

**INSTABILITE DES PRIX À LA PRODUCTION, DECISION DE
PRODUCTION ET ENVIRONNEMENT MACROECONOMIQUE : CAS
DES PAYS DE L'AFRIQUE DE L'OUEST ET DU CENTRE (AOC)
PRODUCTEURS DE COTON**

**PRODUCER PRICE INSTABILITY, PRODUCTION DECISION AND
MACROECONOMIC ENVIRONMENT: THE CASE OF WEST AND
CENTRAL AFRICAN (WCA) COTTON PRODUCING COUNTRIES**

Dr. Insa SANE

Docteur en Sciences économiques
Université Assane Seck de Ziguinchor
i.sane1566@zig.univ.sn

Résumé

La crise alimentaire de 2007-2008 a placé le problème d'instabilité des prix agricoles au centre des débats politiques. Cet article a pour objectif d'analyser l'effet de l'instabilité des prix à la production sur la production des pays de l'AOC producteurs de coton et de déterminer dans quelle mesure cet effet dépend de leur environnement macroéconomique. Sur une période d'étude allant de 1991-2018, la production cotonnière vis-à-vis de l'instabilité des prix en interaction avec l'environnement macroéconomique a été analysée à l'aide de *Generalized Method of Moments* en panel dynamique sur un panel de 10 pays de l'AOC producteurs de coton. Il en ressort, dans un premier temps, que l'instabilité des prix à la production a un effet négatif sur la production cotonnière. Dans un second temps, les résultats montrent qu'une inflation élevée, des dépenses gouvernementales et un système financier peu développés contribuent à renforcer cet effet. Ainsi, la gestion de l'offre cotonnière par la création d'offices publics et le renforcement d'un fonds de soutien ou d'assurance seraient des instruments très importants pour faire à l'instabilité des prix sur le marché du coton.

Mots-clés : Instabilité des prix, Production, Environnement Macroéconomique, Coton, AOC

Abstract

The food crisis of 2007-2008 brought the issue of price instability to the forefront of political debate. The aim of this article is to analyse the effect of producer price instability on supply in the WCA cotton-producing countries and to determine to what extent this effect depends on the macroeconomic environment. Over a study period from 1991-2018, cotton production in relation to price instability in interaction with the macroeconomic environment was analysed using the Generalized Method of Moments in a dynamic panel on a panel of 10 WCA cotton producing countries. Firstly, it shows that the instability of cotton prices has a negative effect on agricultural supply. Secondly, the results show that high inflation, low government spending and a weak financial system contribute to this effect. Supply management through the creation of public offices and the strengthening of a support or insurance fund would be very important instruments to deal with price instability in the cotton market.

Keywords: Instability, Production, Macroeconomic environment, Cotton, WCA

Introduction

La crise alimentaire de 2007-2008 a placé le problème de l'instabilité des prix au centre des débats politiques. Le phénomène a suscité bien des travaux d'économistes, à partir de deux idées complètement différentes, conduisant à des politiques opposées. D'une part, l'instabilité est exclusivement le résultat de chocs exogènes c'est-à-dire les aléas climatiques, les chocs macroéconomiques. D'autre part, le fonctionnement même des marchés est susceptible d'entraîner des fluctuations qui s'ajoutent aux chocs extérieurs au système (Gérard, Pikkety & Boussard, 2008). En effet, depuis quelques décennies, les changements qui ont bouleversé les marchés des produits de base ont mis les producteurs agricoles dans une situation critique. Le contexte international semble en effet de plus en plus défavorable aux producteurs agricoles. Premièrement, l'instabilité des prix agricoles internationaux, habituellement définie comme la moyenne des écarts de prix à la tendance, est élevée. Deuxièmement, les producteurs n'ont pas toujours été entièrement protégés des conséquences de l'instabilité des prix par les mécanismes de stabilisation des prix (Hazell, Jaramillo, & Williamson, 1990 ; Miranda & Helmberger, 1988), et suite à la disparition de ces structures, ils se sont retrouvés totalement exposés à la volatilité des prix (Gilbert & Varangis, 2003)¹. Troisièmement, les producteurs ont une faible

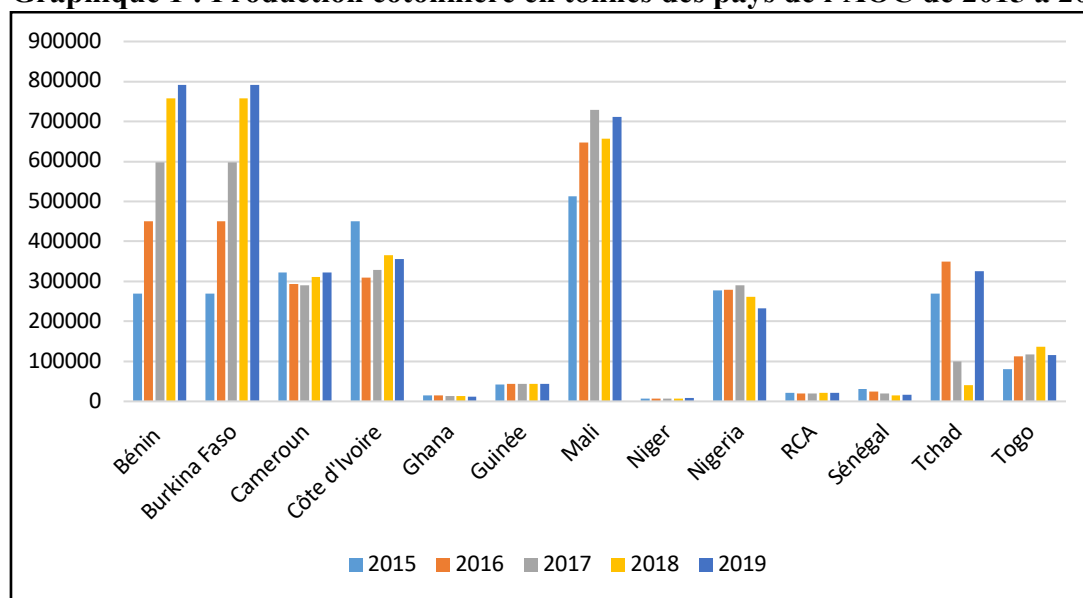
¹ Cité par Subervie (2008).

capacité à gérer les conséquences de l'instabilité des prix : les instruments de gestion du risque par le marché ne sont utilisés que dans peu de pays en développement et ne constituent pas encore une solution globale au problème de l'instabilité des prix.

