

# Efficienne informationnelle et dépendance non linéaire

## Applications aux valeurs du MADEX

### Résumé

*Les tests d'efficienne traditionnels montrent qu'on ne peut pas prévoir les rentabilités futures des actions en se basant sur les rentabilités passées. Ceci montre le caractère aléatoire de l'évolution des cours boursiers. Ce type de test est basé sur deux hypothèses que sont la normalité et la linéarité. Or, nous savons que les séries financières présentent des structures de dépendances non linéaires ; les études récentes ont montré que les propriétés statistiques des cours boursiers, en particulier, des valeurs cotées sur les marchés continus, présentent une distribution asymétrique indicatrice de non-linéarité. A cet égard, un certain nombre de tests dont le test BDS paraissent plus puissants dans la mesure où ils sont capables de déceler un grand nombre d'écarts à l'hypothèse iid (indépendants et identiquement distribués) des séries de rentabilités. Dans ce papier, nous allons tester l'hypothèse iid des séries de rentabilités des valeurs issues de l'indice MADEX, indice des valeurs les plus actives de la bourse de Casablanca, en utilisant des tests détectant des dépendances non linéaires ou non spécifiées. L'échantillon de valeurs pris en compte comporte les actions actives du premier compartiment, les mieux traitées sur le marché continu de la bourse de Casablanca. Les résultats obtenus contrarient l'hypothèse de marche aléatoire (efficienne de forme faible) et montrent, à l'évidence, l'existence de dépendances non linéaires des rentabilités.*

**Mots-clés :** *Efficienne, non-linéarité, BDS, MADEX, bourse de Casablanca.*

### Abstract

*The traditional tests of efficiency show us that we can't predict shares returns in the future by basing on the past returns of these shares. This assumption shows us that the price of stock market behaviour is unpredictable. This sort of tests is based on two hypotheses which are normality and linearity. However, we know that financial series present the structures of no-linear dependences; the recent studies showed that the statistical properties of stock market listed in the continuous markets present an asymmetric distribution which indicates some no-linearity. Indeed, a certain tests (like*

**Omar Essardi**

**Abdelhamid  
El Bouhadi**

Université Cadi Ayyad,  
Marrakech

*BDS test) seem more powerful and able to reveal a big number of gaps with the iid (independent and identically distributed) hypothesis of return series. So, in this paper, we try to test the iid hypothesis of return series of active shares listed in the Casablanca MADEX index, by using tests which are able to discover the no-linear or no specified dependences of returns. Our sample contains seven best active shares listed in the first market of Casablanca stock exchange. Obtained results invalidate the random walk hypothesis (i.e., weak-form efficiency) and show, obviously, the existence of no-linear dependences of shares return.*

**Keywords :** Efficiency, No-Linearity, BDS, MADEX, Casablanca Stock Exchange.

**JEL-Classification :** G14, C22, C52.

## Introduction

L'efficience informationnelle a fait l'objet de plusieurs études empiriques. Depuis Fama (1965), le renouvellement de l'approche théorique et la découverte de nouvelles méthodes économétriques ont permis une littérature abondante sur le sujet et une nouvelle manière de traiter l'efficacité informationnelle des prix. Au Maroc, en revanche, les études sur l'efficience de la bourse de Casablanca n'ont effectivement commencé qu'à partir de la fin des années 1990. On peut en citer celles de Derrabi (1998, 1999), El Bouhadi (2002), El M'Kaddem et El Bouhadi (2003). La plupart de ces études ont confirmé le caractère efficient des marchés boursiers au moins sous sa forme faible. Néanmoins, ces études ont été réalisées dans un cadre de traitement économétrique classique, celui de la normalité et de la linéarité des séries financières sur lesquelles portent les tests. Or, actuellement, grâce à la modélisation non linéaire (*ARCH, GARCH, STR, SETAR...*), nous découvrons des structures de dépendance... non linéaires et non normales des séries financières infirmant ce faisant l'efficience des prix. Ce type de modélisation permet une meilleure connaissance de la volatilité des marchés financiers, et il paraît plus puissant dans la mesure où il est capable de détecter un large écart à l'hypothèse *iid* (indépendants et identiquement distribués) des séries de rentabilités. Notre objectif dans ce papier porte sur la détection des dépendances non linéaires dans les séries de rentabilités. L'objectif de notre travail consiste à tester sous BDS le comportement des séries de rentabilités de huit valeurs les plus actives de l'indice MADEX.

En effet, la suite de ce travail se répartit de la façon suivante : dans un premier point, nous passerons en revue l'hypothèse forte des marchés efficients (EMH) ; dans un second point, nous commencerons par une étude préalable sur les séries de rentabilités (test ADF, tests de normalité, nature

de processus générateur de données, etc.), nous testerons ensuite le comportement des rentabilités des valeurs de notre échantillon à travers notamment le test de non-linéarité BDS.

### 1. L'hypothèse forte des marchés efficients et son dépassement

L'hypothèse des marchés efficients développée par Fama dans les années 1960 semble au fil du temps une question dépassée quant à sa pertinence et sa portée intellectuelle. Selon Fama (1965), l'efficience se dit d'un marché capable à tout moment, par le moyen des prix affichés, de refléter toute l'information disponible et pertinente. Cette définition reste tout de même foncièrement théorique, loin de la réalité des marchés financiers et des comportements stratégiques des acteurs, loin encore des manipulations d'initiés et des tuyaux de renseignements (1) collectés ici et là.

L'approche famiennne est une approche reliant le positivisme de l'économie néoclassique aux bienfaits de la finance normative. Dans cet ordre d'idées, la finance se veut une discipline à la recherche d'outils d'analyse des sciences exactes, à l'image par exemple de la biophysique. Mieux encore, l'hypothèse des marchés efficients (EMH) est une norme parétienne de premier rang.

A l'opposé de cette assumption et suite aux critiques de Grossman (1976) et de Grossman et Stiglitz (1980) concernant les coûts de transaction qui ne sont jamais nuls et la prise en compte d'une information privée coûteuse, Fama (1991) adhère enfin à la définition proposée par Jensen (1978) selon laquelle le prix reflète l'information tant que le profit marginal de la recherche de l'information n'excède pas le coût marginal de celle-ci. Autrement dit, si le marché est efficient, l'achat ou la vente de tout actif financier à un cours déterminé par le marché constitue une transaction dont la valeur actuelle nette (2) (VAN) est nulle. Nous allons en effet insister, tout au long de ce point, sur la relation qu'entretient l'efficience avec la rationalité dans un contexte d'incertitude (objet de la première section). Nous examinerons ensuite la théorie de marche au hasard (*random walk*).

#### 1.1. Efficience, anticipations rationnelles et comportements des agents sur les marchés boursiers

Face à une situation d'incertitude présente sur les marchés financiers, l'agent rationnel se comporte de manière à minimiser (à maximiser) le risque (l'utilité). En effet, grâce à l'information que le marché lui fournit, il peut anticiper correctement le prix car toute information privée sera révélée et tombera très rapidement dans ce qu'on appelle d'habitude la « *connaissance commune* » (*Common Knowledge*). Sur les marchés parfaitement efficients, le risque est considéré comme une donnée exogène. Son degré est indifférent aux yeux des investisseurs. Cette hypothèse ne peut être admise que dans le cas de rationalité individuelle ou instrumentale. Ce type de rationalité reflète une efficacité en termes d'action. Les contraintes auxquelles l'agent

(1) Voir, concernant ce sujet, l'excellent film d'Oliver Stone, *Wall Street*, 1984.

