
Actes de la deuxième conférence internationale sur la Francophonie économique

L'ENTREPRENEURIAT ET L'INSERTION PROFESSIONNELLE DES JEUNES ET DES FEMMES EN AFRIQUE FRANCOPHONE

Université Mohammed V de Rabat, 2-4 mars 2020

LA DYNAMIQUE NON LINÉAIRE DU PRIX DES MOUTONS AU SÉNÉGAL

Marie Ndeye Gnilane DIOUF

*Docteur en Sciences économiques
Université Cheikh Anta Diop de Dakar, Sénégal
mariendevgnilane.diouf@ucad.edu.sn,*

Pierre MENDY

*Professeur, Université Cheikh Anta Diop de Dakar, Sénégal
pierre.mendy@ucad.edu.sn,*

RÉSUMÉ – Dans cet article, nous identifions la nature de la dynamique du prix des moutons sur le marché sénégalais. C'est un marché qui se caractérise par une diversité d'agents et des spéculations importantes. Ainsi, pour tenir compte de l'hétérogénéité des agents, de l'asymétrie d'information et des comportements inhérents, nous utilisons dans cette étude, des techniques de modélisation non linéaire. Nous cherchons en premier lieu à définir la nature de la dynamique qui régit les prix. Pour ce faire, nous avons testé l'existence ou non de phénomènes non linéaires dans l'évolution des prix à l'aide du test de Brock, W.A. et al., 1987. Ensuite, nous avons fait recours au test d'effet ARCH et aux tests de détection de chaos pour déterminer s'il s'agit d'un processus stochastique ou déterministe. Les résultats des tests de linéarité confirment l'existence de dynamique non linéaire. Cependant, ils ne renseignent pas sur la nature du processus sous-jacent qui peut être de nature stochastique ou déterministe. Les résultats des estimations du modèle ARCH sont satisfaisants car les coefficients sont significatifs. De même, les paramètres de l'équation de la variance sont significatifs et confirment l'importance des phénomènes aléatoires dans l'évolution des prix.

Mots clés : Dynamique, prix, moutons, chaos.

Introduction

Les prix des moutons sont caractérisés par des mouvements volatiles. Cette volatilité peut s'expliquer par des facteurs endogènes comme exogènes. Ces facteurs peuvent être liés à l'hétérogénéité des acteurs, les phénomènes climatiques ainsi que les dysfonctionnements du marché des moutons. De ce fait, l'analyse de l'ajustement dynamique des prix sur ce marché et la recherche de modèle permettant de reproduire la dynamique des prix des ovins sont nécessaires. Les comportements des agents dans le fonctionnement du marché ont un impact dans la détermination des prix. Selon Greenspan (Greenspan, 2006), les spéculateurs influent de manière significative la trajectoire des prix, de même, Dao et al. (2005) ont montré que les activités spéculatives sur le marché conduisent à une grande volatilité des prix. Pour tenir en compte ces phénomènes, les techniques de modélisation linéaires usuelles se sont avérées

inappropriées pour étudier la nature de la dynamique des prix d'où le recours aux modèles non linéaires, (Mignon, 1997 ; Lardic, Mignon, 2004 ; Jawadi et Koubbaa, 2007). La modélisation des prix par le biais des dynamiques non linéaires réside dans leur capacité à traiter de façon suffisante les anomalies observées au niveau des marchés notamment les spéculateurs hétérogènes, l'asymétrie d'information de même que les comportements inhérents aux agents. Ainsi, leur mode de calculs, leurs estimations, leurs anticipations sont plutôt hétérogènes. L'interaction entre différentes catégories d'opérateurs peut impliquer des périodes de hausses éphémères et de périodes de récessions profondes et violentes, (DeGrauwe et Grimaldi, 2005). D'où l'intérêt d'étudier la dynamique des prix sur le marché des moutons au Sénégal. Ce marché est marqué par l'existence d'une multitude d'acteurs (Figure 1) ayant un rôle dans la formation des prix. C'est ainsi que nous allons identifier et analyser le processus dynamique en œuvre dans l'évolution des prix des moutons.

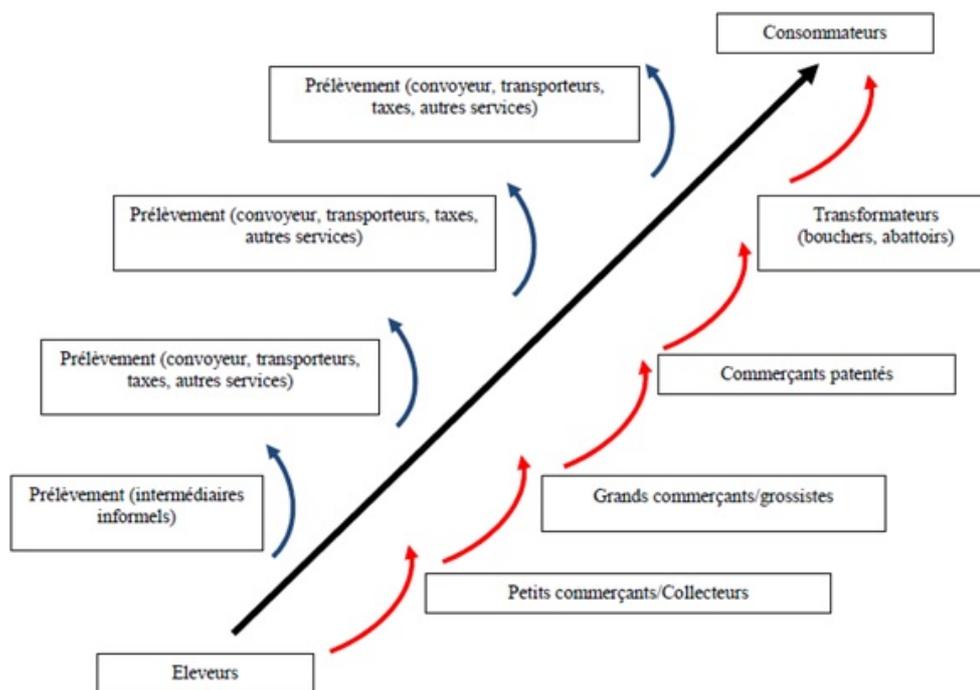


Figure 1 : Processus d'approvisionnement des marchés

1- Analyse de la volatilité

Dans cette partie, nous abordons la question de la nature des fluctuations des prix des moutons. L'analyse proposée, ici, porte sur une possible existence d'une dynamique chaotique ou d'un processus stochastique de type Auto Regressive Conditional Heterocedasticity (ARCH), dans l'évolution des prix des moutons au Sénégal.

