



**ANNALES**  
**DE**  
**L'UNIVERSITE**  
**MARIEN NGOUABI**

---

***Sciences Economiques et de Gestion***

---

**VOL. 20 – N° 1 – ANNEE 2020**

**ISSN: 1815 – 4433**

**[www.annalesumng.org](http://www.annalesumng.org)**

**Indexation: Google Scholar**



## SOMMAIRE

**Directeur de la publication :**

J. R. IBARA

**Rédacteur en chef :**

J. GOMA-TCHIMBAKALA

**Rédacteur en chef adjoint :**

M. M. A. NDINGA

**Comité de Lecture :**

F.V. AMOUSSOUGA (Cotonou)

B. BEKOLO-EBE (Douala)

A. BIAO (Parakou)

N. BIGOU LARE (Lomé)

H. DIATA (Brazzaville)

J. ISSA SAYEGH (Dakar)

M. KASSE (Dakar)

S. LENGA (Brazzaville)

B. MAKOSSO (Brazzaville)

G. Aké N'GBO (Abidjan)

A. ONDO-OSSA (Libreville)

YAO NDRE (Abidjan)

**Comité de Rédaction :**

F. DZAKA KIKOUTA (Brazzaville)

J.A. MAMPASSI (Brazzaville)

**Webmaster :**

R. D. ANKY

**Administration – Rédaction :**

Université Marien NGOUABI

Direction de la Recherche

B.P. 69, Brazzaville – Congo

E-mail : annales@umng.cg

ISSN: 1815 - 4433

Indexation: Google Scholar

- 1 **Effets de l'investissement public sur l'investissement privé non pétrolier : cas de la république du Congo**  
NGALEBAYE J. P, NDOMBI AVOUBA F-G
- 20 **Ressources extérieures, institutions et taux de change réel dans les pays de la Communauté Économique des États de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO)**  
CAMARA K.
- 43 **Éducation et croissance dans la zone UEMOA**  
BAMBA A., MOULEYE I. S.
- 63 **Choc des prix des produits céréaliers et sécurité alimentaire au TOGO**  
DANDONOUGBO Y., AGBODJI A. E.
- 86 **Changement climatique et sécurité alimentaire des ménages ruraux au Niger**  
ILLA E. I.
- 110 **Diffusion spatiale du virus de l'immunodéficience humaine (VIH) et les caractéristiques socioéconomiques des pays de l'Union Économique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) : existe-t-il un pôle de concentration de la contagion ?**  
SANOUSI Y., KPOMBLEKOU E.
- 134 **Investment public et changement structurel : une analyse en équilibre général dynamique**  
AGUEY S.
- 163 **L'attractivité des IDE en zone franc : le taux de change effectif réel importe-t-il ?**  
ONGO NKOBA B. E., SONG J. S.
- 184 **Effets du changement de la structure des taxes sur le tabac au Sénégal**  
GOLLOCK A.



## **CHOC DES PRIX DES PRODUITS CEREALIERES ET SECURITE ALIMENTAIRE AU TOGO**

*DANDONUGBO Y.<sup>1</sup>, AGBODJI A. E.<sup>2</sup>*

- 1. École Supérieure d'Agronomie*
- 2. Faculté des Sciences Économiques et de Gestion (FASEG)*  
*Université de Lomé*  
*République du Togo*

*Email : ydandonougbo@gmail.com\**

---

### **RESUME**

---

*L'objectif de cette recherche est d'analyser l'influence de la fluctuation des prix des produits céréaliers sur la sécurité alimentaire à travers la disponibilité de la production céréalière au Togo. En se basant sur des données trimestrielles de la FAO et de la banque mondiale au cours de la période de 1991 à 2017, un modèle auto vectoriel structurel a été utilisé pour tester les hypothèses formulées. Ainsi, les résultats en termes de fonction de réponse impulsionnelle révèlent une influence significative et positive d'un choc de prix sur la disponibilité des céréales à partir du troisième trimestre. Par ailleurs, la décomposition de la variance montre que les fluctuations de la disponibilité de céréales sont expliquées dans une grande proportion par leurs propres chocs. Toutefois, la part des fluctuations de la disponibilité des céréales, expliquée par un choc de prix est de l'ordre de 22%.*

---

***Mots-clés :** Sécurité alimentaire, choc de prix, VAR structurel*

---

## INTRODUCTION

Au cours de cette dernière décennie, marquée par une augmentation exponentielle des prix mondiaux de nombreux produits alimentaires de base, de vives inquiétudes se sont suscitées quant à leurs potentiels impacts sur le bien-être et la sécurité alimentaire des populations dans les pays, notamment ceux en développement (Tiberti & Tiberti 2018; Kalkuhl, Von Braun & Torero 2016). En effet, la volatilité des prix décrit l'ampleur des fluctuations de prix ou un important risque de changements de prix inattendus. Ainsi, le risque d'événements extrêmes liés à la variabilité des prix peut s'intensifier et contribuer à des risques sociaux plus larges en termes de sécurité alimentaire, de développement humain et de stabilité politique. L'impact potentiel de la hausse des prix des denrées alimentaires sur le bien-être des populations dépend des canaux de transmission des prix à l'ensemble des produits de base et des intrants nets, ainsi que de la structure économique du pays (Ravallion & Lokshin 2004). La plupart des travaux soulignent les effets pervers de l'instabilité des prix des produits agricoles sur les marchés et l'activité des agriculteurs (Malan 2013), car à prix volatils, il est impossible pour ces derniers de choisir les bonnes techniques de production ou de planifier leurs investissements.

En effet, la sécurité alimentaire peut être affectée par la variabilité des prix des denrées alimentaires à différentes échelles. Au niveau national, la variation des prix des denrées alimentaires a des incidences sur les marchés locaux des produits de base (Rapsomanikis, Hallam & Conforti 2006) et les marchés locaux du travail (Headey et al.

2012) suivant la position des ménages sur ces marchés et leur situation géographique. Ainsi, en milieu rural elle affecte directement le bien-être des populations à travers la variation du pouvoir d'achat des consommateurs et le bénéfice net des producteurs agricoles. Par conséquent, on peut observer une réduction de la consommation alimentaire ou des impacts nutritionnels à long terme au niveau de ces populations (Anríquez, Daidone & Mane 2013). Si la hausse des prix des produits alimentaires entraîne une diminution de l'apport calorique et une augmentation de la malnutrition infantile, cela pourrait également avoir d'autres effets négatifs sur les populations (Alderman, Hoddinott & Kinsey 2006). Il est ainsi prouvé que lorsque les ménages sont confrontés à des chocs négatifs importants, ils peuvent vendre leurs actifs productifs tels que les semences et le bétail, compromettant ainsi leurs perspectives de revenus futurs (Jalan & Ravallion 2002; Ravallion & Lokshin 2004).

Selon le rapport mondial sur les crises alimentaires (FAO, 2019), 9,2% de la population mondiale, soit un peu moins de 700 millions de personnes, a été exposée à des niveaux d'insécurité alimentaire grave en 2018, c'est-à-dire à des réductions de quantité de nourriture consommée. Cette situation est plus accentuée dans les pays à faible revenu, qui totalisent 434 millions d'individus en situation d'insécurité alimentaire sur 695 millions de personnes, soit environ 62% de leur population totale. Le Togo, l'un des pays de cette catégorie enregistre une prévalence d'insécurité alimentaire modéré ou grave de 68,1% au cours de la période 2016 – 2018 comparé à 66,9% en 2014-2016. Par ailleurs, il ressort des résultats de l'enquête QUIBB (2015)

que 43% des ménages au Togo ont des besoins alimentaires non satisfaits, sinon des difficultés à s'alimenter. Ainsi, outre le niveau de pauvreté qui constitue l'un des principaux déterminants de l'insécurité alimentaire, les fluctuations des prix pourraient contribuer également au niveau d'insécurité alimentaire dans le pays. Ceci, comme dans environ 33 pays en Afrique subsaharienne en 2018 où la fluctuation des prix des produits alimentaires se révèle être le principal facteur de la crise alimentaire qu'ont connu ces pays (FAO, 2019).

Par ailleurs, les travaux de Cranfield, Preckel & Hertel (2007), révèlent que dans les pays en développement les producteurs agricoles peuvent bénéficier de l'augmentation des prix des produits alimentaires sur le marché ou, du moins, compenser partiellement l'effet négatif des prix élevés. Aussi, la fluctuation des prix des produits alimentaires affecte le bien-être des populations à travers l'accessibilité et la disponibilité de ces produits sur le marché. En effet, la sécurité alimentaire définie comme la capacité des moyens de subsistance locaux pour garantir l'accès à une alimentation suffisante au niveau des ménages (Devereaux & Maxwell 2001), constitue un phénomène autour duquel plusieurs recherches s'intéressent. Elle s'articule autour de questions complexes qui englobent un large éventail de facteurs environnementaux, économiques, sociaux et politiques étroitement liés et se mesure autour de 4 dimensions à savoir la disponibilité, la distribution équitable, l'accès et l'utilisation des produits alimentaires.

