

Impacts des tendances de l'indice A Cotlook sur le coton de l'Afrique de l'Ouest et du Centre de 1960 à 2022

Impacts of Cotlook A Index trends on West and Central African cotton from 1960 to 2022

Marcellin E. C. AKPOUE

Doctorant chercheur
Université de Parakou
BENIN

Laboratoire d'Analyse et de Recherche sur les Dynamiques Economiques et Sociales
akpoumar@cotimes-afrique.org

Ir. Afouda Jacob YABIP

Titulaire en Agroéconomie
Université de Parakou
BENIN

Laboratoire d'Analyse et de Recherche sur les Dynamiques Economiques et Sociales
ja_yabi@yahoo.com

Date de soumission : 27/01/2023

Date d'acceptation : 17/03/2023

Pour citer cet article :

AKPOUE E. C. M. & YABIP A.J.(2023) «Impacts des tendances de l'indice A Cotlook sur le coton de l'Afrique de l'Ouest et du Centre de 1960 à 2022», Revue Française d'Economie et de Gestion «Volume 4 : Numéro 3» pp :594-611.

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



Résumé

La compétitivité du coton de l'Afrique de l'Ouest et du Centre (AOC) passe par la maîtrise de l'indice A Cotlook qui sert de prix de référence pour les contrats de vente de fibre de coton. Cet article analyse les tendances pour la série mensuelle de 1960 à 2022 à partir des tests de chaos. Ces tests révèlent une tendance non-linéaire et non-stochastique, des dimensions de corrélation toutes positives et croissant vers une position finie. Ils attestent d'une tendance chaotique confirmée par un maximum et un horizon de Lyapunov de 0.09980 et de 10,32 mois. Ces résultats mettent en évidence des impacts négatifs émanant des instabilités endogènes et des prévisions non fiables à long terme. Ils rendent impossibles les anticipations et entravent les investissements. Comme solution, l'AOC ne peut que pratiquer la vente anticipée sur 11 mois au plus du fait de l'horizon de Lyapunov ou changer carrément de prix indiciel de référence.

Mots clés :

Indice ; Tendance ; Lyapunov ; Chaos ; Compétitivité.

Abstract

The competitiveness of cotton from West and Central Africa (WCA) depends on mastering the A Cotlook index, which serves as a reference price. This article analyzes the trends for the monthly series from 1960 to 2022 from the chaos tests. These tests reveal a non-linear and non-stochastic trend, all positive and increasing correlation dimensions towards a finite position. They attest to a chaotic trend confirmed by a maximum and a Lyapunov horizon of 0.09980 and 10.32 months. These results highlight negative impacts emanating from endogenous instabilities and unreliable long-term forecasts. They make anticipations impossible and hamper investments. As a solution, WCA can only practice forward selling over 11 months at most due to Lyapunov's horizon or change its reference price altogether.

Keywords :

Index ; Trend ; Lyapunov ; Chao ; Competitiveness.

Introduction

L'AOC vend la quasi-totalité de sa production sur le marché international à partir de l'indice A Cotlook qui est le prix mondial de référence qui sert de base aux contrats de vente (UEMOA, 2006). Cet indice est établi périodiquement à Liverpool à partir de l'offre et de la demande mais aussi de plusieurs autres paramètres qui engendrent des fluctuations imprévisibles et des fois problématiques.

Sa valeur mensuelle est passée de 0,65 dollars/kg en 1960 à 0,68 en 1970 pour remonter à 1,46 en 1974. Après des remontées en dents de scies, l'indice se stabilise à 2 dollars/kg en 1980 et entame une chute jusqu'à 1 dollar en 1986. Il remonte après jusqu'à 2,13 dollars/kg en 1995 suivi d'une nouvelle chute jusqu'à 1,02 en 2002 pour connaître par la suite une remontée jusqu'à une envolée de 3,33 en 2011. Aussitôt après cette envolée, le prix va chuter pour se stabiliser autour de 1,70 dollars/kg vers 2012. Il connaîtra entre 2012 et 2020 des pics à 2 et des seuils à 1,5. Depuis 2020, la tendance est à la hausse malgré un environnement conflictuel marqué par la pandémie de COVID19, les problèmes climatiques et d'autres déconvenues.

Ces observations révèlent une très grande fluctuation de l'indice A qui perturbent certainement les filières cotonnières de l'Afrique de l'Ouest et du Centre. Ces filières sont entièrement démunies face à cette fluctuation car elles sont des preneurs de prix sur le marché international. Vu l'importance du coton pour les pays de l'AOC qui constitue pour la plupart d'eux le deuxième ou le troisième produit d'exportation et influence une très grande partie de leur population, il est primordial d'évaluer ces perturbations et d'identifier les solutions possibles à même de les atténuer. A cet effet, la question qu'on se pose et qui relève de la problématique de notre étude est : Quels sont les impacts des tendances de l'indice A Cotlook sur le coton de l'Afrique de l'Ouest et du Centre de 1960 à 2022 ?

L'objectif de cet article est de répondre à cette question essentielle concernant la survie des filières cotonnières de l'AOC en cinq étapes chronologiques à savoir :

- L'élaboration d'une revue de littérature concernant les fluctuations de l'indice A Cotlook et ses effets sur le coton de l'AOC ;
- La définition de la méthodologie à mettre en œuvre ;
- Les résultats obtenus ;
- Les discussions émanant de ces résultats ;
- La synthèse des travaux et les recommandations.