(2) La valeur actualisée des cash-flows futurs liés à cette transaction (y compris la rémunération au taux du marché du capital engagé ou du risque pris) moins l'investissement initial engagé (c'est-à-dire le coût de l'investissement, y compris les frais de transaction et de recherche de l'information pertinente) doit être égale à zéro.

est soumis sont de type externe, telles que le revenu ou l'état de la technologie. On constate donc que, tout comme l'information, les capacités cognitives de l'individu sont supposées illimitées. L'agent est supposé être un calculateur parfait, ne se trompant jamais, sauf en cas de choc extérieur venant perturber son action. Pour cette raison, une telle conception de la rationalité a fait rapidement l'objet de vives critiques. Comme l'a souligné Arrow (1987), les hypothèses de la rationalité supposent une aptitude au traitement et à l'évaluation de l'information qui dépasse de beaucoup le domaine du possible, et que l'on peut difficilement justifier comme l'aboutissement de processus d'apprentissage et d'adaptation. Face à ces constats se sont développées d'autres conceptions de la rationalité basées sur un « infléchissement » de la rationalité instrumentale. Il s'agit en l'occurrence de rationalité limitée et cognitive. Cette dernière tient compte d'une correspondance entre les informations détenues par les agents et les représentations que se font ceux-ci de l'univers qui les entoure. Ces représentations sont fonction des croyances individuelles et diffèrent selon les agents. La rationalité cognitive insiste donc sur la différence qui existe entre l'environnement réel et l'environnement perçu par les agents : il y a adéquation des anticipations aux informations détenues. Dans ce cas, la rationalité devient alors contingente et reflète l'état psychologique et sociologique de l'individu. Par ailleurs et dans le cadre de la rationalité limitée ou procédurale, Simon (1964) affirme que l'agent est limité tant dans ses capacités cognitives que dans ses facultés à recueillir et à traiter l'information. A l'opposé de la rationalité instrumentale, les contraintes dans la rationalité limitée sont internes : « On peut désigner comme théories de la rationalité limitée celles qui incorporent des contraintes sur la capacité de l'acteur à traiter l'information (3). » Il faut noter aussi que les modèles de rationalité limitée s'intéressent à la rationalité du processus de choix et non pas aux résultats du choix. L'aspect séquentiel des choix fait que l'agent ne va pas évaluer l'ensemble des actions possibles, mais qu'il va considérer successivement les différentes actions, les évaluer et les comparer au seuil de satisfaction. De cette classification de la rationalité en trois catégories, la théorie des marchés efficients retient la première catégorie, c'est-à-dire la rationalité instrumentale. C'est au niveau des anticipations que la rationalité individuelle trouve sa justification au sein de la théorie de l'efficience.

(3) Simon (1972), cité par Mongin (1984).

Sur les marchés boursiers, le modèle fréquemment utilisé pour prévoir les cours boursiers correspond à celui de l'actualisation des dividendes futurs. En effet, d'après Muth (1961), ce modèle suppose implicitement que tous les agents ont des capacités illimitées de recueil et de traitement de l'information, et ce à un coût nul. L'autre hypothèse forte des anticipations rationnelles est que tous les agents économiques ne peuvent être systématiquement dupés ni par les autorités monétaires et financières, ni par les annonces (commentaires des analystes) faites sur la santé financière des entreprises.

Par ailleurs, il faut noter que les anticipations rationnelles dont Muth parlait ne sont pas des prévisions parfaites. Les deux notions ne coïncident qu'en situation de certitude. Dans un contexte d'incertitude, caractéristique des marchés financiers, les anticipations rationnelles sur une variable diffèrent des réalisations par la présence d'un terme aléatoire ; ces anticipations seront donc réalisées en moyenne.

De même, si on suppose que les agents forment leurs anticipations en s'appuyant sur le modèle économique pertinent, alors les anticipations s'autoréalisent et leur processus de formation est endogène.

En effet, la notion de prophétie autoréalisatrice (*self-fulfilling prophecy*) de Merton (1957) confirme ces affirmations (4) : si les agents croient qu'un certain événement a une influence sur la variable à prévoir, alors on pourra constater qu'ils provoqueront l'apparition de cet événement. Les anticipations deviennent alors collectives et s'alimentent de la psychologie du groupe.

(4) L'origine de cette notion vient de l'idée de Keynes concernant le taux d'intérêt normal.

L'implication majeure des anticipations rationnelles (et *de facto* celle de l'EMH) suppose que le prix de la transaction doit agréger l'information contenue dans les signaux privés. Néanmoins, sur les marchés continus, l'incertitude sur le vrai prix est à son niveau maximum en début de séance. Ceci montre qu'après l'ouverture et pendant toute la séance de cotation, l'afflux d'informations est très important, et le comportement des agents n'est pas tout à fait visible ; et il peut même être à l'origine d'opérations d'initiés camouflées par la présence d'agents dont les identités sont variées et variables au cours du temps : les agents qui échangent pour le besoin de liquidité peuvent se transformer, avec l'apprentissage, en agents échangeant dans le but de tirer profit de leur information découverte juste avant son intégration complète dans les prix. Ceci montre en effet, d'une part, que les délais d'ajustement à l'information nouvelle ne sont pas nuls ; et d'autre part, l'hétérogénéité des investisseurs ainsi que leurs comportements sont des contre-exemples aux anticipations rationnelles.

Ainsi, si l'agent peut prévoir correctement l'évolution des variables exogènes (les fondamentaux de l'économie) et s'il connaît la relation entre ces variables et la variable endogène (titre financier), il formera des anticipations rationnelles. Sous cette hypothèse qui sous-tend celle des marchés efficients (EMH), le cours de l'action  $P_t$  incorpore toutes les informations pertinentes, et les cours ne peuvent varier entre le temps  $t$  et le temps  $t + 1$  qu'à la suite de l'arrivée de « nouvelles » ou événements non anticipés. Les erreurs de prévision  $\varepsilon_{t+1} = P_{t+1} - E_t[P_{t+1}]$  doivent donc être nulles en moyenne et ne doivent être corrélées avec aucune information disponible  $\Omega_t$  au moment de la formation des anticipations. On appelle souvent cet élément de l'EMH les anticipations rationnelles (Rational Expectations : RE) et on peut le noter ainsi :

$$P_{t+1} = E_t[P_{t+1}] + \varepsilon_{t+1} \quad (1)$$

Une conséquence de  $E_t[\varepsilon_{t+1}] = 0$  est que la prévision de  $P_{t+1}$  est sans biais (*i.e.*, en moyenne, le cours actuel est égal au cours anticipé).

En effet, dans le cas où les anticipations sont rationnelles et homogènes, les cours boursiers suivent un comportement de type aléatoire et une trajectoire linéaire. Le processus aléatoire des cours garantit l'efficacité informationnelle des marchés. En effet, l'idée originale de l'*EMH* porte sur l'impossibilité de prévoir dans le futur les variations des prix des actifs financiers puisque toute variation connue sur ces prix sera incluse dans l'information disponible. Il est donc impossible de battre le marché par les soit disant gestions actives. Cela implique que les prix des actifs suivent une marche au hasard (*random walk*). Dit autrement, la variation future du prix d'un actif est indépendante de l'information connue initialement.