Malgré l'hétérogénéité des liens entre la variabilité des prix et celle des déterminants fondamentaux de la sécurité alimentaire, il est important de comprendre

et d'évaluer les risques de sécurité alimentaire compte tenu du fait que les variations de prix sont étroitement liées à plusieurs facteurs de causalité de la sécurité alimentaire (offre, revenu réel, liens entre les marchés) (Malkiel & Fama 1970). Cependant, dans la littérature et particulièrement au Togo, les difficultés de mesure de certaines dimensions de la sécurité alimentaire telles que l'accessibilité, la stabilité et l'équité, résument la plupart des travaux sur la disponibilité alimentaire. Ainsi, au regard de la constante fluctuation des prix des biens alimentaires au Togo et de la part importante de la population qui dépend de l'agriculture pour sa subsistance, ce travail de recherche se propose de répondre à la principale question suivante : quelle influence peut avoir la fluctuation des prix des produits céréaliers sur leur disponibilité alimentaire au Togo ?

A cet effet, l'objectif général de ce papier est d'analyser l'effet de la variabilité des prix des produits céréaliers sur la sécurité alimentaire au Togo. De façon spécifique, il s'agit d'analyser l'effet d'un choc de prix des produits alimentaires sur la variation de la disponibilité alimentaire au Togo ainsi que l'évolution de cet effet dans le temps. Ainsi, il s'agit de tester l'hypothèse selon laquelle les chocs des prix stimulent la disponibilité alimentaire, mais la réaction n'est pas instantanée. Dans cette perspective, ce travail de recherche contribue d'une part à combler le déficit dans la littérature au Togo en matière des incidences de la variabilité des prix des produits alimentaires de base. En outre il permettra d'avoir une plus grande compréhension des effets potentiels de la fluctuation des prix de produits agricoles sur la disponibilité alimentaire au Togo et

d'ajuster les politiques pour mieux combattre ce phénomène.

Le reste de ce papier est structuré comme suit ; la section suivante présente une brève revue de littérature sur le sujet. Ensuite la méthodologie, et les sources de données sont présentées. Enfin les deux dernières sections présentent respectivement les résultats, la discussion et les implications de politiques économiques

### **Revue de la littérature**

Cette section passe en revue les fondements théoriques des réactions de l'offre et de la demande de biens à la variation du prix du bien et ensuite présente les principaux travaux empiriques des effets de la variation du prix des biens alimentaires ou agricoles sur la disponibilité alimentaire.

### **Eléments d'analyse théorique**

La fluctuation des prix des produits agricoles est un phénomène de vives polémiques dans le rang des économistes depuis plusieurs décennies avec des débats soutenus par une riche littérature contradictoire entre les partisans et les défenseurs de la libéralisation du commerce des produits alimentaires (Malan 2013; Newbery & Stiglitz 1981; Ezekiel 1938). L'origine de la fluctuation des prix résulte selon la conception théorique classique, de la relation entre l'offre et la demande effective qui fait graviter le prix du marché autour du prix naturel (Benetti 1981). Pour certains, l'origine de la fluctuation des prix des produits agricoles est interne au fonctionnement même des marchés, tandis que pour d'autres, elle résulte de l'influence de facteurs externes (fluctuations aléatoires des volumes produits, liées aux effets et impacts des aléas climatiques et d'autres

facteurs exogènes) (Piot-Lepetit & M'Barek 2011; Balcombe 2009). Toutefois, qu'elle soit interne ou externe, la fluctuation des prix des produits a des incidences sur l'offre et la demande de ces produits.

En effet, il existe généralement dans la littérature deux approches permettant d'analyser la réaction de l'offre de biens par rapport à la variation de ses déterminants (Sadoulet & De Janvry 1995). La première approche basée sur la théorie nerloviennne des anticipations facilite l'analyse à la fois de la fréquence et du niveau d'ajustement de la superficie et du rendement réel par rapport aux anticipations. La seconde basée sur l'approche de la fonction d'offre se fonde sur la théorie de maximisation des profits, en utilisant des fonctions de revenus, de profits ou de coûts (Ball 1988). En considérant l'approche basée sur la théorie nerloviennne, ni la production espérée ni le prix anticipé ne sont observables. Les décisions de production doivent être basées sur les prix que les agriculteurs s'attendent à recevoir plusieurs mois plus tard, au moment de la récolte. Ainsi, les modèles nerloviens sont construits pour examiner la réaction des agriculteurs en fonction des anticipations sur le prix et de l'ajustement partiel des superficies exploitées (Nerlove 1958). La nature des modèles nerloviens consiste en des spécifications ad hoc de la réaction de l'offre, y compris l'ajustement partiel et la formation des anticipations.

La littérature ne fournit pas de preuves claires quant au modèle d'anticipation à utiliser pour l'estimation empirique de la réaction de l'offre agricole (Nerlove & Bessler 2001; Shideed & White 1989). Les hypothèses de formation des anticipations largement appliquées dans la littérature sur la réaction de l'offre

comprennent les concepts suivants : l'anticipation naïve (Ezekiel 1938), où les prix espérés sont supposés être égaux aux derniers prix observés ; l'anticipation adaptative (Nerlove 1958), où les agriculteurs sont supposés réviser leurs anticipations en fonction des erreurs passées ; et l'anticipation rationnelle (Muth 1961), qui suppose que les anticipations sont cohérentes avec la structure de marché sous-jacente et que les agents économiques font un usage efficace de toutes les informations disponibles. D'autres recherches ont porté sur la modélisation de la réponse de l'offre en utilisant un prix espéré quasi-rationnel (Holt & McKenzie 2003), qui est cohérent avec la prédiction des prix à partir d'une équation de régression dynamique de forme réduite. Les prix des contrats à terme sont également utilisés comme une approximation des anticipations de prix (Gardner 1976).

Certains auteurs critiquent les hypothèses des anticipations naïves et adaptatives, affirmant qu'elles sont rétrospectives (Nickell 1985); en d'autres termes, ces hypothèses ignorent que la dynamique des anticipations de prix imposée par les décideurs peut influencer les prix futurs. Bien qu'elle puisse être prospective, l'hypothèse d'anticipation rationnelle implique que les agents économiques font un usage efficace de toutes les informations disponibles, ce qui peut ne pas être le cas lorsque certaines informations sont coûteuses ou difficiles à traiter (Chavas 2000). En outre, l'anticipation rationnelle n'est pas étayée dans certains ensembles de données expérimentales et d'enquêtes (Nelson & Bessler 1992). L'applicabilité des prix à terme en tant qu'indicateur de substitution est également douteuse dans les analyses de

l'offre des pays où les agriculteurs ne sont pas en mesure d'effectuer des transactions à terme et n'ont pas accès aux informations des marchés boursiers. En outre, certaines données empiriques montrent que les anticipations hétérogènes coexistent simultanément chez les producteurs agricoles (Chavas 2000).

Du côté de la demande, intuitivement, il est généralement observé que l'augmentation du prix d'un bien toutes choses égales par ailleurs, est associée à une diminution de la consommation de ce bien (Jehle & Reny 2011). En effet, une variation de prix entraîne non seulement une variation des quantités de biens achetés, mais aussi une modification de la pente associée à la contrainte budgétaire (Snyder & Nicholson 2008). Ainsi, lorsque le prix d'un bien varie, on observe au moins deux effets différents : l'effet substitution et l'effet revenu résultant respectivement de la substitution du bien relativement moins cher aux biens relativement plus chers et de l'augmentation généralisée du pouvoir d'achat du consommateur (Jehle & Reny 2011). La baisse de la qualité du bien consommé renchérit par la hausse du pouvoir d'achat qui induit la baisse de la quantité du bien consommé a des incidences sur la sécurité alimentaire des populations. Toutefois, la variation de la quantité demandée diffère selon la nature du bien, c'est-à-dire qu'il soit un bien normal, inférieur ou de giffen (Varian 2014; Snyder & Nicholson 2008).

Par ailleurs, le surplus du consommateur a été utilisé dans plusieurs travaux empiriques pour mesurer le bien-être des consommateurs. Toutefois, comme l'ont noté Just, Hueth & Schmitz (2005), ce concept est au centre de la controverse entourant la mesure du bien-être des

consommateurs. Par conséquent, sauf dans l'hypothèse restrictive, le surplus du consommateurmarshallien n'est pas une mesure exacte de l'évolution du bien-être individuel (Blackorby, Donaldson & Weymark 2008). Les problèmes causés par l'utilisation du surplus du consommateur comme mesure de bien-être sont complexes et nécessitent des techniques mathématiques avancées pour être résolus correctement (Just, Hueth & Schmitz 2005). Aussi, la variation compensatoire et la variation équivalente, introduites par Hicks (1943, 1956), sont utilisées dans l'analyse de l'effet de la variation de prix sur le bien-être dans plusieurs travaux microéconomiques. La variation compensatoire (CV) et la variation équivalente (VE), constituent les bases théoriques des modèles de consentement à payer (Just, Hueth & Schmitz 2005).