Les fluctuations peuvent être de nature exogène, dues à des phénomènes extérieurs au marché et de nature endogène, qui s'expliquent par les caractéristiques du marché. Au niveau du marché des moutons, les fluctuations exogènes font référence à l'instabilité des chocs de l'offre ou de la demande liés à des phénomènes naturels tels que la sécheresse, le déficit pluviométrique ou encore les intempéries. Pour ce qui est des fluctuations endogènes, elles sont surtout liées aux erreurs d'anticipation ou d'aversion au risque.

Des outils de modélisation sont développés pour prendre en compte ces types de fluctuations qui affectent l'évolution des prix. C'est le cas du processus non-linéaire stochastique tels les

modèles ARCH introduits par Engle (Engle R., 1982) et qui permettent de modéliser l'asymétrie et la variabilité de la volatilité. Nous avons aussi le processus non linéaire déterministe : les modèles chaotiques qui permettent de caractériser et de prévoir l'évolution des prix (Kyrtsov, C. et Terrazzo, M., 2018). La différence entre ces deux processus vient du fait que le premier considère l'instabilité des prix de façon exogène ; alors que le second considère l'instabilité des prix comme endogène.

2- Les propriétés des processus chaotiques

Les propriétés des processus chaotiques

Selon Deneckere et Pelican (1986), Brock et al. (1993) et Mignon (1998, 2000) cité par Diasso (Diasso, Y., 2014)), une application f est dite chaotique sur un ensemble invariant A appelé attracteur si :

- f est transitive sur A , c'est à dire si $\{x, f(x), \dots, f^t(x)\}$ est dense dans A . En d'autres termes, l'attracteur n'est pas décomposable ;
- Les points périodiques, s'il en existe sont denses sur A ;
- f exhibe de la sensibilité aux conditions limites.

Nous retiendrons la définition d'un système chaotique comme étant un système dynamique déterministe non linéaire qui possède un attracteur étrange, sensible aux conditions.

Autrement dit pour qu'il y ait apparition de processus chaotique il faut que les conditions nécessaires suivantes soient respectées :

- la non linéarité;
- la présence d'attracteur;
- et la sensibilité aux conditions limites.

3- Implications économiques

Le paradigme dominant en économie dans les années 1930 est celui de Frisch-Slutsky (Cadoret et al., 2009). Suivant ce paradigme, les modèles linéaires du cycle économique reflétaient la manière dont les chocs affectaient le système économique. Ainsi, suite à un choc exogène, la dynamique du système pouvait évoluer de façon monotone ou cyclique (une suite d'oscillations périodiques amorties ou explosives). Les modèles pour décrire ces phénomènes étaient tous linéaires.

De ce fait, il était impossible d'expliquer le caractère auto-entretenu des oscillations (ni explosives, ni amorties). Dans les économies actuelles où les chocs interviennent de façon répétitive, les fluctuations amorties, irréelles existant sont admises.

De même, les contraintes d'ordre technique ou institutionnel interdisent les fluctuations explosives. Un prix est, par exemple positif, cela implique que ces valeurs viennent buter sur des valeurs plancher et plafond (Hicks, J.R., 1950). Les fluctuations dont l'amplitude ne cessait d'augmenter ne peuvent pas être pertinentes. Ajoutons que les modèles linéaires ne peuvent, en aucun cas, rendre compte de l'asymétrie caractéristique des phases du cycle économique.

Face à ces observations, des économistes comme (Kalecki, M., 1935 ; Kaldor, N., 1940 ; Hicks, J.R., 1950 et Goodwin, R.M., 1951) se sont penchés sur les représentations non linéaires du cycle économique pour pouvoir expliquer le caractère auto-entretenu des oscillations. Cependant, l'hypothèse de non linéarité n'avait pas retenu l'attention des économistes, du fait de la faiblesse des outils mathématiques et économétriques.

Sur le plan empirique, le recours aux modèles non- linéaires a consisté à chercher des extensions aux dynamiques linéaires existantes Autoregressive Moving Average Model (ARMA). Le développement des processus bilinéaires, des modèles à seuils, des modèles de types ARCH ou encore des processus à mémoire longue participe à ce mouvement.

4- Méthodologie

4-1- Le test BDS de non-linéarité

Du nom de ces trois auteurs Brook, Dechert et Scheinkman (Broock, W.A. et al., 1987), la statistique BDS permet de tester l'hypothèse nulle de série indépendamment et identiquement distribuée (iid) contre une alternative non spécifiée et peut être utilisée sous certaines conditions en tant que test de non linéarité. Si l'intégrale de corrélation notée $C_m(\varepsilon)$ mesure la probabilité que deux m-historiques $(X_i, X_{i+1}, \dots, X_{i+m-1})$ et $(X_j, X_{j+1}, \dots, X_{j+m-1})$ d'une série $\{X_t\}_{t=1, \dots, T}$; soient proches, selon une distance inférieure à une quantité ε donnée, alors la statistique du test BDS est donnée par :

$$W_m(\varepsilon) = \frac{\sqrt{T}(C_m(\varepsilon) - (C_1(\varepsilon))^m)}{\delta_m(\varepsilon)}$$

sous l'hypothèse nulle de série indépendamment et identiquement distribuée (iid). Broock et al., 1987 montrent que $T \rightarrow \infty$ alors $C_m(\varepsilon) \rightarrow (C_1(\varepsilon))^m$ et que l'expression $\sqrt{T}(C_m(\varepsilon) - (C_1(\varepsilon))^m) \rightarrow N(0, \delta_m^2)$. La statistique $W_m(\varepsilon)$ définie ci-dessus suit une loi normale centrée et réduite. Pour un $W_m(\varepsilon)$ inférieur au fractile d'ordre 0,99 ou 0,95 de la loi normale, nous admettons donc que les $\{X_t\}_{t=1, \dots, T}$ sont indépendamment et identiquement distribuées.

