

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

L'EFFICIENCE DES MARCHÉS FINANCIERS
FACE À LA CRISE FINANCIÈRE DE 2007

MÉMOIRE
PRÉSENTÉ
COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE
(CONCENTRATION ÉCONOMIE FINANCIÈRE)

PAR

NGUYEN DANG KHOA PHAM

NOVEMBRE 2012

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL
Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.01-2006). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

REMERCIEMENTS

Je tiens à présenter ma profonde gratitude envers mon directeur de recherche Douglas Hodgson pour m'accompagner dans ce travail de recherche. Ses conseils et ses explications m'ont aidé grandement dans l'avancement de ma rédaction lorsque j'ai rencontré certaines difficultés. Je suis très reconnaissant pour sa grande disponibilité et son temps qu'il m'a accordé dans la rédaction suite aux contraintes familiale. Je souhaiterais remercier Martine Boisselle pour sa gentillesse et son soutien tout au long des années. Un gros merci aux professeurs et au Département des sciences économiques pour une expérience inoubliable durant mon passage. Je suis reconnaissant envers mes collègues du département qui m'ont soutenu durant ces années, particulièrement Yorou Tchakondo.

Finalement, je dois souligner ma gratitude et mes remerciements à mes parents et aux autres membres de la famille. Leurs soutiens moraux et leurs aides m'ont permis de mener ce projet à terme. Leurs supports ont été bénéfiques lorsque j'en avais le plus besoin. Merci aussi à mes amis qui m'ont supporté et encouragé tout au long de ce projet.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES	v
LISTE DES TABLEAUX.....	vi
LISTE DES ACRONYMES	vii
RÉSUMÉ	viii
INTRODUCTION	1
CHAPITRE I	
PROBLÉMATIQUE.....	3
1.1 Un début, une application	3
1.2 Certaines irrégularités	3
1.3 Une critique comportementale.....	4
1.4 L’HEM et la récente crise financière : un problème.....	4
CHAPITRE II	
REVUE DE LITTÉRATURE SUR LA THÉORIE DU MARCHÉ EFFICIENT	8
2.1 La théorie du marché efficient	8
2.2 La marche aléatoire.....	10
2.3 Un survol des tests empiriques.....	10
2.4 Controverses des résultats.....	13
CHAPITRE III	
MÉTHODOLOGIE ET DONNÉES	15
3.1 Les tests paramétriques	15
3.1.1 Test avec la fonction d’autocorrélation.....	15
3.1.2 Test du ratio de variance	17
3.2 Les tests non paramétriques	19
3.2.1 “Runs test”	19

3.2.2 Le test du ratio de variance de Wright basé sur les rangs et les signes.....	20
3.3 Données.....	24
CHAPITRE IV	
PRÉSENTATION ET ANALYSE DES RÉSULTATS DE L'EFFICIENCE DES MARCHÉS FINANCIERS	30
4.1 Résultats obtenues à partir du test de la fonction d'autocorrélation	30
4.2 Résultats du "runs test"	50
4.3 Résultats du test du ratio de variance.....	52
4.4 Résultats du test du ratio de variance basé sur les rangs et les signes.....	56
4.5 Synthèses des résultats	60
CONCLUSION.....	62
RÉFÉRENCES	65

LISTE DES FIGURES

Figure	Page
1.1 Le prix spot moyen de Brent depuis mai 1987 à mars 2009.....	5
1.2 Le ratio de levier des banques majeures d'investissement de 2003 à 2007.....	6
3.1 Prix de fermeture de l'indice DAX de 2003 à 2010	26
3.2 Prix de fermeture de l'indice Dow Jones de 2003 à 2010	26
3.3 Prix de fermeture de l'indice FSTE 100 de 2003 à 2010.....	27
3.4 Prix de fermeture de l'indice Hang Seng de 2003 à 2010	27
3.5 Prix de fermeture de l'indice NASDAQ de 2003 à 2010	28
3.6 Prix de fermeture de l'indice Nikkei 225 de 2003 à 2010	28
3.7 Prix de fermeture de l'indice S&P 500 de 2003 à 2010	29
3.8 Prix de fermeture de l'indice S&P TSE de 2003 à 2010	29
5.1 Corrélogramme des rendements pour l'indice DAX 2003 à 2006	35
5.2 Corrélogramme des rendements pour l'indice DAX 2007 à 2010	35
5.3 Corrélogramme des rendements pour l'indice Dow Jones 2003 à 2006.....	37
5.4 Corrélogramme des rendements pour l'indice Dow Jones 2007 à 2010.....	37
5.5 Corrélogramme des rendements pour l'indice FTSE 100 2003 à 2006.....	39
5.6 Corrélogramme des rendements pour l'indice FTSE 100 2007 à 2010.....	39
5.7 Corrélogramme des rendements pour l'indice Hang Seng 2003 à 2006.....	41
5.8 Corrélogramme des rendements pour l'indice Hang Seng 2007 à 2010.....	41
5.9 Corrélogramme des rendements pour l'indice NASDAQ 2003 à 2006	43
5.10 Corrélogramme des rendements pour l'indice NASDAQ 2007 à 2010	43
5.11 Corrélogramme des rendements pour l'indice Nikkei 225 2003 à 2006	45
5.12 Corrélogramme des rendements pour l'indice Nikkei 2007 à 2010	45
5.13 Corrélogramme des rendements pour l'indice S&P 500 2003 à 2006.....	47
5.14 Corrélogramme des rendements pour l'indice S&P 500 2007 à 2010.....	47
5.15 Corrélogramme des rendements pour l'indice S&P TSX 2003 à 2006	49
5.16 Corrélogramme des rendements pour l'indice S&P 500 TSX 2007 à 2010	49

LISTE DES TABLEAUX

Tableau	Page
3.1 Statistiques descriptives des indices de 2003 à 2006.....	25
3.2 Statistiques descriptives des indices de 2007 à 2010.....	25
5.1 Fonction d'autocorrélation des rendements pour l'indice DAX.....	34
5.2 Fonction d'autocorrélation des rendements pour l'indice Dow Jones.....	36
5.3 Fonction d'autocorrélation des rendements pour l'indice FTSE 100	38
5.4 Fonction d'autocorrélation des rendements pour l'indice Hang Seng.....	40
5.5 Fonction d'autocorrélation des rendements pour l'indice NASDAQ.....	42
5.6 Fonction d'autocorrélation des rendements pour l'indice Nikkei 225.....	44
5.7 Fonction d'autocorrélation des rendements pour l'indice S&P 500.....	46
5.8 Fonction d'autocorrélation des rendements pour l'indice S&P TSX	48
5.9 Runs test de 2003 à 2006	51
5.10 Runs test de 2007 à 2010	51
5.11 Test du ratio de variance de 2003 à 2006	54
5.12 Test du ratio de variance de 2007 à 2010	55
5.13 Test du ratio de variance de Wright de 2003 à 2006	58
5.14 Test du ratio de variance de Wright de 2007 à 2010	59
5.15 Synthèse des résultats sur l'efficient au sens faible.....	61

LISTE DES ACRONYMES

HEM Hypothèse d'efficience du marché

HMA Hypothèse du modèle de la marche aléatoire

VR Test du ratio de variance

RÉSUMÉ

La récente crise financière de 2007 a amené plusieurs questionnements sur la structure architecturale de la théorie financière; des critiques se sont mises à prendre cible la théorie de l'efficience des marchés financiers. Considérée comme la pire crise financière que le monde a connue depuis la Grande Dépression, la crise financière de 2007 a fourni des arguments de taille à ceux considérant la théorie de l'efficience comme dépassée. Le travail présent consiste à analyser la validité de la théorie de l'efficience des marchés à travers la crise financière de 2007. Le modèle d'un marché efficient demeure important dans le quotidien des multiples transactions sur le marché boursier. Ainsi, une approche employant des indices boursiers majeurs constitue une bonne source pour l'étude. Divers outils économétriques traditionnels et modernes tels que le test d'autocorrélation, le "runs test", le test du ratio de variance et le test du ratio de variance basé sur les rangs et les signes sont utilisés à cette fin. Les résultats obtenus ont démontré que l'efficience des marchés est toujours validée lorsque nous avons employé les tests d'autocorrélation et le "runs test". Dans le cas des tests du ratio de variance et celle basée sur les rangs et les signes, l'efficience n'a pu être validée dans certains cas. Cependant, l'explication de ce résultat s'explique par la présence de variance variable. En tenant compte de cet effet, les résultats ont soutenu la présence d'un marché efficient. Suite aux résultats trouvés, l'idée de renoncer à la théorie d'efficience des marchés n'a pas pu être retenue.

Mots clés : efficience du marché, crise financière, marche aléatoire, test paramétrique, test non paramétrique

INTRODUCTION

Depuis son apparition, le marché financier a permis à plusieurs individus d'utiliser ce lieu afin d'acheter et de vendre des valeurs mobilières, telles que les actions et les obligations, ou des commodités comme le blé par exemple. À travers ces échanges, plusieurs théories et outils se sont développés pour expliquer les phénomènes rencontrés comme l'évaluation du prix des actions. Les hypothèses d'efficience du marché (HEM) fut une de ces théories. Proposée depuis les années 1970, cette théorie est devenue de plus en plus présente dans le monde de la finance. La marche aléatoire est souvent lié aux HEM, pourtant, les investisseurs cherchent toujours des moyens pour prédire le prix futur afin de battre le marché.

Cependant, lors de la récente crise financière, plusieurs défaillances se sont apparues à l'endroit de cette théorie. Certaines défaillances se sont déjà manifestées depuis plus d'une décennie, mais elles ont été réfutées ou ignorées jusque-là. Plusieurs travaux ont démontré qu'il existait des anomalies bien avant cette crise. Cette crise a donc fourni des arguments de premier plan par rapport à son inefficacité dans le monde de la finance.

Malgré ces critiques, la théorie continue d'être présente sur le marché financier, en continuant d'appliquer les théories liées au modèle efficient. Elle continue d'avoir des implications importantes dans le déroulement du marché financier afin de maintenir un équilibre dans les prix des valeurs mobilières.

Ainsi, notre travail de recherche tentera d'analyser la validité ou non de la théorie de l'efficience des marchés financiers lors de la crise financière de 2007. Il s'agira précisément d'une analyse empirique de la question à travers plusieurs outils économétriques comme le runs test, les tests d'autocorrélation, du ratio de variance et du ratio de variance basé sur les rangs et les signes, en considérant deux périodes d'échantillonnage, 2003 à 2006 et 2007 à 2010.

Nous aborderons dans le premier chapitre le côté problématique de notre recherche et les critiques entourant l'hypothèse d'efficience. Au second chapitre, nous nous concentrerons sur la revue de littérature en abordant les théories liées aux hypothèses d'efficience du marché ainsi que la marche aléatoire. Nous ferons un survol des tests empiriques utilisés et les controverses des résultats obtenus. Le troisième chapitre apportera la méthodologie à suivre dans l'analyse de notre problème et les données. Le quatrième chapitre sera la présentation des résultats obtenus à partir des tests. Le dernier chapitre donnera les conclusions de l'étude.

CHAPITRE I

PROBLÉMATIQUE

Nous présenterons dans ce chapitre l'analyse de la problématique concernant l'hypothèse d'efficience du marché et ses critiques.

1.1 Un début, une application

Pendant plus de 40 ans, l'hypothèse d'efficience du marché (HEM) continue à attirer l'attention et suscite le débat chez les chercheurs. Il faut remonter vers les années 1960 et 1970 pour le début de cette théorie dont l'auteur est l'économiste Eugene Fama (1970). Le principe de cette théorie suggère que toutes les informations disponibles sont utilisées dans la détermination des prix des valeurs mobilières (Fama, 1970). Depuis, l'HEM a pris de l'ampleur sur le marché financier à travers le temps. C'est avec cette hypothèse que la théorie de l'investissement fut influencée; la théorie du portefeuille et le MÉDAF sont quelques exemples. De nos jours, on continue à intégrer l'HEM dans les transactions à la bourse, car on suppose toujours que les prix reflètent toutes les informations disponibles sur le marché.

1.2 Certaines irrégularités

Le succès de cette théorie fut mis à l'épreuve après l'apparition des premières études empiriques. En effet, ces études ont démontré qu'il y avait des irrégularités lors de l'application de HEM. Law (1982) réfuta HEM, car il concluait que les évidences fournies durant l'étude étaient suffisantes pour conclure l'inefficience du marché boursier de Hong

Kong, Lo et MacKinlay (1988) suivaient dans la même voie en rejetant les hypothèses de la marche aléatoire. Il faut préciser ici que la théorie du marché efficient intègre le modèle de la marche aléatoire dans l'évaluation des prix.

1.3 Une critique comportementale

Cette théorie fut critiquée davantage par les économistes comportementalistes de la finance dans les années 1990. Ces critiques ont mis en cause l'inefficacité de cette théorie. Un des problèmes trouvés lors des études empiriques était que les prix des actifs individuels réagissent de façons excessives par rapport aux nouvelles informations. Suite à cet excès, les prix doivent se réajuster ouvrant ainsi la porte aux opportunités pour les stratégies d'échange. Ces opportunités contredisent la théorie d'efficience des marchés, car elle suggère un ajustement rapide des prix avec une possibilité quasi inexistante pour en y profiter (Ball, 1995).

1.4 L'HEM et la récente crise financière : un problème

C'est dans la crise récente que les critiques les plus sévères sont survenues, considérée comme la pire depuis la Grande Dépression. Des accusations ont pointé l'hypothèse du marché efficient comme responsable de la crise financière mondiale depuis 2007. Plusieurs blâmes sont portés sur le fait que le marché est inefficent; la théorie n'a pas pu détecter les bulles spéculatives des prix ainsi que la crise financière (Ball, 2009). Le prix des matières premières a eu un fort croissant depuis 2000 et une chute remarquée depuis 2008 comme le montre la figure suivante pour le pétrole.

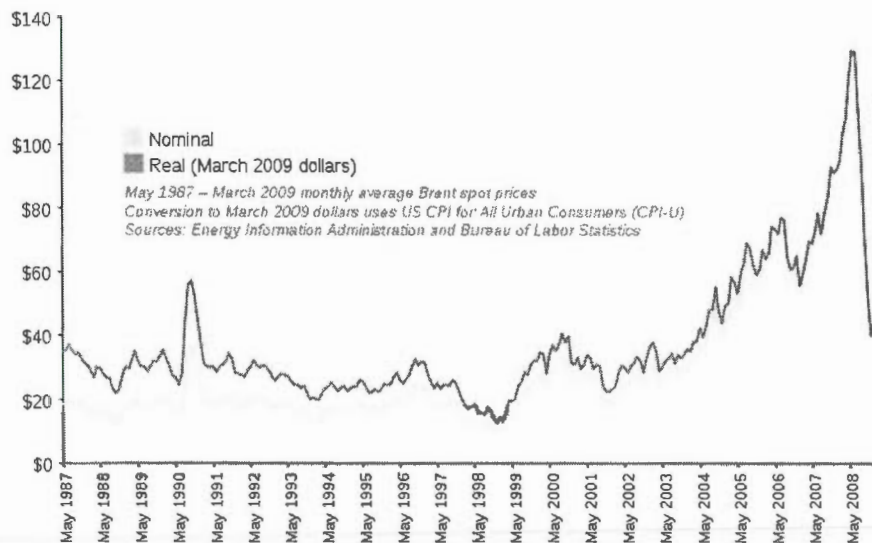


Figure 1.1 : Le prix spot moyen de Brent de mai 1987 à mars 2009.

Source : Administration de l'information de l'énergie et du bureau des travaux statistiques.

Figure tirée d'un article de Wikipédia sur la crise financière.¹

Suite à l'incapacité de l'HEM de prédire les bulles spéculatives et la crise financière, Bezemer (2009) cita douze économistes qui prédisaient l'éclatement de la bulle immobilière ainsi que l'approche de la crise financière. Selon Nouriel Roubini (2006)². « *Par lui-même, la chute du prix de l'immobilier est suffisante pour enclencher une récession américaine.* ». D'après Shiller (2006)³. « *Il y a un risque significatif d'une très mauvaise période, avec la montée de non-paiements et de saisies, un sérieux trouble dans les marchés financiers, et la possibilité d'une récession plus tôt que la plupart d'entre nous y attendons.* ».