### Evidences empiriques

Plusieurs travaux dans la littérature ont analysé les réactions de l'offre et de la demande de biens alimentaires par rapport à la variation ou à la volatilité des prix de ces biens. Ainsi, en s'appuyant sur les travaux de Sandmo (1971) et Newbery & Stiglitz (1981), Subervie (2008) explique que, d'un point de vue statique, la réponse de l'offre de produits agricoles à la variabilité des prix dépend des caractéristiques d'aversion au risque des producteurs. Les agriculteurs qui craignent plus spécifiquement le risque auront tendance à travailler davantage (et donc à augmenter l'offre) afin de se prémunir contre les conséquences qui peuvent subvenir de la variabilité des prix, tandis que ceux qui ont une aversion modérée au risque auront tendance à réduire leur production. Pour ces auteurs, dans une perspective purement dynamique, l'offre est

plus susceptible d'être corrélée négativement à l'instabilité des prix car elle décourage l'investissement et l'innovation, dont le rendement est plus incertain (Hau 2006). En utilisant des indices de production et de prix spécifiques à chaque pays pour un large éventail de produits agricoles dans un panel dynamique, Subervie (2008) a montré une corrélation négative entre la variabilité des prix et la production. Ces résultats caractérisent en général les pays en développement, rendant les producteurs de ces pays particulièrement vulnérables à la variabilité des prix des produits agricoles. Haile, Kalkuhl & von Braun (2016) construisent un modèle de panel dynamique pour étudier l'impact de la variabilité des prix des produits et des prix d'autres produits sur la production, et décomposent également les effets sur les superficies plantées et les rendements. Ils concluent à un impact négatif de l'instabilité des prix sur les décisions de plantation des producteurs, les rendements et, par conséquent, la production.

Par ailleurs, pour Malan (2013), l'instabilité des prix affecte les plans d'investissement agricole au niveau microéconomique, en particulier lorsque les marchés sont incomplets ou isolés. Toutefois, la réponse à une variabilité accrue dépendra des caractéristiques de la population agricole. Ainsi, pour Poulton et al. (2006), d'un point de vue théorique, la variabilité des prix alimentaires a des conséquences hétérogènes au niveau des ménages. Elle a tendance à décourager l'investissement dans la production de denrées de base par les ménages disposant des excédents de produits alimentaires, mais encouragera les ménages déficitaires à continuer de consacrer leurs maigres ressources à la production de denrées de

base. Les résultats des travaux de Place, Adato & Hebinck (2007) au Kenya soutiennent cette théorie avec des résultats qui montrent effectivement un effet négatif sur les investissements des producteurs en termes d'acquisitions d'intrants agricoles. Par ailleurs, en termes d'investissement, Kurosaki & Fafchamps (2002) ont démontré que le choix de la culture est influencé par le niveau de risque de prix et de rendement supporté par les ménages du Pakistan, et ont estimé que l'élimination du risque pourrait augmenter la superficie consacrée aux cultures de rente jusqu'à 30 % pour le ménage médian. En utilisant les données des ménages éthiopiens, Dercon & Christiaensen (2011) ont également pu démontrer un lien entre la vulnérabilité des ménages face à la variabilité des prix et l'adoption de la technologie.

D'autres travaux empiriques ont révélé un impact positif des variations de prix des produits agricoles sur la production (Lin 1992; Huang & Rozelle 1996). Ainsi, pour Lin (1992) l'augmentation des prix est associée à une augmentation de la production de 15 % en Chine entre 1978-1984. Huang et Rozelle (1996) ont montré qu'environ 10 % de la croissance de la production de riz entre 1978 et 1984 était due à des effets de prix. Par ailleurs, Rao (2004) a examiné la réponse de l'offre agricole au niveau agrégé pour l'Andhra Pradesh en utilisant le modèle d'ajustement partiel de Nerlove. Il a constaté que les élasticités à court terme de la production par rapport au total des dépenses agricoles varient de 0,20 à 0,29 et que les élasticités à long terme varient de 0,21 à 0,31. Les résultats indiquent également que les facteurs non liés aux prix sont des déterminants très importants de l'offre agricole globale. Au Nigéria, Ogundari (2018) constate qu'à long terme, l'offre de maïs réagit de manière significative et positive au prix du maïs et de l'igname, à la pluviométrie et à l'utilisation d'engrais, mais

négativement au prix du manioc. En outre en utilisant une approche de co-intégration incorporée au modèle d'ajustement partiel nerlovien, Sehar et al. (2019) constatent que les producteurs réagissent aux changements de prix, ce qui fait que la plupart d'entre eux augmentent la superficie cultivée et la production en fonction du prix de l'année précédente.

Les fluctuations de prix peuvent entraîner une situation d'insécurité alimentaire à travers des apports alimentaires inadéquats pour les ménages, un pouvoir d'achat plus faible et des ratios budgétaires réduits pour l'alimentation. L'accès temporaire à la nourriture peut entraîner des dommages nutritionnels irréversibles à long terme, en particulier chez les enfants. Selon Robles, Torero & Cuesta (2010), les simulations des hausses de prix de 2007/2008 dans plusieurs pays d'Amérique latine ont montré d'importantes réductions de l'apport calorique tant au niveau national qu'au niveau des ménages, en particulier pour les enfants des ménages pauvres de moins de deux ans, une période critique pour la croissance et le développement d'un enfant. Dans la littérature, la plupart des travaux empiriques mettent en exergue des impacts négatifs et significatifs de la variabilité des prix des produits agricoles sur l'état nutritionnel des ménages en particulier les enfants (Hoddinott & Kinsey 2001; Gitau et al. 2005 ; Jensen 2000). Ainsi, les travaux de Arndt, Hussain & Østerdal (2012) en Mozambique révèlent que la hausse des prix des aliments a augmenté le nombre d'enfants souffrant d'insuffisance pondérale. La prévalence du retard de croissance chez les enfants a augmenté au Salvador après la hausse des prix des aliments de 2008 (De Brauw 2011).

## Methodologie

### Cadre théorique

En général, la production est le processus de transformation des intrants en biens ou services. La manière dont les intrants sont transformés en biens ou services est décrite par une fonction de production (Jehle & Reny, 2011). D'après la présentation de Sadoulet et De Janvry (1995), la fonction de production peut être formalisée comme :

$$h(q, x, z) = 0 \quad (1)$$

Où  $q, x$  et  $z$  représentent respectivement le vecteur de quantités de la production, le vecteur des quantités d'intrants (main-d'œuvre, engrais, eau, pesticides, semences...), et le vecteur de quantités de facteurs fixes (terre, équipement, infrastructure, météo, distance au marché...).

Comme le notent Jehle & Reny (2011), les fonctions de production respectent plusieurs propriétés. Ainsi, elles sont généralement continues, strictement quasi-concaves, et strictement croissantes. La continuité fait en sorte que les infimes variations du vecteur d'intrants entraînent des variations du vecteur de la production. La quasi-concavité stricte traduit la simplicité de la fonction et la propriété relative à la croissante stricte de la fonction d'offre garantit qu'en utilisant plus

d'intrants, on obtient plus de quantité du bien produits.

Si les prix des intrants et des produits sont respectivement  $w$  et  $p$ , le profit du producteur peut être exprimé comme suit :

$$\pi = p'y - w'x \quad (2)$$

(Le symbole ' représente la transposée du vecteur).

Il s'agit essentiellement du profit, qui peut être définie comme la différence entre les revenus du producteur et le coût de production.

Le problème de maximisation des profits auquel sont confrontés les producteurs soumis à la contrainte technologique peut s'écrire ainsi :

$$\begin{cases} \text{Max}_{x,q} \pi = p'y - w'x \\ \text{s/c } h(q, x, z) = 0 \end{cases} \quad (3)$$

La solution de ce problème de maximisation est donnée par :

$$x = x(p, w, z) \text{ et } q = q(p, w, z) \quad (4)$$

La fonction de profit ( $\pi$ ) est déterminée en substituant  $x$  et  $q$  dans l'équation (2). De manière générale, la fonction de profit peut être considérée comme le profit maximum qu'un agriculteur pourrait obtenir, étant donnée  $w, p, z$  et  $h(.)$  (la technologie de production).

$$\pi = p'q(p, w, z) - w'x(p, w, z) = \pi(p, w, z) \quad (5)$$

La fonction de profit définie ci-dessus avec  $p \geq 0$  et  $w \geq 0$ , est, entre autres, continue, croissante en  $p$ , décroissante en  $w$ , homogène de degré un en  $(p, w)$ , convexe en  $(p, w)$ . De plus, la

propriété la plus intéressante de la fonction de profit est donnée par le lemme de Shephard. En effet, le profit  $\pi(p, w, z)$  étant différentiable en  $(p, w)$ , en supposant que  $h(.)$  est strictement concave on a :

$$\frac{\partial \pi(p, w, z)}{\partial p} = q(p, w) \quad \text{et} \quad -\frac{\partial \pi(p, w, z)}{\partial w_i} = x_i(p, w) \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (6)$$

Où  $q(p, w)$  représente la fonction d'offre du produit et  $x_i(p, w)$  est la fonction de demande d'intrants.

En supposant que la fonction de profit est continue et dérivable deux fois, ces fonctions d'offre et de demande respectent les propriétés d'homogénéité, d'effet prix et de substituabilité.

