



The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
<http://ageconsearch.umn.edu>
aesearch@umn.edu

Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.

Les marchés mondiaux des produits agricoles sont-ils efficients ?

Mme Catherine Araujo Bonjean

Citer ce document / Cite this document :

Araujo Bonjean Catherine. Les marchés mondiaux des produits agricoles sont-ils efficients ?. In: Économie rurale. N°243, 1998. Modélisation des marchés agricoles. pp. 8-15;

doi : <https://doi.org/10.3406/ecoru.1998.4987>

https://www.persee.fr/doc/ecoru_0013-0559_1998_num_243_1_4987

Fichier pdf généré le 26/03/2019

Résumé

L'objectif de ce travail est de tester à l'aide des instruments nouveaux de l'analyse financière l'hypothèse de marché efficient associée aux modèles de marche aléatoire et de martingale, pour un échantillon de produits agricoles. Les tests mis en œuvre visent à détecter la présence de mémoire longue au sein des séries de prix mondiaux, considérée comme un indicateur d'imperfection des marchés, et à identifier la nature stochastique ou déterministe des processus sous-jacents. Les résultats montrent que la majorité des prix étudiés suit des processus non linéaires stochastiques ou déterministes à mémoire longue incompatibles avec le modèle de marche aléatoire ou de martingale. Il n'existe pas cependant de possibilité de gain systématique par arbitrage sur ces marchés, bien que les prix qui apparaissent engendrés par des processus chaotiques soient potentiellement prédictibles à court terme.

Abstract

Are agricultural commodity markets efficient ?

The aim of this paper is to test the random walk and martingale versions of the efficient market hypothesis using tools deriving from financial markets analysis. Tests are performed for a sample of agricultural products in order to detect long term memory in world prices, which is considered as an indicator of market imperfection, and to distinguish between stochastic and deterministic processes. Results show that most of the series are long memory processes generated by non-linear stochastic or deterministic systems. Although long memory does not imply the existence of profitable trading rules, for chaotic processes price changes are potentially predictable in the short run.



Les marchés mondiaux des produits agricoles sont-ils efficents ?

L'efficience d'un marché est généralement assimilée au caractère imprédictible des variations de prix sur ce marché et associée au modèle de marché aléatoire ou de martingale. Bien que ces processus de marché aléatoire et de martingale apparaissent comme des cas particuliers, très restrictifs, de modèles d'équilibre général intertemporel, ces hypothèses de comportement des séries boursières ont connu un succès considérable et la validation de nombreuses études empiriques (Fama 1970).

La plupart de ces analyses ont consisté en des tests d'indépendance sérielle et de présence de trend dans les changements de prix qui doivent être indépendants sous l'hypothèse de marché aléatoire et certaines formes de martingale. Cependant, bien que les premiers travaux aient montré la présence d'autocorrélation de court terme (Houthakker 1961), et la variabilité dans le temps de la variance des chroniques financières, ils n'ont pu permettre de rejeter une forme d'efficience des marchés associée à un modèle de jeu équitable dans lequel n'existe pas de possibilité de profit par arbitrage. Plus rarement, des tests directs du modèle de martingale, consistant à mesurer le pouvoir prédictif d'un vecteur d'information, ont été effectués sans pouvoir non plus rejeter l'hypothèse de marché efficient.

Plus récemment, les travaux empiriques se sont intéressés au phénomène de mémoire longue des chroniques boursières et à la prédictibilité de long terme des variations de cours qui en découle. Ainsi, les travaux de Mandelbrot (1963) puis de Summers (1986) et Fama et French (1988) montrent un retour lent des séries vers leur moyenne, difficilement compatible avec les modèles de martingale ou de marché aléatoire. En effet, la dépendance de long terme des séries signifie que les prix s'écartent durablement de leur valeur fondamentale et donc que les marchés sont inefficients ou marqués par des changements structurels.

La mise en évidence de dépendance persistante qui donne aux séries l'apparence de fluctuations cycliques apériodiques, a donc ouvert un nouveau champ d'analyse. Après les travaux de Mandelbrot établissant la relation entre la dépendance de long terme et le mouvement brownien fractionnaire, le regain d'intérêt suscité depuis les années quatre-vingt par les modèles dynamiques non linéaires a

conduit de nombreux auteurs à rechercher l'existence d'une structure non linéaire, déterministe ou stochastique, dans les séries financières avec des résultats contrastés (Hsieh 1991, Peters 1994).

Comme les chroniques financières, les prix des matières premières agricoles sur les marchés mondiaux sont caractérisés par des mouvements brusques de grande amplitude et des fluctuations d'apparence cycliques. Considérant les produits agricoles de base comme des actifs stockables, l'objectif de ce travail est de tester à l'aide des instruments nouveaux de l'analyse financière la présence de mémoire longue au sein des séries de cours mondiaux, et le caractère déterministe ou stochastique de la dynamique sous-jacente. Dans cette perspective, la mise en évidence de processus à mémoire longue amènera à rejeter le modèle de marché efficient associé aux modèles de marché aléatoire et de martingale. Cette démarche s'inscrit donc dans le cadre des analyses univariées des modèles de prédiction des cours futurs.

