

ESTIMATIONS DU PARAMETRE FRACTIONNAIRE DE MEMOIRE D : APPLICATIONS AUX PRIX DU COTON PAR TONNES POUR LES CAS DES PAYS BENIN, BURKINA-FASO ET MALI

I. MOUNIROU

Université de Parakou (UP). Faculté des Sciences Economiques et de Gestion (FASEG).
BP 123 Parakou : Mail : ichaou_bassir@yahoo.fr

RESUME

L'objet de cet article est d'utiliser la caractéristique de mémoire longue de certaines séries de prix du coton par tonnes à des fins prévisionnelles. Cet article propose ainsi de mener des prévisions au moyen de processus ARFIMA des prix du coton par tonnes du Bénin, du Burkina-Faso et du Mali. Les résultats obtenus suggèrent que les prix du coton par tonnes du Bénin ont suivi un processus stationnaire à mémoire longue ($d = 0.2567772$), avec les autocorrélations positives et diminuent hyperboliquement vers zéro lorsque le retard augmente et la densité spectrale concentrée autour des faibles fréquences et tendait vers l'infini lorsque la fréquence tend vers zéro. Par contre les paramètres de mémoires (d) des deux autres pays le Burkina-Faso ($d = -0.155915$ et le Mali ($d = -0.0172887$) sont négatifs. Les paramètres de mémoire (d) des deux pays ont suivi donc des processus anti-persistants: les autocorrélations ont diminué hyperboliquement vers zéro et la densité spectrale dominée par les composantes de hautes fréquences (elle tend vers zéro lorsque la fréquence tend vers zéro). La présence de mémoire longue est en outre directement liée à la question d'efficacité des politiques de prix agricoles, par contre les processus anti-persistants induisent des prévisions avec des effets naïfs et inefficaces pour une politique de prix agricoles.

Mots clés : Mémoire longue, anti-persistence, paramètre d de mémoire longue, prix du coton

ABSTRAT

EVALUATIONS OF THE FRACTIONAL PARAMETER OF D MEMORY : APPLICATIONS TO THE PRICES OF COTTON BY TONS FOR THE CASE OF BENIN, BURKINA-FASO AND MALI

The objective of this research is to use the characteristic of long memory of some sets of cotton price by tons to estimable ends. Thus it proposes to lead some fore castings by means of ARFIMA process of the cotton prices by tons of Benin, the Burkina-Faso and Mali. The gotten results suggest that the prices of cotton by tons of Benin follow a stationary process to long memory ($d = 0.2567772$), with the positive autocorrelation and decrease hyperbolically toward zero when the delay increases and the spectral density concentrated around the weak frequencies and stretches toward the infinity when the frequency stretches toward zero. On the other hand the parameters of d memorials of the two other countries the Burkina-Faso ($d = -0.155915$ and Mali ($d = -0.0172887$) are negative. The parameters of d memory of the two countries follow anti-obstinate processes therefore : the autocorrelation decreases hyperbolically toward zero and the spectral density dominated by the components of high frequencies (she/it stretches toward zero when the frequency stretches toward zero). The long memory presences besides bound directly to the question of efficiency of the policies of agricultural prices, on the other hand the anti-obstinate processes lead some fore castings with naive and inefficient effects for a politics of agricultural prices.

Key words : long memory, anti-persistence, d parameter of long memory, price of cotton

INTRODUCTION

Le prix du coton comme une donnée avant les campagnes agricoles semble être une cause majeure de l'augmentation des productions et des superficies emblavées du coton dans les pays producteurs. Les fluctuations des prix du coton sont liées aux objectifs de la politique agricole assignée par les États et surtout du secteur informel qui caractérise la quasi-totalité du secteur agricole.

L'orientation de la politique agricole vers les cultures de rente au détriment des productions vivrières exerce des fluctuations récurrentes sur les prix du coton avant les campagnes agricoles. La fixation des prix du coton par les États a induit une augmentation de la production de 7,5 %, au sein de l'UEMOA, ceci à cause de la contraction de 4,9 % des récoltes au Sénégal, selon les dernières évaluations faite par les Services Officiels (UEMOA, 2016). La production de coton-graine a progressé de 10,8 %, en se situant à 2.369.456 tonnes, portée par la hausse des prix aux producteurs cotonniers au Bénin (30,0 %), au Burkina (+20,2 %) et au Mali (+5,3 %). Ces résultats sont aussi imputables à la pluviométrie satisfaisante enregistrée dans la plupart des zones de production et au maintien des mesures de soutien aux producteurs, notamment la mise à disposition des intrants et l'encadrement technique.

Ainsi, ces objectifs des politiques agricoles sur les prix du coton comme des données ne favorisent que l'accès des intrants et des pesticides et dans une certaine l'adoption des innovations techniques agricoles. Dans cette situation, le prix du coton subit alors d'énormes fluctuations, dont les origines varient d'un pays à l'autre. Les fluctuations sont de natures à faire des prévisions pour améliorer et anticiper sur les prix du coton aux producteurs dans l'optique de l'amélioration du bien-être social. La prévision apparaît donc indispensable dans la filière du coton. Toutefois, plusieurs dysfonctionnements apparaissent en raison notamment de l'absence de non transparence, des asymétries de pouvoir et d'information entre acteurs au sein de la filière ou de rigidité ayant conduit à de graves crises financières lors de fortes chutes du cours mondial du coton.

Le coton figure parmi les rares produits qui assurent de substantielles recettes d'exportation aux pays africains de zone Franc. Cependant, les mécanismes de détermination du prix

d'achat au producteur de coton souffrent d'une grande opacité : Ce prix est définie par rapport à des prix non observables par la plupart des agents (prix mondial anticipé, coûts et marges de commercialisation et de transformation des sociétés cotonnières) Araujo-Bonjean *et al.* (2001). En outre, dans un contexte de libéralisation des filières, le niveau et le mode de détermination du prix au producteur ont tendance à faire de ce dernier le seul gestionnaire des incertitudes que connaissent les filières, accroissant ainsi sa vulnérabilité (Araujo-Bonjean *et al.*, 1999). Par ailleurs, la forte dépendance des économies ouest africaines à l'égard du coton se traduit par une transmission quasi immédiate des chocs affectant le secteur cotonnier à l'ensemble de ces économies, suivant des canaux de transmission assez bien établis sur le plan théorique dans les travaux de Abboti *et al.* (2002) et de Timmer (2002).

Dans le cas des filières cotonnières, cet état de choses est particulièrement préoccupant au regard de la forte instabilité ducours mondial du coton (indice A de Liverpool). Soumis, d'une part à l'instabilité issue de l'évolution relative de l'offre et de la demande mondiale de coton et, d'autre part, à celle provenant des modifications de la parité dollar/F CFA, les cours du coton ont connu à partir du début des années 1970, une volatilité croissante et une tendance baissière marquée. Les subventions des pays du Nord (essentiellement les États-Unis et l'Union européenne) à leurs agriculteurs constituent un facteur régulièrement évoqué pour expliquer la tendance baissière persistante des cours mondiaux du coton. Face à cette situation, diverses études ont tenté d'évaluer l'impact de ces subventions sur le prix mondial du coton. Traoré (2005), a effectué une synthèse des principaux résultats, et a mis en évidence l'existence d'écarts notables entre ces derniers. Les cycles de production ayant une certaine durée, les cotonculteurs ne connaissent pas le prix définitif du coton, mais dans la plus part des pays Ouest-Africains, un fonds de soutien aux producteurs cotonniers n'existe pas, pour compenser les écarts négatifs de prix lorsque leurs productions sont vendues à des prix inférieurs sur le marché international. L'offre du coton réagit fortement aux variations de son prix d'un cycle à l'autre.

Les décisions de production prises en début de cycle sont incertaines dans certaines situations, car ils sont soumis à des aléas, en particulier climatiques et souvent cela peut être le résultat

des attaques d'insectes nuisibles, dans des pays où les services d'intervention nationaux ont des contraintes de moyen pour réagir efficacement dans le temps. Les incertitudes sur l'évolution de ces facteurs se reflètent dans une volatilité des prix des produits agricoles qui peut être mesurée à différentes échelles de temps (journalière, mensuelle, annuelle, etc.). L'évolution temporelle des marchés agricoles peut également résulter de facteurs nettement moins aléatoires et relativement mieux anticipés, comme la technologie, la politique agricole, ou le changement de régimes alimentaires. L'accent est exclusivement porté dans cet article sur les sources aléatoires et endogènes d'instabilité temporelle des prix sur les marchés agricoles du coton.

Dans cet article, la prise en compte de la mémoire longue est un point clé pour une meilleure appréciation du risque agricole et constitue un défi comportant deux volets. Premièrement, il est indispensable de mieux interpréter ce phénomène sur les marchés agricoles, et cela passe par le développement d'un modèle de volatilité capable de relier la mémoire longue au comportement des producteurs. Deuxièmement, il convient de s'interroger sur la manière d'intégrer cette caractéristique des séries de volatilité de manière opérationnelle, notamment en gestion de coûts de productions et les conséquences que cela implique aussi bien dans le cadre théorique que pratique. En effet, il est primordial, dans ce contexte, de savoir si la théorie classique de la production agricole peut toujours s'appliquer, ou au contraire, s'il faut envisager d'autres moyens de mise en œuvre. L'objectif assigné à cet article est d'analyser les caractéristiques des processus de mémoire longue pour les séries de prix du coton par tonnes dans les pays producteurs.

Quels sont les signes des valeurs du paramètre d de mémoire longue ?

Quelles sont les natures de mémoire longue des séries de prix du coton par tonnes dans les pays producteurs du coton de l'UEMOA ?

MATERIEL ET METHODES

Il s'agira de présenter la théorie, de faire la synthèse des travaux empiriques et la spécification des processus à intégration fractionnaire d et exposant de Hurst.

