
Nature des fluctuations du prix mondial de référence du coton en FCFA
Marcellin E. C. Akpoue^{*1}, Afouda Jacob Yabi²
⁽¹⁾Cotimes Afrique. 07 BP 0031 Cotonou (Bénin). E-mail : akpoumar@cotimes-afrique.org
⁽²⁾Université de Parakou. Ecole Doctorale des Sciences Agronomiques et de l'Eau (EDSAE). BP 123 Parakou (Bénin). E-mail : jacob.yabi@fa-up.bj
Reçu le 05 février 2023, **accepté** le 08 mars 2023, **publié en ligne** le 11 mars 2023

RESUME

Description du sujet. L'Afrique de l'Ouest et du Centre (AOC) exportent la quasi-totalité de sa production sur le marché mondial à partir en grande partie du prix indiciel de référence A Cotlook souvent soumis à des fluctuations imprévisibles et problématiques.

Objectif. Cet article analyse la nature de la volatilité de l'indice A en FCFA de 1960 à 2021 et les mesures possibles d'atténuation de ses impacts négatifs.

Méthodes. Les données ont été collectées sur internet. L'échantillon représentatif qui est constitué des sociétés cotonières de l'AOC, des indices annuels A Cotlook en dollar de 1960 à 2021 et des taux de change dollar-FCFA, a été analysé par le modèle GARCH et les tests de Zitot-Andrews.

Résultats. Après la confirmation de l'hétéroscédasticité conditionnelle, les coefficients significatifs GARCH (1.06) et TREND (8,76) et les tests de Zitot-Andrews révèlent une volatilité croissante de l'indice A en FCFA avec une croissance annuelle naturelle faible de 9 FCFA et une rupture (choc) en 1994 engendrée par la dévaluation. Cette volatilité crée pour ces sociétés cotonières, une incertitude sur les prix qui rend impossible toute anticipation et entrave les investissements productifs capables d'améliorer leur compétitivité.

Conclusion. Pour faire à ces problèmes qui émanent de causes exogènes que ces sociétés ne peuvent influencer, cette étude leur suggère de développer leur propre place de marché axée sur leurs avantages comparatifs, des prix référentiels et des devises moins exposées aux influences exogènes et qui assurent de meilleures sécurité et rentabilité à leurs transactions.

Mots clés : Volatilité, tendance, rupture, dévaluation, GARCH

ABSTRACT
Nature of fluctuations in the world cotton reference price in FCFA

Description of the subject. West and Central Africa (WCA) exports almost all of its production to the world market, largely from the A Cotlook reference index price, which is often subject to unpredictable and problematic fluctuations.

Objective. This article analyzes the nature of the volatility of the A index in FCFA from 1960 to 2021 and the possible measures to mitigate its negative impacts.

Methods. The data was collected from the internet. The representative sample, which consists of cotton companies in the AOC, annual A Cotlook indices in dollars from 1960 to 2021 and dollar-FCFA exchange rates, was analyzed by the GARCH model and Zitot-Andrews tests.

Results. After the confirmation of the conditional heteroscedasticity, the significant coefficients GARCH (1.06) and TREND (8.76) and the Zitot-Andrews tests reveal an increasing volatility of the index A in FCFA with a low natural annual growth of 9 FCFA and a break (shock) in 1994 caused by the devaluation. This volatility creates price uncertainty for these cotton companies which makes any anticipation impossible and hinders productive investments capable of improving their competitiveness.

Conclusion. To deal with these problems which emanate from exogenous causes that these companies cannot influence, this article suggests that they develop their own market place based on their comparative advantages, reference prices and currencies less exposed to exogenous influences and which ensure better security and profitability to their transactions.

Keywords: Volatility, trend, break, devaluation, GARCH

1. INTRODUCTION

La nature des fluctuations du prix international de référence du coton fait recours aux types et degrés de variation qu'il connaît dans le temps. Suivant l'ampleur, l'amplitude et la fréquence de ces variations, on parle de volatilité qui se définit comme la mesure effective des dites fluctuations (HLPE, 2011). Cette volatilité prend tout son sens lorsque les ampleurs et les fréquences des fluctuations deviennent imprévisibles et problématiques, empêchant la formation d'anticipations correctes et favorisant la déconnexion des prix des fondamentaux du marché.

Selon Boussard, l'indice A en FCFA comporte deux sources d'instabilité qui favorisent sa volatilité à savoir une instabilité exogène liée à l'indice A en centime de dollar par kilo et aux autres paramètres qui le déterminent, et une instabilité à la fois exogène et endogène liée aux taux de change dollar-FCFA (Boussard, 2005). Ainsi, On observe depuis une cinquantaine d'années, des baisses ou remontées plus ou moins importantes de l'indice A Cotlook en FCFA au gré des politiques monétaires de Bretton Woods, des crises pétrolières, des politiques agricoles, de la dévaluation du CFA, de la fluctuation du dollar, etc. (Araujo Bonjean and Brun, 2001). Ceci avec des conséquences directes plus ou moins néfastes sur le bien-être des producteurs et des autres parties prenantes, une incertitude concernant les vrais niveaux de prix pour les producteurs et les sociétés d'égrenage, des difficultés à assurer des investissements productifs en vue de l'amélioration de la compétitivité et de la productivité dans le temps, etc. (Kalkuhl *et al.*, 2016).