1. Revue de littérature

Le coton fait partie des produits agricoles dont les fluctuations des prix sont en constante progression depuis 1960 (Diasso, 2014). Ces fluctuations génèrent des instabilités exogènes qui sont engendrées par des événements extérieurs aux marchés et survenant de manière imprévisible (aléas climatiques, choc macroéconomique lié à une mauvaise gouvernance, etc.) ; et des instabilités endogènes par le fonctionnement interne même des marchés (Gerard, Piketty and Boussard, 2008 ; Boussard, Gérard and Piketty, 2015). Ces instabilités endogènes et exogènes peuvent être selon les contextes déterminées, stochastiques ou chaotiques, avec ou sans tendance ou cycle.

Plusieurs chercheurs vont analyser ces fluctuations. Estur déclare que « En 2003, les cours du coton brut ont poursuivi la remontée des enfers entamée au cours de l'année précédente, suivant le mouvement de la quasi-totalité des matières premières » (Estur, 2004). L'analyse de Gergely sur la dynamique des prix internationaux révèle une tendance structurelle à la baisse plus rapide pour le coton que pour l'ensemble des matières premières agricoles confirmant les travaux de Diasso (2014). Gergely confirme également l'amplification de la volatilité des cours du coton ces dernières années et en donne les causes et les conséquences. Ces causes sont selon lui les effets des distorsions du marché qui se conjuguent pour les pays de la zone FCFA avec les fluctuations de la parité Euro/dollar. Les conséquences sont l'impossibilité aux producteurs d'investir de façon durable, l'aggravation de la pauvreté rurale et la chute brutale de la production cotonnière, les ruptures de trésorerie des sociétés cotonnières (Gergely, 2014).

Différentes techniques économétriques de modélisation ont été élaborées pour différencier les deux types d'instabilités et caractériser les tendances en œuvre avec des résultats souvent contrastés du fait de la présence de bruits dans les séries. Les techniques de modélisation linéaire usuelles ne sont pas du tout adaptées à l'étude de la dynamique des prix du fait de l'influence significative des facteurs exogènes et endogènes sur les trajectoires de ces prix (Mélard, 1994). Les techniques les mieux adaptées sont celles non-linéaires qui tiennent compte de ces facteurs (Lardic and Mignon, 2004 ; Jawadi and Koubbaa, 2007). Introduites et améliorées par plusieurs auteurs cités par Diasso, les techniques non-linéaires ci-dessous sont bien adaptées à l'étude des tendances des prix :

- Les modèles ARCH : processus non-linéaires stochastiques introduits par Engel (1982) qui permettent de modéliser l'asymétrie et la variabilité de la volatilité en considérant l'instabilité des prix comme exogène ;

- Les modèles chaotiques : processus non-linéaires déterministes qui permettent de caractériser et de prévoir l'évolution des prix en considérant leur instabilité comme endogène ;
- Les modèles de type MG-GARCH (p, q) : équation chaotique de type Mackey-Glass avec des erreurs hétéroscédastiques qui permettent de caractériser conjointement chaos et aléas.

Ces techniques de modélisation ci-dessus citées sont très utilisées aujourd'hui par plusieurs auteurs dans le cadre de leurs études sur la dynamique des prix. A titre d'illustration, Diasso a exploité les trois modèles à savoir ARCH-LM, Détection de Chaos et MG-EGARCH(1,1) pour étudier la dynamique du prix international du coton de 1960 à 2012 en termes d'aléas, d'aversion au risque et chaos (Diasso, 2014). Mounirou a utilisé les modèles GARCH pour modéliser la volatilité des prix du piment sec dans les marchés centraux du Bénin (Mounirou, 2017). Diouf et al. ont utilisé les modèles de type ARCH et détection de chaos pour étudier la dynamique non-linéaire des prix des moutons au Sénégal (Diouf and Mendy, 2020).

2. Méthodologie

2.1. Population enquêtée et échantillonnage

L'étude est quantitative et la population enquêtée est constituée des huit pays producteurs de coton de l'AOC à savoir le Bénin, le Burkina Faso, le Cameroun, la Côte d'Ivoire, le Mali, le Sénégal, le Tchad et le Togo. L'échantillon est représentatif et constitué de la totalité des huit pays.

2.2. Description des données

Les données sont constituées des valeurs mensuelles de Janvier 1960 à Mai 2022 de l'indice A Cotlook de Cotton Outlook sis à Liverpool, utilisé par les 8 pays producteurs de coton de l'AOC comme prix de référence pour leurs contrats. Elles sont collectées sur le site officiel de Cotton Outlook.

2.3. Spécification des Modèles

En considérant les instabilités comme endogènes et en nous basant sur les travaux récents de Bonache et al. et de Diasso sur la vente des biens à la mode et du coton (Bonache and Moris, 2011 ; Diasso, 2014), nous adoptons dans cet article pour analyser les tendances de l'indice A Cotlook depuis 1960, les modèles chaotiques. Nous y développons six tests essentiels ci-dessous émanant des évidences mises en œuvre par les travaux de Granger et Newbold sur les régressions fallacieuses.