Un premier point est consacré à un rappel des hypothèses de marché aléatoire et de martingale. Sont ensuite présentées les caractéristiques des distributions des prix mondiaux d'un échantillon de produits agricoles et les principaux tests de normalité associés. Une troisième partie est consacrée à l'étude de la mémoire de court terme des séries. Une fois prise en compte la présence éventuelle d'une dépendance linéaire de court terme, l'hypothèse d'indépendance des changements de prix est testée à travers la statistique de BDS. L'étude de la mémoire longue des séries est ensuite effectuée à travers la statistique de test non paramétrique de Hurst qui donne ainsi une mesure du degré d'imperfection des marchés. Enfin, une dernière partie est consacrée à l'étude des processus qui sous tendent les séries de prix présentant une mémoire de long terme. Les exposants de Lyapunov et la dimension de corrélation sont calculés pour distinguer les mouvements fractionnaires des processus chaotiques. L'analyse porte sur les prix mondiaux de 14 produits agricoles disponibles en fréquence mensuelle de janvier 1957 à avril 1996, plus de 470 observations, sur une période peu susceptible d'être marquée par des transformations structurelles des marchés mondiaux.

L'hypothèse de marché efficient associée aux modèles de marché aléatoire et de martingale

Les premières versions du modèle de marché efficient renvoient aux travaux précurseurs de Bachelier qui, en 1900, a le premier dérivé certaines des propriétés mathématiques du mouvement brownien et considéré que les cours boursiers suivent une marche aléatoire. Dans ce modèle, les variations de prix sont aléatoires et stationnaires, indépendamment et identiquement distribuées (iid) et peuvent être représentées par une distribution normale. Ce modèle suppose donc que l'information arrive sur les marchés de façon continue et aléatoire. Du fait de l'indépendance des variations de prix, les fluctuations passées des prix ne permettent pas de prédire les variations futures ni donc de guider les choix de portefeuille. À cette hypothèse se rajoute généralement celle d'une espérance de $(P_{t+i} - P_t)$ égale à zéro ou à une constante dans le cas d'un modèle de marche aléatoire avec dérive.

Le modèle de martingale développé par Samuelson (1965), souvent confondu dans les travaux empiriques avec celui de marche aléatoire, est moins restrictif dans le sens où il permet à la distribution des changements de prix de dépendre des prix courants et passés et où il autorise une dépendance des moments supérieurs à un. Ce modèle impose seulement que l'espérance du prix futur étant donné un vecteur d'information Φ_t comprenant les prix présents et passés, soit égale au prix courant : $E(P_{t+i} | \Phi_t) = P_t$. Autrement dit, la meilleure prévision du prix futur étant donné l'information disponible est le prix présent ou, pour reprendre la terminologie de Fama (1970), les prix doivent refléter toute l'information disponible. Ce modèle permet donc aux prix de s'ajuster de façon graduelle à l'arrivée nouvelle d'informations et autorise une prédictibilité de court terme.

Au modèle de martingale correspond le modèle de « jeu équitable » (*fair game*). En effet, si P_t est une martingale, $E(P_{t+i} - P_t | \Phi_t) = 0$, et $(P_{t+i} - P_t)$ est un jeu équitable ; il n'existe pas de possibilité de profit par arbitrage et la meilleure prévision des rendements futurs est la moyenne historique des rendements passés (Mandelbrot 1971). Plusieurs versions du modèle de martingale ont été développées : version faible ou forte selon la nature de l'information contenue dans le vecteur Φ (Fama 1970), l'orthogonalité des variations de prix et la nature gaussienne ou non du processus aléatoire.

Le modèle de marche aléatoire gaussien a été remis en cause dès les années soixante par Mandelbrot (1963), puis Fama (1965) et Samuelson (1967) qui montrent que l'hypothèse d'observations indépendantes et identiquement distribuées s'applique à une classe très étendue de lois statistiques. En effet, l'étude des distributions des mouvements de prix sur les marchés boursiers montre qu'elles sont généralement caractérisées par des queues épaissees par rapport à la loi normale et s'apparentent davantage à des processus stochastiques à variance infi-

nie, stables au sens de Lévy (Mandelbrot 1963). Cette caractéristique des distributions, liée au caractère fortement discontinu des mouvements de prix sur les marchés est aussi appelée, selon les termes de Mandelbrot, « syndrome de la variance infinie » ou « effet Noah »¹.

Cependant, les queues épaissees des distributions des changements de prix peuvent également, comme c'est fréquemment le cas pour les séries financières, être la conséquence d'un processus non linéaire à mémoire courte de type ARCH ou GARCH. Elles peuvent aussi être la manifestation d'un système à mémoire longue engendré par un processus stochastique appelé bruit fractionnaire ou par un processus déterministe non linéaire, le chaos déterministe. En effet, une autre caractéristique des changements de prix, plus récemment mise en évidence est la présence d'une mémoire de long terme ou « syndrome de Joseph » dans la terminologie de Mandelbrot².

Dans le cas où le processus engendrant la dynamique des prix est un processus aléatoire stable au sens de Lévy ou un processus non linéaire à mémoire courte, une forme d'efficience est toujours vraie. En revanche, la présence d'une mémoire de long terme dans les mouvements de prix signifie que les prix s'écartent durablement de leur valeur fondamentale et peut impliquer la possibilité de profit par arbitrage (Leroy 1989). Cependant, dans le cas où le processus sous-jacent est stochastique, il n'existe pas de possibilité de gain systématique ; si les prix sont engendrés par un processus déterministe non linéaire, l'imprédictibilité des cours à long terme est préservée, mais les marchés sont par définition inefficients.

Dans l'analyse qui suit, de nouveaux outils d'analyse statistique sont utilisés pour caractériser le comportement des séries de prix mondiaux agricoles. La mise en évidence de la nature des processus engendrant les dynamiques de prix, processus linéaires ou non linéaires, stochastiques ou déterministes, constitue un test de l'hypothèse de marché efficient associé au modèle de martingale ; cela devrait aussi permettre de guider le choix d'un nouveau modèle de marché.