Plusieurs autres études se sont penchées sur les degrés de fluctuations des différents indices internationaux de référence, leurs causes et impacts sur le marché de la fibre et sur les producteurs et les égreneurs de coton-graine (mécanisme de fixation des prix d'achat de coton-graine, revenus des producteurs, systèmes de production de coton-graine et politiques d'investissement, etc.) et les solutions d'atténuation de ces impacts. En effet, Fulponi a analysé l'efficacité des marchés faces à la variabilité des prix internationaux de base (Fulponi, 1994). Araujo *et al.* (2001) ont cherché à répondre à la question « les politiques de stabilisation des prix du coton en Afrique de la zone franc sont-elles condamnées face à la volatilité du prix international ? ». En 2005, Fok (2007) estime que la grande volatilité du prix mondial du coton qu'on observe et qui pénalise la compétitivité du coton africain ne saurait être expliquée seulement par les subventions des pays développés mais aussi par la faible efficacité des stratégies de marketing à capter les primes du marché. En 2007, il a analysé les ajustements nationaux des mécanismes de prix aux

producteurs de coton de l'Afrique Zone Franc face aux fluctuations du prix mondial.

Lorena (2021) a examiné la tendance des prix mondiaux de coton dans la Revue Coton de l'ICAC. Estur (2006) a étudié la volatilité de l'indice A Cotlook du cours mondial du coton de 1970 à 2000 ainsi que ses effets sur l'offre et la demande. Diasso (2014) a analysé la tendance de la série chronologique de l'indice A Cotlook du prix nominal mensuel du coton s'étendant de janvier 1960 à février 2012 dans ses aspects stochastique et déterministe en vue de la recherche de modèles susceptibles de reproduire au mieux les caractéristiques des prix.

Toutes ces études confirment la volatilité du prix mondial de référence du coton et ses impacts négatifs sur les filières de l'AOC surtout du point de vue des grandes amplitudes tantôt négatives, tantôt positives que connaît l'indice depuis 1960.

Cet article vise à analyser la nature de la volatilité de l'indice A en FCFA de 1960 à 2021 et les mesures possibles d'atténuation de ses impacts négatifs. Il est question de mesurer la volatilité moyenne à court et à moyen terme de l'indice A non en dollar mais en FCFA, sa tendance et ses ruptures en vue d'identifier suivant cette approche, les solutions face aux impacts négatifs et chocs que cette volatilité et ses ruptures engendrent.

2. MATERIEL ET METHODES

2.1. Population enquêtée et échantillonnage

Cette étude est quantitative et la population enquêtée est constituée des huit pays producteurs de coton de l'Afrique de l'Ouest et du Centre (AOC) que sont le Bénin, le Burkina Faso, le Cameroun, la Côte d'Ivoire, la Guinée Bissau, le Mali, le Niger, le Sénégal, le Tchad et le Togo. L'échantillon est représentatif et constitué de la totalité des huit pays. Les données concernent l'Indice A Cotlook utilisé par les 8 pays et les taux de change dollar-FCFA ont été obtenues respectivement aux liens : <https://www.cotlook.com/resources/cotlook-database/cotlook-indices/> ; <https://edenpub.bceao.int/rapportPredefini.php> .

2.2. Mesure de volatilité de l'indice A en FCFA et de ses ruptures

Pour mesurer la volatilité de l'indice A en FCFA et de ses ruptures, il était question d'utiliser les méthodes et outils économétriques et de statistiques descriptives.

Statistiques descriptives

Les statistiques descriptives ci-dessous ont permis de mesurer l'indice A Cotlook en FCFA. Il s'agit de :

- La moyenne et l'écart type pour mesurer la dispersion des prix par rapport à la moyenne. Soit $(P_t, t=1 \dots T)$, les séries de prix :

$$\bar{P} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T P_t \quad \text{et} \quad \sigma = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T (P_t - \bar{P})^2}{T-1}}$$

- Le test de Jarque-Bera et ses coefficients d'asymétrie et d'aplatissement pour vérifier si les prix sont normalement distribués ou pas (Jarque et Bera, 1987). Ce test porte deux hypothèses dont l'une nulle (H_0) et l'autre étant alternative (H_1) à valider.

- H_0 : les données suivent une loi normale.

- H_1 : les données ne suivent pas une loi normale.

La variable de Jarque-Bera s'écrit : n , le nombre d'observations ; k , le nombre de variables explicatives si les données proviennent des résidus d'une régression linéaire (sinon, k reste nul) ; S , le coefficient d'asymétrie ; K , la kurtosis.

$$S = \frac{\hat{\mu}_3}{\hat{\sigma}^3} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^3}{\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2\right)^{3/2}} \quad K = \frac{\hat{\mu}_4}{\hat{\sigma}^4} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^4}{\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2\right)^2},$$

$$JB = \frac{n-k}{6} \left(S^2 + \frac{(K-3)^2}{4} \right)$$

Avec $\hat{\mu}_3$ et $\hat{\mu}_4$ les estimateurs du troisième et quatrième moments, \bar{x} et $\hat{\sigma}^2$ la moyenne et la variance de l'échantillon.

La statistique JB suit asymptotiquement une loi du χ^2 à deux degrés de liberté. Une loi normale a un coefficient d'asymétrie de 0 et une kurtosis de 3. Si les données suivent une loi normale, le test s'approche alors de 0 et on accepte pas (ne rejette pas) H_0 au seuil α .