2.3.1. Statistiques descriptives

Les statistiques descriptives de la série du prix international du coton et de sa non-stationnarité permettent de justifier les diverses transformations à faire. Les mesures effectuées sont la moyenne, l'écart type, le test de Jarque-Bera et ses coefficients d'asymétrie et d'aplatissement.

2.3.2. Tests de stationnarité de la série ou de racine unitaire

La stationnarité consiste à supprimer d'une série toutes tendances, tous cycles et saisonnalités pour que les diverses estimations qui seront effectuées sur la série ne conduisent à des erreurs de diagnostics et des régressions fallacieuses ou illusoire. Il existe deux classes de tests à savoir ceux qui adoptent la non-stationnarité comme hypothèse H_0 et ceux qui adoptent la stationnarité comme H_0 . La première classe comporte deux types de tests : les tests à composante déterministe suivant une tendance linéaire comme Dickey-Fuller (DF), Augmented Dickey-Fuller (ADF) et ceux suivant une tendance non linéaire à savoir Ouliaris, Park et Phillips (1989), Perron (1989). On retrouve pour la seconde classe les tests ci-après : Ouliaris, Park et Phillips (1989), Perron (1989).

En faisant l'hypothèse que les tendances de l'indice sont déterministes, nous choisissons le test Augmented Dickey-Fuller (ADF).

2.3.3. Tests de blanchiment de la série

Le blanchiment de la série rendue stationnaire est indispensable avant le test de non-linéarité en vue du retrait de toute dépendance linéaire. Cette opération de blanchiment est réalisée sur Eviews 10 en estimant pour différents retards un modèle autorégressif (AR) pour chaque série. Les résidus du modèle autorégressif ayant simultanément les critères d'Akaike, de Schwartz et d'Hannan-Quinn les plus bas sont retenus comme série blanchie.

2.3.4. Tests de non-linéarité de la série

Une fois que la série est rendue stationnaire et blanchie, il faut s'assurer qu'elle est non linéaire. Pour ce faire, nous utilisons le test de BDS (Brock, Dechert and Scheinkman, 1987) que nous mettons en œuvre avec le logiciel EViews 10. Du nom de ses auteurs Brock, Dechert & Scheinkman, la statistique BDS est basée sur l'intégrale de corrélation $c(\epsilon, m, n)$ qui mesure la probabilité que deux points d'une série $(x_i^m \text{ et } x_j^m)$, dans l'espace des phases reconstruit avec une dimension m du plongement, soient proches, selon une distance inférieure à une quantité ϵ donnée.

Ce test de BDS permet de tester l'hypothèse de distribution indépendante et identique des termes d'une série. Le rejet de cette hypothèse peut provenir de la présence :

- D'une non-stationnarité dans la série étudiée ;

D'un processus stochastique linéaire ;

- D'un processus stochastique non linéaire (ARCH, TAR ou GARCH par exemple) ;
- D'un processus chaotique non linéaire (système de Hénon, suite logistique ou équation Mackey-Glass par exemple).

Quand bien même l'hypothèse de non-linéarité serait prouvée, cela ne signifie pas forcément que la série est déterministe (chaotique ou autres). La présence d'hétéroscédasticité conditionnelle peut-être la raison de cette non-linéarité (Hsieh, 1991). Il faudra alors faire le test d'hétéroscédasticité conditionnelle et de chaos pour savoir lequel des deux induit cette non linéarité.

2.3.5. Test de ARCH-LM

On parle d'hétéroscédasticité d'une série lorsque les erreurs ne sont pas constantes dans tout l'échantillon, en d'autres termes lorsque la variance des erreurs n'est pas la même dans toutes les observations faites. Dans le cas contraire, on parle d'homoscédasticité. Cette hétéroscédasticité confirme la non-linéarité de la série. La représentation de l'hétéroscédasticité en mathématique est la suivante :

$$VAR(\varepsilon_i|X) = \sigma_i^2 = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & 0 & 0 \\ 0 & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_n^2 \end{pmatrix}$$

Matrice de variance-covariance des erreurs dans laquelle la diagonale principale représente différentes variances pour chaque observation au moment (i).

Après l'estimation de la série par un processus de type autorégressif, nous testons la présence d'hétéroscédasticité par la procédure ARCH (Engle, 1982) qui consiste à construire une régression entre les résidus au carré de la série blanchie et les résidus au carré décalés de l'ordre p (modèle AR sur les carrés des résidus). On calcule ensuite le coefficient de détermination de ce modèle et on démontre que la quantité $n \cdot R^2$ obéit asymptotiquement sous l'hypothèse de nullité de tous les coefficients de régression du modèle à un χ^2 à p degrés de liberté. Les paramètres du test sont les suivants.

Tableau 1: Paramètres du test de ARCH.

Hypothèse	Statistique	Règle de décision au seuil de 5%
H0 : Absence d'un effet ARCH(p) H1 : Présence d'un effet ARCH(p)	$LM = n \cdot R^2$ n = nombre d'observation dans l'équation intermédiaire. R^2 = coefficient de détermination calculé pour l'équation intermédiaire.	Si la p - value > 5%, alors on accepte H0, il n'y pas d'effet ARCH(p).