Caractéristiques des distributions de fréquence des variations de cours

Dans le modèle de marche aléatoire et de martingale, les variations de prix peuvent être modélisées par une loi normale. Cependant, l'étude des distributions des chroniques financières montre qu'elles sont caractérisées par des queues épaissees, symptômes de la non normalité des mouvements de prix. Ainsi, pour Black (1976), l'infor-

1. L'*effet Noah* fait référence au déluge biblique : les évolutions de prix sont marquées par des "catastrophes", variations brutales des prix à la hausse ou à la baisse.

2. Le *syndrome de Joseph* fait référence à l'épisode où dans l'Ancien Testament, Joseph voit dans le rêve du Pharaon sept années de vaches grasses succéder à sept années de vaches maigres.

mation n'arrive pas de façon continue mais de façon irrégulière et brusque, entraînant des sauts dans les variations de prix et des distributions non gaussiennes.

Comme attendu, l'analyse des distributions des changements des cours mondiaux des produits agricoles amène à rejeter l'hypothèse de normalité des variations de prix (tableau 1). Les indices d'asymétrie et de kurtosis montrent que les distributions de prix sont caractérisées par un déplacement vers la droite et un moindre aplatissement traduisant une fréquence plus élevée des grandes variations de prix par rapport à loi normale. On retrouve un phénomène déjà mis en évidence par Mandelbrot (1963) pour le coton et la laine.

Tableau 1. Caractéristiques des distributions de fréquence des variations de prix mondiaux (*)

	Skewness	Kurtosis	Jarque Bera
1. Banane	0.24	5.4	117.6
2. Blé	1.95	24.99	9 791
3. Cacao	0.39	3.45	16.2
4. Café	0.77	11.38	1 424
5. Caoutchouc	0.49	5.24	117.2
6. Coton	0.61	5.51	152.3
7. Huile palme	0.25	6.07	189.5
8. Jute	0.37	13.7	2 227
9. Maïs	0.27	6.74	280.4
10. Riz	0.67	6.4	216.3
11. Sisal	-1.37	21.1	6 492
12. Soja	0.41	11.89	1 563
13. Sucre	3.07	77.2	108 851
14. Thé	0.67	7.84	494

(*) : Les variations de prix sont données par : $(\ln P_t - \ln P_{t-1})$

Jarque-Bera : test de normalité (H_0), statistique du chi2 à 2 degrés de liberté.

Sources : IFS Bandes magnétiques

1. Cents US/livre - Équateur, FOB US ports
2. \$ US/boisseau - États Unis (ports Golfe)
3. Cents US/livre - New York et Londres
4. Cents US/livre - Brésil
5. Cents US/livre - Malaisie/Singapour
6. Cents US/livre - États Unis (10 marchés)
7. \$ US/tonne - Malaisie (Europe)
8. \$ US/tonne - Bangladesh
9. \$ US/boisseau - États Unis (ports Golfe)
10. \$ US/tonne - Thaïlande/Bangkok
11. SUS/t - Afrique (Londres)
12. \$ US/t - USA (Rotterdam)
13. Cents US/livre - Prix d'importation CEE
14. Cents US/livre - prix moyen enchères de Londres.

Les prix sont déflatés par l'indice des prix à la consommation aux USA.

Pour Mandelbrot (1963) et Fama (1965) les changements de prix suivent un processus aléatoire stationnaire non gaussien, à variance infinie et stable au sens de Lévy. Cependant, les queues épaisse peuvent aussi être la manifestation de processus non linéaires stochastiques présentant de l'hétéroscléasticité conditionnelle (processus de type ARCH), hypothèse testée ci-après.

Principales formes de dépendance de court terme

Deux sources principales de mémoire de court terme sont considérées ici : la dépendance de court terme liée à un processus linéaire autorégressif, et une forme de dépendance non linéaire liée à l'hétéroscléasticité conditionnelle autorégressive de type ARCH. La présence de mémoire courte liée à un modèle autorégressif biaise les tests de mémoire longue et de chaos, ce qui conduit à en déterminer la forme de façon à éliminer ce type de dépendance. La longueur du processus AR (q) est déterminée sur la base du critère de Akaike et l'hypothèse d'hétéroscléasticité conditionnelle des résidus du modèle AR (q) retenu est ensuite testée (tableau 2).

L'étude de l'autocorrélation des séries de changements de prix mondiaux montre la présence d'une dépendance de court terme significative pour l'ensemble des séries, parfois importante dans le cas du blé, du coton et du sisal. Ces résultats rejoignent ceux de Houthakker (1961) pour le blé et le maïs qui a mis en évidence des dépendances linéaires dans les variations de prix. Ils ne permettent pas toutefois de rejeter le modèle d'efficience correspondant à un jeu équitable, dans lequel l'espérance de gain est nulle (voir ci-dessus).

D'autre part, les tests ARCH ne permettent pas de rejeter l'hypothèse d'hétéroscléasticité conditionnelle autorégressive pour l'ensemble des séries excepté pour le prix du maïs, et de façon moins nette pour le blé, phénomène qui est aussi caractéristique des cours boursiers (Hsieh, 1991). Ainsi, la présence d'une structure ARCH dans les résidus est susceptible d'expliquer le pic élevé à la moyenne et les queues épaisse des distributions de changements de prix. Rappelons qu'une erreur de type ARCH ne contredit pas l'hypothèse d'efficience des marchés dans le cadre d'un modèle de martingale.