-Les taux de variations sur la période indiquée pour évaluer graphiquement leur corrélation et leur tendance.

Econométrie

Comme Araujo *et al.* (2001), les modèles GARCH(p,q) pour modéliser la volatilité de l'indice A Cotlook en FCFA ont été utilisés. Pour identifier les chocs ou ruptures essentielles, comme suggéré par Bassil (2012) dans son article intitulé « Interaction entre racines unitaires et ruptures structurelles », les tests de Zivot et Andrews qui sont un développement des tests de Phillips-Perron ont été utilisés.

Le modèle GARCH(p,q)

Le modèle GARCH (Hétéroscédasticité conditionnelle autorégressive généralisée) est un modèle autorégressif généralisé qui capture les regroupements de volatilité par le biais de la variance conditionnelle. En d'autres termes, le modèle GARCH trouve la volatilité moyenne à moyen terme grâce à une auto-régression qui dépend de la somme des chocs décalés et de la somme des variances décalées. Ce modèle GARCH (avec ses extensions)

dérivé du modèle ARCH (Autorégressifs Conditionnellement Hétéroscédastiques) est donc beaucoup utilisé pour sa capacité à prédire la volatilité à court et moyen terme (Bollerslev, 1986).

Le modèle ARCH et son extension GARCH ont été établis respectivement par Engle (1982) et Bollerslev (1986). Leurs caractérisations reposent essentiellement sur le concept de variance conditionnelle qui ne dépend que du module des valeurs passées. C'est face aux lacunes des représentations ARMA(p,q) pour les problèmes monétaires et financiers que Engle (1982) propose une nouvelle classe de modèles autorégressifs conditionnellement hétéroscédastiques (ARCH) aptes à capter le comportement de la volatilité dans le temps pour pallier les insuffisances de la classe des représentations ARMA, notamment en ce qui concerne les séries financières qui présentent une volatilité (ou variabilité instantanée mesurée par la variance conditionnelle) en fonction du temps.

L'une des caractéristiques de ARCH est l'introduction d'un grand nombre de retards p dans l'équation de la variance conditionnelle du modèle ARCH(p) pour tenir compte de la longue mémoire de la volatilité qui caractérise certaines séries monétaires et financières. Pour pallier aux problèmes d'estimation que peut poser ce nombre important de paramètres, Bollerslev (1986) a suggéré le modèle (GARCH) qui exige moins de paramètres à estimer que la formulation ARCH(p) pour modéliser les phénomènes de persistance des chocs tout en présentant les mêmes propriétés et les mêmes fondements que le processus ARCH. Mais, il existe tout de même une différence qui se situe au niveau de la définition telle que la variance conditionnelle de la variable étudiée est déterminée par le carré des p termes d'erreur passés et des q variances conditionnelles retardées.

Plusieurs processus de types de GARCH ont été développés :

-Les extensions qui sont très utilisées dans le domaine de la finance comme GARCH-M, IGARCH ;

-Les GARCH asymétriques à savoir EGARCH et TGARCH ;

-Les GARCH à mémoire longue à savoir FIGARCH.

Modélisation mathématique de GARCH(p,q)

Une variable X_t suit un processus GARCH(p,q) si :
 $X_t = \varepsilon_t h_t$ avec $h_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i X_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j}^2$ et où :

- $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ avec les conditions satisfaisantes ci-après pour garantir la positivité de h_t :

$\alpha_0 > 0$, $\alpha_i \geq 0$, $i = 1, \dots, p$ et $\beta_j \geq 0$, $j = 1, \dots, q$;

-Les moyennes conditionnelle et non conditionnelle sont nulles, c'est à dire que $E(X_t) = 0$ et

$E(X_t|F_{t-h})=0$ (même caractéristique pour le modèle ARCH) ;

-Le modèle est stationnaire au second degré : $\sum_{i=1}^p \alpha_i + \sum_{j=1}^q \beta_j < 1$;

-La variance non conditionnelle est constante dans le temps et se définit par

$$v(X_t) = \frac{\alpha_0}{1 - (\sum_{i=1}^p \alpha_i + \sum_{j=1}^q \beta_j)}$$

Si $\sum_{i=1}^p \alpha_i + \sum_{j=1}^q \beta_j = 1$, cette dénomination peut se justifier par l'existence d'une racine unitaire dans la composante autorégressive. On dira alors que le processus GARCH (p,q) est intégré, et on parlera de processus IGARCH (p,q). La variance conditionnelle se présente de la façon suivante

$$E(X_t^2|F_{t-h}) = h_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i X_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j}^2 ;$$

-Les autocovariances conditionnelles du processus GARCH(p,q) sont nulles (même caractéristique pour le modèle ARCH(q)).

Estimation de GARCH(p,q)

Les estimateurs de la classe du Maximum de Vraisemblance (MV) pour un GARCH(p,q) se définissent comme suit :

$$Y_t = f(X_t; b) + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = h_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j}^2$$

On pose :

$$Z_t' = (1, \varepsilon_{t-1}^2, \dots, \varepsilon_{t-p}^2, h_{t-1}^2, \dots, h_{t-q}^2)$$

$$w' = (\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_p, \beta_1, \dots, \beta_q)$$

Soit $\theta \in \Theta$ où $\theta = (b', w')$ et Θ est un sous ensemble compact d'un espace euclidien tel que ε_t a des moments d'ordre deux finis. Désignons par θ_0 la vraie valeur des paramètres ; l'équation de la variance conditionnelle peut se récrire comme suit : $h_t^2 = Z_t' w$. La log vraisemblance, pour un échantillon de T observations, s'écrit $L_t(\theta) = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T l_t(\theta)$ où $l_t(\theta) = -\frac{1}{2} \log h_t - \frac{1}{2} \frac{\varepsilon_t^2}{h_t}$.