C'est sous cet angle que nous analysons dans cet article la situation de la filière coton dans les pays de l'AOC. En effet, le coton est l'un des produits de base agricoles les plus importants et les plus largement répandus dans le monde. Il est cultivé dans plus de 100 pays sur environ 2,5 % des terres arables de la planète, ce qui en fait une des plus importantes cultures, en termes d'utilisation de la terre, après les céréales et le soja. De plus, le coton est produit principalement pour sa fibre qui est universellement utilisée comme matière première de l'industrie textile et plus de 150 pays sont impliqués dans les échanges internationaux. Les graines de coton et leurs sous-produits sont généralement consommés localement (Estur, 2006).

En effet, le secteur du coton est très important dans les pays de l'AOC tant en termes de contribution au PIB et aux exportations de marchandises qu'en termes de réduction de la pauvreté. Aujourd'hui, ces pays constituent l'une des grandes zones de production de coton à travers le monde. Selon le Comité Consultatif International du Coton (CCIC), ils participent à hauteur de 12 à 15% aux exportations mondiales de fibres (CCIC, 2019). En 2019, ces zones ont fourni 4,5% des 26 millions de tonnes de fibre de coton mondiale soit près de 3,3 millions de tonnes de coton graine (CCIC, 2019). Dans les pays producteurs d'AOC, le coton contribue pour 3 % à 5 % au Produit Intérieur Brut (PIB) (Planetoscope, 2018). Mais la production reste concentrée au Bénin, au Burkina Faso, au Cameroun, en Côte d'Ivoire, au Mali et au Tchad (Graphique 1).

Graphique 1 : Production cotonnière en tonnes des pays de l'AOC de 2015 à 2019



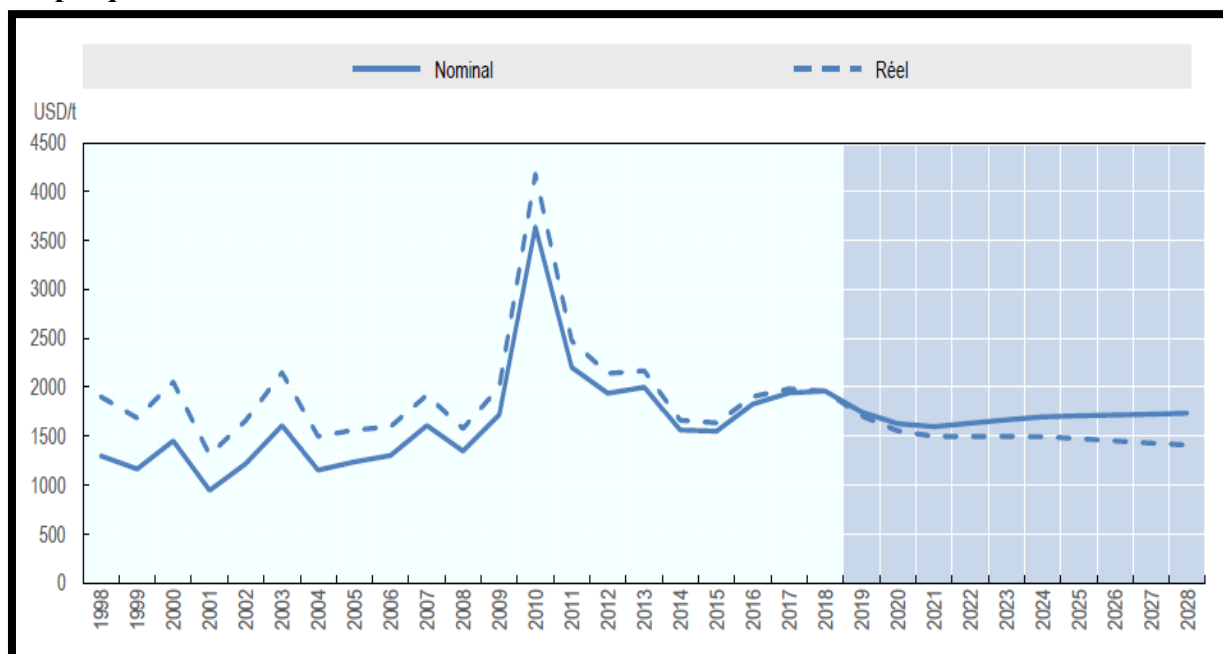
Source : Auteur, à partir des données de la FAOSTAT, 2020

En effet, en 2019, la production annuelle se situait entre 300 000 et 750 000 tonnes de coton graine dans chacun de ces pays, qui sont aussi ceux qui ont les meilleurs rendements en culture pluviale, avec des valeurs supérieures à une tonne à l'hectare (CCIC, 2019).

Toutefois, le secteur cotonnier d'AOC présente toujours des signes d'essoufflement depuis les années 2000. Cette période difficile d'une dizaine d'années, qualifiée de crise cotonnière, est le résultat des fluctuations et de la baisse tendancielle des cours internationaux de la fibre, de la faillite économique des États et du reflux des aides à l'agriculture (Gafsi & Mbetid-Bessane, 2003). Cette crise s'est manifestée par des prix faibles aux producteurs de coton, la baisse des surfaces cultivées, voire celle des rendements, entraînant la baisse des productions (près de 50% entre 2005 et 2008).

Par le passé, les prix mondiaux du coton se sont montrés sensibles aux variations brutales de la demande et de l'offre, qui peuvent entraîner de fortes fluctuations. Comme nous montre le Graphique 2, en 2009 et 2010, ils ont plus que doublé sous l'effet conjugué de la faiblesse des stocks mondiaux. D'après les estimations, un mouvement de correction partielle devrait se produire et faire renouer les prix du coton avec leur tendance de fond. Les prix devraient chuter de 23% en termes réels sur les trois premières années de la période de projection, puis perdre progressivement 1,1%.

Graphique 2 : Prix mondiaux du coton



Note : Le prix de référence du coton est l'indice de prix Cotlook A, Middling 1 1/8", coût et fret, ports d'Extrême-Orient. Les données indiquées représentent la moyenne de la campagne annuelle (août-juillet).

Source : OCDE/FAO (2019), « Perspectives agricoles de l'OCDE et de la FAO », Statistiques agricoles de l'OCDE (base de données).