Tableau 2. Autocorrélation de court terme et tests ARCH

Produits	Processus AR	\bar{R}^2	ARCH (6)
1. Banane	AR (10)	0.27	7.29 (0)
2. Blé	AR (1)	0.08	0.98 (0.44)
3. Cacao	AR (1)	0.09	1.87 (0.09)
4. Café	AR (2)	0.06	6.21 (0)
5. Caoutchouc	AR (1)	0.07	14.72 (0)
6. Coton	AR (2)	0.27	4.86 (0)
7. Huile de palme	AR (2)	0.12	6.91 (0)
8. Jute	AR (1)	0.09	3.08 (0.01)
9. Maïs	AR (1)	0.1	0.48 (0.82)
10. Riz	AR (1)	0.11	3.41 (0)
11. Sisal	AR (1)	0.23	6.39 (0)
12. Soja	AR (1)	0.07	23.9 (0)
13. Sucre	AR (4)	0.05	8.87 (0)
14. Thé	AR (10)	0.09	3.4 (0.003)

ARCH : F test pour 6 retards. Entre parenthèses : P-value.

Le test iid de BDS

L'incapacité des tests usuels basés sur la fonction d'autocorrélation ou l'analyse spectrale à discerner des processus déterministes non linéaires de processus stochastiques (Brock 1986) conduit à s'interroger sur la validité des tests usuels d'efficience. Ainsi, dans le cas où les séries de prix sont engendrées par un processus chaotique, les tests de marche aléatoire peuvent amener à conclure de façon erronée à l'efficience du marché. Aussi, Brock, Dechert et Scheinkman ont proposé une statistique de test de l'hypothèse iid basée sur la dimension de corrélation de Grassberger et Procaccia¹.

Le test de BDS détecte les formes de dépendance linéaire mais aussi les modèles non linéaires simples de type ARCH et GARCH, ainsi que les dynamiques chaotiques et les processus non stationnaires (Hsieh 1991). Aussi, afin d'utiliser ce test comme un moyen de détection de formes de dépendance non linéaires il convient d'enlever toute forme de dépendance linéaire dans les données. D'après Brock (1986), la distribution asymptotique de la statistique BDS n'est pas modifiée par l'utilisation des résidus d'un modèle linéaire au lieu des données brutes, ce qui n'est plus vrai pour les résidus d'un modèle ARCH. Dans ce qui suit, le test BDS est donc effectué sur les résidus AR (q) des séries de changement des prix mondiaux déterminés précédemment.

Tableau 3. Test de BDS sur résidus AR (q)

	m = 2	m = 3	m = 4	m = 5
1. Banane	4.49	5.76	6.32	5.35
2. Blé	7.62	11.85	15.55	21.22
3. Cacao	1.4	4.26	2.06	1.72
4. Café	13.43	19.98	29.47	43.92
5. Caoutchouc	4.4	6.23	7.78	10.88
6. Coton	21.9	45.03	117	310
7. Huile palme	7.66	11.8	20.7	37.26
8. Jute	7.3	8.06	9.98	11.62
9. Maïs	4.7	3.23	2.96	0.29
10. Riz	9.33	11.28	13.02	14.69
11. Sisal	8.66	11.1	13.83	19.4
12. Soja	6.39	10.3	14.87	22.96
13. Sucre	5.04	6.51	7.67	10.65
14. Thé	3.03	4.48	4.65	4.25
Série aléatoire ¹	-1.65	-0.82	-0.94	-0.23

W calculé pour $e = 1/2$. σ (σ : écart-type de la série étudiée) ;

m : dimension de prolongement (dimension de l'espace des phases reconstruité)

L'hypothèse nulle de normalité est rejetée au seuil de 5 % pour $W > 1,96$

1. Série de nombres pseudo-aléatoires

Les résultats du test de BDS (tableau 3) amènent à rejeter pour l'ensemble des séries étudiées l'hypothèse nulle iid. Cependant, le rejet de cette hypothèse ne renseigne pas sur la nature du processus sous-jacent qui peut être de nature stochastique (bruit fractal, ARCH, GARCH,

EGARCH...) ou déterministe (chaos) ni sur le type de dépendance (mémoire courte ou longue). Des tests supplémentaires sont donc nécessaires pour discerner la forme de dépendance de long terme et les mouvements stochastiques non linéaires de processus déterministes non linéaires.

Les tests de mémoire longue

Une série de papiers récents, dont ceux de Poterba et Summers (1988), et de Lo et Mac Kinlay (1988), ont rejeté l'hypothèse d'indépendance des rendements boursiers à long terme sur la base de l'analyse des rapports de variance de Cochrane (1988). Ces études montrent que les indices boursiers, au lieu de suivre une marche aléatoire caractérisée par une persistance infinie, tendent à retourner dans le long terme vers leur moyenne. Ainsi, pour Fama et French (1988), 40 % de la variance des changements de prix est prévisible à partir des changements passés. En termes d'efficience, la dépendance de long terme des changements de prix peut signifier que les cours s'écartent durablement de leur valeur fondamentale et que les marchés sont irrationnels. Mais la persistance des séries peut aussi être la conséquence d'une transformation structurelle des marchés, comme cela semble être le cas au lendemain de la deuxième guerre mondiale (Kim, Nelson, Startz 1991) et traduire alors un comportement rationnel des opérateurs dans un marché efficient mais dont les fondamentaux ont changé dans le temps.