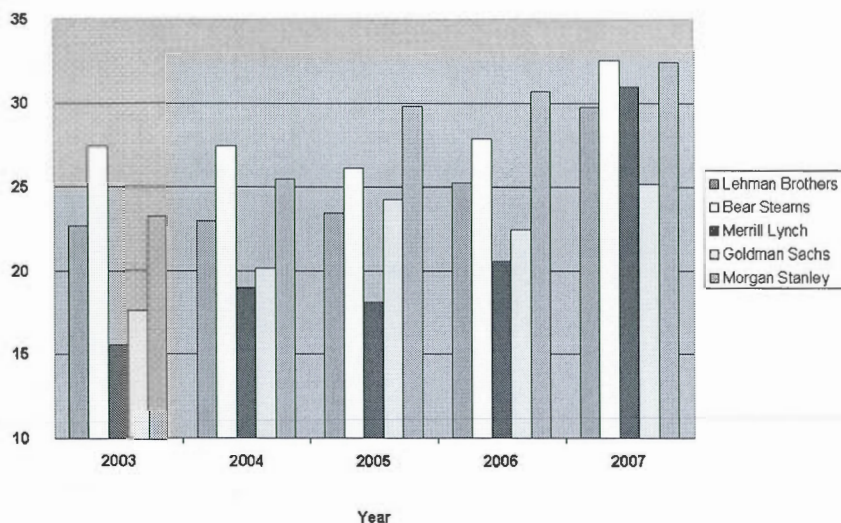
¹ Article consulté le 3 juillet 2010 à l'adresse http://fr.wikipedia.org/wiki/Crise_%C3%A9conomique_de_2008-2010

² Citation tirée de Bezemer (2009) « *By itself this house price slump is enough to trigger a US recession.* »

³ Citation tirée de Bezemer (2009) « *There is significant risk of a very bad period, with rising default and foreclosures, serious trouble in financial markets, and a possible recession sooner than most of us expected.* »

Leverage Ratios For Major Investment Banks

The leverage ratio is a measure of the risk taken by a firm; a higher ratio indicates more risk. It is calculated as total debt divided by stockholders equity. Each firm's ratio increased between 2003-2007.



Source Date: Company Annual Reports (SEC Form 10K)

Figure 1.2 : Le ratio de levier des banques majeures d'investissement de 2003 à 2007.

Source : Rapport annuel des compagnies. Figure tirée d'un article de Wikipédia sur la crise financière.⁴

De plus, on attribue à cette incapacité la cause de l'effondrement des plus grandes institutions financières; Lehman Brothers, Merrill Lynch, Bear Stearns, Morgan Stanley. Étant donné que les gestionnaires de portefeuille ont appliqué cette théorie (Ball, 2009), ces institutions ont dû s'endetter davantage et l'effet de levier a augmenté considérablement. Le marché boursier a perdu 50% de sa valeur en 2008 sans oublier la chute du marché immobilier et le taux de chômage s'approchant des doubles chiffres (Boettke, 2010). L'utilisation de cette théorie est donc considérée comme inadéquate pour le système financier actuel et qu'on a dépassé les limites de cette théorie.

⁴ Cet article est en anglais sur la crise financière de 2007-2010. Article consulté le 3 juillet 2010 à l'adresse http://en.wikipedia.org/wiki/Financial_crisis_of_2007%E2%80%932010

En dépit de ces critiques, la théorie du marché efficient continue d'être très présente sur le marché financier. Ball (2009) reconnaît la manière dont la théorie de Fama (1970) a changé notre façon de voir le marché financier, mais déplore les limitations évidentes qui existent, car cette crise a vraiment mis au défi tout le marché depuis la Grande Dépression.

C'est dans cet émoi que nous porterons notre attention sur l'efficience des marchés financiers. Face à plusieurs critiques durant la récente crise financière, le constat que nous devons nous poser: est-ce que l'hypothèse d'efficience du marché financier est-elle devenue désuète comme le prétendent ces critiques? La complexité d'ignorer cette hypothèse est réelle; sans autre proposition concrète, il en est difficile d'y remplacer dans le cas actuel.

Suite à la crise financière de 2007, plusieurs publications ont argumenté théoriquement sur l'efficience des marchés durant cette période, sans en y faire une étude empirique selon notre connaissance. C'est dans cette optique que ce travail portera une contribution empirique avec un mélange d'outils traditionnels et récents; la fonction d'autocorrélation, le "runs test", le test du ratio de variance de Lo & MacKinlay (1988) et le test du ratio de variance basé sur les rangs et les signes de Wright (2000). Afin d'analyser l'hypothèse d'efficience au sens faible, nous emprunterons les données provenant de huit indices boursiers importants : le DAX, le Dow Jones, le FTSE 100, le Hang Seng, le NASDAQ, le Nikkei 225, le S&P 500 et le S&P TSE. Ces données seront divisées en deux périodes; soit la période de la crise de 2007 à 2010 et la période de 2003 à 2006 à titre comparatif.

CHAPITRE II

REVUE DE LITTÉRATURE SUR LA THÉORIE DU MARCHÉ EFFICIENT

Dans ce chapitre, nous passerons à travers la théorie du marché efficient et de la marche aléatoire. Nous survolerons les tests empiriques employés.

2.1 La théorie du marché efficient

Depuis son développement, la théorie du marché efficient continue à faire son chemin jusqu'à nos jours. Cette contribution de Fama (1970), depuis la fin des années 1970, a influencé largement le secteur financier. Ainsi depuis 40 ans, les économistes continuent à s'y intéresser en étudiant et en testant cette théorie avec plusieurs outils.

Il existe deux façons de définir le marché efficient. La première définit le marché efficient comme étant un marché rationnel où "le prix est toujours juste". La seconde comme un marché imbattable, dans le sens où les investisseurs ne peuvent pas avoir des gains systématiques par rapport au marché (Statman et Klimek, 2010). Ainsi les hypothèses du marché efficient demandent que les agents maximisent leur utilité et qu'ils aient des anticipations rationnelles. Par conséquent, les cours des prix du marché financier suivent une marche aléatoire et s'adaptent rapidement aux informations lorsque celles-ci deviennent disponibles sur le marché en les intégrant dans le prix, d'où un prix juste (Fama, 1970; Shiller, 2001). Un marché, dont les prix répondent à ce critère, est appelé un marché efficient.

Shiller (1989) décrit un modèle de marché efficient comme suit :

$$P_t = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{E_t D_{t+k}}{(1 + \delta)^{k+1}}, \quad (2.1)$$

où P_t est le prix au temps t , E_t est l'espérance au temps t , D_{t+k} est le dividende au temps $t+k$ et δ est une constante.

Cette équation décrit le prix réel comme la valeur espérée actualisée des dividendes futurs.

Toujours selon Fama (1970), il existe trois formes de marché efficient qu'on peut classer:

- La forme faible d'efficience des marchés énonce que les informations contenues dans les prix historiques sont des informations reflétées dans les prix courants. Les prix futurs ne peuvent pas être prédits sur la base des valeurs passées ou présentes.
- La forme semi-forte d'efficience des marchés énonce que les prix courants reflètent toutes les informations publiques disponibles sur le marché. Ces informations peuvent être des annonces sur les gains annuels, la division des actions, les rapports annuels des firmes, etc.
- La forme forte d'efficience des marchés énonce que les prix des actions reflètent toutes les informations disponibles et accessibles, soient celles historiques, publiques et privées. Cette forme implique aussi qu'aucun investisseur ne réalisera un taux de rendement supérieur à celui du marché.

Selon la théorie des marchés efficients, si un marché est efficient, il est virtuellement impossible pour tout investisseur de battre le rendement du marché de façon régulière. Il y aura des cas anormaux qui se présenteront suite à une mauvaise estimation des prix.

Cependant, ces cas disparaîtront, car les prix s'ajusteront rapidement aux informations rendant ainsi presque inexistante la possibilité de profiter régulièrement de ces cas pour faire des gains (Elango et Hussein, 2008).

2.2 La marche aléatoire

En énonçant que les prix courants reflètent entièrement des informations disponibles, Fama (1970) fait appel à la théorie sur la marche aléatoire. Cet énoncé intègre donc l'hypothèse du modèle de la marche aléatoire (HMA); les changements successifs du prix sont indépendants et identiquement distribués (Fama, 1970). Le modèle de la marche aléatoire simple s'écrit:

$$p_t = p_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \text{où } \varepsilon_t \sim i.i.d. (0, \sigma^2) \quad (2.2)$$

et p_t est le prix à t , p_{t-1} est le prix à $t-1$ et ε_t le choc d'une nouvelle information.

L'HMA permet d'approcher la théorie d'efficience sous un autre angle. En effet, si l'HMA n'est pas validée, le prix futur est donc prévisible et contredit ainsi l'HEM.

2.3 Un survol des tests empiriques

Avant même que les études puissent se porter sur la théorie du marché efficient de façon approfondie, les chercheurs ont mené leurs études sur les hypothèses de la marche aléatoire. Fama (1965) n'a pas pu rejeter cette théorie dans ses études. Il suggéra qu'il y a des évidences empiriques supportant largement le modèle de la marche aléatoire, d'après lui, il y a indépendance entre les séries. Durant cette période, deux approches furent utilisées pour y tester. La première approche consistait à utiliser la série de coefficients de corrélation (autocorrélation) en analysant les exécutions des changements de prix successifs de même signe. L'autre approche était de tester l'indépendance via diverses mécaniques de règle d'échange afin d'y voir s'il y a des profits supérieurs à la stratégie de "buy-and-hold" (Fama, 1970). Malgré des anomalies présentes dans l'efficience du marché durant cette période, l'inexistence de solides évidences empiriques venant d'autres travaux ont fait qu'on ne pouvait mieux proposer que les hypothèses efficientes des marchés (Jensen, 1978). Des tests

empiriques portés sur les hypothèses de la marche aléatoire ont montré que les marchés développés sont de forme faible d'efficacité (Elango et Hussein, 2008).

Fama (1965) proposait d'utiliser un test paramétrique pour tester la dépendance. Cependant, il arrive que les prix aient une dépendance qui ne peut être détectée par des tests paramétriques (Law, 1982). Une alternative populaire était l'utilisation d'un test non paramétrique, le "runs test" (Al-Khazali et al. 2007). L'avantage de ce test se trouve dans l'absence totale de la condition qu'une distribution des rendements soit normale ou identiquement distribuée (Elango et Hussein, 2008). Le test se basait sur la séquence de changements de prix de même signe, le "run" est défini comme une série successive de même signe. Law (1982) utilisait ce test pour déterminer l'efficacité de la bourse de Hong Kong en concluant le rejet de celle-ci. Abedini (2009) tenta de tester les pays du Golfe avec ce même test. Il trouva qu'aucun de ces pays n'arriva à soutenir la marche aléatoire tout en la rejetant.

Plusieurs travaux empiriques menés sur l'efficacité des marchés financiers sont majoritairement portés, jusque-là, sur la prévision des rendements des actions. Ainsi Lo et MacKinlay (1988) suggèrent qu'une formulation adéquate du modèle spécifique est mieux adaptée afin de rejeter l'efficacité. Ils notent aussi que certains travaux ont pu rejeter statistiquement le modèle de la marche aléatoire et des indices empiriques laissant croire que les rendements des actions contenaient des composants prévisibles. Dans le cas des hypothèses traditionnelles de la marche aléatoire, on imposait souvent ε_t comme étant indépendant et identiquement distribué (i.i.d.). Cependant, plusieurs indices indiquaient qu'il en est autrement, car les séries temporelles financières ne suivaient pas souvent une distribution normale et possédaient de la volatilité variable à travers le temps. Lo et MacKinlay (1988) introduisaient un nouveau test paramétrique, le test du ratio de variance (VR). Cette nouvelle approche a permis de contourner les problèmes encourus lors des hypothèses traditionnelles.

Ils élaboraient un test statistique à la fois sensible aux changements des prix corrélés et en même temps robuste à plusieurs formes d'hétéroscédasticité ainsi qu'à la non-normalité. Selon eux, le rejet de la marche aléatoire est plus important lorsque c'est robuste à ces deux aspects que dans le cas contraire. Lo et MacKinlay (1988) utilisaient le fait que la variance de l'incrément dans la marche aléatoire est linéaire dans un intervalle d'échantillons. En

d'autres mots, la variance estimée d'un rendement d'une $q^{\text{ième}}$ période sera q fois plus grande que celle de la première période. La contribution de ce nouveau modèle a permis un grand avancement dans les études empiriques sur les hypothèses de la marche aléatoire ainsi que celle du marché efficient. En effet, depuis la publication des travaux de Lo et MacKinlay (1988), le VR demeure un outil économétrique de référence et y continue d'être utilisé. Otto (2010) utilisa cette méthode afin d'étudier le prix aléatoire des métaux sur le London Metal Exchange et en arriva à la conclusion que les prix respectent la marche aléatoire. Chen (2008) essaya de tester l'hypothèse de la marche aléatoire du taux de change Euro/US. Ses résultats ont supporté la forme faible d'efficience pour ce marché de taux de change.

Lo et MacKinlay (1988) ont trouvé que les prix des titres ne suivaient pas une marche aléatoire. Les résultats empiriques suggéraient que le modèle de la marche aléatoire n'était pas consistant avec un comportement stochastique des rendements hebdomadaires. Ils ont trouvé des autocorrélations positives pour des rendements hebdomadaires et mensuels. Ils soulignent que les résultats n'impliquent pas nécessairement que le marché est inefficent ou les prix ne sont pas des évaluations rationnelles des valeurs "fondamentales". Selon eux, l'interprétation des résultats comme un rejet de certains modèles économiques sur la formation efficiente des prix peut être adéquate dans d'autres modèles. Une implication de leurs travaux montre que la formule standard de Black-Sholes (1973) sur les prix des options des indices boursiers est mal spécifiée. Pourtant plusieurs travaux empiriques par d'autres auteurs ont révélé des résultats mixtes. Wright (2000) pointa que les résultats de Liu & He (1991) sur le rendement de cinq taux de change ont été mixtes.

Depuis son développement, le VR de Lo et MacKinlay (1988) a été un choix populaire pour les études empiriques sur l'efficience des marchés surtout concernant les marchés en développement. Étant donné que le VR est développé comme un test asymptotique, l'échantillonnage de distribution finie est donc approximé, par conséquent, cela génère une possible limitation au test. La robustesse du test pour l'homoscédasticité et l'hétéroscédasticité n'empêche pas ce dernier à être affecté par les distorsions causées par la taille des échantillons, spécialement les petites tailles. Étant donné que la distribution des données d'échantillons est souvent non normale et que le VR sous-entend une certaine

distribution identiquement distribuée avec une incrémentation linéaire, ce test risquait d'avoir des biais et une asymétrie positive (Al-Kazali et al. 2007).

Wright (2000) élaborait un nouveau test; un test VR basé sur le rang et le signe des séries temporelles pour contourner le problème de distorsion lié au test de Lo et MacKinlay (1988). Il souligna que pour certains processus, sa version du test du ratio de variance arrivait à mieux rejeter l'hypothèse de la marche aléatoire comparativement à la version traditionnelle. Il pointa deux avantages potentiels pour expliquer la performance de son test. Tout d'abord, son test permet de calculer une distribution exacte et il n'est donc pas nécessaire d'utiliser une approximation asymptotique; les distorsions de taille peuvent être négligées. Par la suite, il expliqua que le test de Lo et MacKinlay (1988) est moins performant que le sien si les données d'échantillon sont extrêmement non normales. En faisant des simulations de Monte-Carlo et des tests empiriques, Wright (2000) démontra que son test pouvait être plus exact et plus puissant que les autres tests du ratio de variance sous les conditions d'homoscédasticité et hétéroscédasticité.

2.4 Controverses des résultats

C'est en utilisant ces tests que plusieurs travaux se sont mis à étudier l'efficience dans plusieurs marchés financiers dans le monde. Les conclusions sont mitigées et controversées face à l'hypothèse d'efficience du marché financier. Comme nous l'avons indiqué, Fama (1965) n'a pas pu rejeter la forme faible d'efficience dans ses travaux. Lo et MacKinlay (1988) y contribuèrent en rejetant la marche aléatoire lors des études sur les rendements hebdomadaires boursiers. Wright (2000) se concentra sur les taux de change et arriva à la même conclusion tout en trouvant des résultats ambigus. Plusieurs auteurs se sont tournés vers les marchés en développement pour étudier l'hypothèse d'efficience du marché. Al-Khazali et al (2007) suggéraient l'utilisation des pays membres du MENA (Middle East and North Africa) pour l'étude. Ils arrivèrent à rejeter la marche aléatoire lorsque les données sont utilisées directement. Cependant, lorsque celles-ci sont corrigées de leurs biais statistiques, il était impossible de la rejeter. Dans une autre étude, le marché de Dubaï, de Bahreïn et du Koweït se dirigeaient vers l'efficience dans l'ensemble des tests menés par Abedini (2009). Belaire-Franch et Opong (2005) se concentraient sur certains indices FTSE et arrivaient à la conclusion du rejet aussi de la marche aléatoire.