2.3.6. Tests de détection du chaos

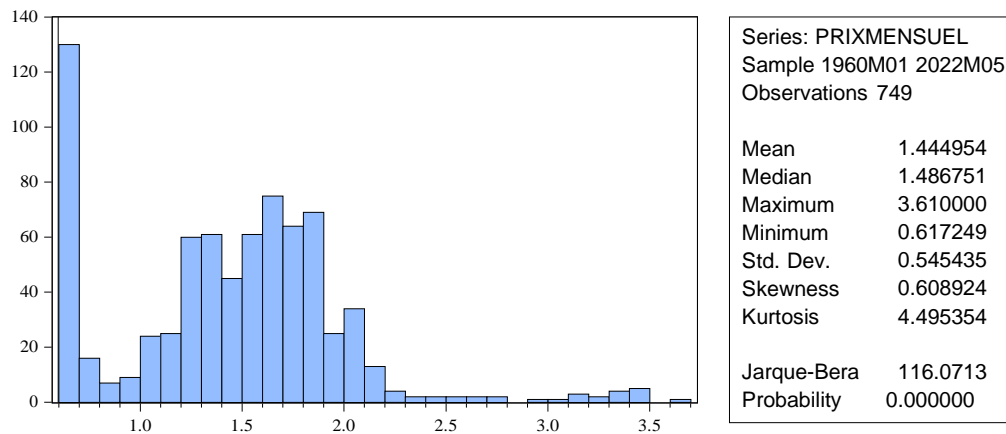
Trois estimations sont nécessaires pour tester la présence de chaos. Il s'agit de :

- La dimension de corrélation : Elle est basée sur l'idée qu'un processus chaotique de dimension m ne remplit pas un espace de dimension $m+1$, contrairement à un processus aléatoire. Nous utilisons dans cet article la dimension de corrélation développée par Grassberger & Procaccia (Grassberger and Procaccia, 1983) ;
- L'exposant maximum de Lyapunov : Il permet d'observer s'il y a sensibilité aux conditions initiales dans une série. Cette mesure part de l'idée que deux points initialement très proches dans la série ont des trajectoires divergeant exponentiellement. Nous utilisons ici l'algorithme de Rosentein & al. (Rosenstein, Collins and De Luca, 1993) dans sa version améliorée par Liu et al. (Liu et al., 2005).
- L'horizon de Lyapunov ou de prédiction : C'est la valeur du temps pour laquelle le caractère prédictible de l'évolution du système subsiste pour les instants très inférieurs à ce temps, tels que l'erreur garde approximativement sa taille initiale. En revanche, pour les temps supérieurs à l'horizon de Lyapunov, toute prédiction devient pratiquement impossible. Ce paramètre est très important pour les sociétés cotonnières car cela leur permet de mieux appréhender les prévisions de vente de fibre qui sont indispensables à l'efficience des ressources engagées dans des dispositifs d'amélioration de leurs chiffres d'affaire et donc de leur compétitivité sur le marché mondial. Du fait que nous avons choisi l'algorithme de Rosentein et al. pour le calcul du maximum de Lyapunov, nous maintenons le même algorithme pour mesurer l'horizon de Lyapunov suivant Benincà et al. (Benincà et al., 2008) et Bonache et al. (Bonache and Moris, 2011). L'horizon de Lyapunov est alors le délai au-delà duquel la courbe du logarithme de la divergence exponentielle dépasse 95 % de sa valeur maximale. Il est égal à la valeur du temps estimé par interpolation linéaire, pour laquelle le logarithme de la divergence exponentielle est égale à sa valeur minimale + 95 % x (sa valeur maximale – sa valeur minimale).

3. Résultats obtenus

3.1. Statistiques descriptives

3.1.1. Données statistiques



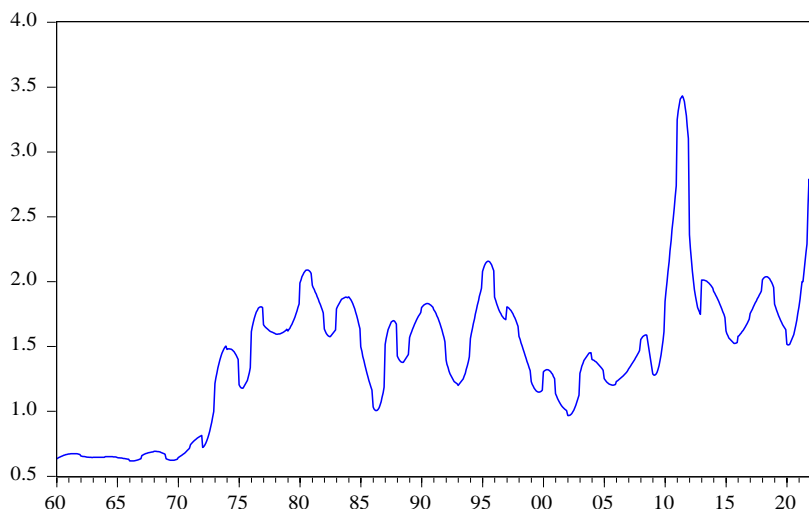
Graphe 1: Statistiques descriptives de la série PrixMensuel sous Eviews 10.

L'analyse descriptive ci-dessus de l'indice des prix mensuels du coton sur la période de Janvier 1960 à Mai 2022 nous révèle qu'il est estimé à 1.444954 par mois avec un écart type de 0.545435. L'écart type étant supérieur à 0, il existe une forte dispersion par rapport à la moyenne. L'indice varie de 0.617249 à 3.610000 et cette variation est estimée à 2.992751, ce qui témoigne d'une évolution croissante dans le temps.