Ces études souffrent néanmoins d'un biais important dû au fait que les formes usuelles d'inférence statistique ne s'appliquent plus aux chroniques persistantes. C'est pourquoi la statistique de test non paramétrique de Hurst, aussi appelée statistique R/S (*rescaled range statistic*) est préférée aux tests usuels de dépendance de long terme. Mandelbrot et Wallis (1969) ont montré que la statistique R/S peut détecter des dépendances de long terme dans des séries non gaussiennes présentant une forte asymétrie et un kurtosis élevé. La statistique R/S, qui ne repose sur aucune hypothèse particulière concernant la distribution des séries, converge pour un processus stochastique à variance infinie alors que les autocorrelations et les ratios de variances peuvent ne pas être définis pour ces processus.

La statistique R/S, notée \tilde{Q}_n , est définie comme l'étenue des sommes partielles des écarts d'une série à sa moyenne rapportée à son écart-type, soit :

$$\tilde{Q}_n = \frac{1}{s_n} \left[\max_{1 \leq k \leq n} \sum_{j=1}^k (X_j - \bar{X}_n) - \min_{1 \leq k \leq n} \sum_{j=1}^k (X_j - \bar{X}_n) \right]$$

$$\text{avec : } s_n = \left[\frac{1}{n} \sum_j (X_j - \bar{X}_n)^2 \right]^{1/2}$$

1. Sur ces notions voir C. Araujo Bonjean (1996)

X_1, X_2, \dots, X_n un échantillon de dimension n de changements de prix, et \bar{X}_n la moyenne de l'échantillon.

La principale faiblesse de la statistique R/S est d'être très sensible à la dépendance de court terme ; ceci a conduit Lo (1991) à proposer une statistique R/S « modifiée », invariante pour une classe de processus à mémoire courte¹. Cette statistique modifiée diffère de la statistique classique par son dénominateur qui comprend des termes d'autocovariance ; R est normalisé par $\sigma_n(q)$ au lieu de s_n , avec :

$$\hat{\sigma}_n^2(q) = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (X_j - \bar{X}_n)^2 + \frac{2}{n} \sum_{j=1}^q \omega_j(q) \left\{ \sum_{i=j+1}^n (X_i - \bar{X}_n)(X_{i-j} - \bar{X}_n) \right\}$$

soit : $\hat{\sigma}_n^2(q) = \hat{\sigma}_x^2 + 2 \sum_{j=1}^q \omega_j(q) \hat{\gamma}_j$

et : $\omega_j(q) = 1 - \frac{j}{q+1}$ pour $q < n$: les pondérations de Newey et West.

$\hat{\sigma}_x^2$ et $\hat{\gamma}_j$ sont les estimateurs de la variance et de l'autocovariance de X .

Le coefficient de Hurst (H) est donné par la relation suivante : $\tilde{Q}_n \sim c. n^H$. Empiriquement, H est calculé comme le rapport du logarithme de \tilde{Q}_n , sur le logarithme de n . H peut aussi être estimé en régressant le logarithme de \tilde{Q}_n , sur le logarithme de n , pour des valeurs de \tilde{Q}_n calculées sur des sous-échantillons (Peters 1994). Pour une série stationnaire, H varie entre 0 et 1. Si $H = 0$, la série est sinusoïdale et les cycles réguliers. Si $H = 0,5$ le système est indépendant.

La statistique modifiée de Lo permet donc de distinguer les systèmes dépendants à long terme des systèmes dépendants à court terme :

- H tend vers 0,5 pour un processus à mémoire courte ;
- H est inférieur à 0,5 lorsque la dépendance de long terme est négative, la série est dite anti-persistante et présente des cycles courts apériodiques ;
- H est supérieur à 0,5 lorsque la dépendance de long terme est positive, la série est dite persistante et marquée par des cycles longs irréguliers : elle tend à s'éloigner de

1. Parmi les processus à mémoire courte compris dans l'hypothèse nulle de Lo, les processus AR, MA, ARMA ainsi que les processus présentant de l'hétérosécédasticité conditionnelle. H comprend également les modèles de persistance stochastique de Campbell et Mankiw (1987), de Fama et French (1988) et Poterba et Summers (1988) (Cf Lo 1991).

sa moyenne sur une longue période avant de changer brusquement de direction et de suivre cette direction sur une nouvelle période.

Ainsi, la statistique R/S permet de distinguer des systèmes aléatoires de systèmes non aléatoires, et de détecter des cycles non périodiques dont la durée peut être supérieure à longueur de l'échantillon. Il découle de R/S une

statistique de test : $V_n(q) = \frac{1}{\sqrt{n}} Q_n$ dont la distribution asymptotique est donnée par Lo (1991).

L'analyse des ratios de Cochrane effectuée dans une étude précédente (Araujo Bonjean 1997) montrait que toutes les séries (sauf le cacao) tendent à retourner à leur moyenne avant 10 ans. Ces résultats vont dans le sens de ceux de Fama et French (1988) pour les séries financières. Toutefois, les résultats de l'analyse R/S (tableau 4) ne soutiennent que faiblement la présence de dépendance de long terme. À l'exception des prix de la banane qui sont de type anti-persistant, les calculs de H amènent à rejeter au seuil de 5 % la présence de mémoire longue dans l'ensemble des séries étudiées. Si l'on accepte un intervalle de confiance plus étroit, on ne peut rejeter l'hypothèse de mémoire longue pour 8 séries sur 14 ; parmi ces 8 séries, 3 seraient de type anti-persistant (banane, jute, thé).