Revue théorique sur la mémoire longue

L'intérêt des recherches sur le paramètre de mémoire longue est mis en avant pour les développements récents afférant à la modélisation de la volatilité des séries par le biais des processus ARFIMA (Bollerslev *et al.*, (1996) ; Baillie *et al.*, (1996) et Ding et Granger, 1996)). Deux fondements théoriques expliquent l'origine des hypothèses des fluctuations en agriculture. La première hypothèse la plus communément acceptée est celle des fluctuations d'origine aléatoire ou *exogène* (Deaton, Laroque, 1992, 1996 ; Cafiero, Wright, 2006) : la production agricole est sujette à de nombreux accidents d'origine météorologique, complètement extérieurs au marché, mais qui perturbent l'offre et la demande. Les producteurs sont supposés neutres vis-à-vis du risque et avoir des anticipations rationnelles, ce qui n'est pas réaliste (Nerlove, Bessler, 2001). L'autre difficulté avec cette hypothèse est que des perturbations aléatoires ne produisent pas les faits stylisés des séries de prix agricoles, à savoir la dissymétrie de la densité de probabilité et l'auto-corrélation d'ordre un. L'autre hypothèse, au contraire, s'attache à des causes *endogènes*, liées au fonctionnement même du marché, et conduisant parfois à des phénomènes chaotiques. Par exemple, Ezekiel (1938) met en avant les erreurs d'anticipation des producteurs, qui conduisent à des alternances de sur et de sous-production. Ici encore, l'hypothèse d'Ezekiel à l'état brut conduit à envisager des mouvements de prix périodiques, divergents ou convergents, qui ne correspondent en rien à la réalité. Afin de prendre en compte la mémoire longue dans un modèle de volatilité, il convient de s'interroger sur l'origine de ce phénomène. Trois hypothèses, pouvant agir conjointement ou non, ont été avancées. La plus ancienne, connue sous le nom de théorie de l'agrégation, est due à Granger (1980). Selon lui, l'agrégation de micro-variables recelant de la mémoire courte conduit à la formation d'une variable présentant de la mémoire longue. Quant à la plus récente hypothèse, traitée entre autres par Liu (2000) et Granger et Hyung (2004), elle fait état de changements structuraux occasionnels dans les séries de volatilité, conséquence de chocs financiers de grande ampleur. Ces deux hypothèses apportent une interprétation de ce qui se passe sur le marché. Au contraire, la troisième, récemment étudiée par Deo, Hurvich, et Li (2006) attribue la mémoire longue à la

mauvaise spécification des modèles. Depuis le début des années 1980 et les travaux de Granger (1980) et Granger et Joyeux (1980), la mémoire longue a été à l'origine d'une abondante littérature Hosking (1981), Geweke et Porter-Hudak (1983), Sowell (1992), Engle et Smith (1999) ou encore Diebold et Inoue (2001). Toutefois, force est de constater que très peu d'articles débattent de ce que traduit concrètement sur le marché cette caractéristique. Di Matteo, Aste et Dacorogna (2005) sont parmi les premiers à établir une relation entre la mémoire longue des indices boursiers et l'état de développement du marché : plus les marchés sont matures et liquides, plus la mémoire longue est faible. Or, Dacorogna, Müller, Olsen, et Pictet (2001) supposent que la présence d'un grand nombre d'agents hétérogènes (le critère de différenciation est la fréquence à laquelle ils opèrent) caractérise un marché mature. En conséquence de quoi, la mémoire longue est reliée à l'hétérogénéité des acteurs du marché. Elle est d'autant plus forte que l'hétérogénéité des comportements est faible. Trois principales explications, pouvant agir individuellement ou conjointement ont été avancées pour justifier la présence de mémoire longue dans ce type de séries temporelles financières et économiques. La moins intéressante étant donné qu'elle n'apporte aucune interprétation de ce qui se passe sur le marché, étudiée notamment par Chen et Deo (2006), ne concerne la mauvaise spécification des modèles. La plus récente, traitée par Liu (2000), de Peretti (2003) ou encore Granger et Hyung (2004), fait état, dans les séries de rendements, de la présence de ruptures structurelles occasionnelles résultant de chocs financiers de grande ampleur. C'est le cas par exemple de l'éclatement de la bulle internet au début des années 2000, les deux chocs pétroliers des années 70, etc... Enfin, l'explication la plus ancienne, suggérée par Granger (1980), nous dit que l'agrégation de micro-variables présentant de la mémoire courte conduit à la formation d'une variable présentant de la mémoire longue. Cette théorie de l'agrégation a été reprise récemment, dans un domaine un peu différent, par Calvet et Common (2003) dans un modèle de la demande des consommateurs qui agrège leurs goûts hétérogènes. La théorie de l'agrégation prend tout son sens lorsque l'on considère les travaux récents sur l'hétérogénéité des agents intervenant sur le marché. En effet, bien qu'il y ait des phénomènes de rumeurs (Banerjee

1993), de mimétisme (Orléan 1995), d'effets moutonniers (Banerjee 1992, Froot, Scharfstein, et Stein 1992, Kirman 1993, Cont et Bouchaud 2000), ou encore des effets de modes (Shiller 1989), l'hétérogénéité des productions cotonnières demeure, dans une certaine mesure, en raison du prix aux producteurs. En effet, les producteurs cotonniers se différencient tout d'abord par leur taille. Cela implique des innovations agricoles différentes : du producteur familial particulier à l'agriculture institutionnelle en passant par les entreprises agricoles, tous n'ont pas les mêmes ressources financières. En outre, les producteurs agricoles n'ont pas les mêmes connaissances des marchés, les mêmes stratégies (profit à court terme voire très court terme dans le cadre de petits profits immédiats ou bien à long terme dans le cadre d'une assurance vie), accès aux mêmes informations au même moment, etc... Les travaux portant sur les séries de prix font également généralement ressortir la présence d'une structure de dépendance de long terme. L'étude de Baillie (1996) montre ainsi que la série de l'indice des prix du blé de Beveridge est caractérisée par une mémoire longue dans la mesure où une telle série est non stationnaire en niveau alors qu'elle apparaît sur différenciée en différence première. Cet aspect est par ailleurs confirmé par l'estimation de processus ARFIMA caractérisés par un paramètre d'intégration fractionnaire significatif et proche de 0,5. Baillie, Chung et Tieslsau (1996) étudient quant à eux diverses séries mensuelles d'indices des prix à la consommation et montrent que les processus ARFIMA semblent bien saisir l'évolution de ces séries. Notifions en outre que ces mêmes auteurs ont estimé des processus ARFIMA avec erreurs GARCH pour les séries de taux d'inflation et ont mis en avant l'existence d'un paramètre d'intégration fractionnaire significatif pour tous les pays du G7 à l'exception du Japon. Les cycles de production ayant une certaine durée, les agriculteurs ne connaissent pas le prix auquel ils pourront vendre leur produit au moment où ils prennent leurs décisions que sur des prix anticipés. Le modèle du Cobweb repose sur l'hypothèse que le prix anticipé par les agriculteurs est le prix observé lors du cycle de production précédent. Dans une telle situation, on observe nécessairement de fortes fluctuations de prix sur le marché, provoquées par une alternance de périodes d'offre abondante et d'offre rare. Sous certaines conditions, ces fluctuations de prix peuvent

néanmoins progressivement se stabiliser et le marché atteindre un équilibre de long terme. Les conditions propices à l'apparition d'un équilibre de long terme sont une demande élastique et une offre inélastique d'un cycle de production à l'autre. Or, la demande et l'offre de produits agricoles présentent des caractéristiques inverses. Dans ce cas, le modèle du Cobweb aboutit à une situation où les fluctuations de prix sur le marché sont persistantes et n'aboutissent pas à un équilibre de long terme. Les caractéristiques de la demande et de l'offre montrent que les agriculteurs sont confrontés à une double incertitude. L'incertitude sur le prix auquel ils vendront leur produit et l'incertitude sur la quantité qu'ils pourront vendre en fin de cycle de production. En situation d'incertitude, l'aversion au risque conduit les agriculteurs à choisir en situation certitude. En d'autres termes dans ce cas, des marchés libres ne conduisent pas à un volume optimal de production. En outre, selon Boussard (1996), incertitude et aversion au risque des agriculteurs pourraient même générer, en absence de régulation, des situations où les prix agricoles évoluent selon un mouvement chaotique, au détriment du bien-être des producteurs bien sûr mais également de celui des consommateurs, des situations de pénurie n'étant pas à exclure. Pour Hugon *et al.* (2003), l'instabilité des prix est une caractéristique des marchés agricoles. Les résultats de la décomposition des effets d'instabilité des prix en composantes aléatoires et en composantes anticipées montrent que les chocs aléatoires et anticipés ont un impact sur l'organisation de ces filières intégrées de coton dans certains pays producteurs. Ils recommandent que le dispositif de stabilisation d'appui aux filières intégrées de coton en AZF soit important dans les structures d'organisation de la production, la gestion des surfaces exploitables et les innovations techniques.

Les prix du marché mondial ne peuvent être ainsi retenus comme des signaux permettant la plus grande efficacité. En outre, des considérations peuvent être retenues pour justifier l'intégration ou des coordinations non marchandes. Les critères d'équité concernent les modes de partage de la valeur ajoutée. Les critères environnementaux intègrent la longue durée de la reconstitution des qualités organiques des sols et des ressources naturelles. Les prix réels payés aux producteurs sont plus faibles et qu'ils auraient un effet désincitatif (Pursell et Diop, 1998). Une étude menée par Bond (1983) a

montré que les prix du coton pratiqués dans les pays hors AZF (Zimbabwe, Nigeria et Ouganda) étaient très élevés. En définitive, lorsqu'on retranche les charges directes (coûts d'intrants...) et les autres charges indirectes des prix, les prix AZF sont plus incitatifs. Comme les producteurs AZF bénéficient de meilleures conditions (intrants moins chers, investissements), les revenus nets dans cette zone sont importants. Les travaux de (Guillaumont et Araujo-Bonjean, 1991 ; Hugon *et al.*, 1994) ont démontré une faible corrélation entre les prix et les quantités offertes ou, parfois, une élasticité prix/offre des produits agricoles négative pour les pays AZF. L'étude de Lele (1988) a montré que le rôle des règles et des prix anticipés avec certitude l'emportait sur le niveau des prix réels comme facteur explicatif de la production du coton ; ce qui explique les bonnes performances du coton AZF par comparaison au coton des pays africains hors zone franc. Plusieurs facteurs affectent donc les prix agricoles. Ces facteurs sont d'origines endogènes et par parfois exogènes. Les chocs quelques soient leurs origines sont de nature à induire des effets positifs ou négatifs à court et à long sur les prix agricoles du coton. La persistance des chocs occupe une place centrale sur les prix agricoles. Les travaux portant sur les séries de prix font généralement ressortir la présence d'une structure de dépendance de long terme. Les modèles ARFIMA sont des processus à mémoire longue, et permettent donc d'identifier les phénomènes de persistance. Ces modèles ont été développés par Granger et Joyeux (1980) et Hosking (1981) et constituent une généralisation des processus ARIMA de Box et Jenkins dans lesquels l'exposant de différenciation d était un entier. L'approche ARFIMA permet en ce sens d'atténuer les contraintes pesant sur les paramètres du modèle qui devaient modéliser le comportement à la fois de court terme et de long terme de la série. Avec les processus ARFIMA, le comportement de court terme des séries peut être saisi par les paramètres ARMA et le comportement de court terme de long terme par le paramètre d'intégration fractionnaire.

Spécification des processus à intégration fractionnaire d et exposant de Hurst

Les données de cet article proviennent essentiellement des sites de l'Organisation Mondiale de l'Agriculture et de l'Alimentation (FAO). Elles datent de 1960 à 2016 et

concernent uniquement les prix du coton par tonnes des pays tels le Bénin, le Burkina-Faso et le Mali.