Les premiers travaux sur la marche au hasard des cours boursiers sont attribués à Bachelier (1900). Selon ce dernier, les variations des cours boursiers suivent une loi normale de Laplace-Gauss : « Les opinions contradictoires concernant les variations du marché divergent tellement que, au même moment, les acheteurs croient à une hausse des prix et les vendeurs à une baisse des prix. » (Bachelier, 1900). Convaincu que rien ne permet de croire que les vendeurs ou les acheteurs en savent moyennement plus que les autres sur le futur, il est arrivé à une surprenante conjecture : « Il semble que le marché, la collectivité des spéculateurs, à un instant donné, ne peut croire ni en une hausse ni en une baisse du marché, puisque, pour chaque prix coté, il y a autant d'acheteurs que de vendeurs. » (5) En ce sens que l'espérance mathématique du spéculateur est nulle : ceci décrit la situation dans laquelle le jeu est « *équitable* » (6) ou « *équilibré* » selon les propres termes de Bachelier (1900).

(5) *Ibid.*, p. 26.

(6) Ceci caractérise le jeu de la roulette.

Outre l'apport majeur de Bachelier (1900), Working (1934) puis Kendall (1953) ont étudié le comportement des séries historiques des prix. Working essaya une représentation graphique des variations des prix des matières premières d'une transaction à l'autre. Il remarqua quelque chose de nouveau dans son étude : alors que les niveaux des prix n'avaient pas un aspect aléatoire, les *variations* de prix avaient tendance à être « *en grande partie aléatoires* ». Les variations aléatoires sont par définition imprévisibles.

En 1961, une étude d'avant-garde sur l'analyse de larges quantités de données statistiques apparut sous le nom de Alexander (1961). Utilisant des observations quotidiennes du Standard & Poor's Industrial Average de 1897 à 1959, Alexander examina les résultats de stratégies consistant à acheter ou à vendre après l'amorce d'une tendance longue ou courte. Il compara ensuite ces résultats à la rentabilité qu'un investisseur aurait obtenu en achetant simplement des actions au début de la période et en les conservant jusqu'à la fin. Alexander obtint des résultats positifs : « Un mouvement, une fois commencé, a tendance à persister. » La conclusion est spectaculaire, et la preuve de marche au hasard de Bachelier et de ses successeurs est

condamnée aux oubliettes. Cependant, les critiques de la démarche d'Alexander et ses propres réflexions ultérieures le conduisent à revoir ses propres conclusions. En 1964, il publia un second article sur le sujet dans lequel il a radicalement révisé les propos de son premier article : « Les profits importants de premier article doivent être remplacés par des profits plus faibles. La question se pose encore de savoir si même ces profits ne pourraient pas être le résultat d'une marche au hasard » (Alexander, 1964, p. 112).

Dans le même ordre d'idées, Samuelson (1965), dans le cadre du modèle de martingale, a su découvrir le lien existant entre l'efficacité et les martingales. Une martingale (7) est un processus tel que la valeur en  $t$  est égale à l'espérance de la valeur future, conditionnellement à l'information disponible. L'hypothèse que la valeur actuelle des cours et des dividendes accumulés suit une martingale se formule de la façon suivante :

$$X_t = \alpha + E[X_{t+1} + D_{t+1} | \Omega_t] \quad (2)$$

Avec  $\alpha$ , le facteur d'actualisation compris entre 0 et 1  $\alpha = \frac{1}{1+r}$  étant le taux de rentabilité exigé) et  $D$  le dividende. Si la relation (1) est vérifiée, toute information de l'ensemble  $\Omega_t$  est incorporée dans le cours  $X$ .

Samuelson (1965) montre la correspondance existant entre efficacité et martingale. Plus précisément, si la relation  $\log \left( \frac{X_t + D_t}{X_{t-1}} \right)$  est vérifiée (8), en appliquant le modèle de martingale de manière récursive, on obtient :

$$X_t = \sum_{j=0}^{\infty} \alpha^j E[D_{t+j} | \Omega_t] \quad (3)$$

$X_t$  est appelé valeur fondamentale (9) du titre et est égale à la somme actualisée des dividendes futurs anticipés rationnellement par les agents. L'affirmation selon laquelle les cours suivent une martingale ne signifie pas du tout que le comportement des cours est complètement erratique et sans correspondance avec les informations fondant la valeur des titres cotés. Il s'agit plutôt d'affirmer que si les cours sont une somme pondérée des flux des dividendes futurs, les cours futurs ne peuvent être prédits sur un marché efficace : toute information concernant le flux de dividendes et le taux d'actualisation est répercutée dans les cours. La propriété forte de processus de formation des rentabilités est que ces dernières sont indépendantes et identiquement distribuées (*i.i.d.*). En d'autres termes, le processus générateur de rentabilités est supposé stationnaire. On suppose en effet que l'on a une variable aléatoire  $X_t$  qui a la propriété suivante :

$$E[X_{t+1} | \Omega_t] = X_t \quad (4)$$

On dit alors que  $X_t$  est une martingale. Etant donnée cette propriété, la meilleure prévision de toutes les valeurs futures de  $X_{t+j}$  ( $j \geq 1$ ) est la valeur courante  $X_t$ . Aucune autre  $\Omega_t$  information du permet d'améliorer la prévision

(7) On peut parler de sous-martingale dès qu'une martingale stricte se superpose à une tendance systématique croissante ou décroissante.

(8) C'est-à-dire si elle suit une marche au hasard géométrique.

(9) Cette définition ne tient pas compte de l'existence de bulles. Nous allons montrer, plus loin, que l'existence de bulles introduit une incertitude supplémentaire quant à la vraie valeur de l'action.

(10) Appelés aussi différences martingales ou différence de martingale (*martingale differences*).

une fois que l'agent connaît  $X_t$ . De ce fait, on dit que  $X_t$  est une martingale *si et seulement si*  $X_{t+1} - X_t$  est un « *jeu équitable ou fair game* » (10).

Une définition simple et intuitive de l'*EMH* est que celle-ci formule la propriété de « *jeu équitable* » pour les rendements. Cette propriété a été testée empiriquement par plusieurs auteurs. Le caractère efficient des marchés financiers mis en avant dans la plupart des études depuis 1965 ne peut, en aucun cas, exclure un certain nombre d'anomalies, d'autant plus que la modélisation traditionnelle basée sur les hypothèses de linéarité et de normalité est inadaptée au processus générateur de rentabilités boursières.

## 1.2. Dépassement de l'hypothèse pure des marchés efficients

De prime à bord, les anticipations rationnelles à la base de l'*EMH*, telles qu'elles sont définies par Muth (1961) peuvent être *a priori* totalement inadaptées aux situations réelles.

D'un autre côté, le traitement économétrique des séries financières, basé sur le principe de la linéarité et sous-tendant l'analyse de l'efficacité empirique n'est pas, à son tour, adapté à la réalité du processus générateur de rentabilités. Ainsi, « le monde est non linéaire, il faut bien s'en accommoder ». C'est en ces termes qu'Abraham-Frois (1994) introduisait au numéro spécial de la revue d'*Economie Politique* consacré à la dynamique chaotique.

Nous constatons aujourd'hui que le comportement des cours en bourse ne suit pas une trajectoire linéaire et normale (les moments d'ordre 2, 3 et 4 ne sont pas constants au cours du temps). De même, le comportement des agents investisseurs n'est pas homogène, ni rationnel. Sinon, comment se rendre compte des phénomènes cycliques qui touchent l'ensemble des variables économiques et avec elles les variables financières ? Comment tenir compte des propriétés d'asymétries ou leptokurtiques des séries financières ? Comment enfin expliquer les extrêmes dans le comportement des prix des actions en bourse ?