En nous intéressant à l'efficience des marchés financiers, nous porterons notre ouvrage à un niveau empirique. Jusqu'ici, la plupart des papiers utilisent des argumentations théoriques pour rabaisser la théorie sur l'efficience lors de la crise financière de 2007, peu de travaux ont été publiés sur la validité de l'efficience durant la crise. Les plus récents travaux ont objectivé des marchés financiers dans les pays en développement alors que ceux des pays développés ont été testés avec des outils statistiques antérieurs. Ce travail consistera à tester empiriquement, avec des outils traditionnels et récents, l'efficience au sens faible des marchés financiers de 2007 à 2010 tout en comparant avec la période de 2003 à 2006. Nous procéderons à prendre des données des plus grands indices boursiers dans le monde. L'idée d'un tel travail est d'amener une étude empirique plus moderne et adaptée à la situation actuelle par rapport à ce qui a été publié. Par le fait même une poussée plus en profondeur sur le plan empirique afin de compléter notre connaissance théorique.

CHAPITRE III

MÉTHODOLOGIE ET DONNÉES

Dans le présent chapitre, nous exposons la démarche méthodologique avec les principaux tests utilisés pour la forme faible d'efficience et la marche aléatoire. Les informations sur notre base de données sont aussi fournies.

3.1 Les tests paramétriques

Il existe plusieurs tests paramétriques qui sont utilisés pour la forme faible de l'efficience ainsi que la marche aléatoire. Nous retenons ici deux principaux tests paramétriques : la fonction d'autocorrélation et le test du ratio de variance.

3.1.1 Test avec la fonction d'autocorrélation

Afin de tester la forme faible de l'efficience, nous utilisons la fonction d'autocorrélation comme le suggère Fama (1965). C'est une méthode fiable pour tester la corrélation des variables aléatoires dans une série (Elango et Hussein, 2008). Elle est aussi un des meilleurs outils pour étudier la forme faible d'efficience due à la relation entre le changement de prix de la période courante et la période précédente (Abedini, 2009). Avant de commencer à définir la fonction d'autocorrélation, nous allons définir en premier le rendement. Nous définissons le rendement selon la formulation suivante :

$$y_t = \ln(p_t) - \ln(p_{t-1}) = \ln\left(\frac{p_t}{p_{t-1}}\right), \quad (3.1)$$

où p_t est le prix au temps t , p_{t-1} est le prix au temps $t-1$ et y_t est le rendement au temps t .

On écrit la fonction d'autocorrélation comme suit :

$$\rho_k = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (y_t - \bar{y})(y_{t+k} - \bar{y})}{\sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})^2}, \quad (3.2)$$

où ρ_k est le coefficient d'autocorrélation au retard k , n le nombre d'observations, y_{t+k} le rendement au temps $t+k$ et \bar{y} le rendement moyen.

Un ρ_k nul signifie que le changement de prix n'est pas corrélé; dans le cas contraire, il y a une corrélation entre les changements de prix. La présence d'autocorrélation nulle soutient l'hypothèse d'efficience au sens faible. Afin de tester si l'autocorrélation est significativement différente de zéro à un seuil de 5%, les hypothèses nulle et alternative sont donc les suivantes :

$$H_0: \rho_k = 0,$$

$$H_1: \rho_k \neq 0.$$

Au lieu de tester l'autocorrélation pour chaque retard, nous employons le test de Ljung-Box afin de tester l'ensemble d'autocorrélation basé sur un nombre de retards. On écrit le test de Ljung-Box comme :

$$Q_{LB} = n(n+2) \sum_{k=1}^m \frac{\rho_k^2}{n-k}. \quad (3.3)$$

L'idée est de tester qu'il n'y a pas d'autocorrélation jusqu'à m , m étant le retard. Les hypothèses nulle et alternative testées au seuil de 5% sont :

$$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_m = 0,$$

$$H_1: \rho_k \neq 0 \text{ pour au moins un } k \text{ entre } 1 \text{ et } m.$$

3.1.2 Test du ratio de variance

Le test paramétrique du ratio de variance proposé par Lo et MacKinlay (1988), ayant ses avantages propres, est un outil formidable pour les études des marchés financiers. L'utilisation de ce test est donc essentielle. Avant d'analyser les hypothèses de la marche aléatoire, définissons celle-ci d'abord. Selon les auteurs, on suppose la marche aléatoire avec dérive est définie comme suit :

$$x_t = \mu + x_{t-1} + \epsilon_t, (3.4)$$

où $x_t = \ln p_t$ et p_t est le prix de l'action au temps t , tout en supposant $\epsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$.

Étant donné que ce test tient compte de la proportionnalité linéaire de la variance de la $q^{\text{ième}}$ différence et celle de la première différence, nous pouvons écrire cette égalité suivante :

$$\text{Var}(x_t - x_{t-q}) = q \text{Var}(x_t - x_{t-1}), (3.5)$$

où q est un nombre entier positif définissant l'intervalle de différence.

En divisant la variance ayant l'intervalle long par celle qui est courte, nous obtenons le ratio de variance :

$$\text{VR}(q) = \frac{\frac{1}{q} \text{Var}(x_t - x_{t-q})}{\text{Var}(x_t - x_{t-1})} = \frac{\sigma^2(q)}{\sigma^2(1)}. (3.6)$$

Avec nq le nombre d'observations maximales pour x_0, x_1, \dots, x_{nq} , $\sigma^2(q)$ est la variance de la $q^{\text{ième}}$ différence définie par :

$$\sigma^2(q) = \frac{1}{m} \sum_{t=q}^{nq} (x_t - x_{t-q} - q\mu)^2, (3.7)$$

où

$$m = q(nq - q + 1) \left(1 - \frac{q}{nq}\right) (3.8)$$

et

$$\mu = \frac{1}{nq} \sum_{t=1}^{nq} (x_t - x_{t-1}) = \frac{1}{nq} (x_{nq} - x_0) \quad (3.9)$$

Dans le cas de $\sigma^2(1)$, c'est la variance de la première différence qu'on définit comme:

$$\sigma^2(1) = \frac{1}{nq-1} \sum_{t=1}^{nq} (x_t - x_{t-q} - \mu)^2 \quad (3.10)$$

Lorsque les rendements ne sont pas corrélés à travers le temps, $VR(q)$ convergera vers une unité et la série suit donc une marche aléatoire. Par contre si ce ratio est supérieur à une unité, la corrélation est positive. Il y a corrélation négative lorsque le ratio est inférieur à 1. Les tests statistiques testeront si $VR(q)$ est significativement différent d'une unité au seuil de 5%. Les hypothèses nulle et alternative sont les suivantes:

$$H_0: VR(q) = 1,$$

$$H_1: VR(q) \neq 1.$$

Lo et MacKinlay (1988) développèrent un test statistique standard normal $Z_1(q)$ sous l'assomption de l'homoscédasticité afin de tester l'hypothèse nulle de la marche aléatoire :

$$Z_1(q) = \frac{VR(q) - 1}{\sqrt{\varphi(q)}} \underset{a}{\sim} N(0,1) \quad (3.11)$$

avec

$$\varphi(q) = \frac{2(2q-1)(q-1)}{3q(nq)} \quad (3.12)$$

L'implication du rejet de l'hypothèse nulle avec le test statistique $Z_1(q)$ pouvait être influencée par la condition d'hétéroscédasticité. Ils ont développé aussi une autre version du test, $Z_2(q)$, qui est robuste sous la condition d'hétéroscédasticité:

$$Z_2(q) = \frac{VR(q) - 1}{\sqrt{\varphi^*(q)}} \underset{a}{\sim} N(0,1) \quad (3.13)$$

avec

$$\varphi^*(q) = \sum_{j=1}^{q-1} \left[\frac{2(q-j)}{q} \right]^2 \delta(j), \quad (3.14)$$

où

$$\delta(j) = \frac{\sum_{t=j+1}^{nq} (x_t - x_{t-1} - \mu)^2 (x_{t-j} - x_{t-j-1} - \mu)^2}{\sum_{t=1}^{nq} (x_t - x_{t-1} - \mu)^2}. \quad (3.15)$$

Ainsi, lorsque la statistique $Z_2(q)$ n'est pas significative, mais $Z_1(q)$ l'est, le rejet de l'hypothèse nulle sous $Z_1(q)$ est influencé par l'hétéroscédasticité. Nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle dans ce cas. Cependant, quand $Z_1(q)$ et $Z_2(q)$ sont significatifs, il faut rejeter l'hypothèse de la marche aléatoire et soutenir la présence d'une corrélation.

3.2 Les tests non paramétriques

Les tests non paramétriques ont l'avantage, en général, d'être plus simples que ceux paramétrés. Nous employons donc deux tests non paramétriques très répandus; le "runs test" et le ratio de variance de Wright (2000).

3.2.1 "Runs test"

Une alternative aux tests paramétriques qui supposent une distribution normale, le "runs test" possède l'avantage d'éviter une telle assumption tout en demeurant un outil judicieux pour la forme faible de l'efficience (Elango et Hussein, 2008). Le "run" est défini comme une série de changement consécutive de rendements de même signe. Une augmentation de rendement correspond à deux changements successifs positifs alors que deux changements successifs négatifs est une diminution et 0 indique aucun changement. Prenons ++--, le nombre de "run" calculé est deux (un changement successif de ++ et un changement successif --). Selon Elango et Hussein (2008), l'espérance du nombre de "runs" est définie selon l'équation suivante :

$$E(\pi) = \frac{N + (2N_a N_b)}{N}, \quad (3.16)$$

où π est le nombre actuel de “run”, N est le nombre d’observation, N_a le nombre de changement de prix positif et N_b le nombre de changement de prix négatif.

La variance de π est :

$$\sigma^2(\pi) = \frac{2N_a N_b (2N_a N_b - N)}{N^2(N - 1)} . (3.17)$$

La statistique Z asymptotique et approximative normale pour tester l’hypothèse nulle est :

$$Z(\pi) = \frac{\pi - E(\pi)}{\sigma(\pi)} \underset{a}{\approx} N(0,1) . (3.18)$$

Si le nombre espéré de “run” est le même que π , alors la série est indépendante; la forme faible de l’efficience est acceptée. Dans le cas contraire, la série est dépendante. Ainsi, nous testons si π est significativement différent de $E(\pi)$ au seuil de 5%. Les hypothèses habituelles sont :

$$H_0: \pi = E(\pi),$$

$$H_1: \pi \neq E(\pi).$$

3.2.2 Le test du ratio de variance de Wright basé sur les rangs et les signes

Nous utilisons ici une version modifiée du test traditionnel de Lo et MacKinlay (1988); le test du ratio de variance basé sur les rangs et les signes pour tester l’hypothèse de la marche aléatoire. Cette version de Wright (2000) est en fait une version améliorée qui va permettre d’éviter les tests paramétriques tout en ayant de meilleures propriétés que le test du ratio de variance traditionnel. Un calcul avec une distribution exacte et une performance supérieure avec des valeurs extrêmement non normales sont des atouts du test de Wright (2000). Supposons y_t une série de rendements de l’actif avec un échantillon de taille T . Soit $r(y_t)$ le rang de y_t parmi y_1, y_2, \dots, y_t . On définit:

$$r_{1t} = \left(r(y_t) - \frac{T+1}{2} \right) / \left(\sqrt{\frac{(T-1)(T+1)}{12}} \right), \quad (3.19)$$

$$\text{et } r_{2t} = \Phi^{-1} \left(\frac{r(y_t)}{T+1} \right), \quad (3.20)$$

où Φ^{-1} est la fonction inverse de la distribution cumulative normale standard.

Wright (2000) substitua r_{1t} et r_{2t} à la place de $x_t - x_{t-1}$ dans la définition du test statistique $Z_1(q)$ à l'équation 3.11 du ratio de variance de Lo et MacKinlay (1988).

Le test du ratio de variance basé sur les rangs est défini avec les statistiques R_1 et R_2 suivants:

$$R_1 = \left(\frac{\frac{1}{Tk} \sum_{t=k}^T (r_{1t} + r_{1t-1} + \dots + r_{1t-k+1})^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T r_{1t}^2} - 1 \right) \times \varphi(k)^{\frac{1}{2}}, \quad (3.21)$$

$$\text{où } \varphi(k) = \frac{2(2k-1)(k-1)}{3kT}, \quad (3.22)$$

$$\text{et } R_2 = \left(\frac{\frac{1}{Tk} \sum_{t=k}^T (r_{2t} + r_{2t-1} + \dots + r_{2t-k+1})^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T r_{2t}^2} - 1 \right) \times \varphi(k)^{\frac{1}{2}}. \quad (3.23)$$

La base pour tester ces statistiques est semblable à celle du ratio de variance de Lo & MacKinlay (1988). Les statistiques R_1 et R_2 sont testés au seuil de 5% avec les hypothèses suivantes :

$H_0 = y_t$ est un rendement de type i.i.d.

$H_1 \neq y_t$ n'est pas un rendement de type i.i.d.

Selon lui, les statistiques R_1 et R_2 n'étaient pas robustes face à l'hétéroscédasticité; le rejet de H_0 pouvait être dû à cet effet. En utilisant les signes des rendements au lieu des rangs,

Wright (2000) suggéra la possibilité de construire un test du ratio de variance plus exacte, malgré la présence d'hétéroscédasticité.

Pour un y_t quelconque, soit $u(y_t, q) = 1(y_t > q) - 0.5$. Alors $u(y_t, 0)$ est 0.5 si y_t est positif et -0.5 sinon. Soit $s_t = 2u(y_t, 0) = 2u(\epsilon_t, 0)$. s_t est une série indépendante et identiquement distribuée avec une moyenne nulle et une variance égale à 1. Pour le test du ratio de variance basé sur les signes, les tests statistiques S_1 et S_2 sont les suivants:

$$S_1 = \left(\frac{\frac{1}{Tk} \sum_{t=k}^T (s_t + s_{t-1} + \dots + s_{t-k+1})^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T s_t^2} - 1 \right) \times \varphi(k)^{-\frac{1}{2}} \quad (3.24)$$

$$\text{et } S_2 = \left(\frac{\frac{1}{Tk} \sum_{t=k}^T (s_t(\bar{\mu}) + s_{t-1}(\bar{\mu}) + \dots + s_{t-k+1}(\bar{\mu}))^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T s_t(\bar{\mu})^2} - 1 \right) \times \varphi(k)^{-\frac{1}{2}}, \quad (3.25)$$

où ici $\varphi(k)$ est le même qu'en (3.22).

Cependant, le test statistique S_2 peut être négligé. En effet, Wright (2000) souligne dans son travail avec une simulation de Monte-Carlo que la taille et ses propriétés de puissance (power properties) de S_2 sont inférieures à S_1 . Ainsi nous écarterons S_2 et S_1 sera testé avec les hypothèses suivantes au seuil de 5% :

$H_0 = y_t$ est un rendement de type mds.

$H_1 \neq y_t$ est un rendement de type mds.

Wright (2000) définit mds (martingale difference sequence) comme suit :

$$y_t = y_{t-1} + \epsilon_t, \quad (3.26)$$

où ϵ_t est indépendante de y_{t-1} .

Alors

$$E(\epsilon_t | y_{t-1}) = 0. \quad (3.27)$$

Comme nous avons précisé pour le test du ratio de variance, il faudra porter une attention particulière à l'hétéroscédasticité pour le test de Wright (2000). Les statistiques R_1 et R_2 peuvent rejeter l'hypothèse de la marche aléatoire si un des deux est significatif. Afin de vérifier si ce rejet est influencé par la présence d'hétéroscédasticité, nous devons regarder S_1 . Si ce dernier n'est pas significatif, le rejet sous R_1 et R_2 s'explique par l'hétéroscédasticité. Lorsque R_1 , R_2 et S_1 sont tous significatifs, nous devons renoncer à l'hypothèse de la marche aléatoire tout en tenant compte de la présence de corrélation.

3.3 Données

La période choisie pour notre étude commence le 1^{er} janvier 2007 et se termine le 31 décembre 2010. Afin de comparer avec les résultats de cette période, nous les analyserons avec ceux du 1^{er} janvier 2003 au 31 décembre 2006. Ce choix s'explique par le fait que plusieurs recherches ont déjà étudié les années antérieures, nous cherchons ici à voir les effets sur l'efficacité du marché lors d'une crise et d'une pré-crise.

Étant donné que la crise globale a débuté aux États-Unis, les données, basées sur les prix de fermeture du marché, seront tirées du S&P 500⁵, du NASDAQ⁶ et du Dow Jones⁷. En Europe, ce sera le FTSE 100⁸ de l'Angleterre et le DAX⁹ de l'Allemagne. Le Hang Seng¹⁰ de la Chine et le Nikkei 225¹¹ du Japon seront ceux utilisés pour l'Asie. Le Canada sera représenté par le S&P/TSX¹². Les données sont toutes journalières et tirées du site internet de Yahoo Finance¹³ et les prix sont convertis en rendement selon l'équation (3.1).

À partir de ces données, nous avons exposé les statistiques descriptives à travers les tableaux 3.1 et 3.2. La moyenne des prix de fermeture a été plus élevée de 2007 à 2010 comparativement de 2003 à 2006. Avant 2007, la moitié des indices ont une distribution décalée à gauche de la moyenne (skewness positif) et l'autre moitié à droite (skewness négatif). Par contre, les skewness sont tous négatifs après 2007, sauf pour le Nikkei 225, les distributions sont décalées à droite. Les valeurs de kurtosis suggèrent des distributions aplaties (inférieur à 3) pour la majorité des indices sauf pour le NASDAQ et le Dow Jones de 2003 à 2006 et le Hang Seng de 2007 à 2010. Ainsi, les indices ont une distribution non normale. Les figures 3.1 à 3.8 illustrent l'évolution des prix de fermeture des indices de 2003 à 2010.