Le rejet de l'hypothèse nulle de série iid 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);
- d'un processus chaotique non linéaire.

Ainsi, pour utiliser le test BDS comme test de non linéarité, il est nécessaire de stationnariser la série afin de lui retirer toute forme de dépendance linéaire. Si à l'issue de ce filtre, la statistique BDS rejette l'hypothèse nulle de série iid nous pouvons alors conclure la présence d'une structure de dépendance non linéaire dans les données. Les tests de présence d'effet ARCH et de chaos permettent alors de conclure sur la nature de la non linéarité.

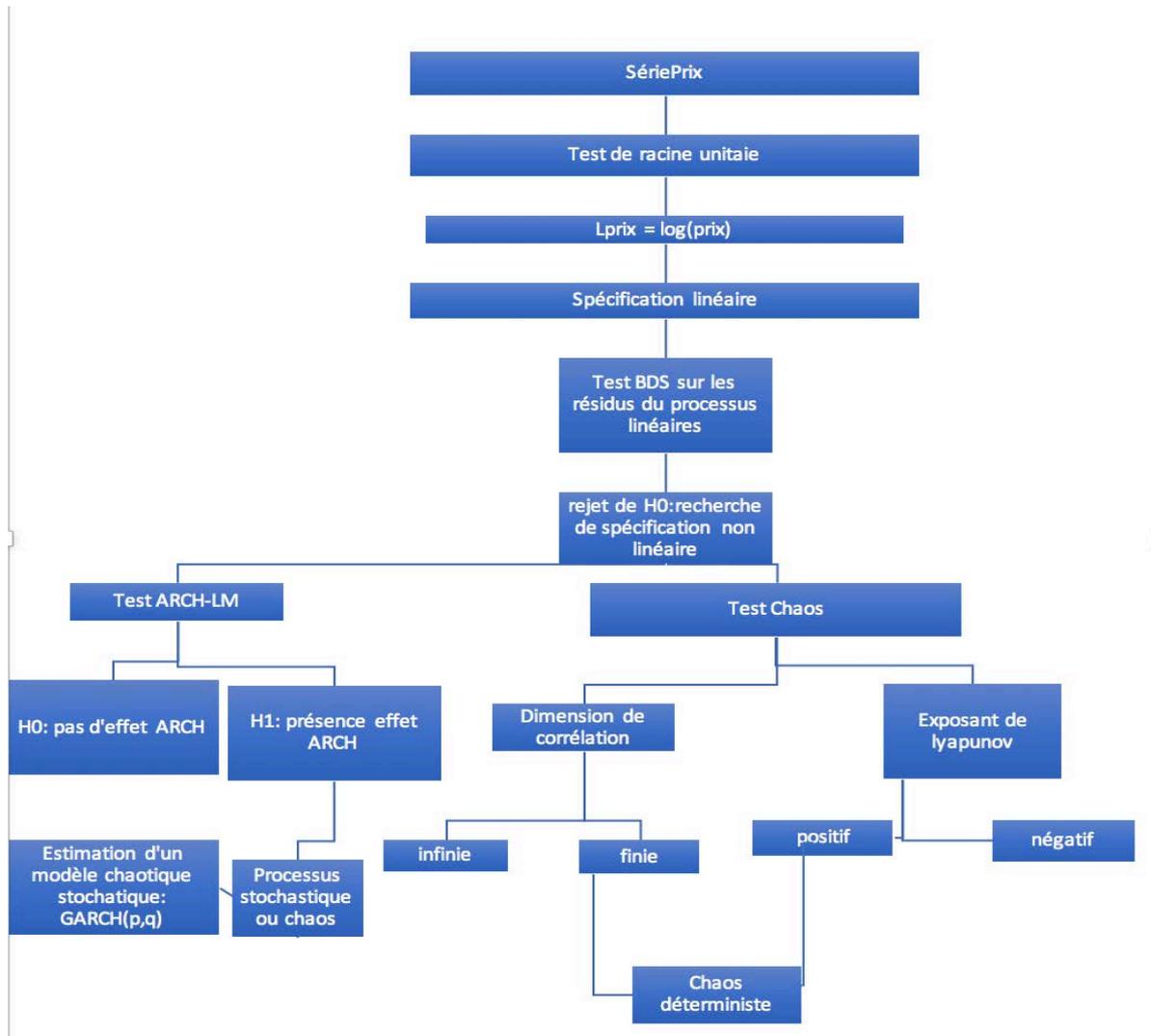


Figure 2 : Procédure de test. Source Broock et al., 1987

4-2- Le test Autoregressive Conditional Heteroskedasticity- Lagrange Multiplier (ARCH-LM)

Les modèles de types ARCH sont caractérisés par une non-linéarité en variance (Bollerslev et al., 1991). La présence de cette structure dans une série peut être vérifiée par le test ARCH-LM qui a été introduit par Engle (Engle, R., 1982). L'objectif est de tester l'hypothèse nulle d'homoscédasticité contre l'hypothèse alternative d'hétéroscédasticité dans la variance conditionnelle. Après l'estimation de la série par un processus ARMA(p,q) la procédure

consiste à récupérer les résidus $\hat{\varepsilon}_t$ puis à effectuer la régression suivante : $\hat{\varepsilon}_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^l \alpha_i \hat{\varepsilon}_{t-i}^2$. La sélection du nombre de retards l à prendre en compte dans l'estimation, s'effectue au moyen du corrélogramme des $\hat{\varepsilon}_t^2$. On calcule ensuite la statistique TR^2 où T est le nombre d'observations de la série $\hat{\varepsilon}_t$ et R^2 le coefficient de détermination associé à la régression. Sous l'hypothèse nulle d'homoscédasticité, la statistique suit une loi de khi-deux à l degrés de liberté $X^2(l)$. La règle de décision est la suivante :

- Si $TR^2 < X^2(l)$, l'hypothèse nulle est acceptée : il n'y a pas d'effet ARCH ;
- Si $TR^2 \geq X^2(l)$, l'hypothèse nulle est rejetée en faveur de l'alternative d'hétéroscédasticité conditionnelle.