En se référant aux analyses de Rubinstein (2001), les marchés financiers sont régis par une rationalité minimale.

D'un autre point de vue, en suivant les préceptes de la finance comportementale, Shiller (2000) et Hirshleifer (2001), l'investisseur ordinaire (dont le comportement est plus ou moins grégaire) est considéré comme naïf et sentimental, caractérisé par une rationalité limitée voire mimétique et moutonnaire. La capacité et les techniques lui permettant la collecte, le traitement et l'analyse de l'information sont limités. Comme le précisent Shiller (2000) et Hirshleifer (2001), ce type d'investisseurs se trouve fragilisé par des biais cognitifs face à l'information imprécise l'atteignant : biais de surconfiance, de déformation et de mimétisme, etc.

De même, il faut reconnaître que les prix du marché sont influencés par un afflux continu d'informations, de rumeurs, de calomnies, de manipulations et d'insinuations camouflées en bonnes et mauvaises nouvelles (Lee, 2001). Ces informations sont variables quant à leur précision, rarement



limpides et excessivement opaques et peuvent être trompeuses ou simplement manipulées. Ceci implique la complexité de leur traitement et des difficultés à les interpréter.

Dans un travail intitulé « *Brownian Motion in the Stock Market* », publié en 1959, Osborne (astrophysicien) montre que les cours boursiers suivent un mouvement brownien à l'image des molécules. En effet, selon lui, « *l'intervalle du temps dans lequel les prix tendent à fluctuer augmente avec la racine carrée du temps* ».

Par ailleurs, comme le note Osborne, les niveaux absolus des prix en bourse n'ont ni un sens, ni l'intérêt nécessaires en eux-mêmes. Ce qui importe, ce sont leurs mouvements et leur capacité à absorber ou à supporter d'amples *variations* car elles représentent des variations de richesse, lesquelles constituent à ses yeux la base du raisonnement de l'acheteur de titres.

La même idée a été développée par Benoît Mandelbrot. Celui-ci considère que les cours boursiers subissent un changement erratique donnant lieu à des fluctuations ni amorties ni explosives mais auto-entretenu. Ils n'obéissent en aucun cas à une loi statistique gaussienne. C'est là, en effet, l'idée originale du fractal à la base de la théorie du chaos.

Le caractère non gaussien du comportement des variations de cours boursiers a été largement contesté ; la forme linéaire du processus générateur de rentabilités l'a été aussi. Comme le montre, à titre d'exemple, Mandelbrot : « *Les cloches continues représentent la prétendue interpolation gaussienne des données... Mais l'examen des faits démontrait le contraire : des fonctions discontinues et des fluctuations tout à fait extrêmes.* » (Mandelbrot, 1997) En effet, les arguments ne manquent pas à ce sujet. Tout d'abord, il faut signaler l'existence de ce que Mandelbrot (1973a) appelle le « *symptôme de discontinuité* » : « *Tandis que les courbes postulées par le mouvement brownien sont continues, celles rencontrées en réalité ne le sont pas. Or, à chaque fois qu'un prix subit une forte discontinuité, un nouveau point s'ajoute aux queues de la distribution des changements de prix. L'histogramme des changements de prix doit exhiber des queues épaisses.* » Cette question, aussi appelée « des longues queues » évoque des tracés de courbes « pseudo-gaussiennes » au sens où elles sont d'apparence relativement plates (*Fat tail*) et très évasées par rapport aux valeurs centrales. Ces tracés résultent d'une faible densité de probabilité (Kurtosis élevé), ce qui signifie que la loi des grands nombres ne se vérifie plus et que la corrélation ne converge pas. Il n'est donc pas possible, dans ce contexte, d'estimer les variations des valeurs boursières par une loi normale classique.

Les observations mentionnées par Mandelbrot révèlent des distributions dites à « longues queues » symptomatiques de la discontinuité des prix. Par ailleurs, l'introduction du temps apporte un poids supplémentaire à la démonstration précédente : « *Le temps économique peut être divisé au plus jusqu'à la seconde et on sait qu'en temps discret, la notion mathématique de continuité perd son sens.* » (Mandelbrot, 1973b).

Il en résulte une réfutation à la fois du principe de normalité et du principe de linéarité qui suppose une continuité dans la fonction d'appariement ou de traitement des ordres et que si dépendance il y a, elle se révèle linéairement à travers les autocorrélations.

## 2. Modélisation non linéaire et test BDS : cas des valeurs les plus actives de la bourse de Casablanca

La réalité financière, celle des marchés et des acteurs y intervenant est complexe. Entre la sphère économique et la sphère financière, il y a un passage à vide, un trou noir dans lequel se forment les stratégies, les manipulations, les comportements illégaux, les délires et les jeux faussés ou biaisés. L'information est asymétrique, et cette asymétrie est multidimensionnelle. Pour lever en partie cette asymétrie de l'information, des initiatives de sous-traitance de celle-ci par des initiés peuvent être réalisées et débouchant sur des gains anormaux source incontestable de l'inefficience des marchés. Cela dit, toutes ces complexifications ne peuvent être prises en considération dans la modélisation des rentabilités, encore moins dans la modélisation linéaire. En effet, dans le passé, la majorité des études portant sur l'efficience des marchés financiers ont prouvé l'hypothèse forte de marche aléatoire (*EMH* au sens faible). La majorité des tests utilisés n'a pas tenu compte des dépendances non linéaires contenues dans les séries financières. Il se peut également que la distribution des rentabilités et corrélativement leur processus générateur ne soient pas normaux, c'est-à-dire présentant des caractéristiques explosives (c'est le cas des bulles rationnelles et des bulles rationnelles mimétiques) ou chaotiques. Dans ce cas, il n'est pas évident d'interpréter statistiquement la valeur de l'autocorrélation sérielle obtenue par des tests classiques. Par ailleurs, les principaux tests de diagnostic des résidus opposent l'hypothèse nulle de bruit blanc contre celle de corrélation « *linéaire* ». Or, la linéarité est une hypothèse trop forte et ne fournit pas une meilleure description du comportement des cours des actions. Un processus de type non linéaire spécifié ou non ou de type multiplicatif (*ARCH* et classes *ARCH*) serait donc bien une meilleure alternative. Comme nous l'avons signalé ci-dessus, la non-normalité dans le comportement des rendements montre l'existence d'un effet *ARCH*, fréquemment rencontré dans les séries boursières : nous avons donc à faire, dans ce cas, aux variances des séries étudiées variables et infinies (11) au cours du temps.

Sur les marchés financiers, le comportement des cours ne peut être linéaire et normal : nous constatons aujourd'hui que le processus qui les décrit ne montre pas un caractère symétrique ; de même qu'il révèle des non-linéarités dans les moments du premier ordre (seuils, autorégressivité polynomiale, etc.) et du second ordre (effet *ARCH*). Les processus normaux et linéaires ne sauraient tenir compte des écarts existant entre les cours observés des titres et leurs valeurs fondamentales.

(11) En d'autres termes, les variances ne peuvent pas être finies comme dans le cas de la loi normale.

La suite de notre travail empirique porte en effet sur l'application du test BDS (Brock, Dechert, Scheinkman and LeBaron (1996)) aux valeurs les plus actives de la bourse de Casablanca (celles de MADEX).