La maximisation de la log vraisemblance par rapport aux paramètres α , β et b permet de décrire les conditions du premier ordre :

$$\frac{\partial l_t}{\partial w} = \frac{1}{2h_t} \frac{\partial h_t}{\partial w} \left(\frac{\varepsilon_t^2}{h_t} - 1 \right)$$

$$\frac{\partial l_t}{\partial b} = \frac{\varepsilon_t X_t}{h_t} + \frac{1}{2} h_t \frac{\partial h_t}{\partial b} \left(\frac{\varepsilon_t^2}{h_t} - 1 \right)$$

et le hessien donné par :

$$\frac{\partial^2 l_t}{\partial w \partial w'} = \left(\frac{\varepsilon_t^2}{h_t} - 1 \right) \frac{\partial}{\partial w'} \left[\frac{1}{2h_t} \frac{\partial h_t}{\partial w} \right] - \frac{1}{2h_t^2} \frac{\partial h_t}{\partial w} \frac{\partial h_t}{\partial w'} \frac{\varepsilon_t^2}{h_t}$$

$$\frac{\partial^2 l_t}{\partial b \partial b'} = - \frac{X_t X_t'}{h_t} - \frac{1}{2h_t^2} \frac{\partial h_t}{\partial b} \frac{\partial h_t}{\partial b'} \left(\frac{\varepsilon_t^2}{h_t} \right) - \frac{2\varepsilon_t X_t}{h_t^2} \frac{\partial h_t}{\partial b}$$

$$+ \left(\frac{\varepsilon_t^2}{h_t} - 1 \right) \frac{\partial}{\partial b'} \left[\frac{1}{2h_t^2} \frac{\partial h_t}{\partial b} \right]$$

Où

$$\frac{\partial h_t}{\partial w} = Z_t + \sum_{j=1}^q \beta_j \frac{\partial h_{t-j}}{\partial w}$$

$$\frac{\partial h_t}{\partial b} = -2 \sum_{i=1}^p \alpha_i X_{t-i} \varepsilon_{t-i} + \beta_j \frac{\partial h_{t-j}}{\partial b}$$

La matrice d'information de Fisher relative à b , notée I , s'obtient en prenant l'espérance conditionnelle du hessien. Les deux derniers termes sont nuls car h_t est entièrement une fonction du passé et en remplaçant le terme $\frac{\varepsilon_t^2}{h_t}$ par sa valeur espérée de 1, la matrice d'information obtenue est :

$$I = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T E \left[\frac{X_t X_t'}{h_t} + \frac{1}{2h_t^2} \frac{\partial h_t}{\partial b} \frac{\partial h_t}{\partial b'} \right] ;$$

avec pour un modèle GARCH(p,q)

$$\frac{\partial h_t}{\partial w} = Z_t + \sum_{j=1}^q \beta_j \frac{\partial h_{t-j}}{\partial w}$$

$$\frac{\partial h_t}{\partial b} = -2 \sum_{i=1}^p \alpha_i X_{t-i} \varepsilon_{t-i} + \beta_j \frac{\partial h_{t-j}}{\partial b}$$

Soit $\theta^{(i)}$ le vecteur des paramètres estimés après la $i^{\text{ème}}$ itération. $\theta^{(i+1)}$ est donné par :

$$\theta^{(i+1)} = \theta^{(i)} + \lambda_i \left(\sum_{i=1}^T \frac{\partial l_t}{\partial \theta} \frac{\partial l_t}{\partial \theta'} \right)^{-1} \sum_{i=1}^T \frac{\partial l_t}{\partial \theta} \text{ où}$$

$\frac{\partial l_t}{\partial \theta}$ est évalué en $\theta^{(i)}$, λ_i est un multiplicateur.

Weiss (1982) a montré que l'estimateur du maximum de vraisemblance $\widehat{\theta}_T$ est un estimateur fortement convergent de θ_0 et asymptotiquement normal de moyenne θ_0 et de matrice de variance-covariance dépendant de la loi conditionnelle de ε_t .

Le test de Perron

Plusieurs tests de racine unitaire ont été développés en économétrie pour analyser la tendance d'une série temporelle. Il s'agit entre autres des tests de Dickey-Fuller augmenté (1979, 1981), d'Elliott *et al.* (1996) et de Kwiatkowsky *et al.* (1992). Mais quand les séries présentent une ou plusieurs ruptures structurelles, ces tests deviennent impuissants. Face à cette impuissance et à la suite des travaux de Nelson et Plosser (1982), Perron (1989) va développer une nouvelle approche qui consiste à modéliser les changements peu fréquents endogènes à la tendance comme des changements structurels et va ainsi créer une nouvelle classe de tests de racine unitaire contre tendance-stationnaire avec rupture. Cette approche est fondée sur un postulat particulier qui la différencie de toutes les études antérieures sur la racine unitaire. En effet, il suppose que des chocs majeurs, comme la Grande Crise de 1929 et le premier choc pétrolier de 1973 ne sont pas des réalisations du processus stochastique engendrant les données ; il considère que ces chocs sont exogènes. Donc, Perron a montré que la plupart des séries américaines ne présentent pas une racine unitaire et que les fluctuations conjoncturelles sont transitoires. Sous l'hypothèse alternative de stationnarité, il a défini trois modèles possibles :