4-3-3 La dimension de corrélation de Grassberger et Procaccia (1983)

Pour mettre en évidence le chaos dans un système dynamique, la notion de dimension de corrélation est importante. Elle permet de distinguer un processus chaotique d'un processus stochastique : celle du processus stochastique est élevée alors que celle d'un processus chaotique est faible. La dimension de corrélation de Grassberger, P., et Procaccia, I. (1983) se calcule à partir de l'intégrale de corrélation $C_m(\varepsilon)$. Ils ont montré que pour des petites valeurs de ε , $C_m(\varepsilon)$ évolue exponentiellement avec ce rayon à une vitesse D_m de sorte que $C_m(\varepsilon) = \alpha \varepsilon^{D_m}$. Pour une valeur m , l'exposant D_m définit alors la dimension de corrélation que l'on peut estimer en prenant la pente de la droite donnant $\log[C_m(\varepsilon)]$ en fonction de $\log[\varepsilon]$:

$$\hat{D}_m = \lim_{\varepsilon \rightarrow 0} \frac{\ln C(\varepsilon)}{\ln \varepsilon}$$

La dimension de corrélation est alors définie par : $D_c = \lim_{m \rightarrow \infty} D_m$ et s'interprète de la manière suivante :

- Si la série est générée par un processus purement stochastique, sa dimension est infinie. La dimension de corrélation estimée doit croître de façon monotone avec la dimension de plongement : $\lim_{m \rightarrow \infty} \hat{D}_m = D_c = \infty$;
- Dans le cas contraire où la série est générée par un processus chaotique, \hat{D}_m se stabilise à un certain niveau D_c lorsque m augmente.

4-3-4- L'exposant maximum de Lyapunov

Les exposants de Lyapunov constituent un moyen direct de détection de chaos à partir de l'observation d'une série temporelle. Il s'agit de quantifier la sensibilité aux conditions initiales, une propriété fondamentale des systèmes chaotiques en mesurant la vitesse moyenne avec laquelle les trajectoires de deux points ($X_0, X_0 + \varepsilon$) initialement très proches s'écartent exponentiellement dans le temps. Soit f une application de dimension 1, $f : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ telle que $X_{t+1} = f(X_t)$, $t=1, \dots, T$ et X_0 fixé et soient $\{f^t(X_0)\}_{t=0, \dots, T}$ et $\{f^t(X_0 + \varepsilon)\}_{t=0, \dots, T}$ deux trajectoires de f dont l'écart moyen entre leurs points initiaux est ε . Si on note par δ , le taux moyen de séparation entre deux trajectoires après T itérations :

$$\delta = \frac{1}{T} \ln \frac{f^T(X_0 + \varepsilon) - f^T(X_0)}{\varepsilon}$$

L'exposant de Lyapunov λ est défini comme la limite de δ lorsque l'écart initial tend vers zéro et T tend vers l'infini :

$$\lambda = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \ln \frac{df^T(X_0)}{dX_0}$$

En utilisant la règle des itérés de f se ramène à :

$$\lambda = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \sum_{t=0}^{T-1} \ln \frac{df^t(X_0)}{dX_0}$$

La généralisation multidimensionnelle ($X \in \mathbb{R}^n$) se fait alors en remplaçant la dérivée dans l'équation précédente par une matrice jacobienne évaluée en X_0 et notée $J^T(X_0)$ au bout de T itérations.

$$J^T(X_0) = J^{T-1}(X_0) * J^{T-2}(X_0) * \dots * J(X_0)$$

Les exposants de Lyapunov sont alors définis par :

$$\lambda = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \sum_{t=0}^T \ln \frac{df^T(X_0)}{dX_0}$$

où les λ_i , $i = 1, \dots, n$ sont les valeurs propres de la $JT(X_0)$. L'ensemble de ces exposants s'appelle le spectre de Lyapunov et l'étude de ce spectre nous permet de classer les différents attracteurs. Un attracteur est dit chaotique si au moins un des exposants de Lyapunov est positif.

5- Résultats

L'analyse porte sur les prix mensuels de moutons sur la période de janvier 2008 au mois de novembre 2016. Ces données proviennent de la base de données de l'Agence Nationale de la Statistique et de la Démographie (ANSD) et les prix sont exprimés en francs CFA. La figure 3 montre l'évolution des prix des moutons entre 2008 et 2016. Elle est marquée par une tendance baissière et haussière qui présage d'une non stationnarité et d'une asymétrie dans la distribution de la série.