Ce test est un test de portemanteau au cours du temps basé sur la détection de la dépendance dans une série chronologique. Il peut être utilisé pour tester l'hypothèse nulle de série indépendamment et identiquement distribuée (*iid*) contre une variété de déviations possibles à l'indépendance incluant la dépendance linéaire, la dépendance non linéaire et le chaos.

Le test peut être appliqué à une série de résidus estimés pour vérifier si les résidus sont indépendamment et identiquement distribués (*iid*). Par exemple, les résidus d'un modèle ARMA peuvent être testés pour voir s'il y a une dépendance non linéaire dans la série après que le modèle linéaire ARMA ait été estimé.

L'idée derrière le test est assez simple. Pour exécuter le test, nous choisissons d'abord une distance. Nous considérons alors, une paire de points. Si les observations de la série sont vraiment *iid*, alors, pour n'importe quelle paire de points, la probabilité de la distance entre ces points étant inférieure ou égale à  $\epsilon$  sera constante. Nous notons cette probabilité par  $C_1(\epsilon)$ .

Nous pouvons aussi considérer des ensembles consistant en des paires multiples de points. Premièrement, nous pouvons choisir les ensembles de paires qui doivent se déplacer par les observations consécutives de l'échantillon dans l'ordre. C'est-à-dire, étant donné une observation et une observation  $t$  d'une série  $X$ , nous pouvons construire un ensemble de paires de la forme :

$$[(X_t, X_{t+1}), (X_{t+1}, X_{t+2}), (X_{t+2}, X_{t+3}), \dots, (X_{t+m-1}, X_{t+m})] \quad (5)$$

où  $m$  est le nombre de points consécutifs employés dans l'ensemble, appelé aussi dimension de plongement (embedding dimension). Nous notons la probabilité jointe de chaque paire de points dans l'ensemble satisfaisant la condition d'épsilon (12) par la probabilité  $C_m(\epsilon)$ .

Le test BDS procède en notant que sous l'hypothèse d'indépendance, cette probabilité sera simplement le produit des probabilités individuelles pour chaque paire. C'est-à-dire, si les observations sont indépendantes :

$$C_m(\epsilon) = C_1^m(\epsilon) \quad (6)$$

En travaillant sur des données de l'échantillon, nous n'observons pas directement  $C_1(\epsilon)$  ou  $C_m(\epsilon)$ . Nous pouvons seulement les estimer à partir de l'échantillon. En conséquence, nous ne attendons pas à ce que cette relation soit tout à fait exacte, mais seulement avec une certaine erreur. Plus l'erreur est grande, moins il est probable que l'erreur est causée par la variation aléatoire de l'échantillon. Le test BDS fournit une base formelle pour juger la taille de cette erreur.

(12) Cette condition est la suivante distance entre deux points doit être inférieure ou égale  $\epsilon$ .

Pour estimer la probabilité d'une dimension particulière, nous passons simplement tous les ensembles possibles de cette longueur qui peut être tirée ou extraite de l'échantillon et nous comptons le nombre des ensembles qui satisfont la condition. La proportion du nombre des ensembles satisfaisant la condition divisée par le nombre total des ensembles possibles fournit l'estimation de la probabilité. Etant donné un échantillon d'observations d'une série chronologique  $X$  (ici, dans notre étude, il s'agit des séries des rentabilités boursières journalières), cela peut être présenté dans la notation mathématique suivante :

$$C_{m,n}(s) = \frac{2}{(n-m+1)(n-m)} \sum_{i=1}^{n-m+1} \sum_{j=i+1}^{n-m+1} \prod_{k=0}^{s-1} I_{\varepsilon}(X_{i+k}, X_{j+k}) \quad (7)$$

où  $I_{\varepsilon}$  est la fonction Heaviside appelée fonction d'indicateur :

$$I_{\varepsilon}(x - |X_i^* - X_j^*|) = \begin{cases} 1, & \text{si } x - |X_i^* - X_j^*| > 0 \\ 0, & \text{sinon} \end{cases} \quad (8)$$

Notez que la statistique  $C_{m,n}^{\varepsilon}$  est souvent mentionnée comme l'intégrale de corrélation ou corrélation spatiale (13).

Nous pouvons alors employer les estimations de probabilités de l'échantillon pour construire un test statistique pour l'indépendance :

$$b_{m,n}(s) = C_{m,n}(s) - C_{1,n-m+1}(s)^m \quad (9)$$

où le deuxième terme écarte les dernières observations de l'échantillon pour que ce soit basé sur le même nombre de termes que la première statistique.

Sous l'hypothèse d'indépendance, nous nous attendrions à ce que cette statistique tende vers zéro. En fait, il a été démontré dans Brock et autres (1996) que (14) :

$$\frac{(\sqrt{n-m+1})}{\sigma_{m,n}(s)} b_{m,n}(s) \rightarrow N(0, 1) \quad (10)$$

où

$$\sigma_{m,n}^2(s) = 4 \left( k^m + 2 \sum_{j=1}^{m-1} k^{m-j} c_1^{2j} + (m-1)^2 c_1^{2m} - m^2 k c_1^{2m-2} \right) \quad (11)$$

Et où  $c_1$  peut être estimé en utilisant  $c_{1,n}$ .  $k$  est la probabilité de n'importe quel triplet de points en lien avec  $\varepsilon$  de chacun des autres triplets et est estimé en comptant le nombre des ensembles satisfaisant la condition de l'échantillon :

$$k_{\varepsilon}(s) = \frac{2}{n(n-1)(n-2)} \sum_{i=1}^n \sum_{j=i+1}^{n-m+1} \sum_{k=j+1}^n 1 \quad (12)$$

$$I_{\varepsilon}(X_p X_s) I_{\varepsilon}(X_s X_p) + I_{\varepsilon}(X_p X_p) I_{\varepsilon}(X_p X_s) + I_{\varepsilon}(X_s X_p) I_{\varepsilon}(X_p X_p) \quad (13)$$

(13)  $C^{\varepsilon}$  est le test appelé BDS statistic.

(14) Cette statistique est dite z-statistic. Elle est à comparer avec les valeurs critiques de la loi normale standard.

**2.1. Etude préalable sur les données**

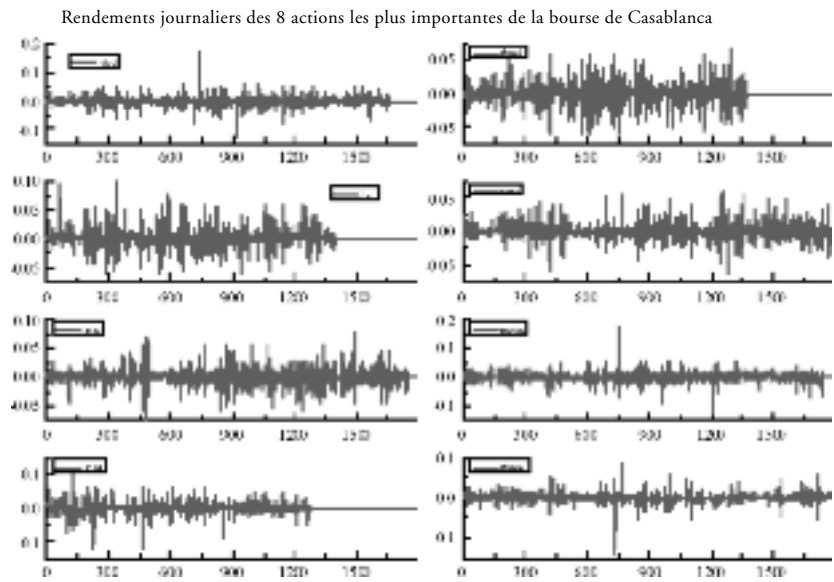
Comme nous l’avons déjà annoncé, nous nous sommes intéressés aux huit valeurs les plus actives de la bourse de Casablanca, en l’occurrence celles de la BMCE, BMCI,CMA, HOLCIM (HOL), LAC, ONA, SNI et SONASID (SONA).