-Modèle A : rupture exogène seulement dans la constante

$$Y_t = \mu_1 + \beta t + (\mu_2 - \mu_1) D U_t + e_t ;$$

-Modèle B : rupture exogène seulement dans la tendance

$$Y_t = \mu + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1) D T_t + e_t ;$$

-Modèle C : rupture exogène dans la constante et la tendance

$Y_t = \mu + \beta_1 t + (\mu_2 - \mu_1) DU_t + (\beta_2 - \beta_1) DT_t + e_t$ avec DU_t une variable indicatrice qui capte le changement dans la constante à la date T_b .

Soit $DU_{jt=1}$ Si $t > T_b$ et 0 ailleurs. DT_t est une variable indicatrice qui capte la rupture dans la tendance à la date T_b . $DU_{jt=t-T_{bj}}$ Si $t > T_b$ et 0 ailleurs.

Perron (1989) considère que la date des chocs est connue, par exemple dans le cas américain le Crash de 1929 et les chocs pétroliers de 1973. Des travaux empiriques ultérieurs ont critiqué cette méthodologie, en montrant que si la date de la rupture est endogène, la précision de test s'améliore. En d'autres termes, le test de Perron peut rejeter faussement l'hypothèse alternative de stationnarité. De plus, la stratégie de Perron (1988) n'est valide que dans le cas où la partie déterministe de la série étudiée admet une spécification linéaire.

Le test de Zivot et Andrews (1992)

Zivot et Andrews (1992) proposent eux un test de racine unitaire avec une rupture endogène. Ce test repose sur l'hypothèse initiale de la présence de racine unitaire contre l'hypothèse alternative de stationnarité avec une seule rupture à date inconnue. Ces deux auteurs, développent le test de Perron (1989) pour rendre la rupture endogène. Pour cela,

3. RESULTATS

3.1. Statistiques descriptives

La figure 1 présente les statistiques descriptives à partir des données obtenues.

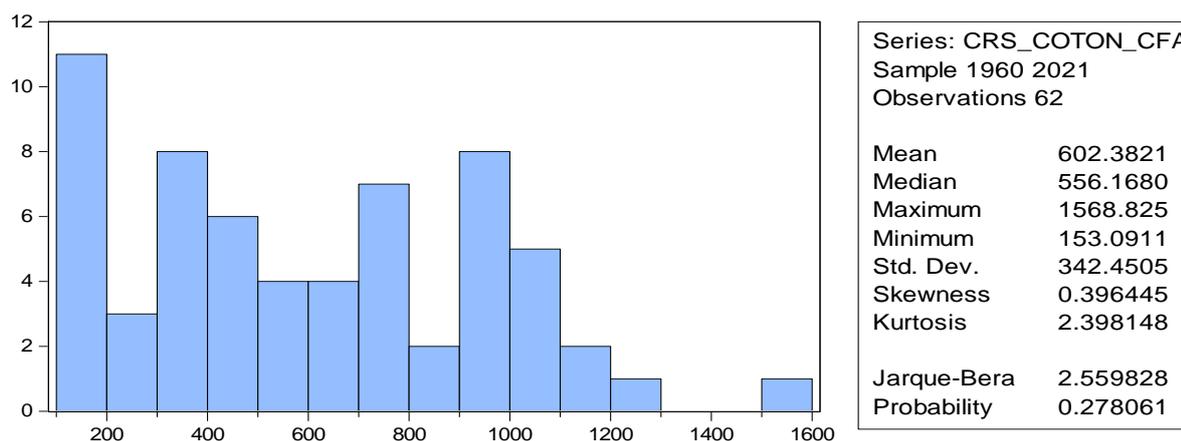


Figure 1. Statistiques descriptives de l'indice A Cotlook en FCFA

Au regard de la statistique de Jarque-Berra (prob=0.278061 > 5 %), la série est normalement distribuée. Toutefois, le coefficient de Kurtosis (2,398148 < 3) indique que la distribution est platykurtique, c'est-à-dire plus aplatie que la loi normale et celui de Skewness (0.396445 > 0) qui indique que la distribution est asymétrique vers la droite. Une forte dispersion de l'indice des prix par rapport à la moyenne du fait de l'écart-type (342,4505) qui est supérieur à 0 a été observée.

ils proposent trois modèles possibles sous l'hypothèse alternative H_1 :

-Modèle A : $\Delta Y_t = \mu + \lambda DU_t + \beta t + \phi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi \Delta Y_{t-1} + e_t$

-Modèle B : $\Delta Y_t = \mu + \beta t + \theta DT_1 + \phi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi \Delta Y_{t-1} + e_t$

-Modèle C : $\Delta Y_t = \mu + \beta t + \lambda DU_t + \theta DT_1 + \phi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi \Delta Y_{t-1} + e_t$

Le modèle (A) permet d'avoir une rupture dans la constante. Le modèle (B) autorise un changement dans la tendance. Enfin, le modèle (C) teste la stationnarité de la série Y_t autour d'une constante et d'une tendance segmentée.