Aussi, constatons-nous que 50% des indices de prix sont proches de 1,486751. Cette médiane étant supérieure à la moyenne, l'indice de prix n'est pas homogène dans le temps. Le coefficient d'asymétrie (Skewness) est de 0.608924 supérieur à 0, ce qui nous permet de conclure que la distribution de l'indice des prix est asymétrique et étalée vers la droite, c'est-à-dire vers les grandes valeurs. Ainsi donc l'asymétrie est due à la présence de quelques valeurs atypiques dans la série.

La probabilité du test de Jarque-Bera qui est égale à 0.000000 ($<$ à 5%) nous confirme également que cette série n'est pas normalement distribuée. Nous utilisons alors pour la suite du traitement la série linéarisée LPrixMensuel qui représente le logarithme népérien du PrixMensuel.

3.1.2. Courbe d'évolution des prix mensuels depuis 1960



Graphe 2: Evolution du prix mensuel de l'indice A Cotlook du coton en cents us de janvier 1960 à mai 2022

Le graphique ci-dessus du prix mensuel du coton met en évidence et confirme qu'il existe une forte dispersion de l'indice des prix et une évolution croissante de cet indice dans le temps. La présence de pic et de fluctuations atteste de l'asymétrie de la distribution. Tout ceci reflète que la série n'est stationnaire ni en espérance, ni en variance.

3.2. Analyses économétriques

3.2.1. Tests de stationnarité ou de racine unitaire de la série

Tableau 2: Test de stationnarité à niveau de la série LPRIXMENSUEL

Null Hypothesis: LPRIXMENSUEL has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 14 (Automatic - based on SIC, maxlag=19)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.504776	0.5309
Test critical values:		
1% level	-3.439032	
5% level	-2.865262	
10% level	-2.568808	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Les résultats ci-dessus du test de Dickey-Fuller Augmenté choisi montrent que la série LPRIXMENSUEL est non-stationnaire à niveau car la probabilité de ce test est égale à 0,5309 supérieur au seuil d'erreur de 5%.

Nous avons donc testé la stationnarité en différence première et les résultats de ce test montrent bien que la série LPRIXMENSUEL est stationnaire en différence première avec une probabilité

du test de Dickey-Fuller Augmenté égale à 0.0000. La série ainsi transformée est notée DLPRIXMENSUEL.

3.2.2. Blanchiment de la série DLPRIXMENSUEL

Faisant suite à la modélisation de la série DLPRIXMENSUEL au moyen de processus autorégressifs dont l'ordre a été fixé grâce à une triangulation entre le critère d'information d'Akaike (AIC) et les critères bayésiens de Schwartz (BIC) et d'Hannan-Quinn (HQC), nous avons retenu le processus autorégressif de type AR(1) pour lequel l'AIC est le plus faible (-4.257702).

Tableau 3: Récapitulatif des processus autorégressifs de DLPRIXMENSUEL.

	AIC	SIC	HQC
AR(1)	-4.257702	-4.245343	-4.252939
AR(2)	-4.229447	-4.217075	-4.224678
AR(3)	-4.222864	-4.210479	-4.218090
AR(4)	-4.182786	-4.170388	-4.178007

* En gras, l'ordre retenu est celui pour lequel la valeur du critère d'information est minimale.

3.2.3. Test BDS de non-linéarité de la série

En appliquant les règles établies par Brock et al. pour notre échantillon de 748 observations (Mignon, 1996), nous faisons varier la dimension de plongement de 1 à 4 et le rapport $\frac{s}{\sigma}$ successivement hypersphère à 0.7, 1, 1.5. L'hypothèse nulle de ce test est la présence d'un bruit blanc c'est-à-dire la dynamique linéaire de la série. Les valeurs des z-statistic obtenues pour chaque variation sont présentées dans le tableau ci-dessous.

Tableau 4: Tests BDS sur les résidus d'un AR(1).

Dimension	Epsilon/Sigma		
	0.7	1	1.5
m = 2	38.76089	17.51004	4.983532
m = 3	42.65027	16.52435	4.607656
m = 4	46.55122	14.68202	3.471960

Les résultats de ce test montrent que l'hypothèse de bruit blanc est fortement rejetée car les différentes valeurs de la statistique de BDS ci-dessus sont toutes supérieures à 1.96 quelle que soit la dimension comprise entre 1 et 4, ce qui confirme la dynamique non linéaire de la série.