### Spécification du modèle

L'objectif principal de ce travail de recherche est d'examiner l'effet de la variabilité des prix des produits céréaliers sur la disponibilité alimentaire. L'approche vectorielle autorégressive (VAR) est généralement utilisée pour analyser les impacts de différents types de perturbations aléatoires sur les variables du modèle (Ferreira, Soares & Araújo 2005). Ceci compte tenu du fait qu'elle prend en considération les interactions dynamiques entre les variables traitées comme des interactions endogènes et comme une fonction de variables retardées. La limite de ce modèle est qu'il ne tient pas compte des relations structurelles et contemporaines, à moins que certaines restrictions d'identification ne soient supposées entre les variables. Cependant, l'utilisation du SVAR permet de résoudre le problème de restriction posé par le modèle VAR. Cette approche de modélisation des relations dynamiques a l'avantage d'avoir une bonne adéquation empirique, une indépendance par rapport à l'ordre et, plus important encore, d'utiliser les connaissances théoriques pour identifier les chocs structurels. Elle permet d'examiner les effets d'une variation anticipée dans une ou

plusieurs autres variables du système (Chuku et al. 2011) et peut être utilisée pour prédire les effets liés à des interventions de politiques spécifiques ou à des changements importants dans l'économie (Narayan, Narayan & Prasad 2008). Comme le SVAR répond à notre préoccupation, nous l'utilisons pour évaluer les liens dynamiques entre les variations des prix des produits céréaliers et la disponibilité alimentaire au Togo.

Pour commencer, nous avons converti les variables superficie et précipitation en logarithme naturel afin de minimiser les fluctuations des données. Nous avons vérifié l'ordre d'intégration de toutes les variables en utilisant les tests de racine unitaire ADF (Dickey & Fuller 1981) et KPSS (Kwiatkowski et al. 1992). Par la suite, nous avons effectué les tests de cointégration pour déterminer l'existence ou non d'une quelconque relation de long terme entre les variables. Dans l'étape suivante, nous avons construit le modèle SVAR et tracé les fonctions de réponse impulsionnelle (IRF). Les critères d'information d'Akaike (AIC) et les critères d'information de Schwartz (SIC) sont utilisés pour choisir le nombre de retard approprié. Dans l'étape finale, la décomposition de la variance des erreurs de prévision (VDC) des variables est effectuée afin de déterminer les significativités et les effets respectifs au sein du système.

Il n'y a pas de démarcation claire dans la littérature quant à la nécessité d'utiliser les données en niveau ou en différence première dans le SVAR. Certains sont favorables à l'utilisation des variables en niveaux (Sims 1980; Sims, Stock & Watson 1990), d'autres préconisent de les utiliser en première différence (Tiwari et al. 2011). D'autres encore prescrivent trois façons possibles de spécifier les données,

soit sous forme de différences, soit en niveaux ou en appliquant un modèle vectoriel à correction d'erreurs (Ramaswamy & Sloek 1998). Dans le cas de ce travail de recherche, la présentation des données sous forme de différence première est adoptée. Plusieurs raisons justifient cela. Tout d'abord, cela permettra d'obtenir des estimateurs efficaces. Ensuite, cela évite les risques de se retrouver avec des relations de type fallacieux et enfin, la condition de stationnarité est nécessaire pour la transformation du système VAR en sa représentation moyenne mobile infinie, qui est utilisée pour la représentation dynamique des interrelations en termes d'IRF et de VDC.

### Spécification

En suivant Breitung, Brüggemann & Lütkepohl (2004) et Alom, Ward & Hu (2013), Considérons le VAR (p) représenté par la spécification ci-après :

$$AX_t = \sum_{i=1}^p A_i X_{t-i} + e_t \quad (7)$$

où  $X_t$  est un vecteur ( $n \times n$ ) de variables endogènes (Ind\_prod, Ind\_prix, lprecip, lsuperf),  $A$  est une matrice inversible ( $n \times n$ ) de coefficients de variables endogènes,  $A_i$  sont des matrices ( $n \times n$ ) qui captent les interactions dynamiques entre les  $k$  variables du modèle,  $e_t$  est un vecteur ( $n \times 1$ ) de termes d'erreurs structurelles (supposés normalement distribués avec une moyenne nulle et une matrice de variance-covariance diagonale normalisée  $\Omega = 1$ ) et  $p$  est le nombre de retard.

Soit  $U_t = Be_t$  supposée être linéairement lié aux chocs structurels, où  $B$  est une matrice ( $n \times n$ ) de coefficients structurels représentant les effets des chocs structurels. Par ailleurs,  $e_t$  est supposé être

parfaitement orthogonal, de sorte que les impacts dynamiques de chaque choc structurel individuel puissent être séparés. Nous réécrivons donc l'équation (1) comme suit :

$$AX_t = \sum_{i=1}^p A_i X_{t-i} + Be_t \quad (8)$$

Le modèle ci-dessus doit être identifié et doit faire l'objet d'une interprétation économique (Leepar et al., 1996). Cependant, il n'est pas possible d'observer et d'estimer directement les valeurs réelles de  $e_t$  ainsi que des coefficients de  $A$  et de  $A_i$ . Par conséquent, une version réduite de l'équation (8) peut être obtenue en la prémultipliant par  $A^{-1}$ :

$$X_t = \sum_{i=1}^p A_i^* X_{t-i} + U_t \quad (9)$$

où  $A^* = A^{-1}A$ . Ici, les  $U_t$  sont des résidus de VAR sous forme réduite non corrélés avec les  $X$  et sont de type i. i. d  $\sim N(0, S_m)$ . La forme réduite du modèle tel qu'indiqué par l'équation (9) ne tient pas compte des relations contemporaines entre les variables, car seuls les termes retardés sont énumérés dans la partie droite de l'équation, et de plus, si les termes courants sont inclus, il peut y avoir un problème de corrélation croisée entre les résidus. La solution est obtenue par une autre relation entre les équations (8) et (9) comme suit :

$$\begin{aligned} AU_t &= Be_t \\ U_t &= A^{-1}Be_t \end{aligned} \quad (9)$$

Les coefficients structurels de l'équation (8) peuvent être obtenus à partir de la version réduite (9) en utilisant l'équation (10).

Comme mentionné par Chuku et al. (2011), les modèles SVAR sont plus adaptés pour suivre et identifier les chocs

structurels par rapport à la théorie économique sous-jacente, il est donc important d'imposer des restrictions pertinentes au système d'équations. Il existe deux types de restrictions utilisées dans la littérature : le court terme et le long terme. Les restrictions à court terme sont de type contemplatif, et les restrictions à long terme sont imposées sur les effets totaux des chocs structurels sur les variables endogènes du système (Peersman 2005; Blanchard & Quah 1993).

Les restrictions sont imposées soit sur les matrices de paramètres  $A$  ou  $B$ , soit sur les deux. Pour garantir une propriété parcimonieuse et éviter des restrictions non pertinentes, des restrictions justes ou exactement identifiées sont suivies. Pour les restrictions, quelques hypothèses s'imposent. Premièrement, la matrice structurelle de variance-covariance est une matrice diagonale normalisée à une matrice d'identité  $I_k$ . Deuxièmement,  $A$  est une matrice d'identité (identification récursive),  $A = I_k$  et  $B$  est une matrice triangulaire inférieure avec des relations contemporaines entre  $K$  variables endogènes. Une fois la matrice définie, le nombre de restrictions à imposer est décidé sur la base de l'algorithme de Breitung, Brüggemann & Lütkepohl (2004). Selon ce critère, lorsque l'une des deux matrices est supposée être une matrice d'identité,  $K(K - 1)/2$  restrictions supplémentaires sont imposées à une autre matrice lorsqu'il y a  $K$  variables endogènes.

Nous avons quatre variables endogènes représentées par le vecteur suivant :

$$X_t = (Ind\_prod, Ind\_prix, lprecip, lsuperf)$$

Par conséquent, nous devons imposer 12 restrictions supplémentaires pour l'identification. Toutes ces restrictions sont

imposées selon un raisonnement théorique. Selon Gordon & Leeper (1994); Holtemöller & Mallick (2016); Alom, Ward & Hu (2013), les restrictions sont fixées suivant la représentation suivante.

$$B = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & 1 & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & 1 & 0 \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & 1 \end{bmatrix}$$

L'ordre des variables dans la formulation ci-dessus indique les restrictions suivantes. La première ligne de la matrice  $B$  indique que l'approvisionnement alimentaire est supposé être affecté en même temps par sa propre variable retardée seulement et n'influence pas les autres variables endogènes, ce qui souligne la nature exogène de l'offre de bien alimentaire. La deuxième ligne est la fonction des prix des produits céréaliers, qui est affectée simultanément par sa propre variable retardée et par les variations de la disponibilité alimentaires, mais ne réagit pas aux variables telles que les précipitations et la superficie cultivée. La variable du niveau des précipitations telle qu'elle est présentée à la troisième ligne est supposée être affectée par sa propre variable retardée et par les variations des prix des biens alimentaires et de l'approvisionnement alimentaire tandis que la superficie cultivée n'a aucune influence sur elle. Les variations de la superficie sont fixées en fonction de toutes les variables endogènes.

### Données et sources

Les données utilisées afin d'estimer les différents modèles proviennent en majorité de la base de données du Fond des Nations Unies pour l'Agriculture et l'Alimentation (FAO, 2017). Il s'agit spécifiquement des données sur l'indice de

production céréalière, l'indice des prix et la superficie de céréales cultivée. Les données annuelles obtenus sur le site de la FAO ont été trimestrialisées suivant la fréquence linéaire en utilisant les techniques conventionnelles implémentées dans le logiciel *eviews* afin de mettre en exergue les effets des chocs.