⁵ <http://ca.finance.yahoo.com/q/hp?s=%5eGSPC>

⁶ <http://ca.finance.yahoo.com/q/hp?s=%5EIXIC>

⁷ <http://ca.finance.yahoo.com/q/hp?s=%5EDJI>

⁸ <http://ca.finance.yahoo.com/q/hp?s=%5EFTSE>

⁹ <http://ca.finance.yahoo.com/q/hp?s=%5EGDAXI>

¹⁰ <http://ca.finance.yahoo.com/q/hp?s=%5EHSI>

¹¹ <http://ca.finance.yahoo.com/q/hp?s=%5EN225>

¹² <http://ca.finance.yahoo.com/q/hp?s=%5EGSPTSE>

¹³ <http://ca.finance.yahoo.com>

Tableau 3.1 Statistiques descriptives des indices de 2003 à 2006

	DAX	Dow Jones	FTSE 100	Hang Seng	NASDAQ	Nikkei 225	S&P 500	S&P TSX
Moyenne	4436.465	10318.58	4911.401	13617.03	1998.842	12266.59	1153.236	9360.263
Médiane	4213.91	10461.56	4800.3	13724.48	2051.72	11434.93	1173.82	8991.215
Maximum	6611.81	12510.57	6260	20001.91	2465.98	17563.37	1427.09	13021.77
Minimum	2202.96	7524.06	3287	8409.01	1271.47	7607.88	800.73	6228.63
Écart-type	1041.443	975.7358	733.3072	2592.746	268.1606	2664.698	136.2257	1857.871
Skewness	0.200035	-0.55839	0.172213	-0.011479	-0.919972	0.398808	-0.480513	0.200201
Kurtosis	2.169842	3.500103	1.917911	2.533246	3.507254	2.041423	2.820289	1.888624
Jacque-Bera	36.16256	62.8242	54.32213	9.044842	152.8418	63.75754	40.10666	57.67974
Probabilité	0	0	0	0.010863	0	0	0	0
Observations	1022	1007	1011	994	1007	984	1007	992

Tableau 3.2 Statistiques descriptives des indices de 2007 à 2010

	DAX	Dow Jones	FTSE 100	Hang Seng	NASDAQ	Nikkei 225	S&P 500	S&P TSX
Moyenne	6215.044	10992.24	5450.194	20921.86	2233.444	12129.07	1196.054	12088.35
Médiane	6241.94	11006.25	5515.65	21070.69	2309.685	10581.05	1181.59	12210.7
Maximum	8105.69	14164.53	6732.4	31638.22	2859.12	18261.98	1565.15	15073.13
Minimum	3666.41	6547.05	3512.1	11015.84	1268.64	7054.98	676.53	7566.94
Écart-type	1067.389	1821.811	802.6097	3783.056	358.4927	3261.793	223.1789	1767.54
Skewness	-0.204329	-0.217204	-0.391083	-0.263523	-0.817506	0.547932	-0.14555	-0.63959
Kurtosis	2.302151	2.069649	2.187075	3.378193	2.776249	1.896688	1.947446	2.537142
Jacque-Bera	27.79475	44.27905	53.66264	17.70902	114.3799	98.44151	50.08959	77.0287
Probabilité	0.000001	0	0	0.000143	0	0	0	0
Observations	1020	1008	1012	1010	1008	977	1008	999

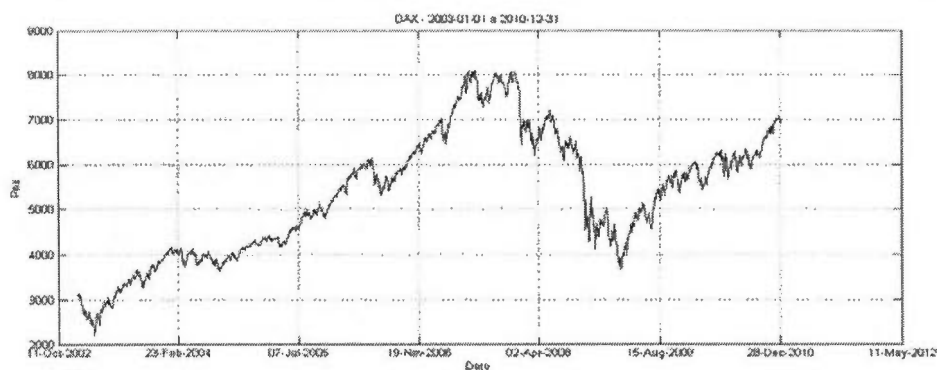


Figure 3.1 Prix de fermeture de l'indice DAX de 2003 à 2010.

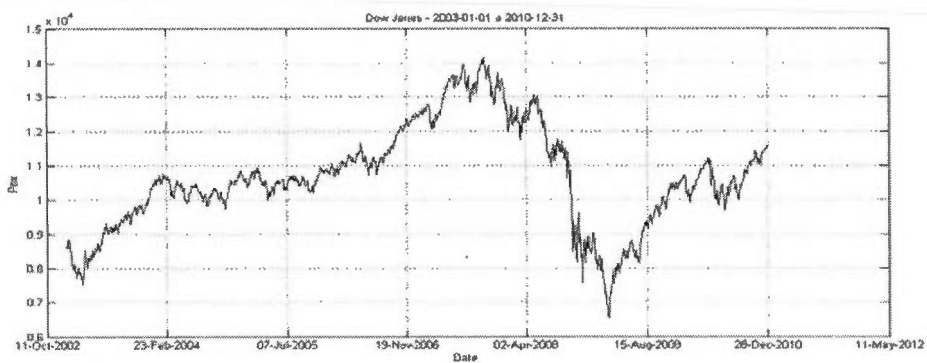


Figure 3.2 Prix de fermeture de l'indice Dow Jones de 2003 à 2010.

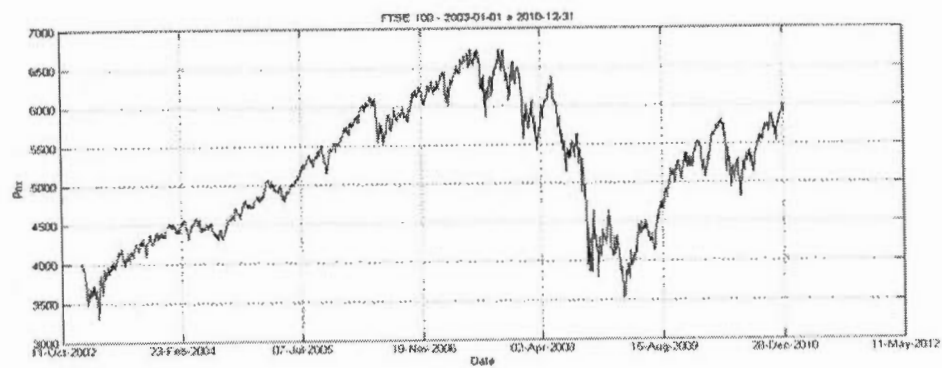


Figure 3.3 Prix de fermeture de l'indice FSTE 100 de 2003 à 2010.

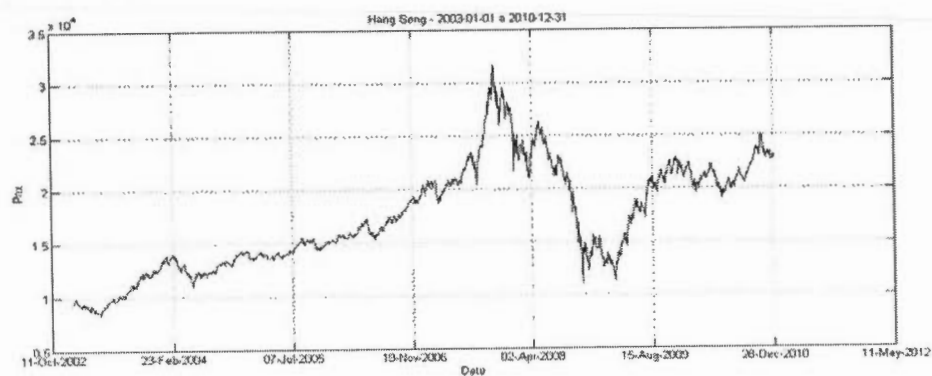


Figure 3.4 Prix de fermeture de l'indice Hang Seng de 2003 à 2010.

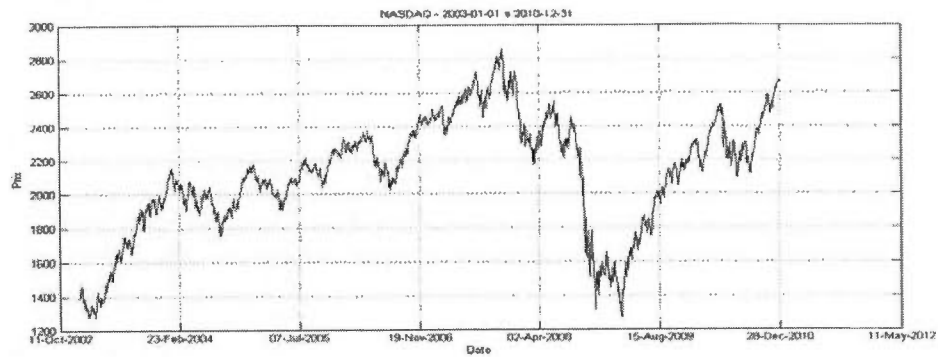


Figure 3.5 Prix de fermeture de l'indice NASDAQ de 2003 à 2010.

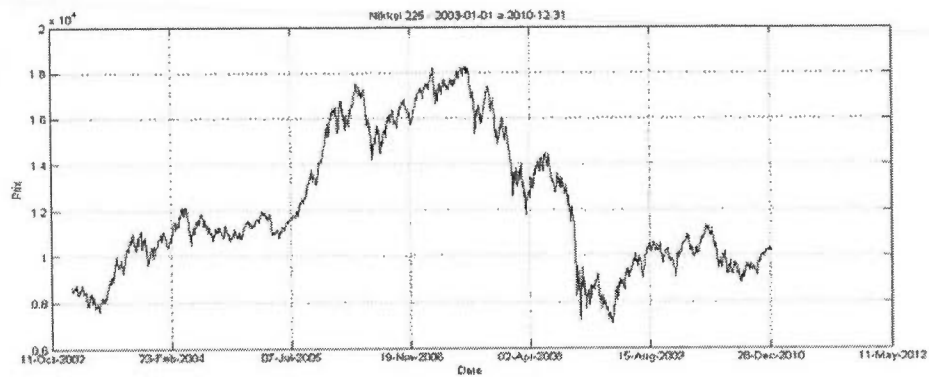


Figure 3.6 Prix de fermeture de l'indice Nikkei 225 de 2003 à 2010.

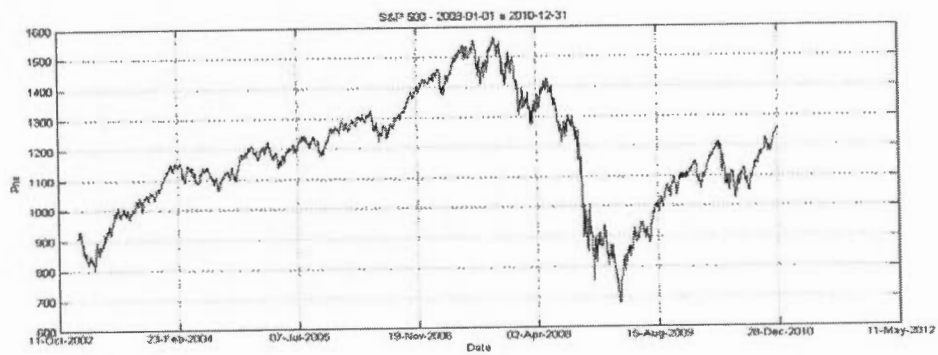


Figure 3.7 Prix de fermeture de l'indice S&P 500 de 2003 à 2010.

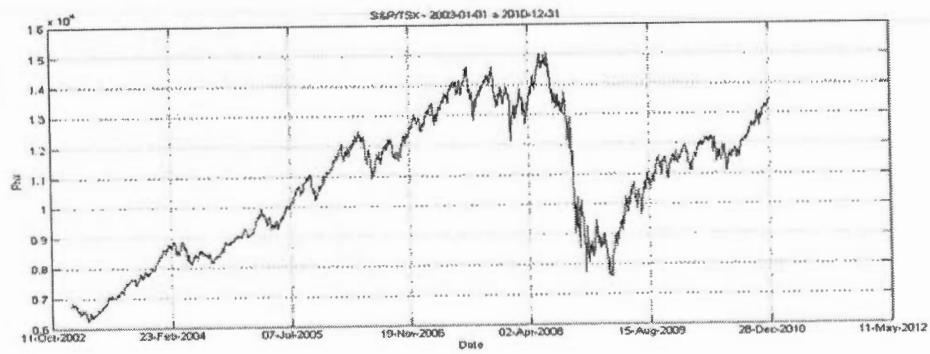


Figure 3.8 Prix de fermeture de l'indice S&P TSE de 2003 à 2010.

CHAPITRE IV

PRÉSENTATION ET ANALYSE DES RÉSULTATS DE L'EFFICIENCE DES MARCHÉS FINANCIERS

Les pages suivantes de ce dernier chapitre seront consacrées à la présentation et à l'analyse des résultats de l'étude entamée sur l'efficacité des marchés financiers lors de la récente crise financière mondiale (2007 à 2010) et comparé avec des données pré-crisis (2003 à 2006). Les résultats trouvés proviennent des techniques d'analyse comme l'autocorrélation, le "runs test", le test du ratio de variance et le test de variance basé sur les rangs et les signes. Les points clés seront présentés et analysés en contraste avec ce qui a été discuté dans les chapitres antérieurs.

4.1 Résultats obtenus à partir du test de la fonction d'autocorrélation

Afin d'étudier la corrélation dans le changement des prix, nous analysons les résultats obtenus dans chacun des indices boursiers. La présence d'autocorrélation nulle dans l'ensemble permettra de soutenir l'hypothèse que l'indice soit efficace au sens faible. Sinon, nous devons renoncer à cette hypothèse si la fonction d'autocorrélation est significative.

En premier lieu, nous commençons par l'analyse de la fonction d'autocorrélation des rendements de l'indice DAX (tableau 5.1). Si nous observons sur l'ensemble des deux périodes, 2003 à 2006 et 2007 à 2010, nous pouvons dire que les coefficients d'autocorrélation sont faibles et certains coefficients d'autocorrélation sont significativement différents de zéro à 5% pour quelques retards. De plus, les statistiques Q de Ljung-Box rejettent l'hypothèse d'efficacité au sens faible, à un niveau de 5% ($p\text{-value} < 0.05$), pour l'ensemble de la période de 2007 à 2010. Lorsque nous comparons avec la période d'avant

crise, les statistiques Q soutiennent la même conclusion. Les figures 5.1 et 5.2 montrent les mouvements d'autocorrélation à divers retards autour de zéro, des valeurs positives et négatives de façon alternées. L'indice n'est pas efficient au sens faible pour les deux périodes d'étude.

Quant à l'indice Dow Jones, les résultats du tableau 5.2 soulignent l'hypothèse d'efficience au sens faible sera écartée pour les deux périodes. En effet, les statistiques Q de Ljung-Box ne permettent pas de confirmer dans l'ensemble des retards cette hypothèse au seuil de 5% ($p\text{-value} < 0.05$). Le niveau des coefficients d'autocorrélation demeure bas pour l'ensemble des périodes. Cependant, il semblerait que le nombre de coefficients d'autocorrélation, significativement différents de zéro au seuil de 5%, serait un peu plus élevé durant la période 2007 à 2010 que celle précédente. Les corrélogrammes des rendements de l'indice Dow Jones (figure 5.3 et 5.4) démontrent l'alternation des coefficients d'autocorrélation autour de la valeur zéro. On remarque aussi une présence plus élevée des valeurs critiques en dehors de l'intervalle de confiance à 95% pour la période de 2007 à 2010. Le Dow Jones n'est donc pas efficient au sens faible de 2003 à 2010.

En regardant les résultats du tableau 5.3 pour l'indice FTSE 100, nous remarquons des similitudes avec l'analyse des résultats du Dow Jones. Des valeurs de coefficients d'autocorrélation faibles pour les mêmes périodes analysées et un nombre plus élevé de coefficient significativement différent de zéro au seuil de 5% durant 2007 à 2010. Le test Q de Ljung-Box infirme l'hypothèse nulle au seuil de 5% ($p\text{-value} < 0.05$) pour 2003 à 2010. L'alternation des valeurs de coefficients d'autocorrélation est aussi présente selon les figures 5.5 et 5.6, le coefficient au 4^e retard est le plus élevé des deux périodes selon la figure 5.6. Le test conclut que le FTSE 100 n'est pas efficient au sens fiable durant et avant la crise.