De plus, les pays de l'AOC ont des difficultés à maintenir leur niveau de production et les revenus de la culture du coton sur le long terme. Les revenus de la culture du coton, malgré leur importance relative, peinent à satisfaire les besoins monétaires de certaines catégories d'exploitations, qui finissent par devoir recourir à des prêts à des taux usuriers, atteignant 100% de taux d'intérêt (Sossou & Fok, 2019).

Les facteurs macroéconomiques susceptibles d'atténuer ou au contraire de renforcer l'impact de l'instabilité des prix internationaux sur l'offre agricole peuvent être examinés dans ce qui suit, en particulier l'influence de trois facteurs : les dépenses gouvernementales, le niveau de développement financier et l'inflation (Suverbie, 2008). Chacun est en effet supposé modifier la capacité de gestion du risque des producteurs. Ainsi, la production cotonnière vis-à-vis de l'instabilité des prix à la production peut être réduite par l'amélioration de l'environnement macroéconomique ?

L'objectif de cet article est d'analyser l'effet de l'instabilité des prix à la production sur la production des pays de l'AOC producteur de coton et de déterminer dans quelle mesure cet effet dépend de l'environnement macroéconomique.

Cet article s'articule autour de quatre sections dont la première donne un bref aperçu de la littérature antérieure sur les conséquences de l'instabilité des prix agricoles sur l'offre de production agricole en interaction avec l'environnement macroéconomique. La deuxième section traite la méthodologie empirique en examinant les données. La troisième section présente les résultats qui font l'objet de discussion. Dans la quatrième section, sur la base de résultats obtenus, nous déduisons les implications de politiques économiques.

I. REVUE DE LA LITTÉRATURE

1.1. Conséquence de l'instabilité des prix sur l'offre de production cotonnière

Pour les producteurs de coton africains, qui ne disposent pas d'un pouvoir de marché au niveau mondial, l'instabilité des prix internationaux est une source supplémentaire d'instabilité de leur revenu qui s'ajoute à celle de la production. Il en résulte une perte de bien-être qui dépend de l'importance du risque auquel ils sont soumis et de leur aversion au risque. Plus précisément, le coût du risque augmente avec l'aversion au risque du producteur et la variabilité de sa richesse totale dont le revenu agricole ne représente qu'une partie (Newbery & Stiglitz, 1981)². Le coût du risque est généralement considéré comme plus important pour les paysans pauvres, en raison

² Cité par Araujo & Brun (2001).

d'une plus grande aversion pour le risque, que pour les producteurs plus aisés. L'étude de la série des prix du coton montre que la baisse des prix réels s'est accompagnée d'une augmentation de leur volatilité.

1.2. Environnement macroéconomique et décisions de production agricole

Plusieurs auteurs ont donc examiné les contraintes susceptibles d'empêcher les producteurs d'adapter leur offre aux incitations de prix à court-terme. Au-delà de la fixité de certains facteurs de production, de nombreuses hypothèses ont été testées relatives au rôle de l'environnement macroéconomique.

Dans une analyse transversale appliquée à 58 pays sur la période 1969-1978, Binswanger-Mkhize, et *al.*, (1987)³ ont estimé l'élasticité-prix de court-terme de l'offre agricole agrégée, en incluant de manière additive dans leur modèle plusieurs variables susceptibles d'affecter la technologie des producteurs, telles que le capital humain et les infrastructures. Leurs résultats ont montré en particulier l'importance de l'effet direct sur l'offre de la présence de routes, des systèmes publics d'irrigation, du niveau d'alphabétisation et de l'espérance de vie.

Dans une revue de la littérature sur les principales questions liées à l'estimation de l'élasticité-prix de l'offre, Schiff & Montenegro (1997)⁴ ont expliqué que l'estimation de l'élasticité n'avait de sens que si les conditions dans lesquelles les prix évoluent étaient spécifiées. Ces conditions sont liées en particulier aux dépenses en biens publics ainsi qu'aux réformes sur l'investissement, l'inflation et le taux de change réel. Leur analyse transversale, appliquée à un échantillon de 18 pays sur la période 1960-1985, met en évidence la complémentarité des incitations de prix et des dépenses en biens publics.

II. METHODOLOGIE

2.1. Spécification du modèle

La production cotonnière à l'instabilité des indices de prix est estimée à l'aide d'un modèle en panel incluant des variables macroéconomiques interagissant avec l'instabilité des prix à la production des pays de l'AOC.

Notre modèle économétrique s'inspire des études de Subervie (2008). Ce modèle permet de déterminer l'influence, sur la relation offre-instabilité, des facteurs macroéconomiques liés à la capacité de gestion du risque des producteurs. Le modèle général se présente comme suit :

³ Cité par Subervie (2008).

⁴ *Ibid.*

$$\ln Y_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 \ln Y_{i,t-1} + \beta_2 IsIP_{i,t} + \beta_3 X1_{i,t} + \beta_4 (IsIP_{i,t} * X2_{i,t}) + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Où :

- Y , exprimé en logarithme, désigne la production cotonnière exprimée en tonnes ;
- $IsIP$ est l'instabilité de l'indice du prix IP à la production cotonnière ;
- $X1$ est un vecteur de variables de contrôle susceptibles d'influencer la production cotonnière. Il inclut l'indice du prix à la production, l'indice d'exposition aux chocs naturels et commerciaux et l'utilisation d'engrais synthétique.
- $X2$ est un vecteur de variables macroéconomiques susceptibles d'influencer l'effet de l'instabilité des prix sur la production cotonnière. Il inclut les dépenses gouvernementales, le niveau de développement financier et l'inflation ;
- $(IsIP_{i,t} * X2_{i,t})$ représente le terme d'interaction entre l'instabilité de l'indice du prix à la production et les variables macroéconomiques ;
- α est l'effet spécifique au pays ;
- $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ et β_4 désignent les vecteurs de coefficients de régression ;
- μ est l'effet spécifique temporel ;
- l'indice i représente 10 pays de l'AOC pris individuellement ; le Bénin, la Centrafrique et le Tchad ont été extraits de la base pour faute de données disponibles.
- l'indice t représente la période d'observation ;
- ε , le terme d'erreur.