Avec DU_t une variable indicatrice qui capte le changement dans la constante à la date T_b ; on aura $DU_{jt=1}$ Si $t > T_b$ et 0 ailleurs. DT_t est une variable indicatrice qui capte la rupture dans la tendance à la date T_b . $DU_{jt=t-T_{bj}}$ Si $t > T_b$ et 0 ailleurs.

De plus, ils proposent que la date de rupture $T_b \in [T_1; T_2]$ où $T_1 = \gamma * T$ et $T_2 = (1 - \gamma) * T$ avec γ un réel positif. Mais par la suite, et conformément à la réalité économique, c'est-à-dire que sur une longue période, il est fort probable que les séries présentent plus d'une rupture. Des études empiriques ont montré que les tests de racine unitaire qui prennent en compte plusieurs changements structurels endogènes deviennent très puissants que ceux qui ne permettent qu'une seule rupture endogène.

Taux de variation de l'indice A Cotlook en FCFA

Le graphique des taux de variation de l'indice A Cotlook en FCFA ci-dessous révèle que les séries de variation se suivent et permettent d'affirmer que la volatilité de l'indice est corrélée par groupe d'années. Par ailleurs, les variations faibles au début, croissent au fur et à mesure du temps témoignant d'une volatilité croissante de l'indice. Une forte amplitude en 1994 témoignant d'une rupture (dévaluation).

Indices A en FCFA

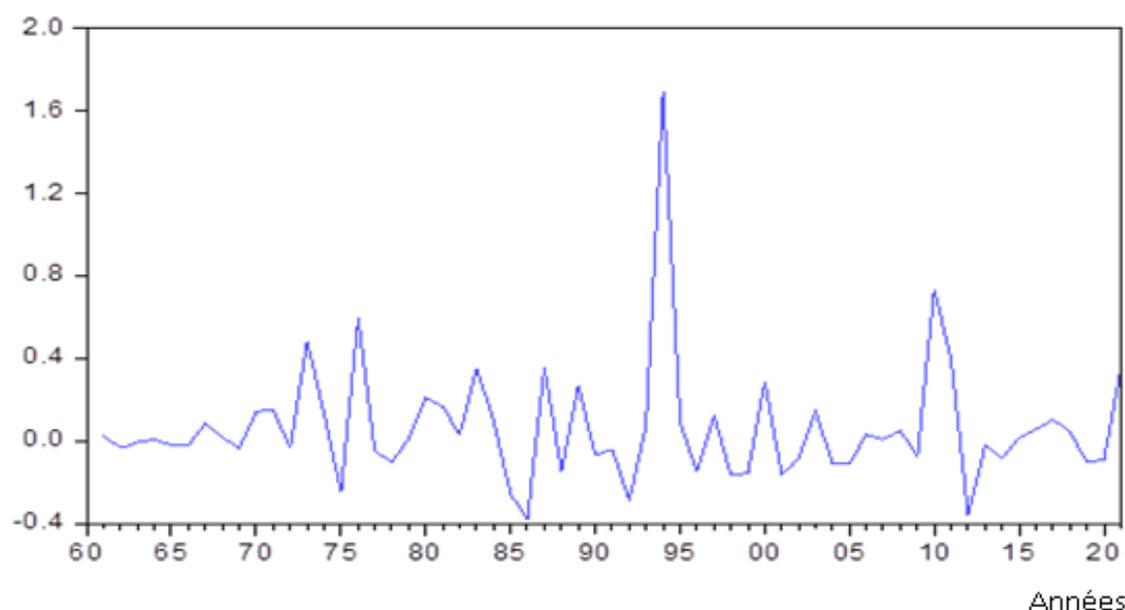


Figure 2. Evolution du Taux de variation annuelle de l'indice A Cotlook en FCFA sous Eviews 10 Test ADF de stationnarité

Le test ADF sous Eviews de la série brute de l'indice A Cotlook donne une probabilité de 0.4166 supérieur au seuil d'erreur de 5 %, elle est donc non stationnaire. En différence première, elle devient stationnaire avec une probabilité de 0.0000 inférieure au seuil de probabilité de 5 %.

Test d'hétéroscédasticité (ARCH)

Comme constaté supra, ce modèle respecte une des caractéristiques des séries ARCH qui est la non-normalité. Il est un modèle autorégressif d'ordre 1 parce qu'il y a un seul terme qui sort de l'intervalle au niveau du corrélogramme de la série brute. Le test d'hétéroscédasticité conditionnelle sur Eviews de la régression de cette série avec un retard est significatif au seuil de 5 % (prob=0.0147) et le coefficient des résidus au carré est également significatif au seuil de 5 % (prob = 0.0147). L'hypothèse de la présence d'hétéroscédasticité conditionnelle est donc acceptée. Il y a donc présence d'effet ARCH dans notre série.