Lorsque nous arrivons à de l'indice Hang Seng, la situation est différente de ce que nous avons vu jusqu'ici. À première vue, le tableau 5.4 présente dans l'ensemble très peu de coefficients d'autocorrélation ayant des valeurs significatives différentes de zéro à un seuil de 5% et que ceux-ci se trouvent dans la période 2003 à 2010 seulement. Les statistiques Q de Ljung-Box vont dans le même sens, de 2003 à 2006, l'hypothèse d'efficience au sens faible est maintenue pour tous les retards toujours à 5% ($p\text{-value} > 0.05$). De 2007 à 2010, l'hypothèse nulle est maintenue pour les neuf premiers retards et rejetée aux suivants avec un

seuil de 5% ($p\text{-value} < 0.05$). La figure 5.7 confirme ce que nous venons de souligner pour 2003 à 2006; la majorité des coefficients d'autocorrélation sont très proches de zéro. Il y a donc un mouvement aléatoire. La seconde période de l'indice Hang Seng montre bien la fluctuation des coefficients s'intensifie à partir du dixième retard. L'indice Hang Seng est efficient au sens faible avant la crise, mais devient inefficient durant la crise.

Le NASDAQ supporte l'hypothèse nulle à un seuil de 5% pour 2003 à 2006; les résultats de la statistique Q (tableau 5.5) y soutiennent à tous les retards ($p\text{-value} > 0.05$). Par contre, durant la période 2007 à 2010, l'ensemble des statistiques Q ne peut confirmer l'hypothèse d'efficience au sens faible avec un seuil de 5% ($p\text{-value} > 0.05$). De 2003 à 2006, il y a seulement deux retards ($k = 7, 12$) où les coefficients d'autocorrélation sont significativement différents de zéro à un seuil de 5%. Contrairement à cette dernière, la période suivante possède plus de valeurs critiques. En comparant les corrélogrammes des deux périodes de la fonction d'autocorrélation, la figure 5.9 suggère un caractère aléatoire avec des coefficients proche de zéro et la figure 5.10 montre une alternation des coefficients. Les résultats ont démontré que le NASDAQ a été efficient au sens faible avant 2007 et est devenu inefficient par la suite.

Lorsque nous portons notre attention sur l'indice Nikkei 225 (tableau 5.6), nous remarquons que l'indice a été efficient au sens faible pour environ la moitié des retards de la période de crise. Les statistiques Q de Ljung-Box suggèrent l'hypothèse d'efficience au sens faible est respectée pour environ la première portion des retards et qu'elle ne l'est plus aux retards suivants, toujours au seuil de 5% ($p\text{-value} < 0.05$). Les résultats du test de Ljung-Box retiennent l'hypothèse nulle à un seuil de 5% ($p\text{-value} > 0.05$) pour la période de pré-crise de 2003 à 2006. Dans l'ensemble, il y a très peu de coefficients d'autocorrélation qui sont significatifs différents de zéro à un niveau de 5%. Le corrélogramme de la fonction d'autocorrélation (figure 5.11) démontre qu'une majorité des coefficients se rapprochent de zéro pour 2003 à 2006 alors que la période de crise (figure 5.12) possède un nombre de coefficients s'éloignant de zéro. Les graphiques pointent donc dans la même analyse que le test de Ljung-Box. Le Nikkei 225 est demeuré efficient au sens faible de 2003 à 2006 et non efficient de 2007 à 2010.

Le rapport des résultats de l'indice S&P 500 (tableau 5.7) indique que la forme faible d'efficience doit être renoncée. En effet, le test de Ljung-Box, appliqué sur l'ensemble des retards aux deux périodes, est significatif pour un seuil de 5% ($p\text{-value} < 0.05$). En complément du test de Ljung-Box, les corrélogrammes (figure 5.13 et 5.14) illustrent la même conclusion que le test. Les coefficients ne sont pas assez proches de zéro et la position de certains coefficients en dehors des intervalles contraint le concept aléatoire. Malgré un niveau de corrélation faible, c'est la période de crise où nous trouvons davantage de coefficients significativement différents de zéro à un seuil de 5%. Le S&P 500 est demeuré non efficient au sens faible sur l'étendue des deux périodes d'étude.

Les résultats obtenus du test Q pour l'indice S&P TSX démontrent que l'hypothèse nulle n'est pas respectée de 2007 à 2010; les valeurs sont significatives à un seuil de 5% ($p\text{-value} < 0.05$). Contrairement à la période de crise, la fonction d'autocorrélation des rendements de 2003 à 2006 maintient l'hypothèse nulle ($p\text{-value} > 0.05$). Seulement deux retards ($k = 12, 28$), ayant un niveau significativement différent de zéro pour un seuil de 5%, se trouvent dans la période de 2003 à 2006. Graphiquement nous arrivons à la même conclusion que le test de Ljung-Box. Les coefficients d'autocorrélation à la figure 5.11 demeurent pour la presque totalité à l'intérieur des intervalles et ils sont proches de zéro. La figure 5.12 présente une situation opposée, les fluctuations des coefficients d'autocorrélation sont plus élevées. L'indice S&P TSX a donc été sous la forme faible d'efficience avant la crise et l'a perdue durant la crise.

Ainsi sur les huit indices boursiers, l'analyse de la fonction d'autocorrélation a démontré qu'ils ne sont pas tous efficients au sens faible. Le DAX, le Dow Jones, le FTSE 100 et le S&P 500 sont ceux dont l'hypothèse d'efficience au sens faible est rejetée avant et durant la crise financière de 2007. Par contre, le Hang Seng, le NASDAQ et le S&P TSX étaient efficients au sens faible avant la crise, mais ne le sont plus en période de crise. Seulement l'indice Nikkei 225 a maintenu une efficience au sens faible avant 2007 et durant la crise le Nikkei 225 doit être considéré inefficent au sens faible. Malgré un nombre de coefficients d'autocorrélation significativement différent de zéro plus élevé durant la crise, les coefficients sont demeurés faibles pour les deux périodes.

Tableau 5.1 Fonction d'autocorrélation des rendements pour l'indice DAX

Retards	2003-2006				2007-2010			
	AC	PAC	Q-Stat	Prob	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	-0.066	-0.066	4.456	0.04	-0.032	-0.032	1.0668	0.302
2	0.047	0.043	6.763	0.03	-0.044	-0.046	3.0924	0.213
3	0.005	0.011	6.7882	0.079	-0.041	-0.044	4.7878	0.188
4	-0.013	-0.014	6.9493	0.139	0.082	0.077	11.61	0.02
5	-0.068	-0.071	11.76	0.04	-0.049	-0.048	14.1	0.02
6	-0.025	-0.033	12.394	0.054	0.027	0.03	14.85	0.02
7	-0.118	-0.117	26.81	0	-0.028	-0.025	15.65	0.03
8	0.082	0.072	33.75	0	0.004	-0.005	15.67	0.05
9	-0.009	0.01	33.83	0	-0.057	-0.05	18.98	0.03
10	-0.055	-0.067	36.93	0	0.068	0.057	23.7	0.01
11	0.033	0.017	38.08	0	0.002	0.007	23.7	0.01
12	0.065	0.06	42.39	0	-0.007	-0.008	23.75	0.02
13	0.028	0.038	43.19	0	-0.008	0.007	23.81	0.03
14	0.025	0.013	43.82	0	-0.034	-0.05	25	0.04
15	-0.066	-0.06	48.32	0	-0.037	-0.033	26.43	0.03
16	0.013	-0.002	48.5	0	0.032	0.022	27.48	0.04
17	-0.019	-0.015	48.88	0	0.035	0.033	28.77	0.04
18	-0.047	-0.025	51.15	0	-0.093	-0.09	37.83	0
19	0.032	0.044	52.24	0	0.031	0.041	38.83	0.01
20	0.034	0.031	53.45	0	0.026	0.014	39.55	0.01
21	0	-0.001	53.45	0	-0.048	-0.058	41.97	0
22	0.036	0.022	54.84	0	0.012	0.031	42.13	0.01
23	-0.018	-0.009	55.2	0	0.021	0.002	42.6	0.01
24	0.007	-0.003	55.24	0	-0.035	-0.032	43.88	0.01
25	0.028	0.019	56.06	0	0.049	0.064	46.38	0.01
26	0.014	0.035	56.25	0	0.11	0.11	59.12	0
27	-0.067	-0.06	60.91	0	-0.065	-0.077	63.55	0
28	-0.022	-0.04	61.44	0	-0.015	0.014	63.8	0
29	-0.064	-0.048	65.68	0	0.043	0.038	65.78	0
30	0.014	0.014	65.9	0	0.065	0.039	70.22	0
31	-0.012	-0.001	66.06	0	-0.053	-0.021	73.12	0
32	0.085	0.081	73.71	0	0.093	0.098	82.16	0
33	0.023	0.016	74.25	0	-0.056	-0.069	85.42	0
34	0.035	0.005	75.58	0	-0.086	-0.085	93.25	0
35	-0.006	-0.002	75.61	0	-0.095	-0.075	102.7	0
36	-0.002	-0.009	75.62	0	0.092	0.026	111.7	0

N.B. significativement différent de zéro au seuil de 5%

Q-Stat significatif si p-value < 0.05

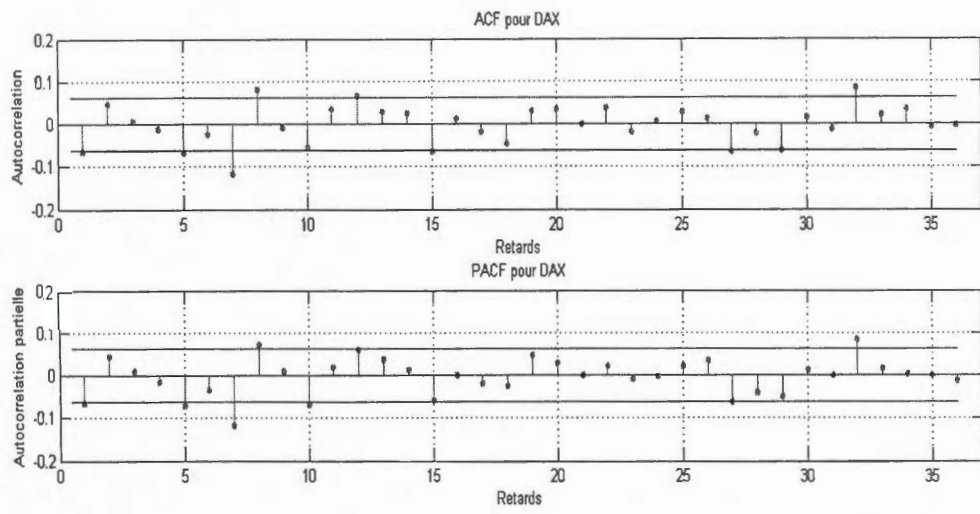


Figure 5.1 Corrélogramme des rendements pour l'indice DAX 2003 à 2006.

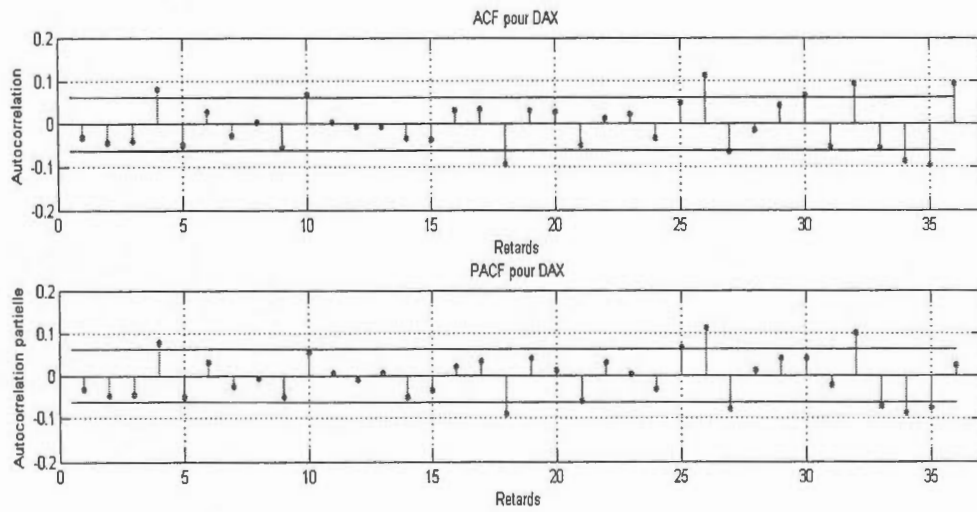


Figure 5.2 Corrélogramme des rendements pour l'indice DAX 2007 à 2010.

Tableau 5.2 Fonction d'autocorrélation des rendements de l'indice Dow Jones

Retards	2003-2006				2007-2010			
	AC	PAC	Q-Stat	Prob	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	-0.065	-0.065	4.305	0.04	-0.13	-0.13	17.14	0
2	-0.013	-0.017	4.4696	0.107	-0.095	-0.114	26.25	0
3	0.03	0.028	5.3658	0.147	0.101	0.075	36.67	0
4	0.053	0.057	8.2312	0.083	-0.033	-0.02	37.78	0
5	-0.077	-0.07	14.3	0.01	-0.035	-0.025	39.03	0
6	0.026	0.017	14.99	0.02	0.015	-0.006	39.27	0
7	-0.108	-0.112	26.8	0	-0.037	-0.038	40.63	0
8	0.006	-0.005	26.84	0	0.032	0.028	41.66	0
9	-0.041	-0.039	28.55	0	0.003	0.002	41.67	0
10	-0.015	-0.02	28.76	0	0.038	0.052	43.18	0
11	-0.017	-0.007	29.07	0	-0.028	-0.024	44	0
12	0.051	0.036	31.7	0	0.058	0.061	47.49	0
13	-0.002	0.012	31.7	0	0.003	0.008	47.49	0
14	0.076	0.066	37.68	0	-0.045	-0.028	49.57	0
15	-0.087	-0.084	45.39	0	-0.064	-0.082	53.71	0
16	0.01	-0.012	45.49	0	0.078	0.054	59.99	0
17	0	-0.008	45.49	0	-0.019	-0.002	60.36	0
18	0.042	0.038	47.32	0	-0.086	-0.074	67.9	0
19	-0.031	0	48.3	0	0.055	0.022	71.01	0
20	-0.003	-0.016	48.31	0	0.057	0.05	74.3	0
21	-0.008	0.007	48.38	0	-0.087	-0.054	82.18	0
22	0.03	0.013	49.32	0	0.073	0.048	87.69	0
23	-0.003	0.013	49.34	0	-0.005	-0.001	87.72	0
24	-0.039	-0.048	50.9	0	-0.028	-0.007	88.54	0
25	-0.047	-0.052	53.18	0	0.045	0.031	90.67	0
26	0.041	0.022	54.93	0	0.012	0.025	90.82	0
27	-0.017	-0.002	55.22	0	0.029	0.063	91.71	0
28	0.043	0.052	57.16	0	-0.038	-0.046	93.18	0
29	-0.021	-0.005	57.62	0	0.011	0.007	93.31	0
30	-0.026	-0.045	58.31	0	0.019	0.014	93.69	0
31	0.016	0.009	58.59	0	-0.007	0.018	93.74	0
32	0.016	-0.003	58.85	0	0.028	0.009	94.56	0
33	-0.021	0.003	59.29	0	0.019	0.028	94.93	0
34	-0.033	-0.048	60.45	0	-0.14	-0.128	115.5	0
35	-0.018	-0.025	60.78	0	0.057	0.014	118.8	0
36	0.026	0.026	61.48	0.01	0.034	0.009	120	0

N.B. significativement différent de zéro au seuil de 5%

Q-Stat significatif si p-value < 0.05

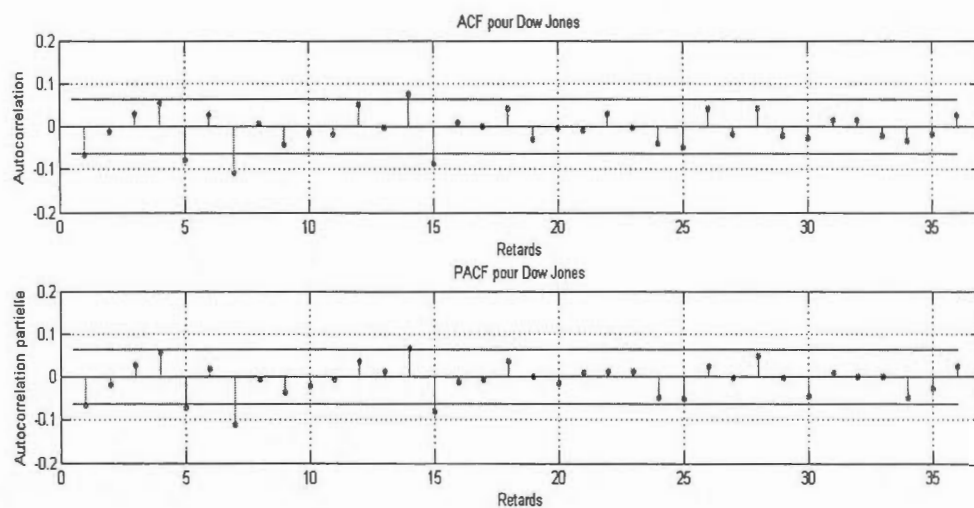


Figure 5.3 Corrélogramme des rendements pour l'indice Dow Jones 2003 à 2006.