La mesure de l'instabilité de l'indice des prix à la production utilisée ici est donc standard : il s'agit de l'écart quadratique moyen par rapport à la tendance (déterminée par les éléments « prévisibles » du processus de formation des prix). Dès lors que les séries de prix peuvent ne pas être purement stochastiques, la tendance estimée peut être « mixte », c'est-à-dire combiner un élément stochastique et un élément déterministe. Cette tendance mixte est estimée sur la période 1991-2018. Par la suite, l'écart quadratique moyen par rapport à la tendance (exprimé en pourcentages) est calculé pour chaque pays de l'échantillon.

L'utilisation des écarts quadratiques permet de donner une pondération plus élevée aux écarts les plus importants (Macbean & Nguyen, 1980)⁵. L'instabilité des prix est mesurée chaque

⁵ Cité par Subervie (2008).

année par rapport aux cinq années précédentes. La mesure de l'instabilité pour l'année t peut être formulée de la manière suivante :

$$IsIP = \sqrt{\frac{1}{5} \sum_{k=0}^5 \left(\frac{IP_{t-k} - \widehat{IP}_{t-k}}{\widehat{IP}_{t-k}} \right)^2}$$

Avec $\widehat{IP}_{t-k} = \hat{\alpha}IP_{t-1} + \hat{b} + \hat{c}t$

2.2. Méthode d'analyse

L'analyse empirique est réalisée sur un panel de 10 pays de l'AOC producteurs de coton avec des données annuelles sur la période 1991-2018. L'estimation économétrique est faite par la *Generalized Method of Moments* (GMM) en panel dynamique. Cette méthode permet de traiter le problème d'endogénéité des variables explicatives, qui peut être dû au biais de simultanéité, de causalité inverse et à l'omission de certaines variables explicatives. Elle présente également l'avantage de générer les instruments internes à partir des variables explicatives endogènes du modèle.

L'estimateur ici utilisé est le GMM en système, qui selon Blundell & Bond (1998)⁶, est plus performant que l'estimateur GMM en différence première. L'estimateur GMM en système combine pour chaque période, dans un seul système, l'équation en niveau avec celle en différence première. Dans l'équation en différence première, les instruments sont les variables explicatives en niveau, les variables retardées (d'au moins deux périodes). Par contre, dans l'équation en niveau, les variables explicatives sont instrumentées par leur différence première la plus récente et c'est sous l'hypothèse de la « quasi-stationnarité » de ces variables.

Selon l'objectif de l'étude, nous allons inclure des variables macroéconomiques interagissant avec la variable instabilité de l'indice du prix à la production cotonnière pour analyser la production. Ce qui nous amène à réécrire l'équation (1) de la manière suivante :

$$\ln Y_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 \ln Y_{i,t-1} + \beta_2 IP_{i,t} + \beta_3 IsIP_{i,t} + \beta_4 Expochoc_{i,t} + \beta_5 LnEngr_{i,t} + \beta_6 IsIP_{i,t} \cdot Depgouv_{i,t} + \beta_7 IsIP_{i,t} \cdot Infla_{i,t} + \beta_8 IsIP_{i,t} \cdot DevFin_{i,t} + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Où :

- DevGouv est les dépenses gouvernementales (% PIB) ;
- Infla est le taux d'inflation annuel ;
- Expochoc est l'indice d'exposition aux chocs naturels et commerciaux ;

⁶ Cité par Megnigang (2019).

- Engr, exprimé en logarithme, est l'engrais synthétique ;
- DevFin est le développement financier mesuré par le crédit fourni par le secteur privé (% PIB) ;
- DevGouv.IsIP, infla.IsIP et DevFin.IsIP sont les termes interactifs des variables macroéconomiques susceptibles d'influencer l'effet de l'instabilité des prix sur la production cotonnière.

2.2.1. Source et description des données

La définition des variables utilisées pour l'analyse descriptive et économétrique est consignée dans le tableau ci-dessous, de même que les sources et les signes attendus de ces variables.

Tableau 1 : Statistiques descriptives des variables

Variables	Nombre d'observation	Moyenne	Ecart-type	Min	Max	Source	Signe attendu
Logarithme de la production cotonnière	280	11,673	1,415	7,824	13,704	FAOSTAT (2020)	Variable expliquée
Indice du prix à la production cotonnière	261	74,316	33,206	1,27	132,46	FAOSTAT (2020)	+
Instabilité de l'indice du prix	261	97,277	1,843	92,905	101,165	Calculée à partir de la base de données FAOSTAT (2020)	-
Indice d'exposition aux chocs naturels et commerciaux	280	22,727	8,502	5,143	57,928	FERDI (2020)	-
Logarithme de l'engrais synthétique	276	15,366	1,515	8,101	18,734	FAOSTAT (2020)	+
Interaction entre l'instabilité des prix à la production et les dépenses gouvernementales (% PIB)	261	1262,798	435,487	90,459	2568,945	FAOSTAT (2020) et WDI (2020)	+
Interaction entre l'instabilité des prix à la production et l'inflation	261	645,062	1074,208	-762,313	7230,487	FAOSTAT (2020) et WDI (2020)	-
Interaction entre l'instabilité des prix à la production et le développement financier	261	1412,292	683,821	259,245	3949,245	FAOSTAT (2020) et WDI (2020)	+

Source : Auteur

Le Tableau ci-dessus montre que nous sommes en situation d'un panel non cylindré. Il révèle que le logarithme de la production cotonnière moyen de l'échantillon sur la période 1991-2018 est de 11,673. La valeur minimale de cette production est enregistrée en 1991 au Niger (7,824) tandis que la valeur maximale est enregistrée au Burkina Faso en 2014 (13,704). Le Nigeria et le Sénégal enregistrent les indices d'instabilité des prix agricoles les plus élevés (92,905) tandis que le niveau le plus faible est enregistré au Togo et au Bénin (101,165). En moyenne, l'indice d'exposition aux chocs commerciaux et climatiques est de 22,727. Le pays le plus exposé à ces chocs est le Togo tandis que les pays les moins exposés sont le Cameroun et le Nigeria. Le développement financier est très faible dans les pays de l'AOC producteurs de coton avec le crédit au secteur privé qui ne représente qu'en moyenne 14,240% du PIB. Elle est encore pire au Niger. Ce pays enregistre un score très faible en développement financier qui représente en moyenne 6,94% du PIB. Pour ce qui est des autres variables explicatives, on constate un faible niveau des dépenses gouvernementales dans ces pays qui représente en moyenne 12,915% du PIB ; ce qui est encore très faible au Nigeria (0,911% du PIB).