Dans le domaine de la modélisation de la volatilité, la mémoire longue a déjà été introduite, notamment dans les processus fractionnairement intégrés ARFIMA de Granger et Joyeux (1980) et FIGARCH de Baillie, Bollerslev et Mikkelsen (1996), extensions des modèles ARMA de Box et Jenkins (1970) et GARCH de Bollerslev (1986). Dans ces modèles, la mémoire longue est contrôlée explicitement au moyen d'un paramètre. Bien que de nombreux articles concluent qu'un modèle à mémoire longue est plus efficace pour caractériser une série temporelle telle que la volatilité (Deo, Hurvich, et Li (2006)), le modèle ARFIMA souffre de plusieurs critiques émises, entre autres, par Man (2003) et Ellis et Wilson (2004). En effet, une grande variance dans l'estimation des paramètres nuit à son efficacité. Hélas, toutes ces représentations de la volatilité sont purement

économétriques dans le sens où l'estimation de leurs paramètres n'a pas la faculté d'apporter une interprétation de ce qui se passe sur le marché. Les modèles ARFIMA sont des processus à mémoire longue et permettent donc d'identifier les phénomènes de persistance. Ces modèles ont été développés par Granger et Joyeux (1980) et Hosking (1981) et constituent une généralisation des processus ARIMA de Box et Jenkins dans lesquels l'exposant de différenciation d était un entier. Dans le cas des processus ARFIMA, d peut prendre des valeurs réelles, et non plus seulement des valeurs entières. Une série fractionnairement intégrée a pour caractéristique une dépendance entre des observations éloignées comme on peut le voir dans la fonction d'auto-covariance ou dans la fonction de densité spectrale. On notera ainsi que l'introduction des processus à intégration fractionnaire permet d'atténuer les contraintes qui pesaient sur les coefficients autorégressifs et la moyenne mobile des modèles paramétriques.

Un processus ARFIMA (p, d, q) où $d \in \left] -\frac{1}{2}, \frac{1}{2} \right[$ est définie par :

$$\phi(L)X_t = \theta(L)\varepsilon_t \quad (1)$$

Où $\varepsilon_t = \nabla^{-d}u_t, u_t : BB(0, \sigma^2)\Phi(L)$ et $\Theta(L)$ sont des polynômes retard de degré p et q respectivement.

$$\nabla^d = (1 - L)^d = 1 - dL - \frac{d(1-d)}{2!}L^2 - \frac{d(1-d)(2-d)}{3!}L^3 - \dots = \sum_{j=0}^{\infty} \pi_j L^j \quad (2)$$

$$\pi_j = \frac{\Gamma(j-d)}{\Gamma(j+1)\Gamma(-d)} = \pi_{0 < k \leq j} \left[\frac{k-1-d}{k} \right] \text{ et } j = 0, 1 \quad (3)$$

T correspond à la fonction gamma Abramowitz *et al.* (1973)

Les processus ARFIMA ($p; d; q$) sont des processus à mémoire longue lorsque .

$d \in \left] -\frac{1}{2}, \frac{1}{2} \right[$ et $d \neq 0$. Ils sont inversible si $d > -\frac{1}{2}$ et stationnaire si $d < \frac{1}{2}$

Plus spécifiquement, trois cas peuvent être distingués en fonction des valeurs du paramètre d :

- Si $0 < d < \frac{1}{2}$, le processus ARFIMA est un processus stationnaire à mémoire longue. Les autocorrélations sont positives et diminuent hyperboliquement vers zéro lorsque le retard augmente. La densité spectrale est concentrée autour des faibles fréquences et tend vers l'infini lorsque la fréquence tend vers zéro ;

- Si $d = 0$, le processus ARFIMA se réduit au processus ARMA standard ;

- Si $-\frac{1}{2} < d < 0$, le processus est anti-persistant : les autocorrélations diminuent hyperboliquement vers zéro et la densité spectrale est dominée par les composantes de hautes fréquences (elle tend vers zéro lorsque la fréquence tend vers zéro). Il existe une relation entre l'exposant de Hurst et le paramètre

d'intégration fractionnaire. Ainsi, le mouvement brownien fractionnaire d'exposant H, noté $B_H(t, \cdot)$, est donné par :

$$B_H(t, \cdot) = \frac{1}{\Gamma(H + \frac{1}{2})} \left\{ \int_0^t (t-s)^{H-\frac{1}{2}} dB(s, \cdot) \right\} \quad (4)$$

où H est l'exposant de Hurst, $0 < H < 1$, et $B_t(t, \cdot)$ est le mouvement brownien ordinaire de variance unitaire. Les incréments X_t du mouvement brownien fractionnaire :

$$X_t = B_H(t, \cdot) - B_H(t-1, \cdot) \quad (5)$$

forme un processus gaussien stationnaire appelé bruit gaussien fractionnaire en temps discret (Mandelbrot et Wallis, 1969 c). La fonction d'autocovariance de ce processus est donnée par :

$$\gamma_k = \frac{1}{2} [|k+1|^{2H} - 2|k|^{2H} + |k-1|^{2H}] \quad \text{avec } \gamma_k \sim H(2H-1)k^{2H-2} \quad (6)$$

quand $k \rightarrow \infty$

En reprenant les formulations des fonctions d'autocovariance appelé bruit gaussien fractionnaire et des processus ARFIMA, on peut établir une relation entre le paramètre d des processus ARFIMA et l'exposant de Hurst H. En effet, bien qu'il s'agisse d'un processus à temps discret et d'un processus à temps continu, comparons la limite asymptotique de ces deux fonctions, on remarque qu'elles ont la même puissance de déclin hyperbolique. Ainsi, en liant les deux exposant :

$$2H - 2 = 2d - 1$$

nous obtenons la relation : $d = H - \frac{1}{2}$

Dès lors, il est possible d'effectuer une classification des séries temporelles en fonction des valeurs du paramètre d.

Le modèle ARFIMA présente l'intérêt de tenir compte à la fois du comportement de court terme de la série des prix du coton par tonnes au travers des paramètres autorégressifs et moyenne mobile et du comportement de long terme par le biais du paramètre d'intégration fractionnaire. Ainsi, la présence de racine unitaire ($d = 1$) dans les modèles ARIMA fait référence au phénomène de mémoire infinie, puisque la non stationnarité en différence renvoie à des conséquences permanentes de toutes perturbations, et l'absence de racine unitaire ($d = 0$) correspond au cas de mémoire courte, voire absence de mémoire. Ces modélisations classiques ne prennent pas en compte les cas intermédiaires, à savoir l'existence d'un paramètre de différenciation d fractionnaire. Or, la présence d'un tel coefficient non entier est

particulièrement intéressante puisqu'elle caractérise typiquement les processus à mémoire longue.

RESULTATS

Application aux prix du coton par tonnes du Bénin, du Burkina-Faso et du Mali

Résultats statistiques et économétriques des estimations

Dans cet article, nous utilisons la méthode du maximum exacte sur diverses séries annuelles des prix du coton par tonnes des trois pays considérés. L'utilisation de cette technique nécessite la vérification de la stationnarité des séries des prix du coton par tonnes. Dans cette démarche, nous appliquerons dans cet article les tests de racine unitaire de Phillips *et al.* (1988).

Le tableau 1 reporte les valeurs de la statistique du test de Phillips *et al.* (1988). Ainsi, mod 1 : modèle sans constante ni tendance, mod 2 : modèle avec constante sans tendance. Ce test de Phillips *et al.* (1988), nous conduit à retenir au seuil statistique traditionnel de 5 %, l'hypothèse de racine unitaire dans les séries des logarithmes des prix du coton par tonnes en niveau, et à la rejeter pour les séries en différence première.

Tableau 1 : Test de stationnarité de Phillips-Perron

Pays	Série en logarithme	Série en variation logarithmique
Bénin	-0,0072819 mod 2	-1,024004 mod 1
Burkina-Faso	-0,0251288 mod 2	-1,084296 mod 1
Mali	-0,0586485 mod 2	-1,031719 mod 1

Source : Résultats des estimations de l'auteur à base des données de FAO-Statistique.

Les statistiques descriptives reportées sur après tableau 2 portent sur les variations logarithmiques des séries de prix par tonnes du coton dans les trois pays retenus par l'article. La mise en pratique de la technique de

maximum de vraisemblance nécessite la fixation des valeurs initiales pour les paramètres du modèle. Ce choix est déterminant dans la mesure où la fonction de Log-vraisemblance n'est pas globalement concave.

Tableau 2 : Statistiques descriptives sur le logarithme des variables prix du coton par tonnes

Série des prix des pays	T	Moyenne	Ecart types	Skewness	Kurtosis	J.B
Prix Benin	51	11,9054	0,555943	-0,52014	3,130937	4,72104
Prix Burkina Faso	51	12,01472	0,5216507	-0,539689	3,27535	6,89107
Prix Mali	51	11,83783	0,5028003	-0,385034	2,740274	9,75314

Source : Résultats des estimations de l'auteur à partir des données de FAO statistiques.

T est le nombre d'observations (51ans). J.B est la statistique du test de normalité de Jarque et

Béra qui, sous l'hypothèse nulle de normalité, suit une loi de Khi-deux à 2 degré de liberté.

Tableau 3 : Critères d'informations sur les prix du coton par tonnes du Bénin, du Burkina-Faso et du Mali.

Les critères d'informations sur les prix du coton par tonnes des pays retenus			
Bénin			
Processus ¹ autoregressive AR (P)	Processus à moyenne mobile MA ² (q)	Critère d'Information d'Akaike ³ (AIC)	Critère d'Information Bayésien (BIC)
0	0	-18,5125	-12,77643
0	1	-17,99568	-10,34758
1-2*	1-2*	-20,17554*	-8,703407*
Burkina-Faso			
AR	MA	AIC	BIC
0	0	-12,84575	-7,109678
0	1	-11,70198	-4,053889
1-3	1-4	-6,701686	6,682475
1-4*	1-4*	-9,384785*	3,999376*
1-5	1-4	-7,068718	6,315443
1-5	1-5	-8,638023	4,746138
1-6	1-5	-8,679815	4,704346
Mali			
AR	MA	AIC	BIC
1-2	1-2	-13,36553*	-1,893395
1-3	1-2	-16,55297	-5,080833*
1-4	1-2	-10,85799	2,526174
1-6	1-5	-11,41291	1,971255

Source : Résultats d'estimations 2017 à partir des données de FAO. * significatif au seuil de 5%.

¹ AR(P) introduit par Yul (1827) est un processus où l'on écrit une observation au temps t comme une combinaison linéaire des observations passées plus un certain bruit blanc.

² Introduit pour la première fois par Shu (1927). Tout processus MA(q) est causal.