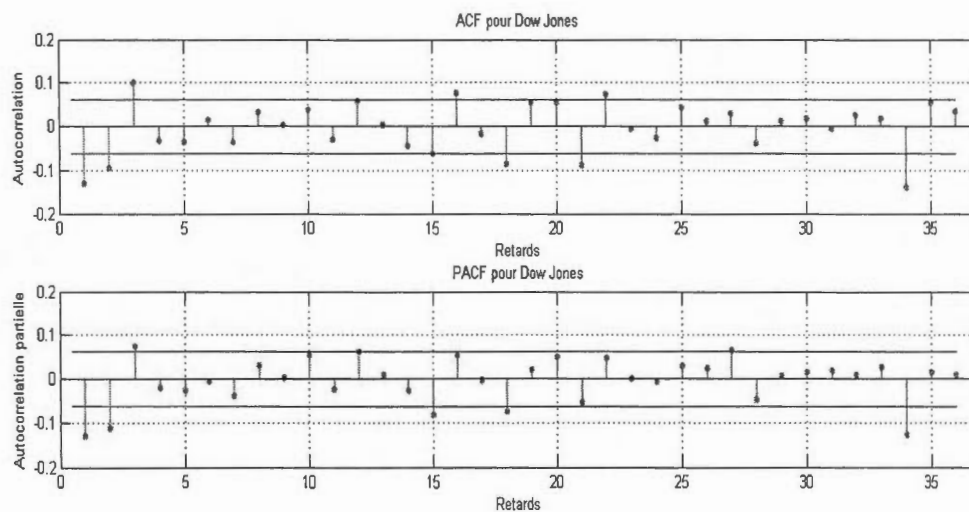


Figure 5.4 Corrélogramme des rendements pour l'indice Dow Jones 2007 à 2010.

Tableau 5.3 Fonction d'autocorrélation des rendements pour l'indice FTSE 100

Retards	2003-2006				2007-2010			
	AC	PAC	Q-Stat	Prob	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	-0.12	-0.12	14.67	0	-0.068	-0.068	4.71	0.03
2	0.077	0.064	20.74	0	-0.062	-0.067	8.669	0.01
3	-0.02	-0.003	21.13	0	-0.081	-0.091	15.33	0
4	0.016	0.008	21.38	0	0.139	0.124	35.04	0
5	-0.027	-0.023	22.13	0	-0.091	-0.086	43.39	0
6	-0.02	-0.028	22.55	0	-0.048	-0.051	45.76	0
7	-0.131	-0.136	40.08	0	0.039	0.045	47.3	0
8	0.048	0.022	42.48	0	0.07	0.039	52.36	0
9	-0.036	-0.011	43.83	0	-0.037	-0.012	53.77	0
10	-0.025	-0.039	44.46	0	0.021	0.039	54.23	0
11	-0.014	-0.017	44.65	0	-0.022	-0.032	54.72	0
12	0.001	-0.007	44.65	0	0.021	0.009	55.16	0
13	0.053	0.049	47.57	0	-0.026	-0.003	55.86	0
14	-0.05	-0.056	50.14	0	-0.019	-0.033	56.22	0
15	0.031	0.02	51.12	0	-0.038	-0.038	57.71	0
16	-0.034	-0.033	52.33	0	0.051	0.038	60.43	0
17	-0.008	-0.03	52.4	0	-0.001	-0.002	60.43	0
18	-0.045	-0.046	54.53	0	-0.04	-0.04	62.11	0
19	-0.005	-0.014	54.55	0	0.006	0.017	62.15	0
20	0.01	0.024	54.66	0	-0.02	-0.047	62.55	0
21	0.005	-0.01	54.69	0	0.038	0.04	64.03	0
22	0.003	0.01	54.69	0	0.008	0.031	64.09	0
23	0.029	0.019	55.57	0	-0.039	-0.051	65.65	0
24	-0.023	-0.027	56.11	0	-0.033	-0.03	66.78	0
25	-0.002	-0.024	56.12	0	0.052	0.044	69.6	0
26	0.076	0.078	62.18	0	0.088	0.084	77.67	0
27	-0.105	-0.088	73.74	0	-0.073	-0.048	83.29	0
28	0.042	0.002	75.56	0	0.017	0.033	83.58	0
29	-0.057	-0.034	78.97	0	0.062	0.045	87.57	0
30	0.091	0.084	87.7	0	0.019	0.009	87.93	0
31	-0.01	0.015	87.8	0	-0.084	-0.034	95.26	0
32	0.051	0.04	90.49	0	0.044	0.037	97.29	0
33	-0.038	-0.013	92.01	0	-0.02	-0.055	97.72	0
34	0.041	-0.005	93.74	0	-0.082	-0.087	104.8	0
35	-0.031	-0.014	94.75	0	-0.073	-0.058	110.4	0
36	0.005	-0.014	94.78	0	0.102	0.056	121.4	0

N.B. significativement différent de zéro au seuil de 5%

Q-Stat significatif si p-value < 0.05

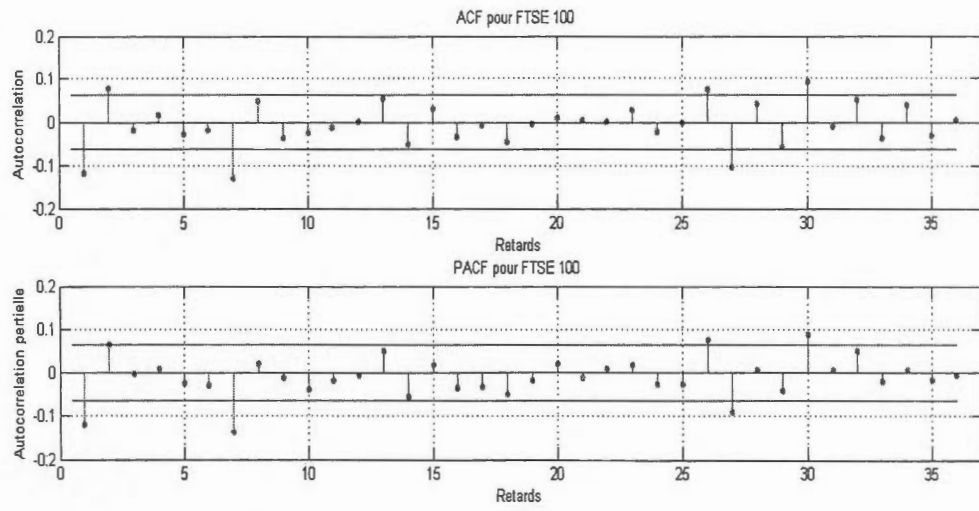


Figure 5.5 Corrélogramme des rendements pour l'indice FTSE 100 2003 à 2006.

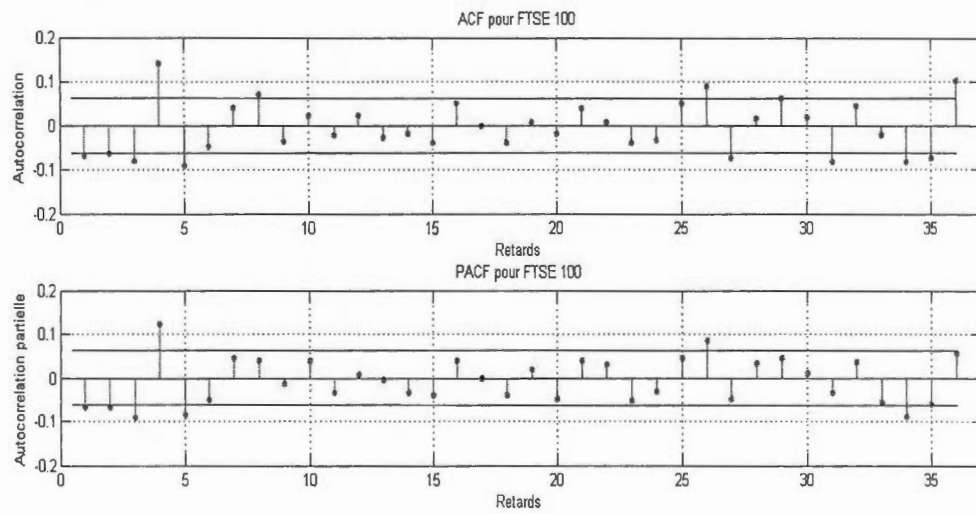


Figure 5.6 Corrélogramme des rendements pour l'indice FTSE 100 2007 à 2010.

Tableau 5.4 Fonction d'autocorrélation des rendements pour l'indice Hang Seng

Retards	2003-2006				2007-2010			
	AC	PAC	Q-Stat	Prob	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.057	0.057	3.2633	0.071	-0.051	-0.051	2.6165	0.106
2	-0.03	-0.033	4.1645	0.125	0.012	0.01	2.7647	0.251
3	0.004	0.008	4.1826	0.242	-0.05	-0.049	5.3154	0.15
4	-0.036	-0.038	5.4856	0.241	-0.016	-0.021	5.5628	0.234
5	0.007	0.012	5.5352	0.354	-0.035	-0.036	6.8253	0.234
6	0.013	0.01	5.7085	0.457	0.022	0.016	7.3033	0.294
7	-0.002	-0.002	5.713	0.574	0.011	0.012	7.432	0.385
8	-0.059	-0.06	9.1968	0.326	0.059	0.057	10.993	0.202
9	-0.044	-0.036	11.098	0.269	-0.055	-0.049	14.039	0.121
10	0.003	0.004	11.106	0.349	-0.076	-0.083	19.97	0.03
11	0.011	0.008	11.218	0.425	-0.01	-0.01	20.08	0.04
12	0.048	0.043	13.492	0.334	0.025	0.024	20.72	0.055
13	-0.009	-0.015	13.566	0.405	0.091	0.089	29.13	0.01
14	-0.003	0.003	13.578	0.482	-0.084	-0.087	36.33	0
15	0.013	0.013	13.743	0.545	0.067	0.054	40.96	0
16	-0.016	-0.018	14.003	0.599	0.047	0.066	43.26	0
17	0.036	0.033	15.334	0.571	-0.011	-0.001	43.4	0
18	0.023	0.016	15.865	0.602	-0.058	-0.048	46.85	0
19	-0.043	-0.041	17.751	0.539	0.095	0.083	56.11	0
20	0.008	0.019	17.823	0.599	0.019	0.028	56.47	0
21	-0.036	-0.036	19.122	0.577	-0.003	-0.015	56.48	0
22	-0.029	-0.024	20.006	0.583	-0.017	0.006	56.77	0
23	0.009	0.006	20.084	0.637	0.021	0.023	57.23	0
24	0.041	0.038	21.815	0.59	-0.021	-0.023	57.71	0
25	-0.019	-0.021	22.179	0.625	-0.023	-0.02	58.25	0
26	-0.016	-0.008	22.428	0.665	0.052	0.066	61.09	0
27	-0.014	-0.018	22.638	0.704	0.028	0.03	61.9	0
28	0.014	0.019	22.84	0.741	0.061	0.039	65.83	0
29	0.022	0.012	23.356	0.76	-0.03	-0.009	66.78	0
30	0.037	0.029	24.726	0.738	-0.075	-0.061	72.6	0
31	-0.003	-0.003	24.736	0.779	0.006	0.003	72.64	0
32	-0.006	0	24.777	0.815	0.003	-0.018	72.65	0
33	0.012	0.018	24.913	0.843	-0.07	-0.059	77.75	0
34	0.001	0	24.913	0.872	0.108	0.091	89.87	0
35	-0.013	-0.021	25.092	0.892	-0.011	-0.021	90	0
36	-0.055	-0.054	28.215	0.819	0.007	-0.003	90.05	0

N.B. significativement différent de zéro au seuil de 5%

Q-Stat significatif si p-value < 0.05

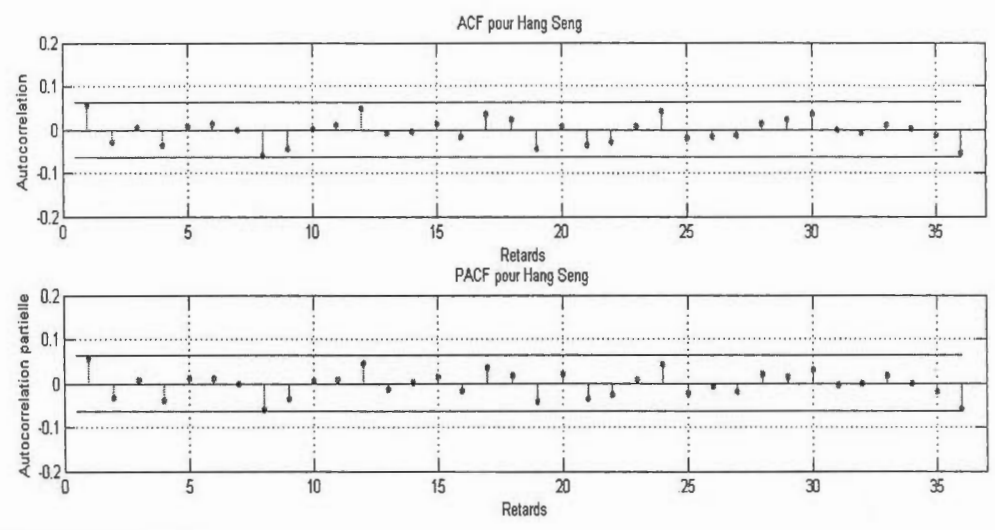


Figure 5.7 Corrélogramme des rendements pour l'indice Hang Seng 2003 à 2006.

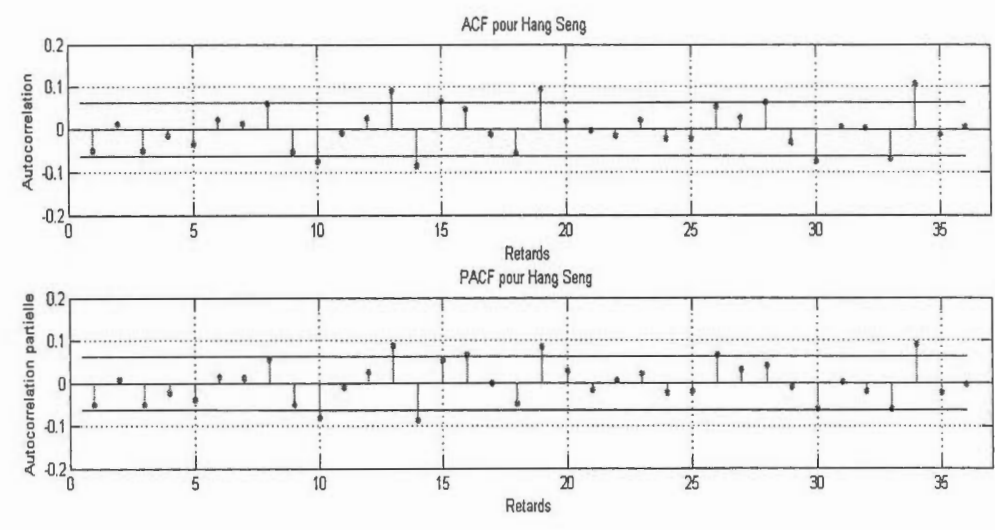


Figure 5.8 Corrélogramme des rendements pour l'indice Hang Seng 2007 à 2010.