Ces résultats croisés avec ceux du test iid de BDS, permettent donc de distinguer deux types de processus : les processus non iid à mémoire courte (blé, caoutchouc, huile de palme, maïs, sucre, soja) dont le caractère non iid peut être la conséquence d'hétérosécédasticité conditionnelle ; et les processus non iid à mémoire longue (banane, cacao, café, coton, jute, riz, sisal, thé) qui peuvent être de nature stochastique ou déterministe. On observe toutefois, que la superposition de bruit blanc sur un mouvement chaotique² biaise les estimations de H vers le bas (Peters 1994) de sorte que la statistique de Hurst peut ne pas détecter de mémoire longue pour ces processus.

Enfin, la statistique de Hurst ne permet pas de distinguer entre un processus stochastique et déterministe. En effet, la mémoire longue peut être engendrée par un processus stochastique appelé bruit fractal, dont le plus connu est le bruit gaussien fractionnaire de Mandelbrot ; elle peut aussi être engendrée par un processus déterministe, le chaos déterministe, éventuellement entaché de bruit blanc.

2. L'addition de bruit blanc peut provenir des erreurs d'observation, et pour un produit agricole des aléas climatiques. Araujo Bonjean (1997) présente un modèle de prix chaotique dans lequel se superpose à l'instabilité des prix due aux fluctuations aléatoires de la production, une instabilité endogène provenant de la forme des anticipations de prix.

Tableau 4. Statistique de Hurst

	R/S (1)			R/S modifiée (2)			R/S modifiée estimée par MCO (3)	
	H	V	q	H	V	H	t	
1. Banane	0.355	0.409***	4	0.362	0.429***	0.408	-3.28	
2. Blé	0.55	1.36	6	0.546	1.33	0.554	-0.17	
3. Cacao	0.581	1.647**	7	0.575	1.589*	0.618	1.19	
4. Café	0.574	1.573*	5	0.567	1.507*	0.607	0.96	
5. Caoutchouc	0.517	1.11	6	0.513	1.08	0.553	-0.19	
6. Coton	0.573	1.567*	11	0.564	1.484*	0.596	0.72	
7. Huile de palme	0.529	1.2	7	0.524	1.159	0.538	-0.51	
8. Jute	0.5	1*	6	0.492	0.951*	0.511	-1.09	
9. Maïs	0.546	1.33	7	0.543	1.302	0.543	-0.4	
10. Riz	0.578	1.617**	7	0.57	1.537*	0.632	1.49	
11. Sisal	0.588	1.715**	10	0.575	1.582*	0.627	1.38	
12. Soja	0.544	1.31	6	0.541	1.287	0.553	-0.19	
13. Sucre	0.531	1.21	1	0.531	1.211	0.574	0.26	
14. Thé	0.471	0.835**	5	0.469	0.825**	0.491	-1.51	

1 : Statistique R/S classique ; $\tilde{V}_n = \frac{1}{\sqrt{n}} \tilde{Q}_n$

2 : Statistique modifiée de Lo. Le nombre de retards q est déterminé par la règle de Andrew (1991) (Lo 1991)

$$q = [k_n], k_n = \left(\frac{3n}{2}\right)^{\frac{1}{3}} \cdot \left(\frac{2\hat{p}}{1-\hat{p}^2}\right)^{\frac{2}{3}}$$

et les pondérations de Newey-West ont été remplacées par celles de Andrew : $\omega_j = 1 - \left|\frac{j}{k}\right|$.

L'hypothèse nulle est acceptée au seuil de confiance de 95 % (***) pour $V \in [0,721 ; 1,747]$, au seuil de 90 % (**) pour $V \in [0,927 ; 1,620]$, au seuil de 80 % (*) pour $V \in [1,018 ; 1,473]$.

3 : Statistique modifiée de Lo et pondérations de Newey-West pour 5 retards ; H est estimé par un ajustement par les MCO sur les valeurs moyennes de H sur les 13 sous échantillons retenus.

$t = (H - E(H)) / \sigma$: H calculé est comparé à l'espérance de H sous l'hypothèse nulle d'un processus iid gaussien, calculée selon la formule de Peters (1994) par :

$$E(R/S_n) = [\Gamma\{0, 5(n-1)\} / (\sqrt{\pi} \Gamma(0, 5n))] \sum_{r=1}^{n-1} \sqrt{(n-r)/r} , \text{ pour } n < 335$$

et $E(R/S_n) = (n\pi/2)^{-0.5} \sum_{r=1}^{n-1} \sqrt{(n-r)/r}$, pour $n \geq 335$ et $\text{var}(H_n) = 1/T$, T : nombre d'observations.

Processus non linéaires stochastiques ou déterministes ?

Les systèmes chaotiques connaissent des fluctuations erratiques, des mouvements de grande amplitude et des discontinuités, qui les rendent difficiles à distinguer d'un bruit fractal sur de petits échantillons. On dispose cependant de tests basés sur deux caractéristiques des systèmes chaotiques, leur dépendance aux conditions initiales et leur faible dimension fractale, appréhendées d'une part par les exposants de Lyapunov et d'autre part, par la dimension de corrélation.

À partir de la dimension de corrélation deux tests sont effectués. Brock (1986) a montré que les résidus d'un modèle linéaire de type AR (q) ont la même dimension de corrélation et le même exposant de Lyapunov que la série originale pour des processus chaotiques. Par ailleurs, s'il existe une structure dans la série étudiée, il devrait apparaître un écart entre la dimension de corrélation calculée pour cette série et la dimension calculée pour la même série mélangée de façon aléatoire (Scheinkman et LeBaron 1987).