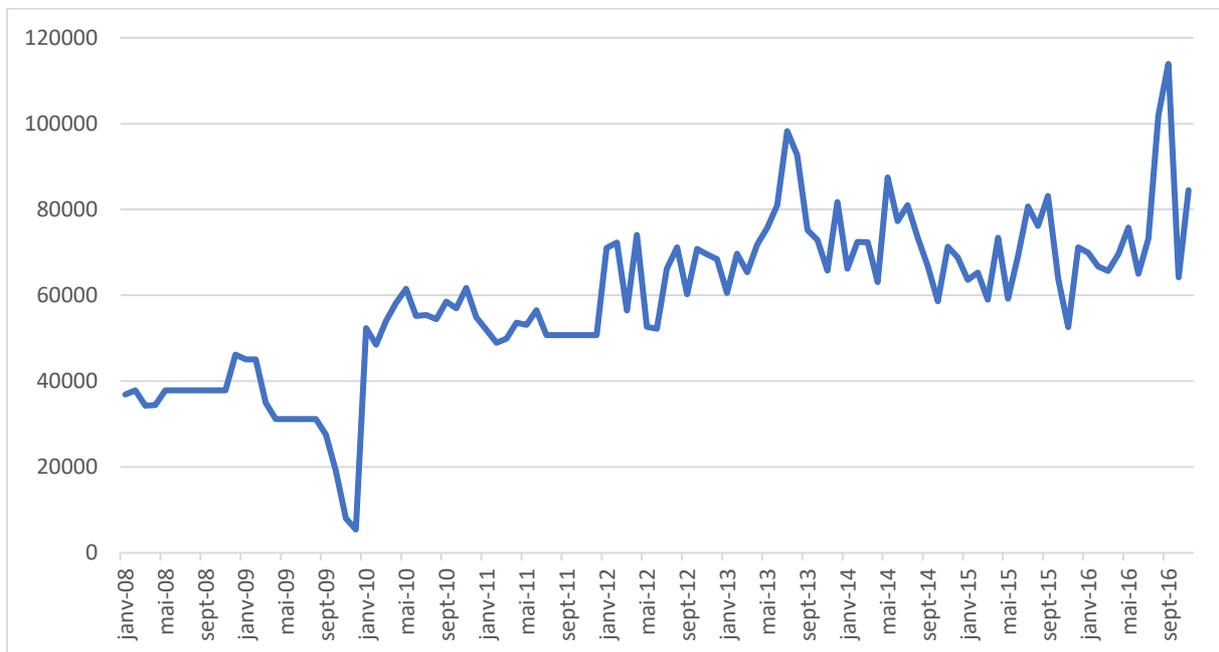


Figure 3. Evolution du prix des moutons en FCFA.

Afin de réduire la variabilité de la série des prix des moutons, nous transformons cette série en logarithme.

Le tableau 1 indique les statistiques descriptives. Rappelons que pour une loi normale, le coefficient d'asymétrie (Skewness) est nul et que celui d'aplatissement (Kurtosis) vaut 3. Cette loi est caractérisée par sa symétrie par rapport à la moyenne ainsi que par la faible probabilité des valeurs extrêmes. Sous l'hypothèse nulle de normalité, la statistique de Jarque Bera suit une loi normale à deux degrés de liberté.

Série Lprix	
N	107
Moyenne	10,916
Maximum	11,643
Minimum	8,601
Ecart type	0,428
Skewness	-2,496
Kurtosis	12,902
Jarque Bera	548,257

Tableau 1. Statistiques descriptives

Le tableau des statistiques descriptives montre que :

- Le coefficient de Skewness (-2,495) est différent de zéro. Donc ce coefficient montre la présence d'asymétrie dans la série des prix des moutons et la distribution est étalée vers la gauche. Cette asymétrie peut être source de non linéarité ;
- Le coefficient de Kurtosis ((12,902) est supérieur à la valeur du Kurtosis de la loi normale. La valeur du coefficient trouvé indique que la série est plus aplatie que la courbe de la loi normale et témoigne d'une forte probabilité d'occurrence de points extrême ;
- La statistique de Jarque Bera (548,257) est supérieure aux khi-deux à deux degrés de libertés. La série n'est pas une distribution gaussienne.

De cette analyse, nous en déduisons que la série prix est une série volatile, leptokurtique et asymétrique : la distribution n'est pas une distribution gaussienne. C'est cette insuffisance des modèles linéaires qui conduit à envisager une approche non linéaire du processus générateur de la série prix des moutons. Pour tester l'existence d'une non linéarité dans la série, nous utilisons le test BDS de (Broock et al., 1987). Ce test permet de tester si une série indépendamment et identiquement distribuée (iid). Avant de procéder à ce test, nous étudions la stationnarité de la série.

5-1- Etude de la stationnarité

Nous effectuons les tests de stationnarité de Dickey Fuller Augmented (Dickey, D. et Fuller, W., 1981). Les résultats de test effectués au seuil de 5% sont présentés dans le tableau suivant :

Série	Coefficients	t-statistic	Valeurs critiques	Probabilités
Lprix	Constante	-3.529	-2.888	0.0090
	Constante et tendance	-4.912	-3.452	0.0006
	None	0.351	-1.614	0.7845

Tableau 2. Tests de stationnarité au seuil de 5%.

Nous constatons que la tendance et la constante sont significatives au seuil de 5%. Leurs probabilités respectives sont 0, 0090 et 0,0006 sont inférieures à 5%. De même, les statistiques de test ADF sont inférieures à leurs valeurs critiques. La série est donc stationnaire.

5-2- Tests de linéarité

Avant de faire le test BDS, il est nécessaire de blanchir la série l_{prix} afin de filtrer toute forme de dépendance linéaire. À cette fin, nous avons modélisé ladite série au moyen d'un processus autorégressif d'ordre (1) dont l'ordre a été obtenu par une triangulation entre le critère d'information Akaike (AIC), et les critères bayésiens de Schwartz (BIC) et d'Hannan-Quinn (HQC).

	AIC	SIC	HQ
AR (1)	-0,76	-0,66	-0,72
AR (2)	-0,738	-0,612	-0,687
AR (3)	-0,711	-0,56	-0,65
AR (4)	-0,685	-0,509	-0,614

Tableau 3. Choix du modèle pour le retrait de la dépendance linéaire de série stationnarisée

5-3- Résultats du test de détection de non linéarité

Le test de Brook, Dechert et Scheinkman (test BDS) permet de tester l'hypothèse selon laquelle la série prix est indépendamment et identiquement distribuée (iid). Pour éviter le rejet de cette hypothèse, due à la non stationnarité de la série, nous avons préalablement stationnarisé la série. La statistique BDS converge asymptotiquement vers la loi normale $N(0,1)$. Les valeurs critiques sont respectivement 1,96 et 2,33. Les résultats obtenus, ci-dessous, montrent que l'hypothèse de bruit blanc est fortement rejetée et confirme la dynamique non linéaire de la série, mais ne renseigne pas sur la nature du processus sous-jacent qui peut être de nature stochastique ou déterministe.