3.2.4. Test de ARCH

Tableau 5: Test d'hétéroscédasticité ARCH sur le modèle AR(1)

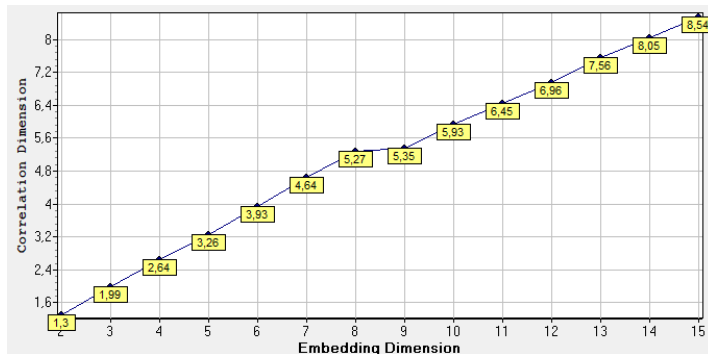
Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	2.021468	Prob. F(1,744)	0.1555
Obs*R-squared	2.021409	Prob. Chi-Square(1)	0.1551

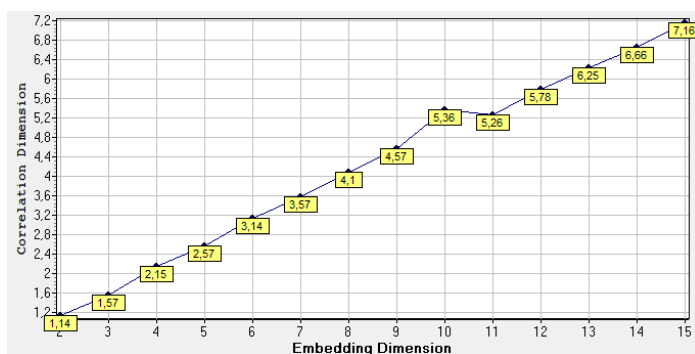
A l'issue du test de ARCH sur les résidus du modèle AR(1) retenu, l'hypothèse nulle d'absence d'effet ARCH donc d'homoscédasticité est acceptée parce que la probabilité du test (0.1555) est supérieure à 5%. Ce résultat ne suggère pas la présence d'une tendance stochastique mais plutôt d'une tendance déterministe que nous allons évaluer par les tests de détection du chaos ci-dessous.

3.2.5. Tests de détection du chaos

L'estimation de la dimension de corrélation est réalisée avec le logiciel Visual Recurrence Analysis (VRA®-Version 4.9). A l'aide de ce logiciel, nous calculons pour les résidus de AR1 et pour la série LDLPRIXMENSUEL, la dimension de corrélation pour plusieurs dimensions de plongement : $m = 1, \dots, 15$; à une résolution (« max radius ») supérieure à 50%. Les graphes ci-dessous qui illustrent les tendances des deux séries montrent qu'elles évoluent quasiment de la même façon. Leurs dimensions de corrélation sont des nombres à virgule et décroissent vers une position finie quand leurs dimensions de prolongement croissent. Ces résultats témoignent d'une présence chaotique dans la série étudiée qu'il faudra confirmer avec les exposants de Lyapunov.



Grphe 3: Dimension de corrélation sur les résidus de AR1 en fonction des dimensions de prolongement (VRA®-Version 4.9).

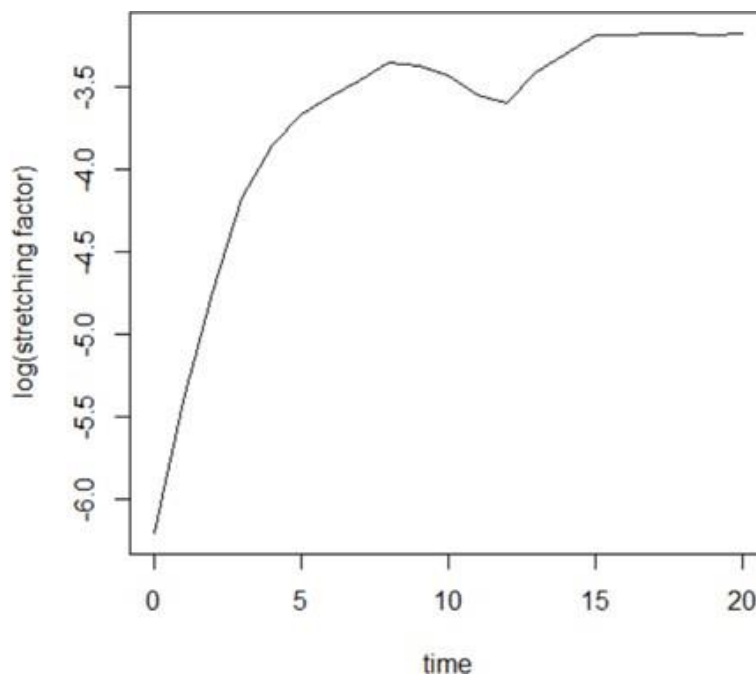


Grphe 4: Dimension de corrélation de la série LDLPRIXMENSUEL en fonction des dimensions de prolongement (VRA®-Version 4.9).

Le maximum des exposants de Lyapunov est obtenu de la façon suivante :

- D'une part nous calculons le logarithme de la divergence exponentielle en fonction du temps grâce à l'algorithme de Rosenstein et al. (2003) mis en œuvre avec le logiciel R-4.2.1 et le package RTisean-3.0.14, et suivant la dimension m optimale établie par Liu et al. (Liu et al., 2005) ;
- D'autre part toujours en suivant les travaux de Liu et al. (Liu et al., 2005), nous faisons grâce au logiciel R-4.2.1 la régression non linéaire suivant leur équation $S(t) = a + \lambda t$ et l'algorithme de Newton-Gauss (MCO non linéaire). Nous obtenons à partir de cette régression, trois paramètres à savoir la constante, l'exposant maximum de Lyapunov et le niveau de bruit présent dans la série avec la probabilité associée qui permet de déterminer la significativité de l'exposant de Lyapunov.