Dans ce qui suit, la dimension de corrélation est calculée dans un premier temps pour l'ensemble des séries de variations de prix (tableau 5), puis lorsque ces calculs convergent vers une valeur finie pour m croissant, la dimension de corrélation est calculée pour les séries de résidus AR (q) et pour ces mêmes résidus mélangés aléatoirement (tableau 6) ; les exposants de Lyapunov sont aussi calculés pour ces séries.

Tableau 5. Dimension de corrélation des $\Delta \ln P_t$

	$m = 2$	$m = 3$	$m = 4$	$m = 5$	$m = 6$
1. Banane	1.911	2.996	3.929	4.602	5.322
2. Blé	2.028	2.936	3.597	3.6	3.761
3. Cacao	2.194	3.053	3.823	4.314	4.905
4. Café	2.071	2.967	3.988	4.337	4.705
5. Caoutchouc	2.175	3.087	3.565	4.538	5.294
6. Coton	1.985	2.088	1.65	1.675	1.273
7. Huile palme	1.943	2.605	3.542	3.746	4.079
8. Jute	2.057	2.464	2.209	1.89	2.025
9. Maïs	2.069	3.007	4.331	4.752	5.178
10. Riz	1.959	2.914	3.31	3.877	4.283
11. Sisal	1.729	2.48	2.763	3.251	3.795
12. Soja	2.087	2.087	2.45	1.8	1.555
13. Sucre	1.169	2.738	3.548	4.244	4.412
14. Thé	2.017	2.909	4.003	4.653	5.008
Série aléatoire	1.924	2.952	3.972	4.702	5.071

m : dimension de prolongement

Tableau 6. Dimension de corrélation des résidus AR (q) et résidus mélangés

	$m = 2$	$m = 3$	$m = 4$	$m = 5$	$m = 6$
Blé résidus	2.03	3.236	3.548	3.526	3.743
	2.173	3.222	4.064	4.598	4.933
Coton résidus	1.935	1.698	1.668	1.775	2.517
	2.047	2.718	3.535	4.02	4.637
Jute résidus	1.981	1.991	1.957	2.053	1.875
	1.927	2.175	3.039	4.097	4.642
Sisal résidus	2.104	2.339	2.611	2.978	3.636
	2.009	3.083	3.956	4.637	5.171
Soja résidus	1.912	2.267	2.089	1.963	1.449
	1.739	2.568	3.231	4.228	4.628

Les dimensions de corrélation font ressortir assez nettement le comportement apparemment chaotique des prix du coton, du jute et du soja. Ces séries sont caractérisées par une dimension de corrélation relativement stable et faible, inférieure à 2 pour m supérieur ou égal à 5. S'il est difficile d'interpréter, en l'absence de statistique de test, les faibles écarts entre la dimension des séries brutes et celle des séries de résidus, en revanche, l'écart entre la dimension des séries de résidus et celle des résidus mélangés est important : la dimension des séries mélangées est environ deux fois supérieure pour $m = 5$ (tableau 6). Ces résultats tendent donc à montrer que ces 3 séries suivent un processus déterministe non linéaire. L'hypothèse de processus chaotique ne peut non plus être rejetée pour les séries de prix du blé et du sisal, dont la

dimension de corrélation est plus élevée que celle des 3 séries précédentes, mais relativement stable et inférieure à celle d'un processus aléatoire (comprise entre 3 et 4 pour $m = 5$ et 6) ; la dimension plus élevée de ces processus pourrait traduire des systèmes plus complexes. La dimension de corrélation des autres séries de prix ne diffère pas significativement de celle de systèmes aléatoires.

On observe que pour les prix du coton, du jute et du sisal, l'hypothèse de dépendance persistante ne pouvait être rejetée au seuil de 20 %. En revanche, la statistique de Hurst n'a pas permis de détecter de la mémoire longue pour les prix du soja et du blé. Il semble donc que ces processus soient fortement entachés de bruit blanc. Pour ces 5 séries les plus grands exposants de Lyapunov sont positifs ; ces exposants sont toutefois peu significatifs en présence de bruit blanc (Brock et Sayers 1988).

Conclusion

Les tests présentés dans ce travail, tests de normalité, d'indépendance, de mémoire longue et de chaos, permettent de distinguer trois dynamiques de prix différentes parmi les séries de prix agricoles étudiés ici :

I. Les processus déterministes non linéaires marqués de bruit blanc (chaos bruité) présentant de la mémoire longue : prix du coton, jute, sisal et ceux ne présentant pas de mémoire longue au vu de la statistique de Hurst : prix du blé et du soja ;

II. Les processus non linéaires stochastiques à mémoire longue, dont une classe de modèles bien connue sont les modèles ARFIMA ou le mouvement brownien fractionnaire de Mandelbrot : prix de la banane, du cacao, café, riz et thé.

III. Les processus stochastiques non linéaires à mémoire courte de type ARCH : caoutchouc, huile de palme, sucre ; et de nature différente pour le maïs pour lequel une structure ARCH a été rejetée.