Dimension	BDS Statistic	Std.Error	z-Statistic	Prob
2	0.016472	0.002969	5.547802	0.0000
3	0.032104	0.006444	4.982395	0.0000
4	0.46038	0/010467	4.398232	0.0000
5	0.058814	0.014877	3.953249	0.0001
6	0.071605	0.019560	3.660728	0.0003

Tableau 4. Résultats du tests BDS sur la série l_{prix}

Les alternatives à cette hypothèse sont nombreuses et s'inscrivent dans une approche non linéaire du processus générateur de la série. Dans cette étude nous faisons recours au processus hétéroscédastique qui permet de prendre en compte l'importante variabilité des prix.

5-4- Test ARCH

Le test ARCH donne :

F-statistic	6,652
TR ²	6,370
Probabilité(F)	0,0113
Probabilité(X ²)	0,0116

Tableau 5. Test ARCH d'hétéroscédasticité

La valeur de la statistique TR²(6.652) est supérieure à celle du Khi-deux à deux degrés de

liberté (5.99), nous en déduisons que l'hypothèse d'homoscédasticité est rejetée, il y a présence d'effet ARCH.

5-5- Identification des ordres p et q

Pour identifier l'ordre p et q d'un processus ARMA, nous utilisons le corrélogramme de la fonction d'autocorrélation et la fonction d'autocorrélation partielle de la série stationnaire des prix des moutons (lprix)). La fonction d'autocorrélation permet d'identifier un modèle MA(q) et la fonction d'autocorrélation partielle permet de déterminer un modèle AR(p). D'après le corrélogramme ci-dessous, nous constatons que la première autocorrélation simple et partielle de la série (lprix) est significativement différente de zéro.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
█	█	1	0.778	0.778	66.577	0.000
█	█	2	0.615	0.026	108.62	0.000
█	█	3	0.526	0.102	139.68	0.000
█	█	4	0.466	0.053	164.25	0.000
█	█	5	0.435	0.083	185.93	0.000
█	█	6	0.425	0.082	206.79	0.000
█	█	7	0.412	0.048	226.60	0.000
█	█	8	0.386	0.012	244.15	0.000
█	█	9	0.329	-0.062	257.00	0.000
█	█	10	0.290	0.014	267.13	0.000
█	█	11	0.283	0.053	276.85	0.000
█	█	12	0.300	0.080	287.89	0.000
█	█	13	0.336	0.102	301.90	0.000
█	█	14	0.342	0.008	316.56	0.000
█	█	15	0.330	0.014	330.38	0.000
█	█	16	0.315	0.018	343.12	0.000
█	█	17	0.292	-0.003	354.19	0.000
█	█	18	0.263	-0.028	363.28	0.000
█	█	19	0.270	0.053	372.92	0.000
█	█	20	0.265	-0.019	382.37	0.000
█	█	21	0.254	-0.005	391.09	0.000
█	█	22	0.220	-0.046	397.74	0.000
█	█	23	0.181	-0.032	402.31	0.000
█	█	24	0.135	-0.063	404.87	0.000
█	█	25	0.098	-0.043	406.22	0.000
█	█	26	0.059	-0.074	406.73	0.000
█	█	27	0.069	0.050	407.43	0.000
█	█	28	0.050	-0.076	407.81	0.000
█	█	29	0.056	0.052	408.27	0.000
█	█	30	0.073	0.042	409.09	0.000
█	█	31	0.045	-0.073	409.41	0.000
█	█	32	0.019	-0.028	409.46	0.000
█	█	33	0.023	0.027	409.54	0.000
█	█	34	0.005	-0.065	409.55	0.000
█	█	35	0.004	0.009	409.55	0.000
█	█	36	-0.001	-0.019	409.55	0.000

Tableau 6. Corrélogramme

Nous retenons les modèles suivants : AR (1), MA (1), MA (2).

5-6- Estimation du modèle ARCH

Afin de tenir compte de l'effet ARCH, nous estimons l'équation de la variance conditionnelle conjointement à l'équation de la moyenne pour ces différents modèles : ARCH (1), GARCH (1,1), TGARCH (1,1) et EGARCH (1,1).

L'estimation d'EGARCH (1,1) montre que les coefficients de l'équation de la variance sont différents de zéro. Il existe un phénomène d'asymétrie.

Le modèle TGARCH (1,1) permet de vérifier la persistance du phénomène de l'asymétrie dans la série des prix des moutons.

Les deux modèles vérifient les conditions d'asymétrie.

Les modèles ARCH (1,1) GARCH (1,1) satisfont la condition de la positivité de la variance.

Pour choisir le modèle le plus approprié, nous nous basons sur les critères de sélection tenant compte :

- du critère d'AIC ;
- du critère de SIC.

Le modèle retenu est celui qui possède les valeurs minima.

	ARCH (1)	GARCH (1,1)	TGARCH (1,1)	EGARCH (1,1)
AIC	0,0479	0,0579	0,0758	0,1231
SIC	0,1229	0,1578	0,2007	0,248

Tableau 7. Tableau de comparaison des modèles ARCH

La comparaison entre ces différents modèles retenus, compte tenu des critères de sélection AIC et SIC, ci-dessus, nous amène à choisir le processus ARCH (1) pour modéliser la variance conditionnelle du prix des moutons en logarithme. Engle (1982) a développé les modèles ARCH (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) afin de permettre à la variance d'une série de prendre en compte toutes les informations disponibles et du temps. Ce modèle a été mis en place pour pallier aux insuffisances des modèles ARMA linéaires. Dans un modèle de type ARCH, le bruit ϵ_t est un processus tel que : $E(\epsilon_t, |\epsilon_{t-1}) = 0$ $V(\epsilon_t, |\epsilon_{t-1}) = \sigma_t^2$ où $\epsilon_{t-1} = (\epsilon_{t-1}, \epsilon_{t-2}, \dots)$. σ_t^2 représente la variance conditionnelle du processus ϵ_t en fonction du temps. Le processus ARCH(q) est basé sur une paramétrisation quadratique de la variance conditionnelle et s'écrit :

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 = \alpha_0 + \alpha(L)\epsilon_t^2$$

$\alpha_0 > 0$ et $\alpha_i > 0 \forall i$. de ce fait, ce modèle prend en compte le fait que les fortes (respectivement les faibles) variations des prix soient suivies par d'autres fortes (respectivement faibles) variations des prix qui n'ont pas été prévisibles.