2.2.2. Tests de racine unitaire

Assurément, il importe au préalable d'étudier la nature des séries chronologiques avant toute estimation. Plusieurs tests sont énoncés dans la littérature pour l'analyse de la stationnarité des séries en panel.

Le test de Levin, Lin & Chu (2002)⁷ est directement inspiré des tests de racine unitaire sur série temporelle de Dickey & Fuller (1974). Imposant l'hypothèse d'homogénéité de la racine autorégressive, ce test pose comme hypothèse nulle celle d'une racine unitaire pour l'ensemble des individus du panel contre l'hypothèse de l'absence de racine unitaire pour l'ensemble des individus. Dans ces conditions, il est peu probable qu'en cas de rejet de l'hypothèse nulle, on puisse accepter l'hypothèse d'une racine autorégressive commune à tous les individus.

Le test proposé par Im, Pesaran & Shin (IPS) (2003) permet de répondre à cette préoccupation. IPS considèrent un modèle à effets individuels et sans tendance déterministe. Comme Levin et Lin (1992), ils postulent la racine unitaire contre la possibilité, par contre, de la cohabitation de deux catégories d'individus dans le panel : les individus pour lesquels la variable est stationnaire et ceux pour lesquels elle ne l'est pas. Hurlin & Mignon (2005) ont identifié outre cet avantage du test IPS, qui est de prendre en compte l'hétérogénéité, celui de proposer une statistique simple fondée sur la moyenne des statistiques DF ou ADF.

⁷ Cité par Diaw et Ka (2012).

L'analyse de la stationnarité est un préalable à satisfaire pour éviter des régressions fallacieuses. Le test proposé par IPS (2003) pour évaluer l'ordre d'intégration des séries en données de panel a été utilisé pour l'étude la stationnarité des séries. IPS considèrent un modèle avec effets individuels et sans tendance déterministe. En l'absence d'autocorrélation des résidus, ce modèle s'écrit :

$$\text{Modèle IPS : } \Delta Y_{i,t} = \alpha_i + \rho Y_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

où l'effet individuel α_i est défini par $\alpha_i = -\rho_i \gamma_i$ avec $\alpha_i \in \mathbb{R}$ et où $\varepsilon_{i,t} \sim N.i.d. (0, \sigma_{\varepsilon,i}^2)$.

Le test d'IPS est un test joint de l'hypothèse nulle de racine unitaire ($\varepsilon_{i,t} = 0$) et de l'absence d'effets individuels sous l'hypothèse nulle $\alpha_i = 0$.

Test IPS : $H_0 : \rho_i = 0, \forall i = 1, \dots, N$ (Présence de racine unitaire : non stationnaire)

$H_1 : \rho_i < 0, \forall i = 1, \dots, N$ (Absence de racine unitaire : stationnaire)

Le Tableau 2 présente les résultats du test de stationnarité d'IPS

Tableau 2 : Résultats du test de stationnarité d'ISP

Variables	Ordre d'intégration	Probabilité	Stationnarité
Logarithme de la production cotonnière	I(0)	0,044	Stationnaire
Indice du prix à la production cotonnière	I(1)	0,000	Stationnaire
Instabilité de l'indice du prix	I(1)	0,000	Stationnaire
Indice d'exposition aux chocs naturels et commerciaux	I(0)	0,002	Stationnaire
Logarithme de l'engrais synthétique	I(0)	0,012	Stationnaire
Interaction entre l'instabilité des prix à la production et les dépenses gouvernementales (% PIB)	I(0)	0,066	Stationnaire
Interaction entre l'instabilité des prix à la production et l'inflation	I(0)	0,000	Stationnaire
Interaction entre l'instabilité des prix à la production et le développement financier	I(1)	0,000	Stationnaire

Source : Auteur, résultats obtenus à partir du traitement économétrique des données.

Nous notons dans le Tableau 2 que toutes les variables d'étude ont une probabilité inférieure au seuil de 5%. Donc, nous rejetons l'hypothèse H_0 de présence de racine unitaire, alors ces variables sont stationnaires mais à deux ordres d'intégration.

Les variables telles que le logarithme de la production cotonnière, l'indice d'exposition aux chocs naturels et commerciaux, le logarithme de l'engrais synthétique, l'interaction entre

l'instabilité des prix à la production et les dépenses gouvernementales et, l'interaction entre l'instabilité des prix à la production et l'inflation sont stationnaires à niveau tandis que les variables telles que l'indice du prix à la production cotonnière, l'indice du prix à la production cotonnière, l'interaction entre l'instabilité des prix à la production et le développement financier sont stationnaires en différence première.

L'utilisation du test d'IPS nous a permis de régler le problème de non stationnarité des variables d'étude. Il s'avère essentiel de tester au préalable le niveau de stationnarité des variables, pour prétendre à la robustesse statistique du modèle.

III. RESULTATS ET DISCUSSION

Les résultats de nos estimations sont subdivisés en quatre modèles et présentés comme suit :

3.1. Relation entre l'instabilité des prix à la production et la production cotonnière

Le Tableau 3 présente les résultats de l'estimation GMM en système sur la relation entre l'instabilité des prix à la production et la production cotonnière.

Tableau 3 : Résultats de l'estimateur GMM en panel dynamique en système sur la relation entre l'instabilité des prix à la production et la production cotonnière

Variables explicatives	Coefficients
Variable retardée de la production cotonnière	0,570* (0,000)
(D).Indice du prix à la production cotonnière	0,0012 (0,0057)
(D).Instabilité de l'indice du prix	-0,208** (0,0758)
Indice d'exposition aux chocs naturels et commerciaux	0,0067 (0,014)
Logarithme de l'engrais synthétique	0,399* (0,195)
Constante	25,529* (7,616)
Nombre d'observations	257
Nombre de pays	10
Probabilité de Fisher	Prob > F = 0,000
AR(2)	Prob > Z = 0,671
Test de Sargan	Prob > Chi2 = 0,789
Test de Hansen	Prob > Chi2 = 0,963

Notes : La variable expliquée est : logarithme de la production cotonnière. La significativité à 5% est représentée par 5% par (**) et 10% par (*). Les écart-types sont présentés sous les coefficients. (D) : Différence première.

Source : Auteur, résultats obtenus à partir du traitement économétrique des données.

Il est indiqué dans le Tableau 3 que les résultats des tests de sur identification de Sargan, de Hansen et d'autocorrélation de second ordre AR(2) sont conformes à nos attentes.