La variable indice de production, mesurée par la somme de la production de céréales disponibles (pour toute utilisation autre que les semences et les aliments des animaux), pondérée à leurs prix moyens par rapport à la période de base 2004 -2006, est utilisée comme variable proxy de la disponibilité alimentaire. L'indice de prix des produits céréaliers est utilisé également

comme proxy de la variable prix. Il est mesuré par l'évolution annuelle moyenne dans le temps des prix de vente reçus par les agriculteurs pour les principaux produits céréaliers. Les données de précipitation, mesurant le niveau de précipitation mensuelle moyenne de pluviométrie enregistrée, proviennent de la base de données de la banque mondiale. Ces données mensuelles ont été agrégées afin d'obtenir des données trimestrielles qui ont servi pour les estimations. L'ensemble de ces données couvrent la période de 1991 à 2017. Le tableau ci-dessous présente les statistiques descriptives de ces différentes variables.

**Tableau 1 : Statistiques descriptives des variables**

Variables	Obs	Moyenne	Ecart type	Min	Max
Indice production	108	106.6	31.7	54.9	171.9
Indice prix	108	102.2	33.7	37.1	160.1
Superficie (en millier ha)	108	826,9	164,8	557,9	120,6
Précipitation	108	98.5	65.4	5.8	248.3

## Résultats

Cette section présente les différents résultats obtenus de l'analyse des données présentées dans la section précédente. Elle présente d'une part l'évolution des principales variables et d'autre part les résultats issus des estimations économétriques.

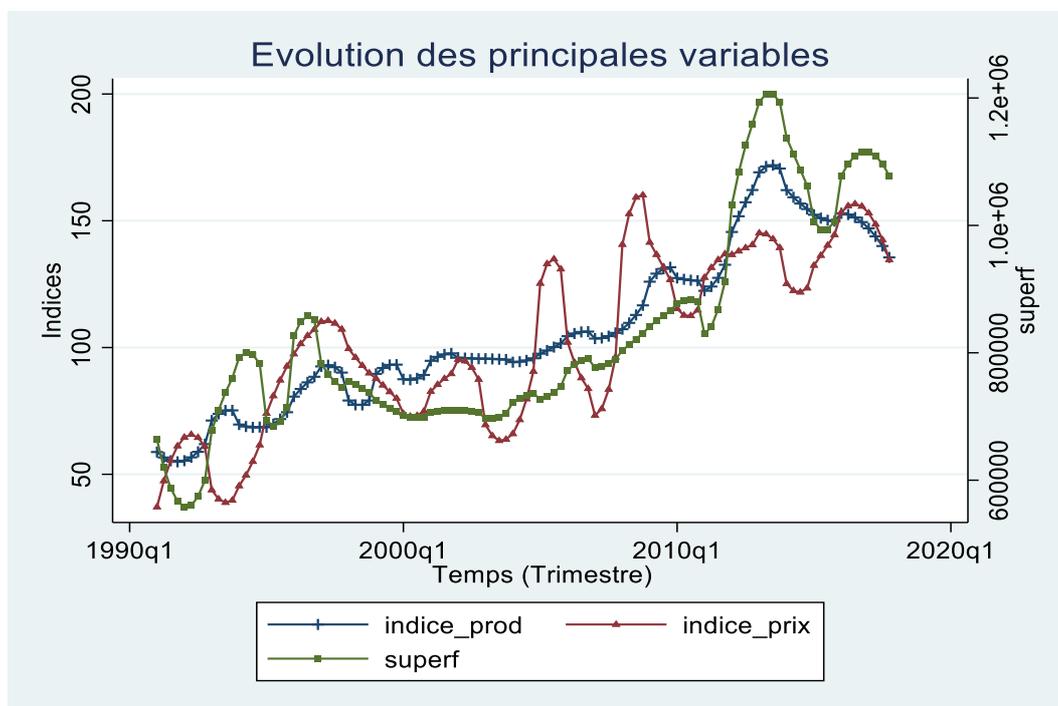
### Résultats des statistiques descriptives

L'analyse du graphique 1 révèle une tendance croissante de l'indice de production céréalière au cours de la période de 1991 à 2017. Cette tendance s'est également suivie par un accroissement de la

superficie de céréales cultivée dans l'ensemble du pays. Par ailleurs en suivant l'évolution de l'indice de prix des produits céréaliers, le graphique 1 révèle qu'elle fluctue avec une tendance croissante au cours de la période de 1991 à 2017. La corrélation des fluctuations de l'indice de prix et celle de l'indice de production des produits n'a pas été toujours positive. Ainsi, au cours de l'année 1993 et en 2008, on observe une corrélation négative entre ces deux variables, c'est-à-dire la baisse des prix n'a pas été suivie d'une baisse de la production. En outre on observe que la réaction des producteurs de céréales n'est pas immédiate au cours de la période

d'augmentation ou de baisse du prix, mais une année, soit quatre trimestres plus tard.

**Figure 1; Evolution des principales variables**



**Source :** A partir des données de la FAO

### Résultats des estimations économétriques

Les résultats de l'estimation de la relation entre les chocs structurels et la disponibilité alimentaire dans l'équation (3) sont présentés étape par étape dans cette section comme suit.

- **Test de racine unitaire**

Afin d'assurer l'exactitude et la fiabilité des résultats des estimations empiriques, il devient intéressant de procéder à certains tests préliminaires. Ainsi dans un premier temps, nous avons effectué les tests de racine unitaire sur l'ensemble des séries en se basant sur les méthodes de Dickey et Fuller augmentées (ADF) (Dickey & Fuller

1981), Phillips et Perron (PP) (Phillips & Perron 1988) et Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) (Kwiatkowski et al. 1992). L'hypothèse nulle des tests ADF et PP est que la série temporelle a une racine unitaire, tandis que l'hypothèse nulle du test KPSS est que la série temporelle est stationnaire. Pour le test ADF du tableau 2, les résultats révèlent que parmi les 4 séries aucune n'est stationnaire à niveau. Selon le test PP et de KPSS, seule la variable précipitation est stationnaire à niveau. Pour les séries de différence de premier ordre, les trois tests indiquent une stationnarité à un niveau de significativité de 1 % pour toutes les séries.

**Tableau 2: Test de stationnarité**

Variables	ADF		PP		KPSS	
	Niveau	Différence première	Niveau	Différence première	Niveau	Différence première
	Z(t)	Z(t)	Z(t)	Z(t)	Z(t)	Z(t)
Indice prod	-1.208	-5.317***	-1.268	-5.387***	0.258	0.0851***
Indice prix	-1.876	-5.653***	-2.318	-5.709***	0.135	0.0286***
Log(précipitation)	-1.627	-11.266***	-11.91***	-15.447***	0.028***	0.0158***
Log(Superficie)	-0.499	-5.716***	-1.132	-5.889***	0.438	0.0417***

- **Choix de l'ordre du retard et estimation du VAR**

La seconde étape de notre démarche consiste à déterminer le nombre de retards de la représentation VAR. Le choix de détermination des retards est assez délicat car il peut ne pas être neutre quant au résultat des estimations. Ainsi, le calcul à

partir des critères d'information LR, FPE, AIC, SC et HQ pour des retards allant de 1 à 3 montre dans le tableau 3 que le retard qui peut être retenu est de 2. En effet, trois critères d'information (FPE, AIC et HQ) parmi les cinq indiquent que le nombre de retard à retenir est de 2, nous allons ainsi pouvoir procéder au test de Johansen sur un modèle VAR (2).

**Tableau 3 : Détermination des retards selon les divers critères d'informations**

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	5.650473	NA	0.000147	-0.311820	-0.164783	-0.297205
1	51.37838	69.93680	2.01E-06	-4.632751	-4.044600	-4.574287
<b>2</b>	<b>67.78886</b>	<b>19.30645</b>	<b>9.54E-07*</b>	<b>-5.504572*</b>	<b>-4.475308*</b>	<b>-5.402261</b>
3	80.13797	10.16986	9.27E-07	-5.898585	-4.428208	-5.752427

\* indique l'ordre de décalage choisi par le critère

Les résultats du test de cointégration de Johansen (1988), nous amènent à rejeter l'existence de relations de cointégration entre les chocs structurels et la disponibilité alimentaire, ce qui valide l'application de la méthode des SVAR étant donné que l'estimation d'un modèle de SVAR ne nécessite aucune co-intégration entre l'ensemble des variables.

Nous nous concentrerons sur les principaux résultats empiriques dans le reste du document et réserverons les résultats détaillés de l'estimation du VAR.

- **Test d'identification**

Le modèle SVAR est estimé en utilisant un retard d'ordre 2 comme identifié dans la section précédente. Compte tenu de la factorisation structurelle spécifiée par le modèle, nous imposons de nouvelles restrictions en plus des restrictions théoriques pour rendre le modèle SVAR juste identifiable. Le tableau 4 présente les estimations des coefficients contemporains basées sur le modèle SVAR. Ces coefficients fournissent une intuition de base de la relation fondamentale qui existe entre les variables.