Les observations quotidiennes recueillies couvrent, quoique irrégulières, la période allant de 15 juillet 1997 au 15 décembre 2005 ; ce qui nous donne un nombre d’observations assez large :

**Nombre d’observations dans les séries des cours**

BMCE	BMCI	CMA	HOL	LAC	ONA	SNI	SONA
1 777	1 378	1 277	1 659	1 397	1 777	1 748	1 747

Les séries de rentabilité quotidiennes des valeurs ont été obtenues par application de la différence logarithmique aux séries initiales représentant les cours des valeurs.



Le tableau ci-après présente les principales caractéristiques descriptives des séries de rentabilité boursière des valeurs les plus actives de la bourse de Casablanca.

	<b>RBMCE</b>	<b>RBMCI</b>	<b>RCMA</b>	<b>RHOLCIM</b>	<b>RLAC</b>	<b>RONA</b>	<b>RSNI</b>	<b>RSNASID</b>
Mean	6.15E-05	0.000321	0.000329	0.000810	-2.25E-05	0.000100	0.000759	-0.000402
Maximum	0.058064	0.173401	0.080043	0.099750	0.069806	0.172685	0.114179	0.086703
Minimum	-0.060977	-0.122428	-0.072780	-0.061685	-0.074648	-0.129019	-0.122602	-0.139091
Std. Dev.	0.011136	0.014054	0.014461	0.014307	0.011890	0.015031	0.015654	0.010545
Skewness	0.262556	0.540157	-0.096732	0.424696	0.027708	0.643930	-0.404948	-1.179585
Kurtosis	8.408383	23.24487	7.263265	9.736537	10.24261	22.00791	14.43697	33.99572
Jarque-Bera	2200.944	30432.75	1325.744	3353.950	3624.007	21112.13	7542.529	51374.96
Nbre Obs.	1789	1777	1747	1746	1658	1396	1377	1276

Pour vérifier l'efficacité du marché boursier marocain, nous avons opté, dans un premier point, pour l'approche traditionnelle consistant en la modélisation linéaire des séries de rentabilité et, la vérification de l'hypothèse d'efficacité par les tests traditionnels et, dans un deuxième point, nous avons appliqué le test BDS pour vérifier et l'hypothèse *iid* des données et leur caractère linéaire/non linéaire.

Nous allons utiliser la classe des modèles ARMA pour décrire la dynamique des séries de rentabilité. Dans ce but, nous allons tout d'abord s'assurer de leur stationnarité au moyen du test ADF. Ce test nous amène à ne pas rejeter l'hypothèse de stationnarité comme on peut également le ressentir à partir de l'inspection graphique des séries et de leurs autocorrélogrammes (15) :

(15) Que nous avons volontairement exclus.

(16) Le test a été mené sans constante et sans trend.

(17) Nous avons ajouté un « R » devant les séries pour dénoter les séries de rentabilité.

#### Test ADF de l'hypothèse de la présence d'une racine unitaire (16)

	<b>RBMCE</b>	<b>RBMCI</b>	<b>RCMA</b>	<b>RHOL</b>	<b>RLAC</b>	<b>RONA</b>	<b>RSNI</b>	<b>RSONA</b>
ADF	-42,63	-40,59	-35,61	-42,21	-29,46	-34,39	-41,34	-39,71
P-value	0,0001	0,000	0,000	0,0001	0,000	0,000	0,000	0,000

Pour toutes les séries, nous avons cherché le modèle qui minimise le critère de Schwartz (SC) ; trois seulement sont décrites par une modélisation ARMA, les autres seront traitées comme des bruits blancs.

#### Modélisation ARMA des séries de rentabilité (17)

	<b>RBMCE</b>	<b>RBMCI</b>	<b>RCMA</b>	<b>RHOL</b>	<b>RLAC</b>	<b>RONA</b>	<b>RSNI</b>	<b>RSONA</b>
ARMA(p,q)	ARMA(0,0)	ARMA(0,1)	ARMA(0,0)	ARMA(0,0)	ARMA(0,2)	ARMA(1,0)	ARMA(0,0)	ARMA(0,0)
SC	-6.3408	-5.6099	-5.4144	-5.6357	-5.5807	-6.19027	-5.89807	-5.6343

# Effici

Les statistiques LM d'indépendance sérielles (TR<sup>2</sup>) (18) sont significatives au seuil de 95 %, sauf pour la série RLAC qui montre encore une structure de dépendance linéaire non tenue en compte. Pour enlever toute trace de cette dépendance, nous avons adopté le modèle indiqué par le critère d'information de Hannan-Queen, MA(4), qui lui assure la blancheur des résidus.

Cependant, à l'instar des séries boursières, les résidus de la modélisation (19) ARMA ne sont pas seulement non gaussiens mais présentent de surcroît un effet ARCH (20) évident :

Statistiques de test	Rbmce	Rbmci	Rcma	Rhol	RIac	Rona	Rsn	Rsona
JB	59147,7	871,8	6301,2	26112,7	2821,6	1854,7	2929,7	25230,1
LM <sub>SERIAL</sub> (2)	0,50 (0,77)	2,11 (0,34)	0,21 (0,89)	3,75 (0,15)	0,54 (0,76)	2,86 (0,23)	2,39 (0,30)	4,43 (0,11)
LM <sub>ARCH</sub> (2)	35,98 (0,0)	100,59 (0,0)	78,74 (0,0)	4,57 (0,101)	32,32 (0,0)	108,67 (0,0)	88,73 (0,0)	38,99 (0,0)

- Les chiffres entre parenthèses sont les probabilités de rejet associées aux tests. Pour le test d'indépendance sérielle, elles indiquent le non rejet de H<sub>0</sub> (i.e., nullité globale des autocorrélations d'ordre 2), alors que pour le test ARCH, H<sub>0</sub> (i.e., homoscedasticité conditionnelle) est rejeté.

## 2.2. Le test BDS

Ce test retient comme hypothèse nulle une distribution *iid.* des observations de la série étudiée. Le rejet de cette hypothèse peut être la conséquence de plusieurs causes :

- l'existence d'une dépendance issue d'un processus stochastique linéaire ;
- la non-stationnarité de la série ;
- l'existence d'une dépendance issue d'un processus stochastique non linéaire ;
- l'existence issue d'un processus déterministe non linéaire.

Cherchant à savoir si les séries des rentabilités sont prévisibles, autrement si leurs processus générateurs de données (DGP) s'écartent de loin de la marche aléatoire (21), il faut diagnostiquer les résidus par rapport aux formulations linéaires retenues. Pour les séries de rentabilité dont la dynamique n'est pas saisie par la modélisation ARMA, le rejet de l'hypothèse nulle du test BDS impliquerait que l'hypothèse de l'effici

La mise en pratique du test BDS nécessite de fournir les valeurs de  $\epsilon$  de  $m$ . Selon les études de Hsieh (1991) et Brock, Hsieh et LeBaron (1992), il convient pour correctement approximer la distribution de la statistique

(18) Appelé également test de Breush-Godfrey il a pour hypothèse nulle la nullité des autocorrélations pour l'ordre choisi.