Le test d'autocorrélation des erreurs de second ordre AR(2) présente une probabilité **Prob>z = 0,671** qui est supérieure au seuil de 5%. Par conséquent, les erreurs sont non autocorrélées.

Le test de Sargan présente une probabilité **Prob>Chi2 = 0,789** qui est supérieure au seuil de 5%. De même, le test de Hansen présente une probabilité **Prob>Chi2 = 0,963** qui est supérieure au seuil de 5%. Donc, les instruments sont valides ; ce qui nous permet d'affirmer que le problème d'endogénéité ne se pose pas.

Avec une probabilité de Fisher $\text{Prob} > F = 0,000$ inférieure au seuil de 1%, nous pouvons alors conclure qu'au moins une des variables a un effet significatif sur la production cotonnière. Par conséquent, notre modèle est globalement significatif.

S'agissant de la significativité partielle, les résultats montrent que l'instabilité des prix à la production affecte négativement la production cotonnière. En effet, le marché mondial du coton se caractérise des cours avec une tendance à long terme orientée vers la baisse. Lorsque les prix sont fluctuants et incertains, le message est brouillé. Les producteurs intègrent dans leurs décisions économiques cette incertitude des prix et le risque de ne pouvoir vendre à la hauteur de ses espérances. La production est alors plus faible, et donc le prix plus élevé, que ces deux variables n'auraient été en l'absence de risque. L'instabilité des prix constitue donc un frein à l'adoption de nouvelles techniques de production qui, à long terme, exerce un effet négatif sur la croissance de l'offre agricole (Araujo & Boussard, 1999).

Par contre, une augmentation de l'engrais synthétique entraîne une augmentation de la production cotonnière. Baghdadli, Cheikhrouhou & Rabballand (2007) soutiennent qu'un meilleur usage des engrais organiques devrait contribuer à améliorer les techniques agricoles en vue d'accroître la productivité.

3.2.Relation entre production cotonnière et l'instabilité des prix à la production en interaction avec l'environnement macroéconomique

3.2.1. Dépenses gouvernementales

Le Tableau 4 présente les résultats de l'estimation GMM en système sur la relation entre la production cotonnière et l'instabilité des prix à la production en interaction avec les dépenses gouvernementales.

Tableau 4 : Résultats de l'estimateur GMM en panel dynamique en système sur la relation entre la production cotonnière et l'instabilité des prix à la production en interaction avec les dépenses gouvernementales

Variables explicatives	Coefficients
Variable retardée de la production agricole	0,270* (0,000)
(D)Indice du prix à la production cotonnière	-0,0036 (0,008)
(D).Instabilité de l'indice du prix	-0,966 (0,628)
Indice d'exposition aux chocs naturels et commerciaux	-0,00055 (0,025)
Logarithme de l'engrais synthétique	0,712 (0,413)
Interaction entre instabilité du prix à la production et dépenses gouvernementales	0,0036** (0,001)
Constante	-3,614194 (8,168)
Nombre d'observations	257
Nombre de pays	10
Probabilité de Fisher	Prob > F = 0,000
AR(2)	Prob > Z = 0,498
Test de Sargan	Prob > Chi2 = 0,916
Test de Hansen	Prob > Chi2 = 0,673

Notes : La variable expliquée est : logarithme de la production cotonnière. La significativité à 5% est représentée par 5% par (**) et 10% par (*). Les écart-types sont présentés sous les coefficients. (D) : Différence première.

Source : Auteur, résultats obtenus à partir du traitement économétrique des données.

Il est indiqué dans le Tableau 4 que les résultats des tests de suridentification de Sargan, de Hansen et d'autocorrélation de second ordre AR(2) sont conformes à nos attentes. Le test d'autocorrélation des erreurs de second ordre AR(2) présente une probabilité **Prob>z = 0,498** qui est supérieure au seuil de 5%. Par conséquent, les erreurs sont non autocorrélées.

Le test de Sargan présente une probabilité **Prob>Chi2 = 0,916** qui est supérieure au seuil de 5%. De même, le test de Hansen présente une probabilité **Prob>Chi2 = 0,673** qui est supérieure au seuil de 5%. Donc, les instruments sont valides ; ce qui nous permet d'affirmer que le problème d'endogénéité ne se pose pas.

Avec une probabilité de Fisher **Prob > F = 0,000** inférieure au seuil de 1%, nous pouvons alors conclure qu'au moins une des variables a un effet significatif sur la production cotonnière. Par conséquent, notre modèle est globalement significatif. S'agissant de la significativité partielle,

avec un coefficient positif égal à **0,0036**, les résultats montrent que les dépenses gouvernementales contribuent positivement à atténuer les effets de l'instabilité des prix à la production sur la production cotonnière. En effet, pour Soumaré, et *al.*, (2020), un meilleur accès aux services grâce au développement des infrastructures en zone cotonnière au Mali a été un élément mis en avant pour expliquer l'amélioration de la durabilité des exploitations agricoles dans cette zone

3.2.2. Inflation

Le Tableau 5 présente les résultats de l'estimation GMM en système sur la relation entre la production cotonnière et l'instabilité des prix à la production en interaction avec l'inflation.

Tableau 5 : Résultats de l'estimateur GMM en panel dynamique en système sur la relation entre la production cotonnière et l'instabilité des prix à la production en interaction avec l'inflation

Variables explicatives	Coefficients
Variable retardée de la production agricole	0,650* (0,000)
(D)Indice du prix à la production cotonnière	-0.008 (0.009)
(D).Instabilité de l'indice du prix	-0,528** (0,140)
Indice d'exposition aux chocs naturels et commerciaux	0,005 (0,039)
Logarithme de l'engrais synthétique	1,740** (5,02)
Interaction entre instabilité du prix à la production et inflation	-0,0001** (-3,50)
Constante	36,6522** (11,361)
Nombre d'observations	257
Nombre de pays	10
Probabilité de Fisher	Prob > F = 0,000
AR(2)	Prob > Z = 0,525
Test de Sargan	Prob > Chi2 = 0,255
Test de Hansen	Prob > Chi2 = 0,422

Notes : La variable expliquée est : logarithme de la production cotonnière. La significativité à 5% est représentée par 5% par (**) et 10% par (*). Les écart-types sont présentés sous les coefficients. (D) : Différence première.

Source : Auteur, résultats obtenus à partir du traitement économétrique des données.