Tableau 2. Test d'hétéroscédasticité (ARCH) de la série de l'indice A en FCFA sous Eviews 10

F-statistic	6.330340	Prob. F(1,58)	0.0147	
Obs*R-squared	5.904219	Prob. Chi-Square(1)	0.0151	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 09/23/22 Time: 09:28				
Sample (adjusted): 1962 2021				
Included observations: 60 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	18747.83	8528.158	2.198345	0.0319
RESID^2(-1)	0.318850	0.126728	2.516017	0.0147
R-squared	0.098404	Mean dependent var	26642.04	
Adjusted R-squared	0.082859	S.D. dependent var	64140.35	
S.E. of regression	61425.60	Akaike info criterion	24.92181	
Sum squared resid	2.19E+11	Schwarz criterion	24.99162	
Log likelihood	-745.6542	Hannan-Quinn criter.	24.94911	
F-statistic	6.330340	Durbin-Watson stat	1.977716	
Prob(F-statistic)	0.014659			

3.2. Modélisation GARCH des résidus

L'estimation du modèle ARCH sur Eviews nous donne un coefficient des résidus au carré (0.269216) non significatif au seuil de probabilité de 5 % (prob=0.2028) quand bien même que les tests de diagnostic valident le modèle (les probabilités du corrélogramme et celles du corrélogramme au carré sont supérieures au seuil critique de 5 % témoignant de la présence de bruits blancs, les résidus sont normalement distribués). L'estimation du modèle GARCH donne un coefficient GARCH positif (1.064567) significatif au seuil de 5 % (prob=0.0000) avec des tests de diagnostic valides (les probabilités du corrélogramme et celles du corrélogramme au carré sont supérieures au seuil critique de 5 %, les résidus sont normalement distribués). Ces résultats confirment une volatilité croissante et structurelle de l'indice parce que le coefficient GARCH, (-1) est significatif, positif et supérieur au coefficient ARCH. Le graphique de la variable Volatilité de l'indice A Cotlook ci-dessous témoigne sa tendance structurelle et croissante.

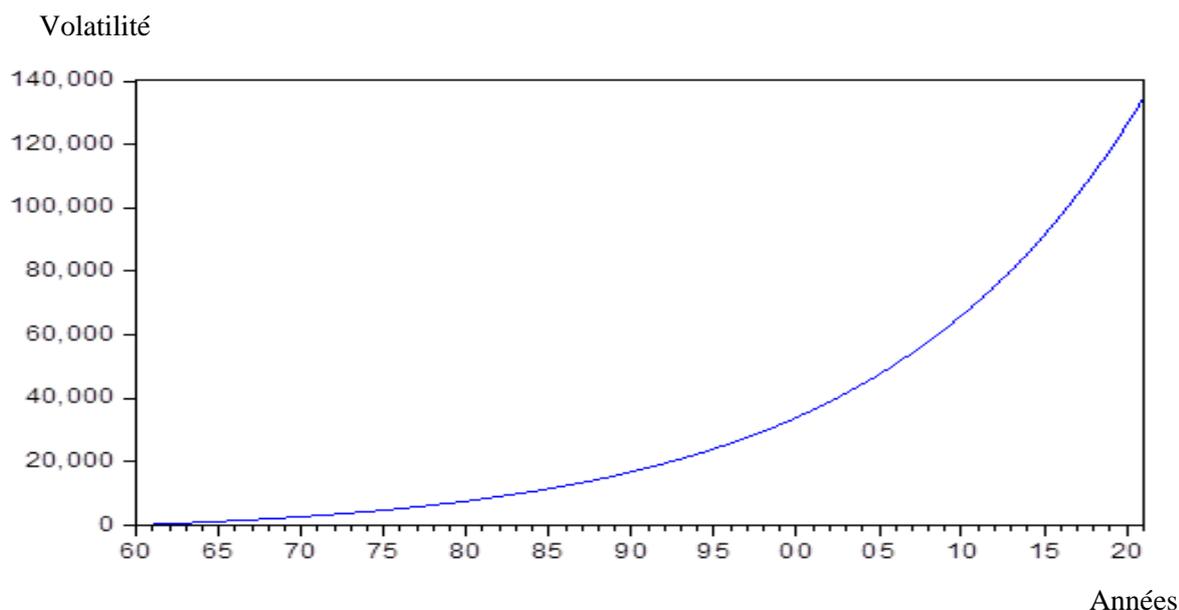


Figure 3. Evolution de la variable Volatilité de l'indice A en FCFA

3.3. Diagnostic d'une tendance et d'une rupture.

Sous le test ADF de Eviews, l'introduction d'une tendance dans la série non stationnaire à niveau la rend stationnaire avec une probabilité de 0.0038 inférieure au seuil de 5 %. Le coefficient de la tendance (trend) de 8.757038 est significatif au seuil de 5 % (prob=0.0002), ce qui témoigne de la présence d'une tendance déterministe dans la composition de l'indice A Cotlook en FCFA sur le marché.

Le test de Zivot-Andrews Modèle A sur la constante révèle une rupture en 1994 avec une probabilité (0.046400) significative au seuil de 5 %. Sur la tendance, ce test révèle une rupture en 1997 mais avec une probabilité (0.634870) non significative au seuil de 5 %. Sur la constante et la tendance, le test révèle une rupture en 1994 avec une probabilité (0.050805) non significative à 5 %.

