mondiale, B. (2007). “Millennium development goals: Confronting the challenges of gender equality and fragile States”. Global Monitoring Report 2007

Voituriez, T. (2009). « Hausse des prix agricoles et de l'énergie: quelles relations et implications à moyen terme et à long terme ». Note de l'IFRI, 1-36