Il est indiqué dans le Tableau 5 que les résultats des tests de suridentification de Sargan, de Hansen et d'autocorrélation de second ordre AR(2) sont conformes à nos attentes. Le test d'autocorrélation des erreurs de second ordre AR(2) présente une probabilité **Prob>z = 0,525** qui est supérieure au seuil de 5%. Par conséquent, les erreurs sont non autocorrelées.

Le test de Sargan présente une probabilité **Prob>Chi2 = 0,255** qui est supérieure au seuil de 5%. De même, le test de Hansen présente une probabilité **Prob>Chi2 = 0,422** qui est supérieure au seuil de 5%. Donc, les instruments sont valides ; ce qui nous permet d'affirmer que le problème d'endogénéité ne se pose pas.

Avec une probabilité de Fisher $\text{Prob} > F = 0,000$ inférieure au seuil de 1%, nous pouvons alors conclure qu'au moins une des variables a un effet significatif sur la production cotonnière. Par conséquent, notre modèle est globalement significatif. S'agissant de la significativité partielle, avec un coefficient négatif égal à **-0,0001**, les résultats montrent qu'une hausse du niveau général des prix contribue négativement à atténuer les effets de l'instabilité des prix à la production sur la production cotonnière. En effet, selon Subervie (2008), lorsque le niveau d'inflation tend à appauvrir les producteurs ou simplement à décourager leur propension à épargner, ceux-ci réduisent leur offre à mesure que l'instabilité augmente.

3.2.3. Développement financier

Le Tableau 6 présente les résultats de l'estimation GMM en système sur la relation entre la production cotonnière et l'instabilité des prix à la production en interaction avec le développement financier.

Tableau 6 : Résultats de l'estimateur GMM en panel dynamique en système sur la relation entre la production cotonnière et l'instabilité des prix à la production en interaction avec le développement financier

Variables explicatives	Coefficients
Variable retardée de la production agricole	0,134* (0,000)
(D)Indice du prix à la production cotonnière	0,008 (0,0171)
(D).Instabilité de l'indice du prix	-1,030 (1,118)
Indice d'exposition aux chocs naturels et commerciaux	-0,068 (0,052)
Logarithme de l'engrais synthétique	0,153 (0,414)
(D).Interaction entre instabilité du prix à la production et développement financier	0,00404* (0,00218)
Constante	6,240 (5,512)
Nombre d'observations	257
Nombre de pays	10
Probabilité de Fisher	Prob > F = 0,000
AR(2)	Prob > Z = 0,402
Test de Sargan	Prob > Chi2 = 0,250
Test de Hansen	Prob > Chi2 = 0,227

Notes : La variable expliquée est : logarithme de la production cotonnière. La significativité à 5% est représentée par 5% par (**) et 10% par (*). Les écart-types sont présentés sous les coefficients. (D) : Différence première.

Source : Auteur, résultats obtenus à partir du traitement économétrique des données.

Il est indiqué dans le Tableau 6 que les résultats des tests de suridentification de Sargan, de Hansen et d'autocorrélation de second ordre AR(2) sont conformes à nos attentes. Le test d'autocorrélation des erreurs de second ordre AR(2) présente une probabilité **Prob>z = 0,402** qui est supérieure au seuil de 5%. Par conséquent, les erreurs sont non autocorrélées.

Le test de Sargan présente une probabilité **Prob>Chi2 = 0,250** qui est supérieure au seuil de 5%. De même, le test de Hansen présente une probabilité **Prob>Chi2 = 0,227** qui est supérieure au seuil de 5%. Donc, les instruments sont valides ; ce qui nous permet d'affirmer que le problème d'endogénéité ne se pose pas.

Avec une probabilité de Fisher $\text{Prob} > F = 0,000$ inférieure au seuil de 1%, nous pouvons alors conclure qu'au moins une des variables a un effet significatif sur la production cotonnière. Par conséquent, notre modèle est globalement significatif. S'agissant de la significativité partielle, avec un coefficient positif égal à **0,0004**, les résultats montrent que le développement financier contribue positivement à atténuer les effets de l'instabilité des prix à la production sur la production cotonnière. En effet, en AOC, la culture du coton a pu se maintenir sur les mêmes territoires durant des décennies, et devenir la locomotive des systèmes de culture grâce d'une part au crédit de la campagne (Soumaré, Havard & Bachelier, 2020). Au Mali, la Banque Nationale pour le Développement Agricole (BNDA) et l'institution de microfinance *Kafo Jiginew* (grenier de la communauté) doivent leur développement, avec la gestion des crédits de campagne et des crédits pour les équipements agricoles confiés par la Compagnie Malienne de Développement des Textiles (CMDT) (Ouédraogo & Gentil, 2008).

IV. IMPLICATIONS DE POLITIQUES ECONOMIQUES

Les divers instruments peuvent être utilisés pour faire face à l'instabilité des prix sur les marchés agricoles dans les pays de l'AOC.

4.1. La gestion de l'offre

La création d'offices publics pour stabiliser les prix des produits vivriers a été une pratique courante, notamment en Afrique de l'Ouest. L'objectif de ces organismes publics est plus précisément de lutter contre les variations saisonnières des prix des produits vivriers et de gérer un stock national de sécurité. Notons qu'un stockage privé pourrait avoir les mêmes effets qu'un stockage public : si les producteurs avaient les capacités de stockage et l'assise financière suffisante, le stockage après la récolte permettrait de limiter la baisse saisonnière des cours. D'autres opérateurs peuvent aussi jouer cette fonction de régulation des cours intérieurs par stockage (Solagral, 2003).

4.2. Soutien des prix et des revenus

Un fonds de soutien ou d'assurance national tel que celui récemment proposé au Mali et celui actuellement développé au Burkina Faso peut aider les producteurs à mieux absorber les chocs de la volatilité des marchés mondiaux dans la durée. Pour faire démarrer ou réhabiliter ces fonds, des contributions significatives des gouvernements et des agences donatrices seront également nécessaires. L'expérience du Cameroun, et du Burkina Faso en particulier, montre que lorsque les producteurs ont une voix forte dans la gestion et que les règles sont simples et transparentes, ces mécanismes peuvent fonctionner de manière effective dans la durée, en s'appuyant sur un soutien extérieur dans des conditions exceptionnelles ou lors de crises prolongées (Oxfam, 2007).