Tableau 5.5 Fonction d'autocorrélation des rendements pour l'indice NASDAQ

Retards	2003-2006				2007-2010			
	AC	PAC	Q-Stat	Prob	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	-0.01	-0.01	0.095	0.758	-0.105	-0.105	11.15	0
2	-0.029	-0.029	0.9582	0.619	-0.077	-0.089	17.19	0
3	0.014	0.014	1.168	0.761	0.085	0.068	24.52	0
4	0.02	0.02	1.5873	0.811	-0.048	-0.038	26.81	0
5	-0.028	-0.027	2.4014	0.791	-0.009	-0.006	26.89	0
6	-0.019	-0.019	2.7645	0.838	0.008	-0.006	26.96	0
7	-0.084	-0.086	9.8798	0.195	0.003	0.009	26.97	0
8	-0.012	-0.015	10.036	0.262	0.01	0.011	27.07	0
9	-0.027	-0.031	10.779	0.291	0.007	0.009	27.11	0
10	-0.035	-0.034	12.002	0.285	0.028	0.031	27.92	0
11	0.026	0.026	12.672	0.315	-0.023	-0.017	28.45	0
12	0.082	0.077	19.479	0.078	0.065	0.067	32.75	0
13	0.003	0.005	19.487	0.109	-0.019	-0.012	33.11	0
14	0.025	0.022	20.15	0.125	-0.037	-0.026	34.55	0
15	-0.046	-0.054	22.269	0.101	-0.049	-0.071	36.96	0
16	0.03	0.022	23.201	0.108	0.084	0.077	44.25	0
17	0.005	0	23.226	0.142	0.006	0.018	44.29	0
18	0.004	0.012	23.243	0.181	-0.084	-0.067	51.58	0
19	-0.031	-0.016	24.215	0.188	0.026	-0.006	52.29	0
20	0.016	0.017	24.476	0.222	0.051	0.047	54.97	0
21	0.005	0.014	24.501	0.269	-0.043	-0.017	56.86	0
22	0.021	0.022	24.966	0.299	0.036	0.027	58.21	0
23	0.014	0.017	25.181	0.341	-0.005	-0.006	58.23	0
24	-0.002	-0.008	25.184	0.396	-0.044	-0.038	60.23	0
25	-0.037	-0.04	26.594	0.376	0.057	0.049	63.6	0
26	0.008	0.004	26.665	0.427	0.023	0.032	64.17	0
27	-0.003	0.004	26.676	0.481	0.042	0.071	65.96	0
28	0.01	0.011	26.789	0.53	-0.006	-0.015	66	0
29	-0.024	-0.018	27.386	0.551	0.002	0.004	66.01	0
30	-0.016	-0.018	27.666	0.588	-0.008	-0.004	66.07	0
31	-0.002	0.002	27.67	0.638	0.02	0.037	66.5	0
32	0.05	0.043	30.299	0.553	0.048	0.035	68.89	0
33	-0.002	0	30.305	0.602	0.01	0.021	68.99	0
34	-0.015	-0.023	30.554	0.637	-0.098	-0.089	79.1	0
35	-0.026	-0.031	31.238	0.65	0.067	0.049	83.78	0
36	0.054	0.05	34.244	0.552	0.028	0.021	84.61	0

N.B. significativement différent de zéro au seuil de 5%

Q-Stat significatif si p-value < 0.05

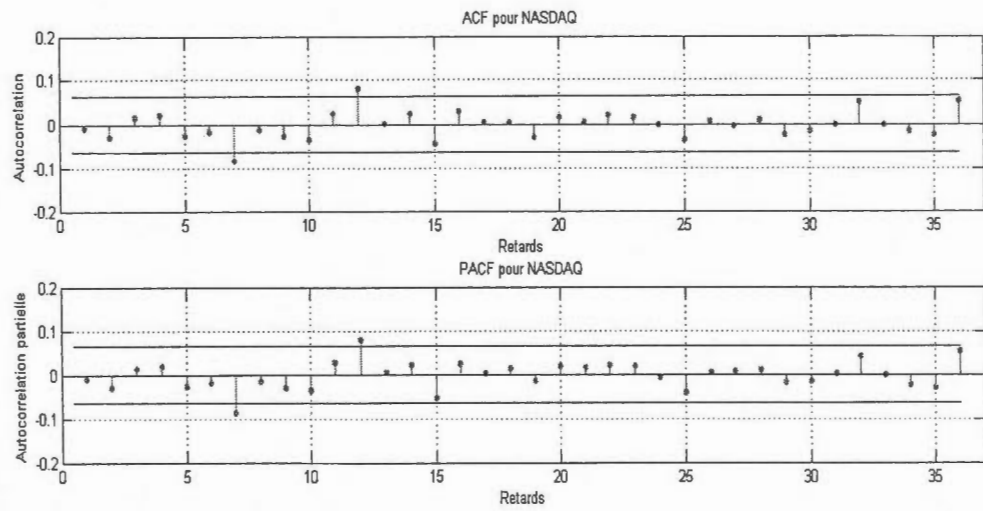


Figure 5.9 Corrélogramme des rendements pour l'indice NASDAQ 2003 à 2006.

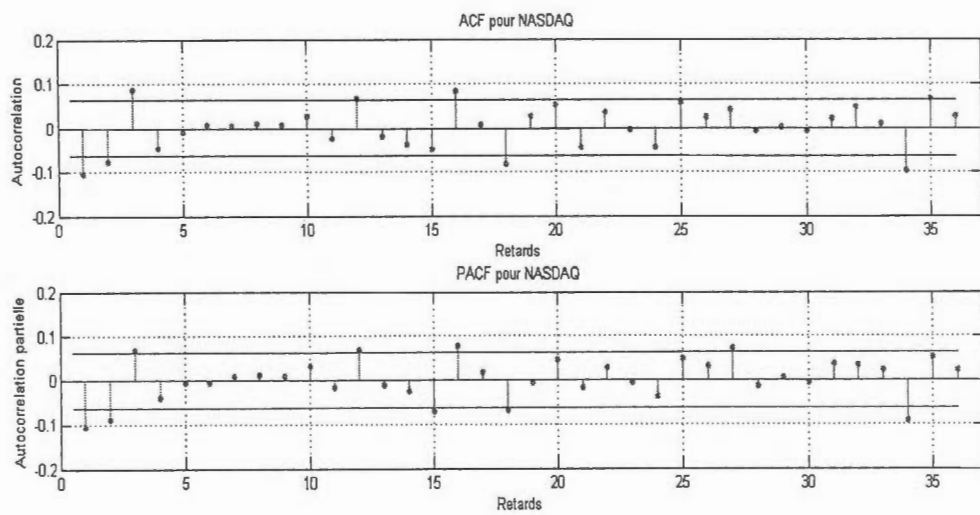


Figure 5.10 Corrélogramme des rendements pour l'indice NASDAQ 2007 à 2010.

Tableau 5.6 Fonction d'autocorrélation des rendements pour l'indice Nikkei 255

Retards	2003-2006				2007-2010			
	AC	PAC	Q-Stat	Prob	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.003	0.003	0.0108	0.917	-0.05	-0.05	2.4459	0.118
2	-0.021	-0.021	0.4312	0.806	-0.023	-0.025	2.9553	0.228
3	0.022	0.023	0.9298	0.818	-0.04	-0.042	4.4889	0.213
4	-0.029	-0.03	1.7732	0.777	0.018	0.014	4.8181	0.306
5	-0.004	-0.003	1.7898	0.877	-0.069	-0.07	9.5603	0.089
6	0.035	0.033	2.9753	0.812	-0.005	-0.013	9.5815	0.143
7	-0.033	-0.032	4.0374	0.775	0.028	0.025	10.354	0.169
8	-0.097	-0.096	13.389	0.099	0.015	0.012	10.582	0.227
9	-0.028	-0.03	14.155	0.117	-0.056	-0.052	13.638	0.136
10	0.033	0.033	15.226	0.124	0.062	0.055	17.401	0.066
11	-0.019	-0.018	15.604	0.156	0.029	0.032	18.247	0.076
12	0.019	0.015	15.978	0.192	0.039	0.045	19.772	0.072
13	0.021	0.019	16.399	0.228	-0.02	-0.006	20.165	0.091
14	0.01	0.019	16.506	0.283	-0.004	-0.01	20.183	0.124
15	0.001	-0.004	16.508	0.349	0.028	0.036	20.962	0.138
16	-0.038	-0.051	17.939	0.327	-0.068	-0.06	25.53	0.061
17	-0.001	-0.003	17.941	0.393	0.056	0.056	28.62	0.04
18	0.064	0.068	21.995	0.232	0.025	0.023	29.23	0.046
19	-0.004	-0.004	22.008	0.284	0.014	0.016	29.434	0.059
20	0.017	0.018	22.299	0.325	-0.008	0.005	29.492	0.079
21	0.038	0.043	23.779	0.304	-0.106	-0.115	40.82	0.01
22	-0.053	-0.044	26.566	0.228	-0.024	-0.038	41.42	0.01
23	-0.055	-0.06	29.669	0.159	-0.045	-0.052	43.45	0.01
24	0.016	0	29.928	0.187	0.037	0.027	44.83	0.01
25	-0.022	-0.018	30.423	0.209	0.055	0.047	47.86	0
26	-0.006	0.008	30.456	0.249	0.002	0.001	47.87	0.01
27	0.028	0.024	31.243	0.261	0.092	0.094	56.29	0
28	0.024	0.033	31.836	0.281	-0.039	-0.029	57.83	0
29	-0.034	-0.021	33.014	0.277	-0.048	-0.051	60.12	0
30	0.037	0.023	34.377	0.266	0	-0.004	60.12	0
31	0.009	-0.009	34.465	0.305	0.016	0.022	60.37	0
32	-0.003	-0.002	34.474	0.35	-0.029	-0.02	61.22	0
33	0.027	0.021	35.219	0.364	0.019	0.043	61.59	0
34	-0.065	-0.064	39.541	0.236	-0.015	-0.02	61.81	0
35	-0.041	-0.027	41.233	0.217	0.001	-0.01	61.81	0
36	0.007	0.009	41.28	0.251	-0.01	0.001	61.91	0.01

N.B. significativement différent de zéro au seuil de 5%

Q-Stat significatif si p-value < 0.05

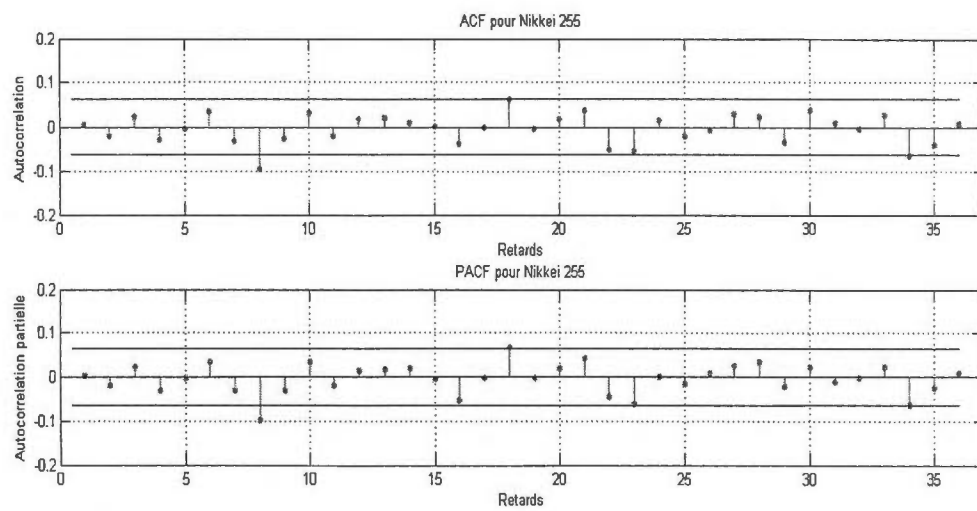


Figure 5.11 Corrélogramme des rendements pour l'indice Nikkei 225 2003 à 2006.

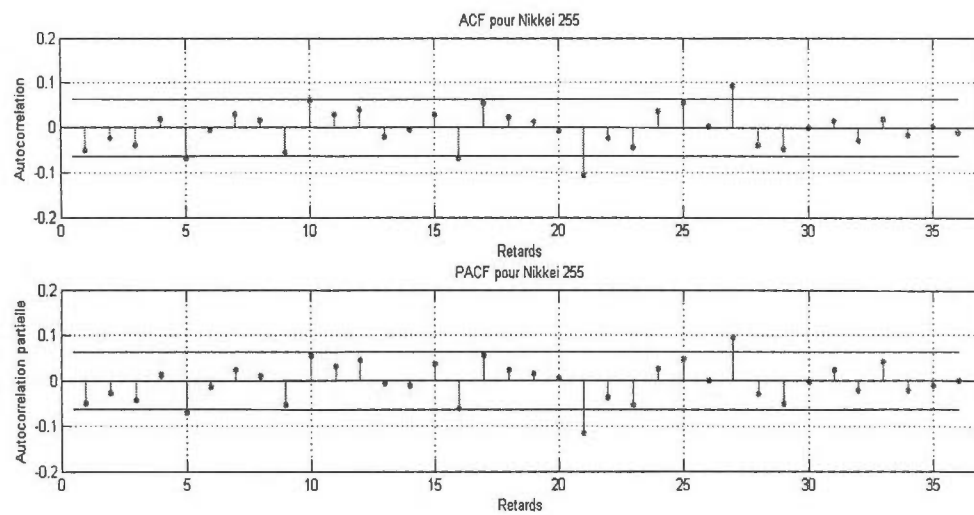


Figure 5.12 Corrélogramme des rendements pour l'indice Nikkei 255 2007 à 2010.

Tableau 5.7 Fonction d'autocorrélation des rendements pour l'indice S&P 500

Retards	2003-2006				2007-2010			
	AC	PAC	Q-Stat	Prob	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	-0.08	-0.08	6.48	0.01	-0.13	-0.13	16.96	0
2	-0.039	-0.046	8.053	0.02	-0.097	-0.116	26.48	0
3	0.024	0.017	8.641	0.03	0.088	0.061	34.4	0
4	0.035	0.037	9.872	0.04	-0.033	-0.024	35.48	0
5	-0.066	-0.059	14.31	0.01	-0.026	-0.018	36.14	0
6	0.017	0.009	14.6	0.02	0.02	0.003	36.55	0
7	-0.1	-0.106	24.74	0	-0.03	-0.028	37.43	0
8	0.02	0.006	25.15	0	0.025	0.023	38.09	0
9	-0.029	-0.033	26	0	0.002	0	38.1	0
10	-0.014	-0.019	26.21	0	0.039	0.05	39.64	0
11	-0.013	-0.011	26.37	0.01	-0.043	-0.036	41.49	0
12	0.06	0.045	30.04	0	0.056	0.056	44.66	0
13	0.006	0.02	30.07	0.01	0.004	0.006	44.67	0
14	0.068	0.064	34.85	0	-0.043	-0.025	46.6	0
15	-0.079	-0.071	41.28	0	-0.059	-0.077	50.14	0
16	0.013	-0.004	41.45	0	0.088	0.066	58.14	0
17	0.006	-0.001	41.49	0	-0.01	0.008	58.25	0
18	0.029	0.029	42.34	0	-0.083	-0.07	65.38	0
19	-0.024	0.003	42.94	0	0.05	0.02	67.93	0
20	0.005	-0.003	42.97	0	0.06	0.055	71.63	0
21	-0.006	0.008	43	0	-0.077	-0.042	77.69	0
22	0.055	0.043	46.13	0	0.075	0.055	83.5	0
23	0.007	0.028	46.19	0	-0.022	-0.014	84	0
24	-0.022	-0.022	46.71	0	-0.036	-0.02	85.32	0
25	-0.038	-0.043	48.23	0	0.064	0.044	89.52	0
26	0.021	-0.001	48.7	0	0.005	0.018	89.55	0
27	-0.017	-0.004	48.99	0.01	0.035	0.07	90.8	0
28	0.044	0.049	50.98	0.01	-0.034	-0.043	91.97	0
29	-0.043	-0.021	52.88	0	0.003	0.001	91.98	0
30	-0.028	-0.042	53.71	0.01	0.017	0.01	92.29	0
31	0.025	0.015	54.33	0.01	0.013	0.04	92.48	0
32	0.028	0.021	55.14	0.01	0.037	0.025	93.94	0
33	-0.021	0.001	55.62	0.01	0.017	0.033	94.25	0
34	-0.018	-0.035	55.95	0.01	-0.126	-0.111	110.8	0
35	-0.037	-0.049	57.37	0.01	0.061	0.027	114.7	0
36	0.044	0.028	59.35	0.01	0.021	0.002	115.1	0

N.B. significativement différent de zéro au seuil de 5%

Q-Stat significatif si p-value < 0.05

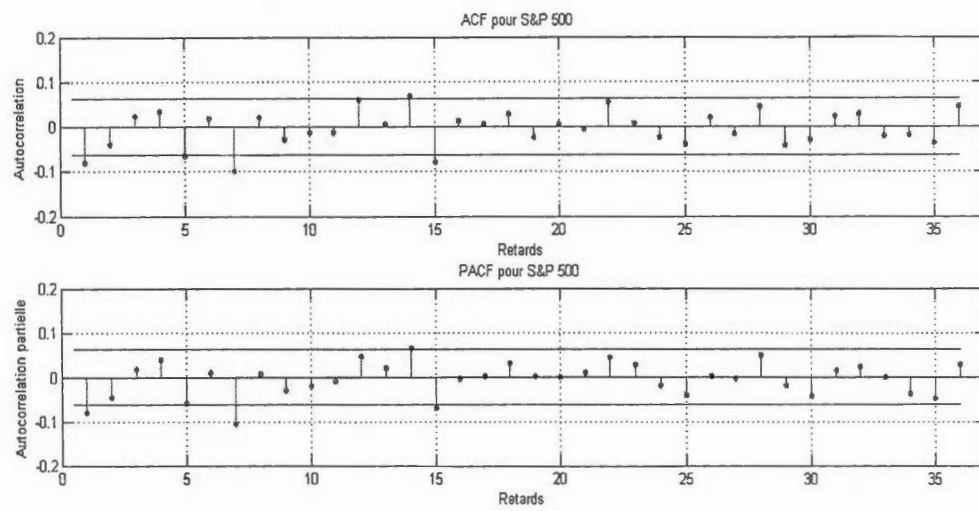


Figure 5.13 Corrélogramme des rendements pour l'indice S&P 500 2003 à 2006.