³ Mesure de la qualité d'un modèle statistique proposée par Hirotugu Akaike 1973. Le critère d'information d'Akaike, tout comme le critère d'information bayésien, permet de pénaliser les modèles en fonction du nombre de paramètres afin de satisfaire le critère parcimonie. On choisit alors le modèle avec le critère d'information d'Akaike le plus faible (Cameron et Trivedi 2005, P. 278 - 279).

Le meilleur modèle est celui possédant l'AIC ou BIC le plus faible. D'après les valeurs des critères d'information (AIC et BIC), Les résultats de nos estimations sont consignés les tableaux 4, 5 et 6. Dans les tableaux 4, 5 et 6 apparaissent sur les premières lignes (pour chaque série du

prix du coton par tonnes pour le Bénin ; le Burkina-Faso et le Mali) les modèles (ARFIMA) (0, d, 0) retenus sur les bases des critères d'information d'Akaike corrigés (premières colonnes) et de Schwarz comprenant les valeurs estimées d'intégrations fractionnaires d.

Tableau 4 : Estimation du modèle ARFIMA du prix du coton par tonnes du Bénin par la méthode de vraisemblance.

ARFIMA regression Number of obs = 50					
Sample : 1967 - 2016			Prob > chi 2 = 0,0000		
Log modified profile likelihood = 9,4750108			Wald chi 2 (4) = 1617,84		
D. l prictbe		Coefficients	Probabilities	[95 % Conf. Interval]	
D. l prictbe _cons		0,060649	0,300	-0,0540877	0,1753858
ARFIMA					
AR	1,1	0,6588441	0,000	0,5219866	0,7957016
	1,2	-0,915981	0,000	-1,042946	-0,7890161
MA	1,1	-0,9276187	0,000	-1,030425	-0,8248127
	1,2	0,9997998	0,000		
d		0,2567772	0,000**	0,2313094	0,2822451

Source : Résultats d'estimations 2017 à partir des données de FAO. ** significatif au seuil de 5 %.

Tableau 5 : Estimation du modèle ARFIMA du prix du coton par tonnes du Burkina-Faso par la méthode de vraisemblance.

ARFIMA regression Number of obs = 50					
Sample : 1967 - 2016			Prob > chi 2 = 0,0000		
Log modified profile likelihood = 4,3089171			Wald chi2 (4) = 155,76		
D.lprictbur		Coefficients	Probabilities	[95 % Conf. Interval]	
D.lprictbur _cons		0,0395211	0,052	-0,0003221	0,0793643
ARFIMA					
AR	1,1	0,6588441	0,000	0,5219866	0,7957016
	1,2	-0,915981	0,000	-1,042946	-0,7890161
MA	1,1	-0,9276187	0,000	-1,030425	-0,8248127
	1,2	0,9997998	0,000		
d		-0,155915	0,398	0,2313094	0,2822451

Source : Résultats d'estimations 2017 à partir des données de FAO.

Tableau 6 : Estimation du modèle ARFIMA du prix du coton par tonnes du Mali par la méthode de vraisemblance.

ARFIMA regression		Number of obs = 50	
Sample : 1967 - 2016		Prob > chi 2 = 0,0000	
Log modified profile likelihood = 6,4755109		Wald chi 2 (4) = 160,00	
D.lprictml	Coefficients	Probabilities	[95 % Conf. Interval]
D.lprictml _cons	0,0431826	0,067	-0,0029661 0,0893313
ARFIMA			
AR	1,1	-0,9014518	0,000
	1,6	-0,2002536	0,027
MA	1,1	0,9519117	0,001
	1,5	-0,0699385	0,731
d		-0,0172887	0,919
			-0,3488839 0,3143066

Source : Résultats d'estimations 2017 à partir des données de FAO.

DISCUSSIONS

Résultats des tests économétriques et du paramètre fractionnaire D

Le tableau 1 montre les résultats du test de Phillips-Perron. Afin de tester la non stationnarité des séries de prix du coton par tonnes et de déterminer leur ordre d'intégration, il convient d'appliquer les tests de racine unitaire. Dans cet article, nous avons donc mis en œuvre le test de Phillips-Perron afin de tenir compte de l'hétéroscédasticité caractéristique des séries des prix du coton par tonnes. La statistique de Phillips-Perron a pour but de tester l'hypothèse nulle de non stationnarité (présence d'une racine unitaire) contre l'hypothèse alternative de stationnarité. L'application du test de Phillips-Perron fait ressortir la présence d'une racine unitaire dans toutes les séries du coton par tonnes en niveau (en logarithmes) considérées. Par conséquent, afin de rendre ces séries de prix du coton par tonnes stationnaires, il convient de les différencier. Pour tester l'ordre d'intégration des séries de prix du coton par tonnes, nous avons ensuite mis en œuvre le test sur les séries du prix du coton par tonnes en différence première. Les résultats du tableau 1 montrent alors clairement que toutes les séries de prix du coton par tonnes en différence première sont stationnaires. Notre article, nécessitant la stationnarité des séries, portera donc sur les séries de prix du coton par tonnes, exprimées comme les variations logarithmes.

Ces résultats issus du test de Phillips-Perron laissent entendre que les variables de séries des prix du coton par coton sont des séries temporelles intégrées de premier ordre ou de séries (1). Il ressort donc de ces tests que l'estimation de la relation entre les séries de prix du coton par tonnes des pays producteurs ne peut être réalisée en utilisant les techniques économétriques standards. L'utilisation des méthodes d'estimations usuelles conduirait en effet à des relations fallacieuses.

Le tableau 2 fournit les statistiques descriptives des séries de prix du coton par tonnes considérées. Ce tableau 2 montre que l'hypothèse nulle de normalité est rejetée pour toutes les séries de prix du coton par tonnes étudiées. Ce résultat explique le caractère fortement leptokurtique des séries de prix du coton par tonnes, ce phénomène d'excès de kurtosis des séries de prix du coton par tonnes témoigne de la forte probabilité des points, étant dorénavant bien mal connu. Le coefficient de Skewness souvent négatif indique quant à lui que les distributions des séries sont étalées vers la gauche. Cette situation du coefficient de Skewness est observable au niveau des prix du coton par tonnes, explique l'asymétrie qui peut être le signe de la présence de non linéarité dans le processus d'évolution des prix du coton par tonnes dans les pays producteurs. On sait en effet que les modèles linéaires ont des dynamiques restreintes dans la mesure où ils ne peuvent produire que quatre types de trajectoires : oscillations et stable, oscillation explosive, non oscillation et stable, non

oscillation et explosive. Selon Gouriéroux (1992), l'hypothèse de linéarité a pour conséquence que les composantes périodiques sont de période fixe et que les phases ascendante et descendante du cycle économique sont symétriques. Par conséquent, si l'on veut tenir compte de l'asymétrie caractéristique de nos séries, une modélisation non linéaire doit être envisagée. On peut donc à cet égard distinguer les processus à non linéaires dans la moyenne des processus à non linéaires dans la variance. L'objectif de cet article est ici d'étudier la série des prix du coton par tonnes à proprement parler et donc de nous focaliser sur les processus à mémoire longue (processus ARFIMA) en tenant d'estimer le paramètre d .

Le tableau 3 montre que le paramètre de mémoire longue $d = 0,2567772$ et significatif au seuil de 5 % pour le prix du coton par tonnes au Bénin. Cette valeur est comprise entre $0; \frac{1}{2}$. Ce résultat explique donc que le processus ARFIMA est un processus stationnaire à mémoire longue. Les auto-corrélations sont positives et diminuent hyperboliquement vers zéro lorsque le retard augmente. La densité spectrale est concentrée autour des faibles fréquences et tend vers l'infini lorsque la fréquence tend vers zéro. Ce résultat pour le Bénin dans les séries de prix du coton par tonnes a d'importantes implications, notamment en ce qui concerne la théorie de l'efficacité des marchés agricoles cotonniers. En effet, plus la mémoire de la série est importante, plus l'écart entre le prix du coton par tonnes et la valeur fondamentale de ce prix du coton par tonnes est durable. Les prix du coton par tonnes au Bénin tendront à revenir vers leurs prix réels mais beaucoup plus lentement que si la série de prix du coton par tonnes ne comportait qu'une mémoire courte. Cette mémoire longue induit donc un écart durable entre le prix du coton par tonnes et sa valeur réelle, et par conséquent la possibilité de réaliser des profits anormaux en spéculant sur la différence entre les prix locaux et les prix internationaux. Cette situation ne profite pas réellement aux producteurs mais aux structures de chaînes de commercialisation en première position à l'État béninois qui détient majoritairement le monopole de la filière coton. Les prix d'achat du coton-graine sont annoncés bien à l'avance aux producteurs en début de campagne agricole. Le système prévoit un prix planché au producteur annoncé avant les semences et un prix d'achat au producteur, rendu

public avant le début de la campagne d'égrenage. Le prix planché est un prix minimum garanti, qui doit couvrir les coûts de production du coton graine. Le prix d'achat est indexé sur le cours de la fibre sur le marché international. Au cas où le prix d'achat est inférieur au prix minimum, les réserves de stabilisation sont mises à contribution. Ces dernières sont gérées par l'ONS. Les calculs des prix au producteur se font sur la base dite formule WADELL, du nom du consultant qui l'a proposée. L'ONS s'appuie sur cette formule pour effectuer les calculs des prix qui sont ensuite soumis à l'approbation d'une commission interministérielle présidée par le ministre du commerce, l'État établit les modalités d'administration des prix à soumettre en conseil des ministres qui l'annonce. Généralement les prix plancher sont fixés courant mois de Juin-Juillet-Aout approximativement au cours de la période des semis. Ces prix portent sur la qualité du produit et on en distingue deux selon le classement. De façon générale il n'y a qu'une différence de 50 F CFA entre le coton classé premier choix et celui classé deuxième choix. Le prix du coton graine aux producteurs depuis 1990 a varié entre 100 F CFA le kg et 225 F CFA. Les paiements sont effectués par la CSPR au GV sur la base des quantités et de la qualité du coton réceptionnés à l'usine. En principe sur la base des dispositions prises par les institutions impliquées dans cette opération d'achat, les paysans par l'entremise des GV devraient commencer par être payés aussitôt que les opérations de classement à l'usine sont homologuées et les derniers pesages terminés. Mais de façon pratique des retards de paiement sont observés et les paysans restent impayés pendant plus de deux mois après l'échéance. Il arrive que des producteurs traînent des arriérés de paiement sur plusieurs années. Dans tous les cas, lors des paiements effectifs les responsables des USPP convoquent les membres des secrétariats des GV à date fixe pour encaisser en espèce la valeur de leur vente après prélèvement par la CSPR des montants équivalents à la valeur des intrants reçus par GV pour la campagne.