Conclusion

La culture du coton constitue un élément important des économies et le moteur du développement rural des pays de l'AOC. Cependant, ceux-ci font face à une instabilité croissante des prix tandis que les conditions de durabilité des systèmes de production ne sont pas toujours réunies. Dans cet article, il était question d'analyser l'effet de l'instabilité des prix à la production sur la production des pays de l'AOC producteurs de coton et de déterminer dans quelle mesure cet effet dépend de l'environnement macroéconomique. Les résultats ont montré, dans un premier temps, que l'instabilité des prix à la production a un effet négatif sur la production cotonnière. Dans un second temps, il en ressort qu'une inflation élevée, des dépenses gouvernementales et un système financier peu développés contribuent à renforcer cet effet. Nous recommandons aux pouvoirs publics de créer et de mettre en place d'un Fonds régional de promotion de la production du coton et d'inciter à la transformation locale de la fibre de coton en vue de sécuriser les revenus des producteurs de coton. Toutefois, cette étude présente des limites notamment le manque de données pour certaines variables d'étude dans l'analyse économétrique. La formation des producteurs dans la gestion de la production serait-elle un facteur résilient face à l'instabilité des prix à la production ?

BIBLIOGRAPHIE

- [1] Araujo, B.C., & Boussard, J.M. (1999). La Stabilisation des Prix aux Producteurs Agricoles : Approches Microéconomiques. In : Tiers-Monde, tome 40, n°160. Études sur la pauvreté, prix agricoles et filières intégrées, nationalistes hindous et développement, 901-928.
- [2] Araujo B.C., & Brun, J.F. (2001). Les Politiques de Stabilisation des Prix du Coton en Afrique de la Zone Franc sont-elles Condamnées ? *Économie rurale*, (266), 80-90.
- [3] Baghdadli, I., Cheikhrouhou, H., & Rabbaland, G. (2007). Le Secteur du Coton en Afrique de l'Ouest et du Centre : Stratégies pour accroître la compétitivité du « C4 ». World Bank Working paper no 108.
- [4] Binswanger-Mkhize, H., Maw-Chengn, Y., Alan, B., & Yair, M. (1987). On the Determinants of Cross-country Aggregate Supply. *Journal of Econometrics*, 36(1), 111-131.
- [5] Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143.
- [6] CCIC (2019). Rapport de la 78e Assemblée plénière du Comité Consultatif International du coton.
- [7] Diaw, A., & Ka, B. (2012). Régime de Change et Croissance Économique : le Cas des Pays de la CEDEAO. *The West African Economic Review*, 1(2), 32-55.
- [8] Dickey, D.A., & Fuller, W.A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 417-31.
- [9] Estur, G. (2006). Le Marché Mondial du Coton : Evolution et Perspectives. *Cahiers agricultures*, 15(1), 9-16.
- [10] Gafsi, M., & Mbéti-Bessane, E. (2003). Stratégies des Exploitations Cotonnières et Libéralisation de la Filière. *Cahiers Agricultures*, 12(4), 253-260.
- [11] Gerard, F., Piketty, M.G., & Boussard, J.M. (2008). L'Instabilité des Prix Agricoles : Réflexion sur les Causes et les Implications de la Flambée des Prix. *OCL-Journal*, 15(6), 378-384.
- [12] Gilbert, C.L., & Varangis, P. (2003). Globalization and International Commodity Trade with Specific Reference to the West African Cocoa Producers. Document de Travail 9668, National Bureau of Economic Research.
- [13] Hazell, P., Jaramillo, M., & Williamson, A. (1990). The Relationship Between World Price Instability and the Prices Farmers Receive in Developing Countries. *Journal of Agricultural Economics*, 41(2), 227-241.
- [14] Hurlin, C., & Mignon, V. (2005). Une Synthèse des Tests de Racine Unitaire sur Données de Panel. *Économie et Prévision*, 169, 253-294.
- [15] Im, K.S., Pesaran, M.H., & Shin, Y. (2003). Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74.
- [16] Levin, A., & Lin, C.F. (1992). Unit Root Test in Panel Data : Asymptotic and Finite Sample Properties. University of California at San Diego, Discussion Paper.
- [17] Macbean, A.I., & Nguyen, D.T (1980). Commodity Concentration and Export Earnings Instability : a Mathematical Analysis. *Economic Journal*, 90, 354-362.

- [18] Megnigang, D.G. (2019). Le Rôle du Développement du Système Financier dans la Croissance Economique : Etude Empirique sur les Pays de l'Afrique Sub-saharienne. *Journal of Academic Finance*, 12(2), 50-72.
- [19] Miranda, M.J., & Helmberger, P.G. (1988). The Effects of Commodity Price Stabilization Programs. *American Economic Review*, 78(1), 46-58.
- [20] Newbery, D., & Stiglitz, J. (1981). *Theory of Commodity Price Stabilization*. Clarendon Press, Oxford.
- [21] Oxfam (2007). Comment les Agriculteurs sont exclus du Marché du Coton : Coûts des Réformes de la Banque Mondiale au Mali. Oxfam Briefing Paper, n°99.
- [22] Ouédraogo, A., et Gentil, D. (2008). *La Microfinance en Afrique de l'Ouest. Histoires et innovations*. Paris : Khartala Editions.
- [23] Planetoscope (2018). <https://www.planetoscope.com/agriculture-alimentation/1178/production-mondiale-de-coton.html>
- [24] Schiff, M., & Montenegro, C. (1997). Aggregate Agricultural Supply Response in Developing Countries. *Economic Development and Cultural Change*, 45(2), 393-410.
- [25] Solagral (2003). Etude sur des Mesures de Réduction de la Volatilité des Prix des Matières Premières.
- [26] Sossou, K.B., & Fok, M. (2019). Crédit de Trésorerie des Producteurs de Coton au Centre du Bénin : Modalités et Conséquences. *Cahiers Agricultures*, 28(14), 1-9.
- [27] Soumaré, M., Havard, M., & Bachelier, B. (2020). Le Coton en Afrique de l'Ouest et du Centre : de la Révolution Agricole à la Transition Agro-écologique. *Cahiers agricultures*, 29(37), 1-8.
- [28] Subervie, J. (2007). La transmission de l'instabilité des prix agricoles internationaux et ses conséquences dans les pays en développement. Sciences de l'Homme et Société. [Thèse de doctorat, Université d'Auvergne - Clermont-Ferrand I].