Tableau 4: Coefficients structurels contemporains

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
b <sub>21</sub>	-0.358249	0.088354	-4.054726	0.0001
b <sub>31</sub>	0.069555	0.035924	1.936190	0.0428
b <sub>32</sub>	0.028413	0.001951	14.56022	0.0000
b <sub>41</sub>	0.069881	0.004799	14.56022	0.0000
b <sub>42</sub>	0.434072	0.029812	14.56022	0.0000
b <sub>43</sub>	0.025821	0.001773	14.56022	0.0000
Log likelihood	533.9467			
LR test for over-identification:				
<b>Chi-square(4)</b>	<b>2.256825</b>			
<b>Probabilité</b>	<b>0.6886</b>			

Les coefficients contemporains indiquent la réaction immédiate de la disponibilité alimentaire aux chocs des prix des produits céréaliers, des précipitations et de la superficie cultivée. A part les restrictions théoriques, nous avons imposé 4 nouvelles restrictions pour que le modèle soit juste identifié. Le test LR est de 2,26, ce qui indique que les restrictions sont valables et que l'hypothèse nulle ne peut être rejetée.

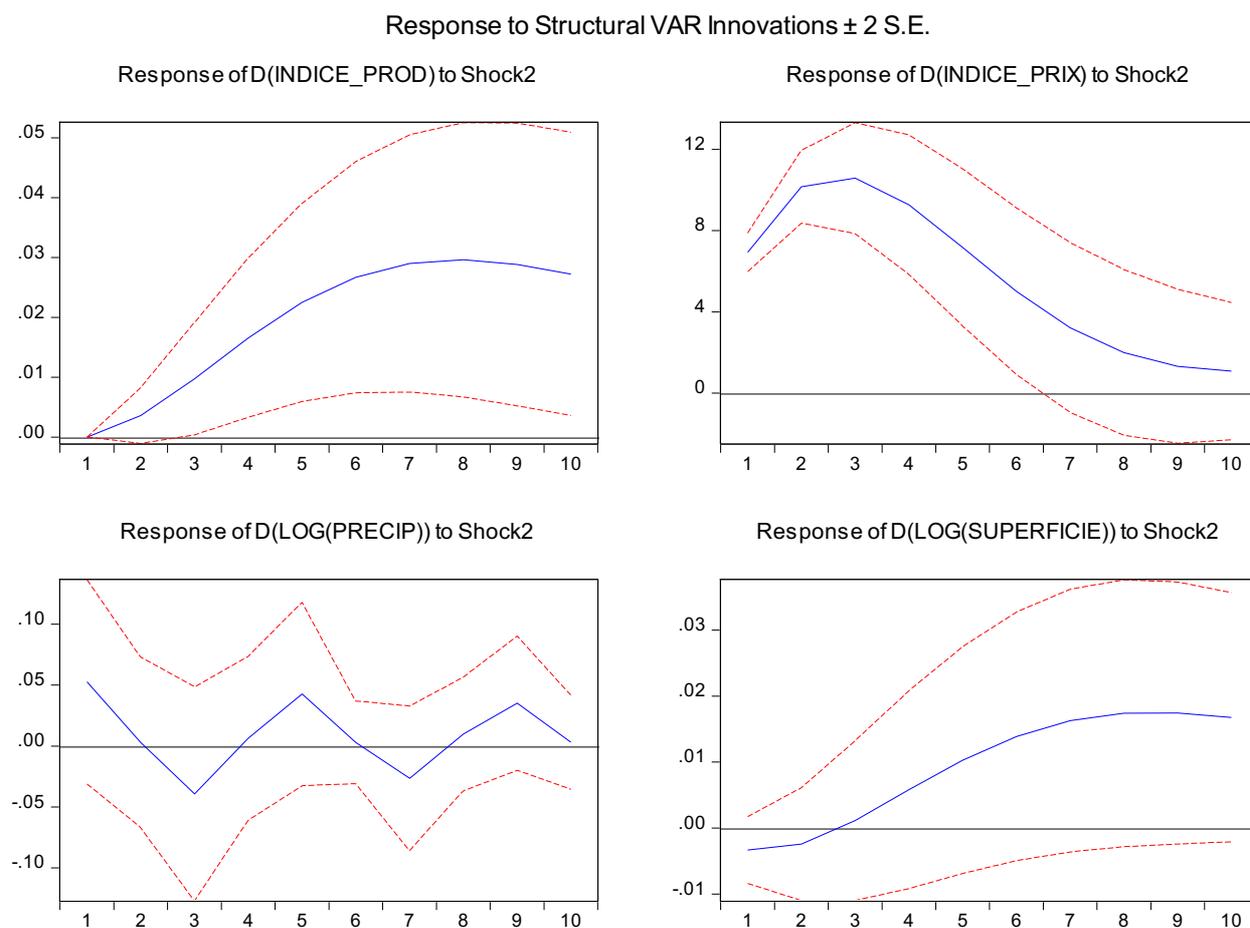
- **Analyse des fonctions de réponse impulsionnelle**

Pour analyser les réponses d'un choc structurel sur la disponibilité alimentaire, à différentes impulsions provenant de diverses variables, nous utilisons des fonctions de réponse impulsionnelle dans le cadre de l'approche SVAR. Les fonctions de réponse impulsionnelle sont la meilleure façon d'explorer toute réponse des variables économiques à l'impulsion d'un indicateur. Ainsi, la figure 2 présente les résultats des réponses impulsionnelles associées aux chocs des prix des produits céréaliers sur une période de 10 trimestres par rapport aux autres variables du modèle.

Le premier graphique de la figure 2 met en exergue l'effet d'un choc des prix des

céréales sur la disponibilité alimentaire au Togo. Ainsi, l'analyse du graphique révèle un impact statistiquement non significatif d'un choc des prix des produits céréaliers sur la disponibilité alimentaire au cours des trois premiers trimestres. Toutefois, au-delà de cette période, on observe que les chocs de prix de produits céréaliers ont une influence positive et statistiquement significatif sur la disponibilité alimentaire au Togo.

Par ailleurs, la relation positive entre une augmentation imprévue du prix des produits céréaliers et la disponibilité à partir du troisième trimestre s'expliquerait par la motivation d'une augmentation des bénéfices des entreprises, et donc une augmentation permanente de la production. Ce résultat, conforme à la théorie est en ligne de mire à ceux de Kanwar & Sadoulet (2008); De Menezes & Piketty (2012); Huang & Khanna (2010) qui dans leurs travaux ont montré une relation significative entre la hausse de prix des produits agricoles et l'offre de produits agricoles.

**Figure 2; Fonction de réponse impulsionnelle d'un choc d'augmentation de l'indice des prix**

Des travaux menés dans plusieurs autres pays en Afrique montrent également que la production agricole réagit aux prix des cultures, bien qu'avec une amplitude moindre par rapport aux réponses de la plupart des économies avancées. Par exemple, Vitale, Djourra & Sidibé (2009) dans le sud du Mali, Muchapondwa (2009) au Zimbabwe ; Molua (2010) sur l'offre de riz au Cameroun et Mkpado, Arene & Chidebelu (2012) au Nigeria. Ces travaux, sur la base des calculs d'élasticité de l'offre par rapport aux prix dans la plupart des cas en court terme ont abouti à des résultats significatifs et conformes à la théorie. Cependant, les travaux portant sur le long terme ont abouti à des élasticités

significatives qu'à 10 % et atypiquement plus faible que la valeur à court terme.

L'analyse du graphique relatif à la réponse de la superficie de céréales cultivée suite à un choc de prix révèle un effet statistiquement non significatif de ce dernier. Ce qui implique qu'un choc sur le prix des céréales, au cours des dix premiers trimestres, n'aura pas d'incidence statistiquement significative sur la superficie cultivée des produits céréaliers.

- **Analyse de la décomposition de la variance**

Afin d'approfondir les résultats des analyses des fonctions de réponse impulsionnelle, nous effectuons l'estimation de la décomposition de la

variance, qui met en exergue la contribution ou le pouvoir explicatif des chocs issus de chacune des variables. Le tableau 5 résume

les résultats de la décomposition de la variance de la disponibilité alimentaire.

**Tableau 5: Décomposition de la variance d'un choc d'augmentation de l'indice des prix**

Période	Variance Decomposition of D(INDICE_PROD):				
	S.E.	Shock1	Shock2	Shock3	Shock4
1	0.028585	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.049535	99.19119	0.530637	0.015410	0.262758
3	0.067254	97.08099	2.390461	0.013862	0.514682
4	0.082654	93.76818	5.611092	0.009245	0.611485
5	0.096420	89.82218	9.577590	0.006821	0.593410
6	0.108885	85.93596	13.52887	0.006075	0.529095
7	0.120154	82.59001	16.94524	0.005080	0.459673
8	0.130213	79.99235	19.60201	0.004873	0.400776
9	0.139053	78.14723	21.49315	0.004530	0.355088
10	0.146758	76.93149	22.74398	0.004107	0.320418

L'analyse du tableau révèle que la fluctuation de la disponibilité de produits céréaliers est provoquée par son propre choc avec une proportion très élevée de 76,93% au dixième trimestre. En revanche, la part des fluctuations de la production céréalière imputable au choc des prix des produits céréaliers est estimée à 22,74% au 10<sup>ème</sup> trimestre. Cette proportion reste faible, soit environ 5% au cours de la première année ayant suivi l'accroissement des prix des produits céréaliers au Togo.