Le tableau 4 indique la valeur du paramètre d est égale à $(-0,155915)$ et non significative au seuil de 5 % pour les séries de prix du coton par tonnes au Burkina-Faso. Cette valeur du paramètre $c \in]-\frac{1}{2}, 0[$. Elle indique que le processus est anti-persistant c'est-à-dire que

les auto-corrélations diminuent hyperboliquement vers zéro et la densité spectrale est dominée par les composantes de hautes fréquences (elle tend vers zéro lorsque les fréquences tend vers zéro). La valeur négative du paramètre d pour les prix du coton par tonnes pour le Burkina-Faso est assujettie à une mémoire longue dont les écarts entre les prix du coton par tonnes et le prix réel ne sont pas durables, et par la possibilité de réaliser des profits normaux en spéculant sur les prix locaux et internationaux. Cette situation du Burkina-Faso profite bien à toutes les chaînes de commercialisations. Ce résultat justifie aussi la bonne organisation des structures de commercialisation du coton graine au Burkina-Faso et des mécanismes actuels de rémunération et de soutien des prix. En effet au Burkina-Faso, les principaux acteurs de la filière sont, les producteurs, les sociétés cotonnières la Recherche cotonnière, les Banques et les autres privés (transporteurs, fournisseurs d'intrants, les huilliers, etc.). L'État burkinabé participe également à la vie de la filière à travers son rôle dans la définition de la politique agricole, dans le développement des infrastructures et dans l'élaboration et la mise en œuvre du cadre réglementaire et législatif ; de même l'État joue un rôle dans la régulation et le contrôle des actions de la filière à travers le Protocole d'Accord signé avec les producteurs et les sociétés cotonnières. Jusqu'en fin 2005, la gestion de la filière cotonnière burkinabé était régie par des mécanismes à travers un accord interprofessionnel signé en 1998 entre l'État, la Sofitex et l'Union Nationale des Producteurs de Coton du Burkina et mis en œuvre par un comité de gestion composé des représentants des producteurs, de l'État et de la Sofitex. Dans le cadre de la libéralisation, ce Comité de gestion de la filière a fait place à l'Association interprofessionnelle du Coton du Burkina (AICB) regroupant la famille professionnelle des producteurs et celle des sociétés cotonnières. L'AICB qui représente maintenant l'organe suprême de gestion de la filière s'est fixé les missions suivantes :

- la gestion de l'Accord interprofessionnel en veillant à l'application des mécanismes qui y sont contenus, notamment, la fixation du prix d'achat du coton graine, la définition des standards du coton graine, la gestion du fonds de lissage, ainsi que des instruments et mécanismes financiers dont l'Association se serait dotée ;

- négocier avec l'Etat, la rétrocession des ressources allouées au Fonds de lissage à la filière ;

- la détermination des conditions de cession des intrants agricoles aux producteurs ;

- la gestion des fonctions communes dont, la recherche cotonnière, la production et la distribution de semence, l'agrément de nouvelles variétés de semences, l'élaboration de cahiers de charges communs portant sur les caractéristiques techniques des intrants dans le cadre des appels pour les approvisionnement en intrants, la formation et l'encadrement des producteurs, la définition des standards coton, le classement de la fibre et l'entretien des pistes des zones de production. S'agissant des mécanismes actuels de rémunération et de soutien des prix, pour faire face à la volatilité des cours du coton sur le marché mondial et de garantir le paiement d'un prix d'achat coton graine minimum aux producteurs, la filière coton a mis en place un nouveau mécanisme dont le fondement a été inspiré des atouts et des limites de l'ancien mécanisme de fixation des prix. Il comporte trois principes essentiels suivants : maintien du principe d'un prix plancher mais qui diffère de l'ancien mécanisme par le fait qu'il sera déterminé annuellement (à chaque 1^{er} Avril de l'année) à partir de la tendance moyenne des cours sur 5 années (2 années précédentes, 2 années à venir, et celle en cours) ; reversement d'une ristourne éventuelle après le 1^{er} Avril, lors de la même campagne seulement en cas de réalisation de profits liée à une évolution favorable et conséquent des prix de coton au cours de ladite campagne, les 12 mois précédents ; maintien du principe du fond de sécurisation des prix aux producteurs par la constitution d'un fond dénommé « fond de lissage » dont l'abondement est prioritaire en cas de bénéfices réalisés les 12 mois précédents le 1^{er} avril de chaque année. L'AICB a mis en place l'Association Fonds de Lissage (AFdL) pour gérer les ressources dudit fonds qui seront logées dans une banque locale.

Le tableau 5 montre que la valeur du paramètre d est estimée à $(-0,0172887)$ et non significative au seuil de 5 %. Cette valeur négative du paramètre $d \in]-\frac{1}{2}, 0[$. Elle indique que le processus est anti-persistant c'est-à-dire que les autocor-rélations diminuent hyperboliquement vers zéro et la densité spectrale est dominée par les composantes de hautes fréquences (elle tend vers zéro lorsque les

fréquences tend vers zéro). La valeur négative du paramètre d pour les prix du coton par tonnes pour Mali est assujettie à une mémoire longue dont les écarts entre les prix du coton par tonnes et le prix réel ne sont pas durables, et par la possibilité de réaliser des profits normaux en spéculant sur les prix locaux et internationaux. Ce résultat s'explique de nos statistiques entre 1980-1990 et 2003-2004, la production de coton-graine est passée de 231 000 tonnes à 612 500 tonnes (soit 260 000 tonnes de coton-fibre). Le Mali est devenu le premier producteur d'Afrique et le huitième exportateur du monde. Le taux de croissance annuel de la production a été de 8,2 % et celui des surfaces cultivées de 9,7 %. 2,3 millions de personnes vivent dans les zones cotonnières (162 000 familles d'exploitants). Entre 1993 et 1996, le revenu annuel des producteurs avec culture attelée est passé de 375 000 F CFA à 500 000 F CFA alors que celui d'un producteur non équipé passait de 45 000 FCFA à 62 000 F CFA (prix constants 1993). L'accroissement de la production et de la valeur ajoutée par exploitation a été quasiment linéaire ; la baisse de la production en 1993-1994 a été due à la sécheresse et la contre-performance de la campagne 2000-2001 était due au *boycott* de la culture de coton par les producteurs suite à l'effondrement du prix d'achat du coton graine. Les comparaisons de la filière coton au Mali avec celles des autres pays de la zone franc montre sur la période 1971-1997 une légère augmentation des prix réels producteurs (0,2 %) entre 1971 et 1997, une forte augmentation de la production (7 %) mais en revanche de faibles progrès des rendements (1,5 %). La croissance résulte principalement d'une extension des surfaces. L'instabilité des prix réels producteurs a été en revanche faible. Les partisans de l'intégration de la filière mettent en avant les normes de qualité, la compétitivité et l'efficacité du processus de production. D'autres avantages résultent du monopole des sociétés cotonnières, tels que le prix unique, la pan-territorialité qui joue un rôle d'aménagement du territoire en évitant la marginalisation des zones les moins rentables, les transactions liées entre l'accès aux intrants et aux pesticides et la vente garantie des produits à des prix déterminés ou l'encadrement technique et la vulgarisation permettant des productions élevées. Le coton apparaît ainsi comme une culture sûre dans un environnement incertain. L'intégration industrielle des filières et la coordination *ex ante* assurent un horizon temporel long pour que les agents puissent

faire des anticipations raisonnables et faire l'apprentissage de comportements productifs. L'intégration de la filière a permis de lier les fonctions technique, industrielle, commerciale et financière.

La raison de l'intégration renvoie aux défaillances du marché justifiant les politiques publiques (externalité...), mais également à son insuffisance pour réaliser une allocation adéquate des ressources et une innovation technologique. L'organisation de la filière a ainsi conduit à une internalisation par rapport au marché. L'achat du coton-graine se fait à des prix garantis ; la collecte, l'égrenage, la mise en balles sont assurés par des opérateurs. Les mécanismes de stabilisation jouaient un rôle central pour la sécurisation des producteurs au sein de la filière. Les écarts positifs entre les prix de revient et le prix de cession (marges non-affectées des filières) sont versés à des fonds de stabilisation publics. Ceux-ci doivent couvrir la totalité des déficits en période baissière.

Travaux empiriques et interprétations économiques des résultats

Les résultats obtenus au niveau du prix du coton par tonnes au Bénin montrent l'existence de paramètre de mémoire longue et significatif au seuil de 5 %. Ils confirment les travaux de Tieslau (1992), Degado et Robinson (1994) et Hassler et Wolters (1995) qui font également ressortir ce phénomène de mémoire longue dans diverses séries de taux d'inflation. Signalons également que cette conclusion est validée aussi par les travaux de Baum *et al.* (1997), Bos *et al.* (1998) qui notent un phénomène de mémoire longue dans les séries de taux d'inflation à la fois des pays industrialisés et des pays en développement. Ils confirment par ailleurs le paramètre de mémoire longue sur les diverses séries d'indices des prix de gros par le biais d'estimations de processus ARFIMA. De même les travaux de Baillie (1996) montrent ainsi que la série de l'indice des prix du blé de Beveridge est caractérisée par une mémoire longue dans la mesure où une telle série est non stationnaire en niveau alors qu'elle apparaît sur différenciée en différence première. Les travaux récents celui de Frugier (2011) mettent en évidence la présence de mémoire sur de nombreux indicateurs de sentiment, ce qui invalide les modalités habituelles de leur utilisation, dans le cadre de stratégies contrarian. Les résultats de paramètre de mémoire longue sur les prix du coton par tonnes au Bénin résident aussi dans

les phénomènes d'agrégation, à la fois temporel et macro-économique (coûts d'intrants, prix mondial, rendement antérieur, l'égrenage et contraintes de commercialisation, ...). Ces résultats confirment aussi les travaux de Granger (1980) ; Gonçalves et Gouriéroux (1987) et de Lardic et Mignon (1997). La présence du paramètre d de mémoire longue des séries de prix du coton par tonnes au Bénin a deux implications économiques : en premier lieu, l'efficacité des marchés cotonniers est mise en doute, en second lieu des prévisions basées sur cette modélisation devraient permettre une amélioration des résultats par rapport à la marche aléatoire. Ces derniers résultats confirment les travaux de Lardic et Mignon (1999) sur les séries des taux de change $\$/\text{Lire}$, $\$/\text{\$ Canadien}$ et $\$/\text{Franc}$. La présence de mémoire longue sur les séries de prix du coton par tonnes au Bénin met en exergue aussi plusieurs paramètres de comportement peu orthodoxe dans les campagnes agricoles (intrants de mauvaise qualité, retard dans l'utilisation des intrants, manque d'informations potentielles sur les doses appropriés d'intrants), les circuits de commercialisation et irrationalité des producteurs (bradage des intrants, taxes prohibitifs, pistes rurales peu praticables). Ce résultat confirme les travaux de Frugier (2011) sur la rentabilité parfaite des investisseurs. Frugier (2011) met en évidence la présence de mémoire longue sur de nombreux indicateurs de sentiment, qui invalide les modalités habituelles de leur utilisation, dans le cadre de stratégies contrarian. On peut conclure que le paramètre d de mémoire longue des séries de prix du coton par tonnes au Bénin semble être assujéti à plusieurs explications dont les plus importantes sont la mauvaise organisation de la filière coton, les circuits de commercialisation très complexes, les retards récurrents dans l'utilisation des intrants, l'utilisation souvent des intrants de mauvaise qualité et enfin les prix comme une donnée ne stimulent pas les producteurs à emblaver plus de superficies.