En termes d'efficience des marchés, aucun type de processus n'est compatible avec le modèle de marché aléatoire. Les processus stochastiques à mémoire courte linéaire ou non, de type III (4 produits) sont compatibles avec l'hypothèse de marché efficient associé au modèle de martingale. Les processus stochastiques non linéaires présentant de la dépendance persistante, de type II, (5 produits), sont difficilement compatibles avec le modèle de martingale, mais ne permettent pas de rejeter l'hypothèse de marché efficient. Enfin, les processus déterministes non linéaires de type I (5 produits) ne sont pas compatibles avec l'hypothèse de marché efficient. D'une façon générale, la mise en évidence de processus stochastiques non linéaires à mémoire longue et de processus chaotiques, pour la majorité des produits étudiés ici, va dans le sens des études réalisées sur des séries financières. Pour ces deux types de processus il n'existe pas de possibilité de gain systématique par arbitrage, mais les processus chaotiques sont potentiellement prédictibles à court terme.

La mise en échec du modèle de marché efficient associé à des rendements espérés constants conduit donc à privilégier de nouveaux modèles de marché expliquant les différents états du marché et les transitions de phases. Ces modèles dérivés de la physique moléculaire et de la théorie de l'imitation sociale de Callan et Shapiro (1974) considèrent le comportement des foules dans un contexte d'asymétries informationnelles et d'interdépendances stratégiques entre agents (Vaga 1991, Orlean 1991, Heiner 1983). Ainsi, le modèle de marché cohérent

(*coherent market hypothesis*) tend à se substituer aux modèles de marché efficient. Dans ce modèle, les phénomènes de contagion et d'imitation, jouent un rôle central et peuvent engendrer des mouvements de prix persistants entrecoupés de changements brusques de direction. Pour Peters (1994), ce sont les horizons différents des investisseurs qui donnent aux marchés une structure fractale.

Catherine ARAUJO BONJEAN

Chargée de Recherche CNRS, CERDI

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Araujo Bonjean C. *Termes de l'échange : de la baisse tendancielle au chaos*. Revue d'Économie du Développement, 1997, n° 1.
- Black S. *Rational response to shocks in a dynamic model of capital asset prices*. American Economic Review, décembre 1976, 66, pp.767-79.
- Brock W.A. *Distinguishing random and deterministic systems : abridged version*. Journal of Economic Theory, 1986, 40, p. 168-195.
- Brock W.A. and C.L. Sayers. *Is the business cycle characterized by deterministic chaos ?* Journal of monetary Economics, 1988, 23, p. 71-90.
- Callan E. and D. Shapiro. *A theory of social imitation*. Physics Today, 1974, 27.
- Campbell J. Y and N.G. Mankiw. *Are output fluctuations transitory ?* Quaterly Journal of Economics, novembre 1987, vol CII, 4, p. 857-880.
- Cochrane J.H. *How big is the random walk in GNP ?* Journal of Political Economy, 1988, vol 96, no 5, p. 893-920.
- Fama E.F. *Efficient capital markets : a review of theory and empirical work*. Journal of Finance, 1970, 25, p. 383-417.
- Fama E.F. *The behavior of stock market prices*. Journal of Business, 1970, 38, pp.34-105.
- Fama E. and K. French. *Permanent and Temporary components of stock prices*. Journal of Political Economy, 1988, vol 96, n° 2, p. 246-273.
- Heiner R. A. *The origin of predictable behavior*. American Economic Review, 1983, 73, pp.560-95.
- Houthakker H. *Systematic and random elements in short-term price movements*. American Economic Review, 1961, 51, p. 16-172.
- Hsieh D.A. *Chaos and nonlinear dynamics : application to financial markets*. Journal of Finance, 1991, vol XLVI, n° 5, p. 1839-1877.
- Kim M.J., C.R. Nelson and R. Startz. *Mean reversion in stock prices ? À reappraisal of the empirical evidence*. Review of Economic Studies, 1991, 58, pp.515-528.
- Lo A. and C. MacKinlay. *Stock market prices do not follow random walks : evidence from a simple specification test*. Review of Financial Studies, 1988, 1, p. 41-66.
- Le Roy S. *Efficient capital markets and martingales*. Journal of Economic Literature, 1989, 27, p. 1583-1621.
- Mandelbrot B. *Le problème de la réalité des cycles lents et le syndrome de Joseph*. Economie Appliquée, 1973, p. 349-365.
- Mandelbrot B. *When can price be arbitrated efficiently ? À limit to the validity of the random walk and martingale models*. The Review of Economics and Statistics, 1971, 53, pp.225-236.
- Mandelbrot B. *The variation of certain speculative prices*. Journal of Business, 1963, 36, pp.394-419.
- Mandelbrot B. and J.P. Wallis *Computer experiments with fractional gaussian noises*. Water Resources Research, 1969, V, pp.228-267.
- Orlean A. *Désordres boursiers et comportements des investisseurs*. La Recherche, mai, repris dans Problèmes Économiques, 1991, n° 2231.
- Peters E. *Fractal Market Analysis : applying chaos theory to investment and economics*. Wiley, New York, 1994.
- Poterba J. and L. Summers. *Mean reversion in stock returns : evidence and implications*. Journal of Financial Economics, 1988, 22, pp.27-60.
- Samuelson P.A. *Efficient portfolio selection for Pareto-Levy investments*. Journal of Financial and Quantitative Analysis, june 1967.
- Samuelson P.A. *Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly*. Industrial Management Review, 1965, 6, p. 41-50
- Scheinkman J.A. and LeBaron. *Non linear dynamics and stock returns*. Journal of Business, july 1987, p. 311-337.
- Summers L. *Does the stock market rationally reflect fundamental values ?* Journal of Finance, july 1986, 41, 3, pp.591-601.
- Vaga T. *The coherent market hypothesis*. Financial Analysts Journal, december/january 1991.