4. DISCUSSION

A travers cette étude qui donne un coefficient GARCH positif (1.064567) et un coefficient de la tendance (trend) de 8,757038, les deux coefficients sont significatifs au seuil de 5 %, l'indice A en FCFA s'est révélé volatile avec une volatilité croissante structurelle et une propension naturelle à augmenter très faible d'environ 9 FCFA (coefficient de la tendance). Cette volatilité est confirmée par les études citées Araujo Bonjean et Brun (2001); Fok (2005) ; Estur (2006) ; avec comme conséquence néfaste, une véritable incertitude sur les vrais niveaux de prix qui empêche la formation

d'anticipations correctes (Kalkuhl *et al.*, 2016) et entrave les investissements productifs à même d'améliorer la compétitivité de l'AOC. Les sociétés cotonnières étant des preneurs de prix, c'est-à-dire que les variations de leurs ventes de coton n'ont aucune incidence significative sur l'index A Cotlook (Lorena, 2021), elles subissent ces conséquences et ne disposent d'aucune capacité d'influence de cette volatilité tant qu'elles se laissent assujettir à ce prix de référence. Toutes les approches de solutions mises en œuvre à ce jour pour contrer ces conséquences ont eu des résultats très mitigés comme le confirme Fok (2007) qui pense que les

politiques mises en place pour atténuer les effets de cette grande volatilité ont eu très peu d'impact sur les filières.

La significativité au seuil de 5 % de la rupture identifiée par le test de Zivot-Andrews en 1994 confirme le choc négatif engendré par la dévaluation sur la compétitivité et la rentabilité des filières cotonnières de l'AOC. Cette dévaluation n'a pas été suivi comme espéré de véritables envolées sur les prix à l'exportation (Graphe N°1) et la productivité du coton de l'AOC. Nubukpo (2011) va dans le même sens et parle de désenchantement. En effet, les sociétés cotonnières ne disposent d'aucune capacité d'influence sur la décision de dévaluation ou non du FCFA par rapport à sa monnaie d'arrimage qu'est l'Euro. Elles en ont subi et en subiront encore les conséquences lors des prochaines dévaluations.

Entièrement démunies que sont les sociétés cotonnières face à la volatilité de l'indice A Cotlook, sa tendance et sa rupture que cet article a révélées, le développement de leur propre place de marché avec des prix référentiels et des devises axés sur leurs avantages comparatifs et qui stabilisent mieux leurs transactions est nécessaire. Cette solution innovante jamais mise en œuvre à ce jour, mérite d'être explorée.

5. CONCLUSION

Grâce à la modélisation GARCH et aux tests de Zivot-Andrews, l'indice A Cotlook en FCFA par kilo s'est révélé volatile avec une volatilité croissante structurelle, une propension naturelle à augmenter très faible d'environ 9 FCFA et une rupture (choc) engendrée par la dévaluation de 1994. L'une des conséquences majeures de ces constats est l'impossibilité aux sociétés cotonnières de faire des anticipations correctes du fait de l'incertitude que crée cette volatilité sur les vrais niveaux de prix et qui entrave les investissements productifs à même d'améliorer leur compétitivité sur le marché international.

Pour contrer ces conséquences, les sociétés cotonnières de l'AOC se doivent de développer leur propre place de marché où ils pourront mieux valoriser leurs avantages comparatifs à partir de prix référentiels et de devises moins exposés aux influences exogènes et qui assurent de meilleures sécurité et rentabilité à leurs transactions.

Références

Araujo Bonjean 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(1), 80–90. Available at: <https://doi.org/10.3406/ecoru.2001.5278>.

Bassil C., 2012. Interaction between unit roots and structural breaks. *Revue économique*, 63(1), 93–128.

Bollerslev T., 1986. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307–327.

Boussard J.-M., 2005. Price risk management instruments in agricultural and other unstable markets. *The ICAFI Journal of Risk and Insurance*, pp. 6–19.

Diasso Y., 2014. Dynamique du prix international du coton : aléas, aversion au risque et chaos. *Recherches économiques de Louvain*, 80(4), 53–86.

Estur G., 2006. Le marché mondial du coton : évolution et perspectives. *Cahiers Agricultures*, 15(1), 9–16.

Fok M., 2005. *Coton africain et marché mondial : une distorsion peut en cacher une autre plus importante*. Available at: <https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-00008938>

Fok M., 2007. *Ajustements nationaux des mécanismes de prix face aux fluctuations du mondial : les leçons du coton en Afrique Zone Franc : La régulation des marchés agricoles internationaux : un enjeu décisif pour le développement*. L'Harmattan. Available at: <https://agritrop.cirad.fr/537399/>

Fulponi L., 1994. La variabilité des prix internationaux de base : les marchés sont-ils efficaces ? *Économie rurale*, 219(1), 16–23. Available at: <https://doi.org/10.3406/ecoru.1994.4587>.

HLPE, 2011. *Volatilité des prix et sécurité alimentaire. Rapport du Groupe d'experts de haut niveau sur la sécurité alimentaire et la nutrition*. Rome: Comité de la sécurité alimentaire mondiale, pp. 9–16.

Jarque C.M. & Bera A.K., 1987. A Test for Normality of Observations and Regression Residuals', *International Statistical Review*. *Revue Internationale de Statistique*, 55(2), 163–172. Available at: <https://doi.org/10.2307/1403192>.

Kalkuhl M., Braun J.V. & Torero M., 2016. *Food Price Volatility and Its Implications for Food Security and Policy*. Springer, pp. 3–31.

Lorena R., 2021. Coton, Examen de la situation mondiale, Tendance des prix du coton en 2020/2021. *ICAC*, 75(1), 21–26.

Nubukpo K., 2011. L'économie politique de la réforme des filières cotonnières d'Afrique de l'Ouest et du centre : vers la convergence des modes d'organisation ? *Mondes en développement*, 155(3), 93–109. Available at: <https://doi.org/10.3917/med.155.0093>.