Les résultats de l'estimation du modèle ARCH (1,1) donnent :

Variable	Coefficient	Écart-type	Z-statistique	Probabilité
C	11,097	0,018	622,604	0,0000
Equation de la variance				
C	0,014	0,004	3,415	0,0006
Resid (-1) ^2	0,845	0,342	2,469	0,0135

Tableau 8. Tableau d'estimation du modèle ARCH (1)

L'équation de la variance conditionnelle est bien spécifiée. Les paramètres sont tous significatifs au seuil de 5%. Ce qui confirme l'existence d'une forte volatilité des prix des moutons au fil du temps.

Les résultats des tests de diagnostic sur les résidus montrent :

- Pour l'existence d'une corrélation des erreurs, nous supposons l'hypothèse nulle : les erreurs ne sont pas corrélées contre l'hypothèse alternative dont les erreurs sont corrélées. Le corrélogramme montre que les p-values pour l'ensemble de la série sont supérieures à 5%. Ce qui implique que l'hypothèse nulle est acceptée. Les erreurs ne sont pas corrélées.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	0.008	0.008	0.0070	0.933
		2	0.004	0.004	0.0086	0.996
		3	0.121	0.121	1.6489	0.648
		4	-0.047	-0.049	1.8959	0.755
		5	0.033	0.034	2.0190	0.847
		6	-0.054	-0.071	2.3572	0.884
		7	-0.052	-0.039	2.6701	0.914
		8	-0.052	-0.063	2.9871	0.935
		9	0.042	0.064	3.2016	0.956
		10	0.032	0.036	3.3267	0.973
		11	-0.022	-0.008	3.3836	0.985
		12	0.025	0.006	3.4579	0.991
		13	0.065	0.061	3.9855	0.991
		14	0.051	0.044	4.3083	0.993
		15	-0.025	-0.035	4.3906	0.996
		16	0.061	0.056	4.8642	0.996
		17	-0.070	-0.075	5.4952	0.996
		18	-0.040	-0.030	5.7039	0.997
		19	-0.046	-0.067	5.9852	0.998
		20	-0.070	-0.028	6.6375	0.998
		21	0.001	0.006	6.6376	0.999
		22	-0.067	-0.050	7.2456	0.999
		23	0.001	-0.001	7.2458	0.999
		24	0.033	0.031	7.4029	1.000
		25	-0.027	-0.031	7.5092	1.000
		26	-0.036	-0.062	7.6958	1.000
		27	0.171	0.177	11.935	0.995
		28	0.029	0.027	12.062	0.996
		29	0.000	0.010	12.062	0.998
		30	0.088	0.047	13.222	0.997
		31	-0.045	-0.014	13.534	0.997
		32	0.042	0.034	13.813	0.998
		33	-0.081	-0.088	14.842	0.997
		34	-0.042	-0.008	15.128	0.998
		35	-0.022	-0.010	15.209	0.999
		36	-0.024	-0.003	15.302	0.999

Tableau 9. Corrélogramme du modèle ARCH

- Nous vérifions l'existence d'un effet ARCH des erreurs. L'hypothèse nulle suppose qu'il n'y a pas d'effet ARCH et l'hypothèse alternative il y a un effet ARCH. Les résultats du test montrent qu'il n'y a pas d'effet ARCH dans ce modèle : la p-value est supérieure à 5%.

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.007037	Prob. F(1,104)	0.9333
Obs*R-squared	0.007172	Prob. Chi-Square(1)	0.9325

Tableau 10. Effet ARCH test

- Nous regardons maintenant si les erreurs sont normalement distribuées. H0 : les erreurs ne sont pas normalement distribuées. H1 : les erreurs sont normalement distribuées. La statistique de Jarque Bera est supérieure au Khi deux à deux degrés de liberté. Nous acceptons l'hypothèse nulle : les erreurs ne sont pas normalement distribuées.

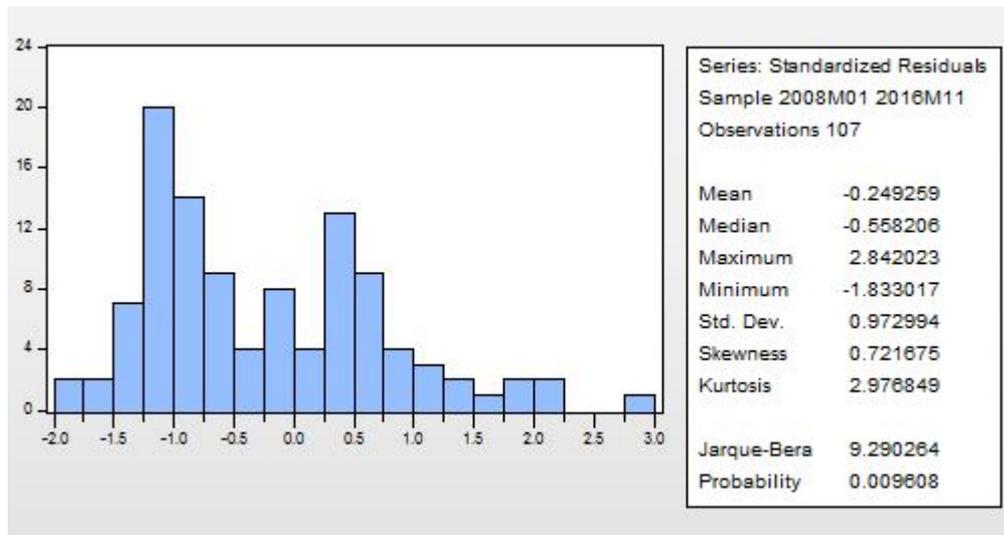


Tableau 11. Test de normalité

Ce dernier test n'empêche pas d'accepter le modèle du fait qu'il n'a pas d'effet ARCH et que les erreurs ne sont pas corrélées.