### Discussion

Les résultats présentés dans la section précédente révèlent que la disponibilité des produits céréaliers peut être affectée par un choc de prix. En effet, les chocs des prix des produits alimentaires peuvent avoir des impacts importants sur les sociétés. Une hausse des prix pourrait donner aux exploitants agricoles la possibilité d'augmenter leur production et leurs profits et constituer un signal de marché indiquant la nécessité de produire plus. Mais, dans un contexte de forte

volatilité, la crainte d'une chute brutale des prix réduit la capacité et la volonté d'investir des producteurs. Ces producteurs sont très majoritairement des petits exploitants (agriculture familiale) que l'incertitude permanente n'incite pas à s'engager dans une logique de production régulière et programmée de surplus commercialisables. La hausse des prix bénéficiera aux producteurs agricoles, à condition qu'ils soient placés dans des conditions leur permettant d'investir pour produire plus. Ainsi, les résultats confirment qu'un choc d'augmentation des prix des produits céréaliers augmenterait la disponibilité de céréale au Togo. Ceci justifie la capacité des producteurs de céréales au Togo à interpréter les signaux du marché et à réagir en conséquence. Toutefois les avantages réels peuvent dépendre de la structure du marché, de l'ampleur de l'augmentation des prix des produits céréaliers par rapport à l'augmentation des coûts des intrants (rapports valeur-coût) et du fait que les

agriculteurs sont des vendeurs ou des acheteurs nets.

Du côté des consommateurs pour lesquels les céréales représentent une grande proportion de l'alimentation, ils seront plus vulnérables avec une part du budget alimentaire atteignant parfois les  $\frac{3}{4}$  de leur dépense. Les augmentations des prix des céréales pourraient se traduire en une inflation alimentaire et agir sur leur niveau de consommation ou accroître le coût de la vie de ces ménages tout en renforçant leur niveau de vulnérabilité. La variabilité des prix pourrait également pousser ces derniers à consommer des aliments de substitution à faible valeur nutritive, à réduire les quantités journalières, à abandonner certaines dépenses de santé et d'éducation. Ainsi, l'instabilité pourrait influencer la sécurité alimentaire des ménages. Par ailleurs, les avantages pourraient profiter principalement aux agriculteurs disposant de terres et d'autres ressources en suffisance, plus que ceux parmi les pauvres qui achètent plus de vivres qu'ils n'en produisent. Les hauts niveaux des prix des denrées alimentaires sont désavantageux non seulement pour les pauvres des zones urbaines mais aussi pour de nombreux pauvres des zones rurales, qui sont généralement acheteurs nets de vivres.

En outre, les résultats révèlent que les réponses de l'offre sont fortement influencées par les chocs de production dans le court et le long terme. En effet, les chocs de production céréalière peuvent être considérés comme l'un des facteurs causaux des chocs de prix, bien qu'un choc de production céréalière n'entraîne pas toujours un choc de prix et qu'un choc de prix n'ait pas toujours été précédé d'un choc de production. Ce qui justifie d'une part ce résultat obtenu. Par ailleurs la part

importante des fluctuations de l'offre de produits céréaliers comme réponse provenant de son propre choc peut s'expliquer par le fait que les marchés des principaux produits de base tels que le maïs, le blé et le riz étant généralement oligopolistiques avec une ingérence des gouvernements, au nom de la sécurité alimentaire, fausse souvent la formation des prix et ne garantit généralement pas un choc de prix exogène.

### Conclusion

Au Togo, les céréales constituent une part importante de l'alimentation de la population et la principale culture des agriculteurs. Des fluctuations importantes de la production céréalière peuvent influencer les prix de même qu'une fluctuation des prix pourrait avoir une influence significative sur la production de céréale. Ainsi, dans ce travail de recherche, nous avons analysé l'influence d'un éventuel choc de prix sur la sécurité alimentaire à travers sa dimension disponibilité en utilisant les données trimestrielles de la FAO et de la Banque mondiale sur la période de 1991 à 2017. Les fonctions de réponses impulsionnelles et la décomposition de la variance issues d'un modèle auto vectorielle nous ont permis d'obtenir des résultats qui sont conformes à ceux dans la littérature. En effet, les résultats révèlent une influence significative d'un choc d'augmentation de prix sur la disponibilité alimentaire à partir du troisième trimestre. Ce résultat révèle que les producteurs sont informés des signaux du marché et réagissent en fonction de ces signaux. Par ailleurs, les fluctuations de la disponibilité alimentaire sont expliquées par une part importante de ses propres chocs et que les chocs de prix

n'expliquent cette fluctuation qu'à 22%. A cet effet, il serait intéressant d'améliorer les mécanismes de transmission des prix ou les signaux afin d'améliorer les canaux de diffusion de l'information et les rendre plus fluides.

### Références bibliographiques

- Alderman, H., Hoddinott, J. & Kinsey, B. 2006, 'Long term consequences of early childhood malnutrition', *Oxford economic papers*, vol. 58, no. 3, pp. 450–474.
- Alom, F., Ward, B.D. & Hu, B. 2013, 'Macroeconomic effects of world oil and food price shocks in Asia and Pacific economies: application of SVAR models', *OPEC Energy Review*, vol. 37, no. 3, pp. 327–372.
- Anríquez, G., Daidone, S. & Mane, E. 2013, 'Rising food prices and undernourishment: A cross-country inquiry', *Food policy*, vol. 38, pp. 190–202.
- Arndt, C., Hussain, M.A. & Østerdal, L.P. 2012, *Effects of food price shocks on child malnutrition: The Mozambican experience 2008/09*, WIDER Working Paper.
- Balcombe, K. 2009, *The nature and determinants of Volatility in Agricultural Prices*.
- Ball, V.E. 1988, 'Modeling supply response in a multiproduct framework', *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 70, no. 4, pp. 813–825.
- Benetti, C. 1981, 'La question de la gravitation des prix de marché dans «La richesse des nations»', *Cahiers d'économie politique/Papers in Political Economy*, pp. 9–31.
- Blackorby, C., Donaldson, D. & Weymark, J.A. 2008, 'Hicksian surplus measures of individual welfare change when there is price and income uncertainty', *Rational Choice and Social Welfare*, Springer, pp. 195–213.
- Blanchard, O.J. & Quah, D. 1993, 'The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances: Reply', *The American Economic Review*, vol. 83, no. 3, pp. 653–658.
- Breitung, J., Brüggemann, R. & Lütkepohl, H. 2004, 'Structural vector autoregressive modeling and impulse responses', *Applied time series econometrics*.
- Chavas, J.-P. 2000, 'On information and market dynamics: the case of the US beef market', *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 24, no. 5–7, pp. 833–853.
- Chuku, C.A., Akpan, U.F., Sam, N.R. & Effiong, E.L. 2011, 'Oil price shocks and the dynamics of current account balances in Nigeria', *OPEC Energy Review*, vol. 35, no. 2, pp. 119–139.
- Cranfield, J.A.L., Preckel, P.V. & Hertel, T.W. 2007, *Poverty analysis using an international cross-country demand system*, vol. 4285, World Bank Publications.
- De Brauw, A. 2011, 'Migration and child development during the food price crisis in El Salvador', *Food Policy*, vol. 36, no. 1, pp. 28–40.
- De Menezes, T.A. & Piketty, M.-G. 2012, 'Towards a better estimation of agricultural supply elasticity: the case of soya beans in Brazil', *Applied Economics*, vol. 44, no. 31, pp. 4005–4018.
- Dercon, S. & Christiaensen, L. 2011, 'Consumption risk, technology adoption and poverty traps: Evidence from Ethiopia', *Journal of development economics*, vol. 96, no. 2, pp. 159–173.

- Devereaux, S. & Maxwell, S. 2001, *Food security in sub-Saharan Africa London, ITDG.*
- Dickey, D.A. & Fuller, W.A. 1981, 'Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root', *Econometrica: journal of the Econometric Society*, pp. 1057–1072.
- Ezekiel, M. 1938, 'The cobweb theorem', *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 52, no. 2, pp. 255–280.
- Fao. 2019, *l'État de la sécurité alimentaire et de la nutrition dans le monde*, Rome
- Ferreira, P., Soares, I. & Araújo, M. 2005, 'Liberalisation, consumption heterogeneity and the dynamics of energy prices', *Energy Policy*, vol. 33, no. 17, pp. 2244–2255.
- Gardner, R.C. 1976, 'Evolution and adaptive radiation in Lipochaeta (Compositae) of the Hawaiian Islands', *Systematic Botany*, pp. 383–391.
- Gitau, R., Makasa, M., Kasonka, L., Sinkala, M., Chintu, C., Tomkins, A. & Filteau, S. 2005, 'Maternal micronutrient status and decreased growth of Zambian infants born during and after the maize price increases resulting from the southern African drought of 2001–2002', *Public health nutrition*, vol. 8, no. 7, pp. 837–843.
- Gordon, D.B. & Leeper, E.M. 1994, 'The dynamic impacts of monetary policy: an exercise in tentative identification', *Journal of Political Economy*, vol. 102, no. 6, pp. 1228–1247.
- Haile, M.G., Kalkuhl, M. & von Braun, J. 2016, 'Worldwide acreage and yield response to international price change and volatility: a dynamic panel data analysis for wheat, rice, corn, and soybeans', *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 98, no. 1, pp. 172–190.
- Hau, H. 2006, 'The role of transaction costs for financial volatility: Evidence from the Paris Bourse', *Journal of the European Economic Association*, vol. 4, no. 4, pp. 862–890.
- Headey, D., Nisrane, F., Worku, I., Dereje, M. & Taffesse, A.S. 2012, *Urban Wage and Food Price Inflation: The Case of Ethiopia*, ESSP II Working Paper 41. Addis Ababa, Ethiopia: International Food Policy ....
- Hicks, J.R. 1956, *A Revision of the Theory of Demand*, Oxford University Press.
- Hicks, J.R. 1943, 'The four consumer's surpluses', *The review of economic studies*, vol. 11, no. 1, pp. 31–41.
- Hoddinott, J. & Kinsey, B. 2001, 'Child growth in the time of drought', *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, vol. 63, no. 4, pp. 409–436.
- Holt, M.T. & McKenzie, A.M. 2003, 'Quasi-rational and ex ante price expectations in commodity supply models: an empirical analysis of the US broiler market', *Journal of Applied Econometrics*, vol. 18, no. 4, pp. 407–426.
- Holtemöller, O. & Mallick, S. 2016, 'Global food prices and monetary policy in an emerging market economy: The case of India', *Journal of Asian Economics*, vol. 46, pp. 56–70.
- Huang, H. & Khanna, M. 2010, *An econometric analysis of US crop yield and cropland acreage: implications for the impact of climate change.*
- Huang, J. & Rozelle, S. 1996, 'Technological change: Rediscovering the engine of productivity growth in China's rural economy', *Journal of development economics*, vol. 49, no. 2, pp. 337–369.