Les deux pays sahéliens le Burkina-Faso et le Mali présentent des paramètres d de mémoire longue négatifs. Ces valeurs négatives expriment le processus anti-persistant. Les mémoires longues négatives indiquent aussi que le processus est non inversible. Ces résultats des valeurs négatives des deux pays dans cet article témoignent l'implication effective de tous les acteurs du coton et la bonne organisation des filières cotonnières tout au long du processus

de production. Les valeurs négatives de paramètres de mémoire longue notifient aussi que les incréments du processus des séries de prix du coton par pour les deux pays sont négativement corrélés. Ces résultats obtenus des deux pays expliquent une fois encore l'importance des rentabilités passées dans le niveau d'optimisme-persistant des Etats burkinabé et malien dans cette filière agricole. Cette explication plausible des écarts durables voire croissants des cours de coton réside de sa valeur fondamentale puis du retour vers cette valeur fondamentale, tous les acteurs de cette chaîne de production agricole bénéficient proportionnellement leurs investissements et leurs revenus. Les paramètres de mémoires longues négatives des deux pays montrent aussi l'efficacité des marchés cotonniers. Malgré l'instabilité et les fortes volatilités qui favorisent les « anomalies » les expériences accumulées et menées par les acteurs de la chaîne de production cotonnière sont décisives dans les processus de l'organisation de la filière, de l'accès aux intrants de bonne qualité au moment opportun. Les résultats des paramètres de mémoires longues du Burkina-Faso et du Mali confirment à priori les travaux de Baillie (1996) sur la série de l'indice des prix du blé de Beveridge qui est caractérisée par une mémoire longue dans la mesure où une telle série est non stationnaire en niveau alors qu'elle apparaît sur différence première. Mais les travaux de Baillie (1996) ne donnent la nature du paramètre d . Les paramètres de mémoire longue négatifs des deux pays producteurs du coton infirment les travaux de Barkoulas et Caqlayan (1998) qui ont mis en avant un phénomène de persistance dans les séries de taux d'inflation à la fois des pays industrialisés et des pays en développement. Ils confirment également ce même résultat sur diverses séries d'indices des prix de gros par le biais d'estimation ARFIMA. Les valeurs des paramètres de mémoires longues révèlent aussi que la dépendance temporelle du risque disparaît souvent progressivement sur les marchés cotonniers du Burkina-Faso et du Mali, surtout à cause des rôles clés joués par chaque acteur dans le processus de production de l'or blanc. Ce résultat informe les travaux de Diebold et Nason (1990) qui ont montré que le risque peut persister dans les séries financières pendant une période bien déterminée. Ils suggèrent que la volatilité conditionnelle des prix d'actions présente une persistance significative des chocs (une large mémoire).

CONCLUSION

Dans cet article, nous avons recherché la présence de mémoire longue dans la série des prix du coton par tonnes dans les pays producteurs de l'UEMOA. Dans cette optique, nous avons proposé un modèle à mémoire longue axé le modèle ARFIMA avec la détermination du paramètre d . Nous avons mis en œuvre la méthode du maximum de vraisemblance exact pour estimer cette valeur du paramètre d en considérant le phénomène de persistance de long terme au niveau des séries de prix du coton par tonnes du Bénin, du Burkina-Faso et du Mali. D'après les résultats, la valeur du paramètre d de mémoire longue des prix du coton par tonnes du Bénin sont estimée à $d = 0,2567772$ et significatif au seuil de 5 %. Cette valeur est comprise entre $]0; \frac{1}{2}[$. Dans ce cas le processus ARFIMA est un processus stationnaire à mémoire longue. Les auto-corrélations sont positives et diminuent hyperboliquement vers zéro lorsque le retard augmente. Par les séries des prix du coton par tonnes du Burkina-Faso et du Mali sont estimées respectivement à $d = -0,155915$ et $d = -0,0172887$ et les valeurs de mémoire longue ne sont pas significatives au seuil de 5 %, mais comprises dans $] -\frac{1}{2}, 0[$. Ces résultats du Burkina-Faso et du Mali confirment que les processus sont anti-persistants c'est-à-dire que les auto-corrélations diminuent hyperboliquement vers zéro et la densité spectrale est dominée par les composantes de hautes fréquences (elle tend vers zéro lorsque les fréquences tend vers zéro). Ces résultats ont des implications économiques importantes car cela signifie que les mouvements des séries de prix du coton par tonnes ne seraient pas complètement aléatoires, ce qui devrait permettre d'en améliorer la stabilité des prix du coton par tonnes pour ces pays producteurs. Ces résultats suggèrent également que l'hypothèse d'efficacité du marché cotonnier au sens faible, selon laquelle les prix du coton par tonnes incorporent toute l'information disponible contenue dans les prix passés, n'est pas vérifiée. Les techniques ARFIMA nous ont en outre permis de mettre à jour des dépendances de long terme dans les séries de prix du coton par tonnes dans certains pays tels que le Bénin, le Burkina-Faso et le Mali. Les résultats obtenus des estimations des paramètres de mémoires longues montrent des

constatations empiriques différentes, ainsi la valeur positive du paramètre d de mémoire longue du Bénin jette un doute sur l'efficacité du marché cotonnier dans le dit pays. Par contre les valeurs négatives des paramètres de mémoire longue du Burkina-Faso et du Mali rassurent que les marchés cotonniers peuvent être efficaces lorsque chaque acteur de la chaîne de production intervient de façon rationnelle à son niveau de processus relatif à l'or blanc. Les modélisations de type ARFIMA battent systématiquement la marche du hasard pour un horizon court, ce qui induirait que les variations des séries de prix du coton par tonnes caractérisées par des mémoires longues positives ou négatives sont prévisibles. Bien entendu, pour les séries de prix du coton par tonnes caractérisées par une absence de structure de dépendance, la marche au hasard reste le meilleur modèle de prédiction. Les séries du prix du coton par tonnes du Burkina-Faso et du Mali donnent des paramètres de mémoires longues négatives, ces deux résultats remarquables notifient que quel que soit l'horizon retenu la modélisation ARFIMA indique la nature de l'évolution des volatilités des prix du coton par tonnes. Dans ces deux pays, la volatilité du prix du coton par tonnes semble s'annuler progressivement et devient stable, par la valeur positive obtenue pour le Bénin ne permet de faire de véritables prévisions à long terme sur le coton au Bénin. Les raisons sont nombreuses et peu explicables dans cet article.

REFERENCES

- Abbott P., Mccalla (2002) A. Agriculture in the Macroeconomy : Theory and Measurement. In : Gardner B, Rausser G, eds. *Handbook of Agricultural Economics*. Vol 2. New York: Elsevier Science Publishing, 2002.
- Araujo-Bonjean C., Boussard J. M. (1999). La stabilisation des prix aux producteurs de produits agricoles : approches micro-économiques. *Rev Tiers Monde* 1999 ; XL : 901 - 28.
- Araujo-Bonjean C., Brun J. F. (2001). Les politiques de stabilisation des prix du coton en Afrique de la zone franc sont-elles condamnées ? *Economie Rurale* 2001 ; (266) : 80 - 90.
- Baillie R.T. (1996) : Long Memory Processes and Fractional Integration in *Econometrics, Journal of Econometrics*, Vol. 73 (1). p. 5 - 59.

- Baillie R., Bollerslev T., Mikkelsen H. (1996) : « Fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroscedasticity » *Journal of Econometrics*, 74 (1), 3 - 30. 249.
- Banerjee A. 1993 : « The economics of rumours » *Review of Economic Studies*, 60, 309 - 327.
- Banerjee A. (1992) : « A simple model of herd behavior » *Quarterly Journal of Economics*, 107 (3), 797 - 817.
- Bardet J. M, Doukhan P., Leon J. R. (2008). Uniform limit theorems for the integrated periodogram of weakly dependent time series and their applications to whittler's estimate. *J. of Time Series Analysis*, 2008. URL <http://www.citebase.org/abstract?id=oai:arXiv.org, math/0701739>.
- Backus D. K., Zin S. E. (1993) : « Long Memory Inflation Uncertainty : Evidence from the Term Structure of Interest Rates », *Money, Credit and Banking*, 25, pp. 681 - 708.
- Barsky, R. B. (1987) : « The Fisher hypothesis and the forecastability and persistence of inflation. » *Journal of Monetary Economics*, vol. 19, 3 - 24.
- Barkoulas, Baum C., Oguz G., (1998) : « Stochastic long memory in traded Goods prices. » *Applied Economics Letters, Taylor and Francis Journals*, vol. 5, 135 - 138.
- Barunik J. and L. Kristoufek (2010) ; On Hurst exponent estimation under heavy-tailed distribution. *Physica A : Statistical Mechanics and its Applications*, 389 (18) : 3844 - 3855, 3844 - 3855, 2010.
- Bollerslev, T. (1986) : « Generalized Auto Regressive Conditional Heteroscedasticity, » *Journal of Econometrics*, 31, 307 - 327.
- Baum C.F., Barkoulas J.T. et Travlos N. (1997) : Long Memory in the Greek Stock Market, Working Paper, Boston College.
- Bond M. (1983). Agricultural Response to Prices in Sub-Saharan African Countries. IMF Staff Papers 1983, 30, p. 703 - 726.
- Boussard J. M. *et al.* (1999). La stabilisation des prix aux producteurs agricoles : approches micro-économiques, Tiers monde, n° 160, 901 - 928.
- Boussard J.M., Gérard F., Piketty M.G., 2005. Libéraliser l'agriculture mondiale ? Théories, modèles et réalités. Éditeur Cirad, 136 p.
- Box G., Jenkins G. (1970) : Time Series Analysis : Forecasting and control. Holden Day, San Francisco. 1976 - 575 p.
- Bos C. S., Franses P. H., Ooms M. (1998) : Long Memory and Level shifts : Reanalyzing Inflation rates, Tinbergen Institute Discussion Paper, T 198 - 039/4.
- Cafiero C., Wright B. D. (2006). Is the storage model a 'closed' empirical issue ? The empirical ability of the storage model to explain price dynamics. In Sarris A., Hallam D. (eds.), *Agricultural Markets and Trade* FAO, Rome, p. 89 - 115.
- Calvet L., et Common E. (2003) : « Behavioral Heterogeneity and the income effect, » *The Review of Economics and Statistics*, 85 (3), 653 - 669.
- Chen W., et Deo R. (2006) : « Estimation of misspecified long memory models, » *Journal of Econometrics*, 134 (1), 257 - 281.
- Chtioui M. (2006) L'exploitation de l'auto-similarité pour la prédiction du trafic internet. Technical report, Université du Québec à Montréal, 2006. P. 23 - 25.
- Chung C. F et Tieslau M. A (1996) : Estimating a Generalized Long Memory Process, *Journal of Econometrics*, Vol, 73, pp. 237 - 259.
- Cont, R., et Bouchaud J. (2000) : « Herd behaviour and aggregate fluctuations in financial markets, » *Macroeconomic Dynamics*, 4, 170 - 195.
- Courleux F., Boussard J.M., Bureau J.C., Le Moing S., 2011, « En quoi la crise agricole renouvelle-t-elle les débats des politiques agricoles ? », Notes et Études Socio-économiques, 34, 97 - 112.
- Crovella M. E. et Bestavros A. (1997) : Self-similarity in World Wide Web Traffic : Evidence and possible causes. *IEEE/ACM Transactions on Networking*, 5 (6) : 835 - 846, déc. 1997.
- Dalla V., Giraitis L. et Hidalgo J. (2006) : Consistent estimation of the memory parameter for nonlinear time series. *J. Time Ser. Anal.*, 27 (2) : 211 - 251, 2006. ISSN 0143 - 9782.
- Delgado M.A. et Robinson P. M. (1994) : New Methods for the Analysis of Long Memory Time series : Application to Spanish Inflation, *Journal of Forecasting*, Vol. 13. pp. 97 - 107.
- Deaton A., Laroque G. (1992). On the Behavior of Commodity Prices. *Review of Economic Studies*, n° 59, p. 1 - 23. DOI : [10.3386/w3439](https://doi.org/10.3386/w3439)
- Deaton A., Laroque G. (1996). Competitive Storage and Commodity Price Dynamics. *Journal of Political Economy*, n° 104, p. 896 - 923. DOI : [10.1086/262046](https://doi.org/10.1086/262046)