L'analyse du marché des moutons par l'approche chaotique permet la prise en compte des différentes composantes de la série temporelle, dans la construction du modèle adéquat qui minimise le bruit résiduel. Les modèles linéaires présentent des insuffisances dans l'intégration des chocs qui interviennent et qui ont un impact sur l'évolution de la série, au cours du temps. D'où l'intérêt, d'introduire la notion de non-linéarité, dans l'analyse de la série, pour une meilleure appréciation et interprétation des données et une correction de l'existence d'asymétrie dans la dynamique des variables.

Conclusion

Dans cette étude, il a été question d'analyser la dynamique non linéaire du prix des moutons au Sénégal. Nous avons supposé que l'existence de comportements hétérogènes des agents du marché ait un impact significatif dans la variation des prix des moutons. D'où l'introduction de la notion de non linéarité dans la dynamique des prix. De ce fait, l'objectif de ce travail est d'identifier le processus dynamique mis en œuvre dans l'évolution du prix des moutons au Sénégal ; puis de rechercher le type de modélisation susceptible de reproduire les caractéristiques du prix de ces moutons. Pour ce faire, nous avons, dans un premier temps tester l'existence ou non de phénomènes non linéaires dans l'évolution des prix à l'aide du test BDS (Broock, W.A. et al., 1987). Les résultats de ce test confirment l'existence de dynamique non linéaire. Cependant ils ne renseignent pas sur la nature du processus sous-jacent qui peut être de nature stochastique ou déterministe. D'où en second lieu nous nous sommes penchés sur la nature de cette dynamique non linéaire : Stochastique ou Déterministe ? Ainsi, nous avons fait recours au test d'effet ARCH et à des tests de détections de chaos. Les résultats montrent que les modèles non linéaires de type ARCH peuvent reproduire les phénomènes de volatilité et d'asymétrie qui existent dans la dynamique du prix des moutons. Les résultats des estimations du modèle ARCH sont satisfaisants car les coefficients sont significatifs. De même, les paramètres de l'équation de la variance sont significatifs et confirment l'importance des phénomènes aléatoires dans l'évolution des prix.

Bibliographies

- Bollerslev, T., Chou, R. Y, Jayaraman, N. and Kroner, K. F. 1991. « Les modèles arch en finance : Un point sur la théorie et les résultats empiriques », *Annals of Economics and Statistics / Annales d'Économie et de Statistique* (24), pp. 1-59.
- Brook, W.A., Dechert W.D. et. Scheinkman. J.A.1987. « A test for independence based on the correlation dimension», Working paper, University of Wisconsin-Madison.
- Brook, W. A., Scheinkman, J.A., Dechert, W.D., et LeBaron, B. 1996. « A test for independence based on the correlation dimension», *Econometric Reviews*, 15(3), 197-235.
- Cadoret, I., et al. 2009. « Econométrie appliquée, Méthodes-Applications-Corrigés », 2e édition, *Ouvertures économiques*, De Boeck Université.
- Dao, T., Nicholson, P., Ouliaris, S. et Samiei H. 2005. « Recents developments in commodity markets », *IMF World Economic Outlook*, pp. 57-65.
- DeGrauwe P. et Grimaldi M. 2005. « Heterogeneity of agents, transaction costs and the exchange rate», *Journal of economic and control*, Vol. 29, 4, April.
- Dickey, D. et Fuller, W.1981. «Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with unit root», *Econometrica* 49,4.
- Diasso Y. 2014. « Dynamique du prix international du coton : aléas, aversion au risque et chaos », *Recherches économiques de Louvain* 2014/4 (Vol.80), p. 53-86.
- Engle R. F. 1982. « Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation », *Econometrica*, Vol. 50, No. 4(Jul., 1982), pp. 987-1007.
- Goodwin, R.M. 1951. « The Nonlinear accelerator and the persistence of business cycles», *Econometrica*, vol. 19, No.1 (Jan., 1951), pp. 1-17.
- Grassberger, P., et Procaccia, I.1983. « Measuring the strangeness of strange attractors». *Physica D: Nonlinear Phenomena*, 9(1-2), 189-208.
- Greenspan, A. 2006. « Oil depend on economic risk », *Hearing before the committee on foreign relations, U.S. Senate*, June.
- Hicks, J.R., 1950. « A contributive to the theory of the trade cycle », *Clarendon Press Oxford*.
- Jawadi F. et Koubaa, Y.2007. « Dynamique non linéaire des marchés boursiers du G7 : une application des modèles STAR », *Finance*, 2007/1 (Vol.28), p.29-74.
- Kaldor, N.1940. « A model of the Trade Cycle », *Economic Journal*, mars, pp. 78-92.
- Kalecki, M., 1935. « A Macrodynamic Theory of Business Cycles ». *Econometrica*, 3(3), 327
- Kyrtsou C. et Terrazzo M. 2002. « Stochastic chaos or ARCH effects in stock series? a comparative study», *International Review of financial analysis* 11 (2002) 407-431.
- Lardic S. et Mignon, V. 2004. « Introduction générale : l'importance des non linéarités sur les marchés financiers », *Revue d'économie politique*, 2004/4 (Vol.114), p. 439-451.
- Mignon Valérie.1997. « La dynamique des marchés boursiers est-elle chaotique ? » *Journal de la société statistique de Paris*, tome 138, n°2 (1997), p.63-81.