- Jalan, J. & Ravallion, M. 2002, 'Geographic poverty traps? A micro model of consumption growth in rural China', *Journal of applied econometrics*, vol. 17, no. 4, pp. 329–346.
- Jehle, G.A. & Reny, P.J. 2011, 'Advanced Microeconomic Theory (Third)', Essex: Pearson Education Limited.
- Jensen, R. 2000, 'Agricultural volatility and investments in children', *American Economic Review*, vol. 90, no. 2, pp. 399–404.
- Johansen, S. 1988, 'Statistical analysis of cointegration vectors', *Journal of economic dynamics and control*, vol. 12, no. 2–3, pp. 231–254.
- Just, R.E., Hueth, D.L. & Schmitz, A. 2005, *The Welfare Economics of Public Policy: A Practical Approach to Project and Policy Evaluation*, Edward Elgar Publishing.
- Kalkuhl, M., Von Braun, J. & Torero, M. 2016, *Food price volatility and its implications for food security and policy*, Springer Open.
- Kanwar, S. & Sadoulet, E. 2008, 'Dynamic output response revisited: The Indian cash crops', *The Developing Economies*, vol. 46, no. 3, pp. 217–241.
- Kurosaki, T. & Fafchamps, M. 2002, 'Insurance market efficiency and crop choices in Pakistan', *Journal of Development Economics*, vol. 67, no. 2, pp. 419–453.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C., Schmidt, P. & Shin, Y. 1992, 'Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root', *Journal of econometrics*, vol. 54, no. 1–3, pp. 159–178.
- Lin, J.Y. 1992, 'Rural reforms and agricultural growth in China', *The American economic review*, pp. 34–51.
- Malan, B.B. 2013, 'Volatility and stabilization of the price of coffee and cocoa in Côte d'Ivoire', *Agricultural Economics*, vol. 59, no. 7, pp. 333–340.
- Malkiel, B.G. & Fama, E.F. 1970, 'Efficient capital markets: A review of theory and empirical work', *The journal of Finance*, vol. 25, no. 2, pp. 383–417.
- Mkpado, M., Arene, C.J. & Chidebelu, S. 2012, 'Hectarage response of rice production to market liberalisation and price risk in nigeria', *Economic Affairs*, vol. 57, no. 1, pp. 73–89.
- Molua, E.L. 2010, 'Response of rice yields in Cameroon: Some implications for agricultural price policy', *Libyan Agriculture Research Center Journal Internation*, vol. 1, no. 3, pp. 182–194.
- Muchapondwa, E. 2009, 'Supply response of Zimbabwean agriculture: 1970–1999', *African Journal of Agricultural and Resource Economics*, vol. 3, no. 311–2016–5512, pp. 28–42.
- Muth, J.F. 1961, 'Rational expectations and the theory of price movements', *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp. 315–335.
- Narayan, P.K., Narayan, S. & Prasad, A. 2008, 'Understanding the oil price-exchange rate nexus for the Fiji islands', *Energy Economics*, vol. 30, no. 5, pp. 2686–2696.
- Nelson, R.G. & Bessler, D.A. 1992, 'Quasi-rational expectations: Experimental evidence', *Journal of Forecasting*, vol. 11, no. 2, pp. 141–156.

- Nerlove, M. 1958, *The dynamics of supply; estimation of farmer's response to price*.
- Nerlove, M. & Bessler, D.A. 2001, 'Expectations, information and dynamics', *Handbook of agricultural economics*, vol. 1, pp. 155–206.
- Newbery, D.M. & Stiglitz, J.E. 1981, *The theory of commodity price stabilization; a study in the economics of risk*.
- Nickell, S.J. 1985, 'Intertemporal Substitution in Labour Supply', *Econometric Society World Congress, Invited Symposium, Boston*.
- Ogundari, K. 2018, 'Maize supply response to price and nonprice determinants in Nigeria: bounds testing approach', *International Transactions in Operational Research*, vol. 25, no. 5, pp. 1537–51.
- Peersman, G. 2005, 'What caused the early millennium slowdown? Evidence based on vector autoregressions', *Journal of Applied Econometrics*, vol. 20, no. 2, pp. 185–207.
- Phillips, P.C. & Perron, P. 1988, 'Testing for a unit root in time series regression', *Biometrika*, vol. 75, no. 2, pp. 335–346.
- Piot-Lepetit, I. & M'Barek, R. 2011, 'Methods to analyse agricultural commodity price volatility', *Methods to analyse agricultural commodity price volatility*, Springer, pp. 1–11.
- Place, F., Adato, M. & Hebinck, P. 2007, 'Understanding rural poverty and investment in agriculture: An assessment of integrated quantitative and qualitative research in western Kenya', *World Development*, vol. 35, no. 2, pp. 312–325.
- Poulton, C., Kydd, J., Wiggins, S. & Dorward, A. 2006, 'State intervention for food price stabilisation in Africa: Can it work?', *Food Policy*, vol. 31, no. 4, pp. 342–356.
- QUIBB. 2015. Questionnaire des Indicateurs de Base du Bien-Etre, INSEED
- Ramaswamy, R. & Sloek, T. 1998, 'The real effects of monetary policy in the European Union: What are the differences?', *Staff Papers*, vol. 45, no. 2, pp. 374–396.
- Rao, N.C. 2004, 'Aggregate agricultural supply response in Andhra Pradesh', *Indian Journal of Agricultural Economics*, vol. 59, no. 902-2016–68038.
- Rapsomanikis, G., Hallam, D. & Conforti, P. 2006, 'Market integration and price transmission in selected food and cash crop markets of developing countries: review and applications', *Agricultural Commodity Markets and Trade*, pp. 187–217.
- Ravallion, M. & Lokshin, M. 2004, *Gainers and losers from trade reform in Morocco*, vol. 37, World Bank Publications.
- Robles, M., Torero, M. & Cuesta, J. 2010, 'Understanding the Impact of High Food Prices in Latin America [with Comment]', *Economia*, vol. 10, no. 2, pp. 117–164.
- Sadoulet, E. & De Janvry, A. 1995, *Quantitative development policy analysis*, vol. 5, Johns Hopkins University Press Baltimore.
- Sandmo, A. 1971, 'On the theory of the competitive firm under price uncertainty', *The American Economic Review*, vol. 61, no. 1, pp. 65–73.
- Sehar, H., Kachroo, J., Kachroo, D. & Rizvi, S. 2019, 'Supply elasticity of major crops in Jammu region: An Engle-granger Co-integrating approach', *Journal of Pharmacognosy and Phytochemistry*, vol. 8, no. 3, pp. 4048–4052.

Shideed, K.H. & White, F.C. 1989, 'Alternative forms of price expectations in supply analysis for US corn and soybean acreages', *Western Journal of Agricultural Economics*, pp. 281–292.

Sims, C.A. 1980, 'Macroeconomics and reality', *Econometrica: journal of the Econometric Society*, pp. 1–48.

Sims, C.A., Stock, J.H. & Watson, M.W. 1990, 'Inference in linear time series models with some unit roots', *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp. 113–144.

Snyder, C. & Nicholson, W. 2008, 'Microeconomic theory', *Thomson South-Western, Canada*.

Subervie, J. 2008, 'The variable response of agricultural supply to world price instability in developing countries', *Journal of Agricultural Economics*, vol. 59, no. 1, pp. 72–92.

Tiberti, L. & Tiberti, M. 2018, 'Food price changes and household welfare: what do we learn from two different approaches?', *The Journal of Development Studies*, vol. 54, no. 1, pp. 72–92.

Tiwari, P., Kumar, B., Kaur, M., Kaur, G. & Kaur, H. 2011, 'Phytochemical screening and extraction: a review', *Internationale pharmaceutica scientia*, vol. 1, no. 1, pp. 98–106.

Varian, H.R. 2014, *Intermediate microeconomics: a modern approach*, Ninth edition., W.W. Norton & Company, New York London.

Vitale, J.D., Djourra, H. & Sidibé, A. 2009, 'Estimating the supply response of cotton and cereal crops in smallholder production systems: recent evidence from Mali', *Agricultural Economics*, vol. 40, no. 5, pp. 519–533.