- Deo R., Hurvich C., et Li Y. (2006) : « Forecasting realized volatility using a long-memory stochastic volatility model : estimation, prediction and seasonal adjustment, » *Journal of Econometrics*, 131, 29 - 58
- DePeretti C. (2003) : « Computational Econometrics for the Long Memory in Financial Time Series, » PhD thesis, University Mediterranean, Marseille, Unpublished Doctoral Dissertation. p.12 - 15.
- Di Matteo T., Aste T., Dacorogna M. (2005) : « Long-term memories of developed and emerging emerging markets : Using the scaling analysis to characterize their stage of development, » *Journal of Banking and Finance*, 29, 827 - 851.
- Deo R., Hurvich C., Li Y. (2006) : « Forecasting realized volatility using a long-memory stochastic volatility model : estimation, prediction and seasonal adjustment, » *Journal of Econometrics*, 131, 29 - 58.
- Diebold F., Inoue A. (2001) : « Long memory and regime switching, » *Journal of Econometrics*, 105, 131 - 159.
- Diebold F. X., Rosebush G.D. (1991). « Is Consumption too Smooth? Long Memory and the Deaton Paradox », *Review of Economics and Statistics*, LXXIII, pp. 1 - 9.
- Ding Z., Granger C. W. J., 1996, Modeling volatility persistence of speculative returns : A New approach. *J. Econometrics* 73, 185 - 215.
- Doukhan P., Louhichi S. (1996) : A new weak dependence condition and applications to moment inequalities. *Stochastic Process. Appl.*, 84 (2) : 313 - 342, 1999. ISSN 0304 - 4149.
- Doukhan P., Oppenheim G., Taqqu M. S. (2003), éd. *Theory and applications of longrange dependence*. Birkhäuser Boston Inc., Boston, MA. P. 5 - 38.
- Dacorogna M., Müller U., Olsen R., Pictet O. (2001) : « Deūning eūciency in heterogeneous markets, » *Quantitative Finance*, 1 (2), 198 - 201.
- Ellis C., Wilson P. (2004) : « Another look at the forecast performance of ARFIMA models, » *International Review of Financial Analysis*, 13, 63 - 81.
- Engle R., Smith A. (1999) : « Stochastic permanent breaks, » *Review of Economics and statistics*, 81, 553 - 574
- Ezekiel M. (1938). The Cobweb Theorem. *Quarterly Journal of Economics*, n° 53, p. 225 - 280. DOI : [10.2307/1881734](https://doi.org/10.2307/1881734)
- Fox R., Taqqu M. (1986) : Large-sample properties of parameter estimates for strongly dependent stationary Gaussian time series. *Annals of Statistics*, 14 : 517 - 532.
- Froot K., Scharfstein D., Stein J. (1992) : « Herd on the street : Informational ineūciencies in a market with short-term speculation, » *Journal of Finance*, 47 (4), 1461 - 1484.
- Frugier, Alain (2011) : « le sentiment de marché : mesure et intérêt pour la gestion d'actifs » Thèse de Doctorat. Université d'Auvergne Clermont-Ferrand 1. Faculté des Sciences Economiques et de Gestion. Institut d'Administration des Entreprises.
- Geweke J., Porter-Hudak S. (1983) : « The estimation and application of long memory time series model, » *Journal of Time Series Analysis*, 4, 221 - 238.
- Granger C. (1980) : An introduction to long memory time series and fractional diūerencing. *J. of Time Series Analysis*, 1 : 15 - 30.
- Granger C. (1980) : « Long memory relationships and the aggregatio.trics, 14, 227 - 238.
- Granger C.W.J. (1966). « The Typical Spectral Shape of an Economic Variable », *Econometrica*, vol. 34, pp. 150 - 161.
- Granger C.W.J. et Joyeux R. (1980). « An Introduction to Long-Memory Time Series Models and Fractional Differencing », *Journal of Time Series Analysis*, vol. 1, pp. 15 - 29.
- Granger C., Hyung N. (2004) : « Occasional structural breaks and long memory with an application to the S and P 500 absolute stock returns, » *Journal of Empirical Finance*, 11, 399 - 421.
- Ganger C., Joyeux R. (1980) : « An introduction to long-memory time series modelsand fractional diūerencing, » *Journal of Time Series Analysis*, 1, 15 - 30.
- Gourieroux C., Gonçalves E. (1987). « Agrégation de processus autorégressifs d'ordre 1 », *Annales d'Economie et de Statistiques*, n°12.
- Hassler U., Wolters J. (1995) : Long Memory in Inflation Rates : International Evidence, *Journal of Business and Economic Statistics*, 13. pp. 37 - 45.
- Hugon Philippe, Mayeyenda Abel (2003). Les effets des politiques des prix dans les filières coton en Afrique zone franc: analyse empirique. In : *Économie rurale*. N° 275, 2003. pp. 66 - 82
- Hugon P., Pourcet G., Quiers Valette S (1994). L'Afrique des incertitudes. PUF, Paris, 1994, p 272 Hurvich.C. M., E. Moulines et P. Soulier (2005): Estimating long memory in

- volatility. *Econometrica*, 73 (4) : 1283 - 1328, 2005. ISSN 0012-9682.
- Hurst H. E. (1951). « Long Term Storage Capacity of Reservoirs », Transactions of the American Society of Civil Engineers, vol. 116, pp. 770 - 799.
- Hosking J. (1981) : « Fractional differencing, » *Biometrika*, 68, 165 - 176.
- Kirman A. (1993) : « Ants, rationality and recruitment, » *Quarterly Journal of Economics*, 108, 135 - 156.
- Lardic S. et Mignon V. (1995). « Les tests de mémoire longue appartiennent-ils au camp du démon ? », Actes du colloque de l'AFSE, Septembre, Paris, et *Revue Économique*, mai 1996, vol. 47, pp. 531 - 540.
- Lardic S. et Mignon V. (1997). « Essai de mesure du degré de mémoire longue des séries. L'exemple de la modélisation ARFIMA », *Economie Appliquée*, n° 2, pp. 161 - 195.
- Lardic S. et Mignon V (1996a). « Les tests de mémoire longue appartiennent-ils au camp du démon ? », *Revue Économique*, 47, n° 3, pp. 531 - 540.
- Lele U (1988). *Le coton en Afrique : une analyse des écarts de performance*. Madia, Banque Mondiale, Washington DC, 1988, Discussion Paper. pp ; 30 - 41.
- Liu M. (2000) : « Modeling long memory in stock market volatility, » *Journal of Econometrics*, 99, 139 - 171.
- Lo A. W. (1991). « Long-Term Memory in Stock Market Prices », *Econometrica*, 59, pp ; 123 - 145. pp. 1279 - 1313.
- Man K. (2003) : « Long memory time series and short term forecast, » *International Journal of Forecasting*, 19, 477 - 491.
- Mandelbrot B. B., Van Ness J. W. (1969c) : Fractional Brownian motions, fractional noises and applications. *SIAM Rev.*, 10 : 422 - 437, 1968. ISSN 1095-7200.
- Mignon V. (1998) Méthode d'estimation de l'exposant de Hurst. Application aux rentabilités boursières. *Economie & prévision*, pages 193 - 214, 1998.
- Nerlove M., Bessler D. A. (2001) Expectation, Information and Dynamics, *Handbook of Agricultural Economics*, vol. 1A. pp 132 - 165.
- Orléan, A., D. Bourghelle, O. Brandouy, et R. Gillet (2005) : Représentations collectives et croyances sur les marchés financiers. *Economica*, Paris. Pages 145-165.
- Phillips P.C.B., Perron P. (1988). « Testing for a Unit Root in Time Series Regression », *Biometrika*, 75, pp. 335 - 346.
- Robinson P. (1995) : Log-periodogram regression of time series with long range dependence. *Ann. Statist.* 23 : 1043 - 1072.
- Robinson P. (1994) : Semi parametric analysis of long-memory time series. *Annals of Statistics*, 22 : 515 - 539, 1994.
- Shea G.S. (1991). « Uncertainty and Implied Variance Bounds in Long Memory Models of the Interest Rate Term Structure », *Empirical Economics*, 16, pp. 287 - 312.
- Sowell F. (1992) : « Maximum likelihood estimation of stationary univariate fractionally Integrated time series models, » *Journal of Econometrics*, 53, 165 - 188.
- Sowell F. (1992b). « Modeling Long-Run Behavior with the Fractional ARIMA Model » *Journal of Monetary Economics*, 29, pp. 277 - 302.
- Timmer C. P. (2002). *Agriculture and Economic Development*. In : Gardner B, Rausser G, eds. *Handbook of Agricultural Economics*. Vol 2. New York : Elsevier Science Publishing, 2002.
- Traoré F. (2005). L'impact des subventions américaines sur le prix mondial du coton : une approche par les modèles vectoriels auto régressifs bayésiens. Communication au Colloque de l'Agence Universitaire de la Francophonie « Les filières d'exportation des produits agricoles du Sud », Bamako, les 6 et 7 avril 2005.