Les résultats du calcul du logarithme de la divergence exponentielle en fonction du temps grâce à l'algorithme de Rosenstein et al. (2003) sont illustrés par le graphe ci-dessous.



Graphe 5: Résultats de l'algorithme de Rosenstein et al. (1993) sur le cours mensuel de l'index A Cotlook.

Les valeurs des paramètres obtenus sont les suivantes.

Tableau 6: Estimations de l'exposant maximum de Lyapunov robuste au bruit.

Constante	Exposant maximum de Lyapunov	Niveau de bruit	P-Value
-4.72337	0.09980	0,238	0,000039

On note dans le tableau ci-dessus que l'exposant maximum de Lyapunov est positif et significatif au seuil de 1% (***) car sa P-Value est inférieure à 0.01. On en déduit la présence d'une dynamique chaotique dans la série mensuelle de l'index A Cotlook de 1960 à 2022. L'horizon de Lyapunov est calculé par interpolation linéaire. Selon l'algorithme de Rosentsein et suivant Benincà et al. (Benincà et al., 2008) et Bonache et al. (Bonache and Moris, 2011), la valeur minimale du logarithme de $+ 95 \% \times$ (sa valeur maximale – sa valeur minimale) est de -3,32793215. La valeur du temps correspondant et donc de l'horizon de Lyapunov est de 10.32 mois.

4. Discussion

Après avoir stationnarisé et blanchi la série du logarithme népérien du prix mensuel de l'indice A Cotlook du coton de Janvier 1960 à Mai 2022 en raison de son asymétrie, le test de ARCH, l'estimation de la dimension de corrélation et le calcul du maximum des exposants de Lyapunov révèlent une tendance chaotique déterministe et non stochastique de la série. Ces résultats sont attestés par les travaux d'Araujo et al. (Araujo Bonjean and Brun, 2001) sur la série de 1957 à 1996, partiellement attestés par ceux de Diasso (Diasso, 2014) qui lui a trouvé sur la série de 1960 à 2012 en plus de la tendance chaotique, une tendance stochastique. Par contre, ils sont infirmés par les travaux de Chatrath et al. ayant pour thème « Les prix des matières premières sont-ils chaotiques ? » (Chatrath, Adrangi and Dhanda, 2002). Chatrath et al. ont abouti à la conclusion que les tests de chaos pour un certain nombre de matières premières dont le coton se sont avérés moins sensibles aux contrôles de la durée de maturité qu'aux contrôles pour la saisonnalité.

Les implications de ces résultats sur les filières cotonnières de l'AOC sont essentiellement la sensibilité des prix de l'indice A Cotlook aux conditions initiales et donc aux fluctuations endogènes, l'impossibilité de leur prédiction à long terme confirmée par l'horizon de Lyapunov de 10.32 mois. Ils mettent en évidence la position de preneur de prix de l'AOC, la non fiabilité des prévisions à long terme et des impacts négatifs émanant des instabilités endogènes propres aux systèmes chaotiques. Ces impacts négatifs rendent impossibles les anticipations et ne permettent pas d'appréhender les prévisions de vente de fibre qui sont indispensables à l'efficacité des ressources engagées dans des dispositifs d'amélioration de leurs chiffres d'affaire et donc de leur compétitivité sur le marché mondial. (Estur, 2004 ; Ndiaye and Diop, 2018 ; Boussard, 2010).

5. Synthèse des travaux et recommandations

Notre étude confirme comme plusieurs autres (Araujo Bonjean and Brun, 2001 ; Diasso, 2014 ; Estur, 2004 ; Boussard, 2010) le caractère chaotique de l'indice A Cotlook qui sert de référence aux contrats de vente de coton de l'AOC sur le marché international avec pour impact l'incapacité de mener des anticipations et des investissements productifs à long terme ; ce qui entrave la compétitivité. De plus, elle constitue l'une des rares études à évaluer la durée d'anticipation optimale c'est-à-dire le délai maximal au-delà duquel les prévisions de vente ne sont plus fiables. Ce délai qui constitue une information capitale pour les sociétés cotonnières dans leur politique de Marketing est de 10.32 mois.

Du fait du caractère endogène des fluctuations révélé par l'étude et qui confirme la position de preneur de prix, nous formulons à l'AOC deux recommandations essentielles pour améliorer sa compétitivité sur le marché. Il s'agit de :

- Pratiquer au nombre des techniques que décrit le Manuel qualité pour les filières cotonnières UEMOA dans son guide technique sur les pratiques du commerce de la fibre de coton (UEMOA, 2006), la vente anticipée avec des prévisions n'excédant pas 11 mois du fait de l'horizon de Lyapunov ;
- Changer carrément de prix indiciel de référence et donc de modèle d'arbitrage pour ses contrats de vente.

Conclusion

Les tests économétriques sur la série mensuelle de l'indice A Cotlook de 1960 à 2022 révèlent une dynamique chaotique et un délai de prévision optimale de 10.32 mois.

Ces résultats confirment la position de preneur de prix de l'AOC du fait des instabilités endogènes propres au chaos et mettent en évidence comme impact, l'incapacité des sociétés cotonnières à appréhender par anticipation les prévisions de vente de fibre pour mettre en œuvre des investissements qui améliorent leurs chiffres d'affaire et donc de leur compétitivité sur le marché.