(19) En principe, ces résidus, lorsqu'ils sont des bruits blancs, ne contiennent plus d'information supplémentaire à retenir. Le développement ces deux dernières décennies des modèles non linéaires (en moyenne (STAR, SETAR) et en variance (GARCH), ANN (Artificial Neural Network, Réseaux de Neurones Artificiels)) et des tests permettant une meilleure détection de la linéarité a permis une remise en cause de la modélisation linéaire et un recours de plus en plus à une formulation non linéaire des phénomènes économiques.

(20) Cet effet est matérialisé par une structure de dépendance entre la variance actuelle de la série et ses variances passées.

(21) Il semble dans notre cas que cinq séries des cours en logarithme soient décrites par cette marche aléatoire.

BDS :

- utiliser un échantillon d'une taille supérieure à 500 observations ;
- la valeur de  $\varepsilon$  ne doit être ni petite ni élevée ; ils proposent que  $\varepsilon$  soit  $1/2 < \sigma < 2$ , où  $\sigma$  représente l'écart-type de la série étudiée ;
- Le choix de la dimension de plongement  $m$  dépend de la taille de l'échantillon et permet une bonne approximation de la distribution du BDS si  $T/m > 200$  (autrement  $m < T/200$ ).

La taille des échantillons retenus étant supérieure à 500, nous avons procédé au choix de  $\varepsilon$  et de  $m$  en respectant les deux recommandations de

**Valeurs de  $\varepsilon$  et  $m$  en fonction de la taille de l'échantillon et de l'écart-type**

Série	Rbmce	RBMCI (MA(1))	Rcma	Rhol	Rlac (MA(4))	Rona (AR(1))	Rzni	Rsona
$\sigma/2$	0.00507	0.00728	0.08053	0.0072	0.0073	0.00545	0.0063	0.00721
$2\sigma$	0.0202	0.0291	0.322	0.0288	0.029	0.0218	0.0253	0.028
$T/200$	8.88	6.88	6.38	8.29	6.98	8.88	8.735	8.73
$\varepsilon$	0.01	0.01	0.01	0.2	0.01	0.01	0.01	0.01
$m$	8	6	6	8	6	8	8	8

Brock, Heich et LeBaron :

Les résultats des tests sont négatifs pour accepter l'hypothèse nulle sous laquelle les séries ou leurs résidus issus de la modélisation ARMA sont *iid*. Pour toutes les dimensions de plongement et pour toutes les séries retenues, les probabilités de rejet de l'hypothèse *iid* sont nulles ; qu'elles soient dérivées de la loi théorique ( $N(0,1)$ ) ou de la distribution empirique (Bootstrapp).

En guise de conclusion, le test BDS nous a montré que l'efficacité des marchés boursiers est loin d'être atteinte ; les séries de rentabilité boursière ne répondent pas ou complètement à une formulation linéaire. En effet, les tests ARCH menés sur ces séries étaient positifs et leurs distributions autres que normales avec des coefficients de Kurtosis et de Skewness très élevés, caractéristiques généralement reconnues à ce type de séries.

## Conclusion

En conclusion, force est de constater, d'une part, que toutes les séries étudiées présentent un effet ARCH, caractéristique essentielle de l'évolution des rentabilités boursières, prouvant *de facto* leur volatilité et leur non-normalité. D'autre part, nous constatons, d'après la mise en application du test BDS, que le processus générateur de rentabilités est loin d'être linéaire.

Toutes ces constatations nous amènent à réfuter l'hypothèse des marchés efficients (EMH) conçue et modélisée dans un cadre de linéarité et de normalité dans le comportement des rentabilités.

Le principe d'impossibilité de battre le marché est tombé, en conséquence, en désuétude. La gestion active peut donc toujours servir à



## Références bibliographiques

- Abraham-Frois G. (1994), *La dynamique chaotique*, Sirey, Paris.
- Alexander S. (1961), « Price Movements in Speculative Markets : Trends or Random Walks », *Industrial Management Review*, vol. 2, n° 2.
- Alexander S. (1964), « Price Movements in Speculative Markets : Trends or Random Walks : 2 », *Industrial Management Review*, vol. 5, n° 2.
- Arrow K. J. (1987), « De la rationalité – de l'individu et des autres – dans un système économique », *Revue française d'économie*, vol. 2, n° 1.
- Bachelier L. (1900), *Théorie de la spéculation*, Gauthier-Villar, Paris.
- Bekaert G. et Harvey C. (2003), « Emerging Markets Finance », *Journal of Empirical Finance*, n° 10.
- Bekaert G., Harvey C. et Lundblad Ch. (2001), « Emerging Equity Markets and Economic Development », *Journal of Development Economics*, vol. 66.
- Benouda Sioud O. et Mezzez Hmaied D. (2002), « The Impact of Automation on Liquidity, Volatility, Stock Returns and Efficiency : Evidence from the Tunisian Stock Market », *IHEC*, Tunis.
- Blanchet V. (2000), *le Modèle Garch (1,1) en finance : Etude de la volatilité du CAC40 sur données de haute fréquence*, Mémoire de DEA, université de Montpellier I, faculté des Sciences économiques, LAMETA.
- Bollerslev T. (1986), « Generalized Autoregressive Contionnal Heteroskedasticity », *Journal of Econometrics*, vol. 31.
- Bollerslev T., Chou R., Jayaraman N. et Kroner K. (1986), « Les modèles ARCH en finance : un point sur la théorie et les résultats empiriques », *Annales d'économie et de statistique*, vol. 24.
- Bourbonnais R. (2000), *Econométrie*, Dunod, Paris.
- Bourbonnais R. et Terraza M. (1998), *Analyse des séries temporelles en économie*, PUF, Paris.
- Brock W. A., Dechert W. D. and Scheinkman J. A. (1987), « A test for Independence Based on the Correlation Dimension », *Working Paper*, University of Wisconsin.
- Brock W. A., Dechert W. D., Scheinkman J. A. and LeBaron B. (1996), « A Test for Independence Based on the Correlation Dimension », *Econometric Review*, n° 15, p. 197-235.
- Brock W. A., Hsieh D. A., Scheinkman and LeBaron B. (1992), *Nonlinear Dynamics, Chaos and Instability*, MIT Press, 328 pages, seconde édition.
- Chang R., Hsu S. T. and Huang N. K. (1995), « The Effects of Trading Methods on Volatility and Liquidity », 7<sup>th</sup> PACAP Conference, Manille.
- Charles A. (2000), *Origine de l'effet week-end dans l'indice boursier CAC40 : une approche par l'hétéroscédasticité saisonnière*, Mémoire de DEA, université de Montpellier I, faculté des Sciences économiques, LAMETA.
- Corwin S. A. and Lipson M. L. (2000), « Order Flow and Liquidity around NYSE Trading Halts », *Journal of Finance*, vol. 55, n° 4.
- Cuthbertson K. (2001), *Economie financière quantitative : Actions, obligations et taux de change*, De Boeck Université.
- Dacorogna M., Muller U., Nagler R., Olsen R. et Pictet O. (1993), « A Geographical Model for the Daily and Weekly Seasonal Volatility in the Foreign Exchange Market », *Journal of International Money and Finance*, vol. 12.
- Derrabi M. (1998), « L'investissement dans les marchés émergents : Mesure de l'intégration