LES ANNEXES

Quelques résultats bruts sortis par le logiciel d'analyse.

Statistiques descriptives sur le logarithme des variables

Serie	Nb. obs	Moyenne	Ecart types	Skewness	Kurtosis
Prix Benin	51	11,9054	0,555943	0,52014	3,130937
Prix Burkina-Faso	51	12,01472	0,5216507	0,5396899	3,27535
Prix Mali	51	11,83783	0,5028003	-0,3850341	2,740274

Test de Racine unitaire

dfuller|prictbe, regresslags (0)

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 50

Interpolated Dickey-Fuller

Test	1 % Critical	5 % Critical	10 % Critical
Statistic	Value	Value	Value
Z(t)	-0,136	-3,580	-2,930 -2,600

MacKinnon approximate p-value for Z (t) = 0,9457

D.lprictbe	Coef.	Std. Err.	t	P > t	[95 % Conf. Interval]	prictbe
L1.	-0,0072819	0,053406	-0,14	0,892	-0,1146619	0,1000981
cons	0,1325278	0,6348162	0,21	0,836	-1,143856	1,408911

dfuller|prictbe, noconstant regress lags (0)

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 50

Interpolated Dickey-Fuller

Test	1 % Critical	5 % Critical	10 % Critical
Statistic	Value	Value	Value
Z(t)	1,689	-2,620	-1,950 -1,610

D.lprictbe	Coef.	Std. Err.	t	P > t	[95 % Conf. Interval]	prictbe
L1.	0,0038571	0,0022837	1,69	0,098	-0,0007323	0,0084464

dfuller|prictbe, trend regress lags (0)

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 50

Interpolated Dickey-Fuller

Test	1 % Critical	5 % Critical	10 % Critical
Statistic	Value	Value	Value
Z(t)	-1,647	-4,150	-3,500 -3,180

MacKinnon approximate p-value for Z (t) = 0,7734

D.lprictbe	Coef.	Std. Err.	t	P > t	[95 % Conf. Interval]	prictbe
L1.	-0,1568922	0,0952474	-1,65	0,106	-0,3485053	0,0347208
trend	0,006355	0,0033881	1,88	0,067	-0,0004609	0,013171
cons	1,747174	1,060151	1,65	0,106	-0,3855744	3,879923

dfullerd.lprictbe, regress lags (0)

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 49

Interpolated Dickey-Fuller			
Test	1 % Critical	5 % Critical	10 % Critical
Statistic	Value	Value	Value
Z (t)	-6,540	-3,587	-2,933 -2,601

MacKinnon approximate p-value for Z (t) = 0,0000

D2. lprictbe	Coef.	Std. Err.	t	P > t	[95 % Conf. Interval]	prictbe
LD.	-0,9785729	0,149621	-6,54	0,000	-1,279571	-0,6775742
cons	0,0502673	0,0280886	1,79	0,080	-0,0062397	0,1067743

dfullerd. lprictbe, noconstant regress lags (0)

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 49

Interpolated Dickey-Fuller			
Test	1 % Critical	5 % Critical	10 % Critical
Statistic	Value	Value	Value
Z (t)	-6,168	-2,622	-1,950 -1,610

D2. lprictbe	Coef.	Std. Err.	t	P > t	[95 % Conf. Interval]	prictbe
LD.	-0,9240205	0,1498061	-6,17	0,000	-1,225226	-0,6228151

dfullerd.lprictbe, trend regress lags (0)

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 49

Interpolated Dickey-Fuller			
Test	1 % Critical	5 % Critical	10 % Critical
Statistic	Value	Value	Value
Z (t)	-6,518	-4,159	-3,504 -3,182

MacKinnon approximate p-value for Z (t) = 0,0000

D2. lprictbe	Coef.	Std. Err.	t	P > t	[95 % Conf. Interval]	D.lprictbe
L1.	-0,9840674	0,1509769	-6,52	0,000	-1,287968	-0,6801667
trend	0,0011442	0,0019621	0,58	0,563	-0,0028053	0,0050938
cons	0,0218714	0,0563134	0,39	0,700	-0,0914817	0,1352244

dfullerlprictbur, regress lags (0)

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 50

Interpolated Dickey-Fuller			
Test	1 % Critical	5 % Critical	10 % Critical
Statistic	Value	Value	Value
Z(t)	-0,418	-3,580	-2,930 -2,600

MacKinnon approximate p-value for Z (t) = 0,9070

D.lprictbur	Coef.	Std. Err.	t	P > t	[95 % Conf. Interval]	lprictbur
L1.	-0,0251288	0,0601039	-0,42	0,678	-0,1459758	0,0957181
cons	0,34266	0,7210602	0,48	0,637	-1,107129	1,792449

dfullerlprictbur, noconstant regress lags (0)

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 50

Interpolated Dickey-Fuller			
Test	1 % Critical	5 % Critical	10 % Critical
Statistic	Value	Value	Value
Z(t)	1,420	-2,620	-1,950 -1,610

D.lprictbur	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95 % Conf. Interval]	prictbur
L1.	0,0034104	0,0024012	1,42	0,162	-0,001415	0,0082358

dfullerlprictbur, trend regress lags (0)

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 50

Interpolated Dickey-Fuller			
Test	1 % Critical	5 % Critical	10 % Critical
Statistic	Value	Value	Value
Z(t)	-1,747	-4,150	-3,500 -3,180

MacKinnon approximate p-value for Z (t) = 0,7295

D.lprictbur	Coef.	Std. Err.	t	P > t	[95 % Conf. Interval]	lprictbur
L1.	-0,1632605	0,0934278	-1,75	0,087	-0,3512131	0,0246921
trend	0,0059336	0,0031278	1,90	0,064	-0,0003587	0,0122258
cons	1,847162	1,059333	1,74	0,088	-0,2839405	3,978264

dfullerd.lprictbur, regress lags (0)

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 49

Interpolated Dickey-Fuller			
Test	1 % Critical	5 % Critical	10 % Critical
Statistic	Value	Value	Value
Z(t)	-6,794	-3,587	-2,933

MacKinnon approximate p-value for Z (t) = 0.0000

D2. prictbur	Coef.	Std. Err.	t	P > t	[95% Conf. Interval]	prictbur
LD.	-1,015546	0,149486	-6,79	0,000	-1,316273	-0,148193
cons	0,0428276	0,0301395	1,42	0,162	-0,0178052	0,1034604

dfullerd.lprictbur, noconstant regress lags (0)

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 49

Interpolated Dickey-Fuller			
Test	1 % Critical	5 % Critical	10 % Critical
Statistic	Value	Value	Value
Z (t)	-6,578	-2,622	-1,610

D2.lprictbur	Coef.	Std. Err.	t	P > t	[95 % Conf. Interval]	lprictbur
LD.	-0,9785986	0,1487619	-6,58	0,000	-1,277704	-0,6794927

dfullerd.lprictbur, trend regress lags(0)

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 49

Interpolated Dickey-Fuller			
Test	1 % Critical	5 % Critical	10 % Critical
Statistic	Value	Value	Value
Z(t)	-6,808	-4,159	-3,504

MacKinnon approximate p-value for Z (t) = 0,0000

D2.lprictbur	Coef.	Std. Err.	t	P > t	[95 % Conf. Interval]	
+						
D.lprictbur						
L1.	-1,024004	0,1504223	-6,81	0,000	-1,326788	-0,7212193
_trend	0,0016964	0,0021118	0,80	0,426	-0,0025545	0,0059473
_cons	0,0007145	0,0605298	0,01	0,991	-0,1211258	0,1225547

dfullerlprictml, regress lags(0)

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 50

Interpolated Dickey-Fuller			
Test	1 % Critical	5 % Critical	10 % Critical
Statistic	Value	Value	Value
Z(t)	-0,993	-3,580	-2,930

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.7556

D.lprictml	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
+						
lprictml						
L1.	-0,0586485	0,059033	-0,99	0,325	-0,1773422	0,0600453
cons	0,7390226	0,6978586	1,06	0,295	-0,6641162	2,142161

dfullerlprictml, noconstant regress lags (0)

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 50

Interpolated Dickey-Fuller			
Test	1 % Critical	5 % Critical	10 % Critical
Statistic	Value	Value	Value
Z (t)	1,630	-2,620	-1,950

D.lprictml	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lprictml						
L1.	0,0038175	0,0023417	1,63	0,109	-0,0008883	0,0085234

dfullerlprictml, trend regress lags(0)

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 50

Interpolated Dickey-Fuller			
Test	1 % Critical	5 % Critical	10 % Critical
Statistic	Value	Value	Value
Z(t)	-2,042	-4,150	-3,500

MacKinnon approximate p-value for Z (t) = 0,5784

D.lprictml	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lprictml						
L1.	-0,1893382	0,0927243	-2,04	0,047	-0,3758754	-0,0028009
_trend	0,0054185	0,0030094	1,80	0,078	-0,0006356	0,0114726
_cons	2,144587	1,036663	2,07	0,044	0,0590906	4,230083

dfullerd.lprictml, regress lags (0)

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 49

Interpolated Dickey-Fuller

Test	1 % Critical	5 % Critical	10 % Critical	
Statistic	Value	Value	Value	
Z(t)	-6,412	-3,587	-2,933	-2,601

MacKinnon approximate p-value for Z (t) = 0.0000

D2.lprictml	Coef.	Std. Err.	t	P > t	[95 % Conf. Interval]	
lprictml						
LD.	-1,084296	0,1691103	-6,41	0,000	-1,424502	-0,7440897
_cons	0,0478969	0,028932	1,66	0,104	-0,0103069	0,1061006

dfullerd.lprictml, noconstant regress lags (0)

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 49

Interpolated Dickey-Fuller

Test	1 % Critical	5 % Critical	10 % Critical	
Statistic	Value	Value	Value	
Z (t)	-6,102	-2,622	-1,950	-1,610

D2.lprictml	Coef.	Std. Err.	t	P > t	[95 % Conf. Interval]	
lprictml						
LD.	-1,031719	0,1690863	-6,10	0,000	-1,37169	-0,6917483

dfullerd.lprictml, trend regress lags (0)

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 49

Interpolated Dickey-Fuller

Test	1 % Critical	5 % Critical	10 % Critical	
Statistic	Value	Value	Value	
Z (t)	-6,291	-4,159	-3,504	-3,182