Pour être compétitives, les sociétés cotonnières de l'AOC se doivent de pratiquer la vente anticipée sur 11 mois ou changer carrément de prix indiciel de référence et de modèle d'arbitrage de leurs contrats.

Les chances de mise en œuvre de cette seconde recommandation qui à notre avis permettra à l'AOC de s'autonomiser, paraissent tout de même assez limitées du fait de la pesanteur du modèle de marché actuel auquel elle est assujettie et qui la rend totalement dépendante de

l'indice A. Cette mise en œuvre nécessite donc un vrai engagement des acteurs et permettra comme perspectives d'avenir de développer de nouveaux marchés propres à l'AOC à même de mieux valoriser les avantages comparatifs de son coton. Les questions de recherche sur le développement de nouveaux marchés efficients propres à l'AOC pourront faire l'objet de travaux futurs.

Bibliographie Article

de revue

Araujo Bonjean, C. and 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), pp. 80–90.

Benincà, E. et al. (2008) 'Chaos in a long-term experiment with a plankton community', *Nature*, 451(7180), pp. 822–825.

Boussard, J.-M. (2010) 'Pourquoi l'instabilité est-elle une caractéristique structurelle des marchés agricoles ?', *Économie rurale. Agricultures, alimentations, territoires*, (320), pp. 69–83.

Chatrath, A., Adrangi, B. and Dhanda, K.K. (2002) 'Are commodity prices chaotic?', *Agricultural Economics*, 27(2), pp. 123–137.

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

Engle, R. (1982) 'Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation', *Econometrica*, 50(4), pp. 987–1007.

Gerard, F., Piketty, M. and Boussard, J.-M. (2008) 'L'instabilité des prix agricoles : réflexion sur les causes et les implications de la flambée des prix', *Oléagineux, Corps gras, Lipides*, 15, pp. 378–384.

Grassberger, P. and Procaccia, I. (1983) 'Measuring the strangeness of strange attractors', *Physica D: Nonlinear Phenomena*, 9(1), pp.189–208.

Hsieh, D.A. (1991) 'Chaos and Nonlinear Dynamics: Application to Financial Markets', *The Journal of Finance*, 46(5), pp. 1839–1877.

Jawadi, F. and Koubbaa, Y. (2007) 'Dynamique non-linéaire des marchés boursiers du G7 : une application des modèles STAR', *Finance*, 28(1), pp. 29–74.

Lardic, S. and Mignon, V. (2004) 'Introduction générale : l'importance des non linéarités sur les marchés financiers', *Revue d'économie politique*, 114(4), pp. 439–451.

Liu, H.-F. et al. (2005) 'Noise robust estimates of the largest Lyapunov exponent', *Physics Letters A*, 341(1), pp. 119–127.

Mignon, V. (1996) 'Les implications de la mémoire longue et de la non-linéarité sur l'efficacité du marché des changes', *Journal de la société française de statistique*, 137(1), pp. 51–72.

Mounirou, I. (2017) 'Modélisation de type GARCH de la volatilité des prix du piment sec sur les marchés centraux du Bénin.', *Revue des Etudes Multidisciplinaires en Sciences Economiques et Sociales*, 2(2).

Ndiaye, M.M. and Diop, S. (2018) 'Impact de la crise de 2008 sur les prix des matières premières et des produits vivriers en Afrique de l'Ouest', *Revue Internationale des Economistes de Langue Française*, 3(2), pp. 250–266.

Rosenstein, M.T., Collins, J.J. and De Luca, C.J. (1993) 'A practical method for calculating largest Lyapunov exponents from small data sets', *Physica D: Nonlinear Phenomena*, 65(1), pp. 117–134.

Article de colloque

Bonache, A. and Moris, K. (2011) 'Chaos dans les ventes de biens à la mode et implication pour le contrôle de gestion', in *Comptabilités, économie et société*. Montpellier, France, p. cd-rom.

Boussard, J.-M., Gérard, F. and Piketty, M.-G. (2015) 'Stockage et régulation des prix des matières premières', in *Colloque international Recherche et Régulation 2015*.

Livre

UEMOA (2006) *Manuel qualité pour les filières cotonnières UEMOA - Pratiques du commerce de la fibre de coton Guide technique n° 5*. UNIDO Publication. France.

Chapitre de livre

Mélar, G. (1994) 'Modèles linéaires et non linéaires', in, pp. 17–52.

Travaux non publiés (Document, Présentation)

Brock, W.A., Dechert, W.D. and Scheinkman, J.A. (1987) 'A test of independence based on the correlation dimension - SSRI Working Paper No. 8702'. Department of Economics - University of Wisconsin Madison.

Diouf, M.N.G. and Mendy, P. (2020) 'La dynamique non linéaire du prix des moutons au Sénégal'. Deuxième conférence internationale sur la Francophonie économique, Rabat, March.

Estur, G. (2004) 'La volatilité des prix sur le marché mondial du coton'. Séminaire technique de l'Association Cotonnière Africaine le à Dakar, Sénégal., Dakar, 5 March.

Gergely, N. (2014) 'Proposition pour la mise en place d'un mécanisme d'atténuation de la volatilité des cours du coton.' Forum UE Afrique, Paris, July.