- et des risques », Belgian Financial Research Forum, Third Meeting.
- Derrabi M. (1999), « Période de transaction, volatilité et corrélation sérielle des rendements intra-journaliers : une analyse du marché continu de Casablanca », IAG-UCL.
- Derrabi M., de Bodt E., Cobbaut R. (1998), *Changement de microstructure et comportements des prix des actifs financiers : cas d'un marché émergent*, Association française de finance, Paris.
- Desbarrières N. (1998), *la Bourse et ses Back-Offices*, Economica, Paris.
- Dickey D. A. et Fuller W. A. (1979), « Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74.
- Dickey D. A. et Fuller W. A. (1981), « The Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root », in *Econometrica*, vol. 49.
- Drost F. and Nijman T. (1993), « Temporel Agregation of GARCH Processes », *Econometrica*, vol. 61.
- Dubreuille S. (1999), *Liquidité et formation des prix sur le MATIF*, Economica, Paris.
- Dufour J-M. (2001), « Logique et tests d'hypothèses : Réflexion sur les problèmes mal posés en économétrie », *l'Actualité économique*, vol. 77, n° 2.
- El Bouhadi A. (2001), *l'Efficienne informationnelle du marché boursier : analyse théorique et test de forme faible à partir des données de la bourse de Casablanca*, Mémoire de DESA, université Sidi Mohamed Ben Abdellah, Fès.
- El Bouhadi A. (2002), *Microstructure et effciience du marché boursier marocain*, Thèse de Doctorat, université Sidi Mohamed Ben Abdellah, Fès.
- El M'kaddem A. et El Bouhadi A. (2003), « L'efficienne informationnelle : une application au marché boursier marocain », *Critique économique*, n° 10, Printemps-été.
- Engle R. (1982), « Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of the U.K. Inflation », *Econometrica*, vol. 50, p. 987-1008.
- Fama E.F. (1965), « The Behavior of Stock-Market Prices », *Journal of Business*, vol. 38, n° 1, p. 34-105.
- Fama E.F. (1970), « Efficient Capital Markets : A Review of Theory and Empirical Work », *Journal of Finance*, vol. 25, p. 383-417.
- Fama E.F. (1991), « Efficient Capital Markets : II », *Journal of Finance*, vol. 3, n° 5, p. 1575-1617.
- Fama E.F., Fischer L., Jensen M. et Roll R. (1969), « The Adjustment of Stock Prices to New Information », *International Economic Review*, vol. 10, n° 1, p. 1-21.
- Galavielle J-P. (2003), « Y a-t-il une théorie des marchés financiers ? », CRIFES-MATISSE, *Document de travail*, décembre.
- Ghysels E. (1994), « L'analyse économétrique et la saisonnalité », *Actualité économique*, vol. 70, n° 1.
- Gillet R. et Szafarz A. (2004), « L'efficienne informationnelle des marchés : une hypothèse, et au-delà ? », Centre Emile Bernheim, ULB, *Working Paper*, n° WP-CEB 04/004.
- Glen J. (1994), « An Introduction to the Microstructure of Emerging Markets », *Discussion Paper*, n° 24, IFC.
- Grossman S. J. (1976), « On the Efficiency of Competitive Stocks Markets where Trades have Diverse Information », *Journal of Finance*, vol. 31, n° 2.
- Grossman S. J. et Stiglitz J. E. (1980), « On the Impossibility of Informationally Efficient Markets », *American Economic Review*, vol. 70, n° 3.
- Gokcan S. (2000), « Forecasting Volatility of Emerging Stock Markets : Linear Versus Non-linear GARCH Models », *Journal of Forecasting*, n° 19.

- Goldfeld S. M et Quandt R. E (1965), « Some Tests for Homoskedasticity », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 60.
- Hirshleifer D. (2001), « Investor Psychology and Asset Pricing », *The Journal of Finance*, vol. 56, n° 5, 1533-1597.
- Hsieh D. A. (1991), « Chaos and Nonlinear Dynamics : Application to Financial Markets », *Journal of Finance*, vol. 46, n° 5, p. 1839-1877.
- Jensen M.C. (1978), « Some Anomalous Evidence Regarding Market Efficiency », *Journal of Financial Economics*, vol. 6, p. 95-101.
- Kamionka T. (2000), « La modélisation des données haute fréquence », *Working Paper* n° 2000-58, CREST.
- Kendall M., (1953), « The Analysis of Time Series, Part 1 : Prices », *Journal of the Royal Statistical Society*, vol. 96.
- Lardic S. et Mignon M. (2002), *Econométrie des séries temporelles macro-économiques et financières*, Economica.
- Lee C. M. C., (2001), « Market Efficiency and Accounting Research », *Journal of Accounting and Economics*, vol. 31, p. 233-253.
- Mandelbrot B. (1973a), « Le syndrome de la variance infinie et ses rapports avec la discontinuité des prix », *Economie appliquée*, tome 26.
- Mandelbrot B. (1973b), « Formes nouvelles du hasard dans les sciences », *Economie appliquée*, tome 26.
- Mandelbrot B. (1997), *Fractales, hasard et finances*, Flammarion, Coll. « Champs », Paris.
- Merton R. K. (1957), « The self-Fulfilling Prophecy », *Social Theory and Social Structure*, Free Press.
- Mignon M. (1998), *Marchés financiers et modélisation des rentabilités boursières*, Economica, Paris.
- Mongin P. (1984), « Modèle rationnel ou modèle économique de la rationalité », *Revue Economique*, vol. 35, n° 1, p. 9.
- Muth J. F. (1961), « Rational Expectations and the Theory of Price Movements », *Econometrica*, vol. 29, n° 3, p. 315-335.
- Olave P. et Miguel J. (2001), « The Risk Premium and Volatility in the Spanish Stock Market. A Forecasting Approach », *Economie appliquée*, vol. 54, n° 4.
- Phillips P. C. B. et Perron P. (1988), « Testing for a Unit Root in Time Series Regression », *Biometrika*, vol. 25.
- Rubinstein M. (2001), « Rational Markets: Yes or No ? The Affirmative Case », *Financial Analysts Journal*, vol. 57, n° 3, p. 15-29.
- Rzepkowski B. (2001), « Pouvoir prédictif de la volatilité implicite dans le prix des options de change », *Working Paper* de CEPII n° 2001-2001.
- Samuelson P. A. (1965), « Proof that Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly », *Industrial Management Review*, vol. 6, p. 41-49.
- Shiller R. J. (2000), *Irrational Exuberance*, Princeton University Press, Princeton.
- Shleifer A. (2000), *Inefficient Markets : An Introduction to Behavioral Finance*, Oxford University Press, New York.
- Simon (1964), « Rationality », in J. Gould et W.L. Kolb editors, *Dictionary of Social Sciences*, Free Press.
- Stoll H. et Whaley R. (1990), « Stock Market Structure and Volatility », *Review of Financial Studies*, n° 3.
- Verdier G. (2000), *Econométrie du cycle : le cas de l'indice de la production industrielle des pays de la zone euro*, Thèse de doctorat, université de Montpellier I, Faculté des Sciences économiques, LAMETA.
- White H. (1980), « A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity », *Econometrica*, vol. 48, n° 4.
- Working H., (1934), « A Random Difference Series for Use in the Analysis for Time Series », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 29.