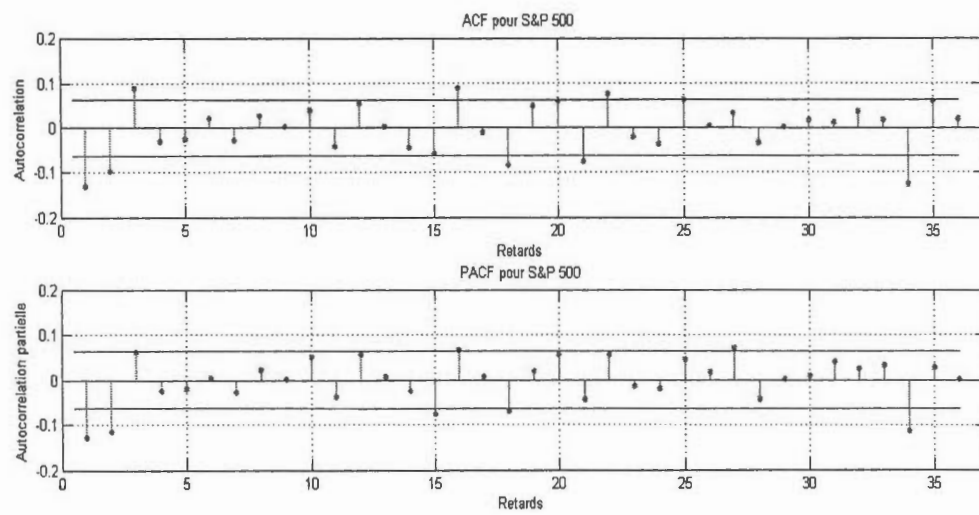


Figure 5.14 Corrélogramme des rendements pour l'indice S&P 500 2007 à 2010.

Tableau 5.8 Fonction d'autocorrélation des rendements pour l'indice S&P TSX

Retards	2003-2006				2007-2010			
	AC	PAC	Q-Stat	Prob	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.035	0.035	1.2124	0.271	-0.08	-0.08	6.43	0.01
2	-0.035	-0.036	2.4109	0.3	-0.065	-0.072	10.66	0.01
3	0.009	0.011	2.4842	0.478	0.057	0.046	13.91	0
4	-0.023	-0.025	3.0027	0.557	0.022	0.026	14.4	0.01
5	0.023	0.026	3.5349	0.618	-0.107	-0.098	25.98	0
6	-0.014	-0.017	3.7229	0.714	-0.027	-0.044	26.71	0
7	-0.055	-0.052	6.7958	0.45	0.034	0.014	27.88	0
8	0.019	0.021	7.1548	0.52	0.036	0.047	29.2	0
9	-0.02	-0.024	7.5443	0.581	-0.049	-0.032	31.6	0
10	0.007	0.01	7.5913	0.669	0.06	0.048	35.29	0
11	0.015	0.011	7.8247	0.729	0.022	0.015	35.8	0
12	-0.069	-0.067	12.676	0.393	-0.068	-0.054	40.5	0
13	0.043	0.046	14.56	0.336	0.044	0.043	42.44	0
14	0.024	0.014	15.13	0.369	-0.022	-0.032	42.93	0
15	-0.016	-0.012	15.403	0.423	-0.016	-0.004	43.17	0
16	0.039	0.035	16.911	0.391	0.033	0.035	44.3	0
17	-0.027	-0.025	17.653	0.411	-0.052	-0.059	47.09	0
18	0.001	0.004	17.653	0.479	0.004	-0.001	47.1	0
19	0.04	0.03	19.236	0.442	0.01	0.004	47.2	0
20	0.014	0.022	19.426	0.494	0.021	0.025	47.65	0
21	0.026	0.022	20.13	0.513	0.036	0.042	49	0
22	-0.001	0	20.132	0.575	0.021	0.032	49.44	0
23	-0.035	-0.027	21.364	0.559	0.026	0.025	50.13	0
24	-0.037	-0.047	22.758	0.534	-0.098	-0.102	60	0
25	0.012	0.023	22.905	0.583	0.035	0.04	61.28	0
26	0.033	0.033	24.043	0.573	0.081	0.074	68.09	0
27	-0.004	-0.009	24.059	0.627	-0.075	-0.042	73.85	0
28	-0.08	-0.069	30.551	0.337	0.111	0.128	86.44	0
29	-0.054	-0.056	33.514	0.258	0.02	-0.012	86.85	0
30	-0.021	-0.025	33.948	0.283	-0.084	-0.071	94.12	0
31	0.013	0.014	34.114	0.32	0.086	0.094	101.7	0
32	0.044	0.041	36.078	0.284	-0.073	-0.086	107.2	0
33	-0.043	-0.043	38.014	0.252	0.04	0.064	108.9	0
34	0.001	0.002	38.016	0.291	-0.007	0.004	108.9	0
35	0.038	0.023	39.535	0.275	-0.026	-0.034	109.6	0
36	0.053	0.049	42.462	0.212	0.015	-0.007	109.9	0

N.B. significativement différent de zéro au seuil de 5%

Q-Stat significatif si p-value < 0.05

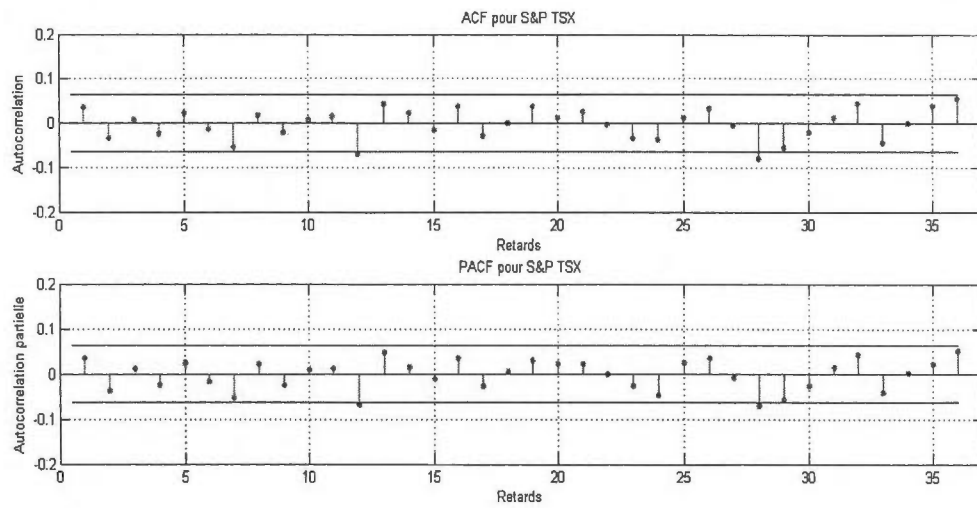


Figure 5.15 Corrélogramme des rendements pour l'indice S&P TSX 2003 à 2006.

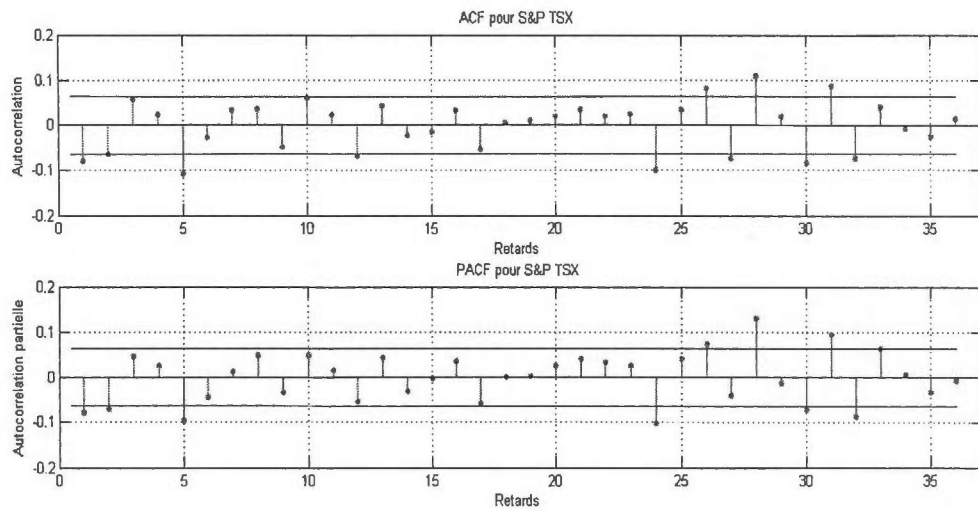


Figure 5.16 Corrélogramme des rendements pour l'indice S&P TSX 2007 à 2010.

4.2 Résultats du “runs test”

L'idée d'utiliser un test non paramétrique afin de contourner les problèmes liés à l'absence de normalité est fort avantageuse. Nous analysons dans cette section les résultats obtenus avec ce simple test basé sur la séquence de changement de prix de même signe. Si le nombre espéré ($E(\pi)$) est significativement différent du nombre de “runs” (π) au seuil de 5%, nous devons rejeter l'hypothèse nulle. Sinon la série est aléatoire, la forme faible est acceptée.

En comparant les deux tableaux (5.9 et 5.10), l'indice S&P 500 est celui dont le nombre espéré est significativement différent au nombre de “runs” au seuil de 5% ($Z(\pi) > |1.96|$) durant les deux périodes d'étude. Le DAX (2003 à 2006) et le Dow Jones (2007 à 2010) rejettent l'hypothèse nulle au seuil de 5% ($Z(\pi) > |1.96|$). Nous remarquons que la différence entre le nombre de “runs” observé et le nombre espéré des valeurs critiques est assez élevée. La statistique Z du S&P TSX, calculé à la période 2003 à 2006, est négative, car le nombre de “runs” observé est inférieur au nombre espéré. Rappelons que N est le nombre d'observations, N_a le nombre de changements de prix positifs et N_b le nombre de changements de prix négatifs.

Le “runs test” suggère que l'hypothèse d'efficience au sens faible est retenue dans la majorité des indices boursiers pour différentes périodes. Le changement successif de prix est donc aléatoire pour six indices à chaque période d'étude. Le S&P 500 est le seul indice que le test rejette l'hypothèse d'efficience au sens faible avant et durant la période de crise.

Tableau 5.9 Runs test de 2003 à 2006

	N_a	N_b	N	π	$E(\pi)$	$Z(\pi)$	p-value
DAX	511	495	1006	551	503.87	2.942	0.0032
Dow Jones	519	491	1010	533	505.61	1.694	0.0902
FTSE 100	533	486	1019	526	509.42	1.010	0.3123
Hang Seng	489	504	993	512	497.39	0.896	0.3701
NASDAQ	512	494	1006	510	503.84	0.357	0.7209
Nikkei 225	490	493	983	515	492.50	1.404	0.1602
S&P 500	530	476	1006	557	502.55	3.413	0.0006
S&P TSX	489	502	991	480	496.41	-1.012	0.3117

N.B. Significatif au seuil de 5% si $Z(\pi) > |1.96|$

Tableau 5.10 Runs test de 2007 à 2010

	N_a	N_b	N	π	$E(\pi)$	$Z(\pi)$	p-value
DAX	533	486	1019	526	509.42	1.101	0.3123
Dow Jones	547	460	1007	533	500.74	2.018	0.0432
FTSE 100	518	493	1011	530	506.19	1.468	0.1421
Hang Seng	511	498	1009	515	505.42	0.572	0.5671
NASDAQ	549	458	1007	506	500.39	0.325	0.7452
Nikkei 225	513	463	976	509	487.72	1.335	0.1820
S&P 500	550	457	1007	552	500.21	3.262	0.0011
S&P TSX	544	454	998	516	495.94	1.249	0.2115

N.B. Significatif au seuil de 5% si $Z(\pi) > |1.96|$

4.3 Résultats du test du ratio de variance

Le test du ratio de variance est un test traditionnel souvent utilisé dans les études d'efficience. À la fois robuste à l'hétéroscédasticité et à la non-normalité, ce test émet l'hypothèse d'une marche aléatoire si ce ratio de variance s'approche d'une unité, sinon la corrélation est présente dans cette série.

De 2003 à 2006 (tableau 5.11), seuls les indices NASDAQ, Nikkei 225 et le S&P TSX ne rejettent pas l'hypothèse nulle au seuil de 5% sous la condition d'homoscédasticité (Z_1) et d'hétéroscédasticité (Z_2) pour tout q ($Z_1(q)$ et $Z_2(q) < |1.96|$). Quant à l'indice Hang Seng, nous ne pouvons pas rejeter H_0 sous les deux conditions pour tout q sauf à $q = 2$ pour Z_2 . Les indices DAX et Dow Jones ne rejettent pas H_0 sous homoscédasticité ($Z_1(q) < |1.96|$) sauf pour $q = 2$, tandis que le FTSE 100 y maintient pour $q = 4, 8$. Ces trois indices ne rejettent pas l'hypothèse nulle à tous les niveaux de q sous hétéroscédasticité ($Z_2(q) < |1.96|$). Le S&P 500 est le seul où on rejette l'hypothèse nulle sous homoscédasticité au niveau de $q = 2, 4, 8, 16$ et sous hétéroscédasticité à $q = 2, 4$ ($Z_1(q)$ et $Z_2(q) > |1.96|$).

Les résultats du test du ratio de variance démontrent la présence d'une marche aléatoire durant la période de 2003 à 2006 pour les indices DAX, Dow Jones, Hang Seng, NASDAQ, Nikkei 225 et S&P TSX. Le FTSE 100 semble rejeter la marche aléatoire sous la supposition d'homoscédasticité, cependant les statistiques Z_2 confirment qu'il s'agit d'un rejet dû à l'hétéroscédasticité, car le test Z_2 est non significatif au seuil de 5%. Donc nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle, et le FTSE 100 est aléatoire avant 2007. En ce qui concerne le S&P 500, l'indice est inefficace au sens faible suite au rejet de l'hypothèse nulle sous les deux conditions. Le rejet s'explique par la présence de corrélation.

Durant la période de crise, le tableau 5.12 suggère que les indices DAX et Hang Seng sont les seuls dont l'hypothèse nulle est maintenue sous les deux conditions pour tout q au seuil de 5% ($Z_1(q)$ et $Z_2(q) < |1.96|$). Le test statistique Z_1 rejette à $q = 8$ pour l'indice Nikkei 225 et le S&P TSX à $q = 2, 4, 8$ ($Z_1(q) > |1.96|$). Par contre, leurs statistiques Z_2 ne sont pas significatives pour tout q ($Z_2(q) < |1.96|$). Le FTSE 100 et le NASDAQ ont des statistiques Z_1 significatives sauf à $q = 16, 32$ et Z_2 à $q = 4$ du FTSE 100, $q = 2$ du NASDAQ. Le Dow Jones et le S&P 500 rejettent H_0 avec des statistiques Z_1 significatives sauf à $q = 16, 32$ et des statistiques Z_2 significatives à $q = 2, 4$.

Ainsi, nous avons les indices DAX et Hang Seng que nous pourrions qualifier d'efficients au sens faible durant la période de crise financière. L'hétéroscédasticité semble affecter les indices Nikkei 225 et S&P TSX; la présence de statistiques Z_1 significatives alors qu'il y a absence de statistiques significatives Z_2 . Malgré tout, le Nikkei 225 et le S&P TSE sont considérés efficients au sens faible. Le Dow Jones, le FTSE 100, le NASDAQ et le S&P 500 sont exclus de la forme faible d'efficience durant la période crise, la présence de valeurs significatives autant chez Z_1 que Z_2 suggère la présence de corrélation à travers les prix.

En résumé, de 2003 à 2006, les indices DAX, Dow Jones, FTSE 100, Hang Seng, NASDAQ, Nikkei 225 et S&P TSX sont efficients au sens faible sauf dans le cas du S&P 500. De 2007 à 2010, le Dow Jones, le FTSE 100, le NASDAQ et le S&P 500 ne sont pas efficients au sens faible. Le reste comme le DAX, le Hang Seng, le Nikkei 225 et le S&P TSX continuent d'être efficients au sens faible.

Tableau 5.11 Test du ratio de variance de 2003 à 2006

Indices	q	2	4	8	16	32
DAX	VR(q)	0.936	0.956	0.865	0.788	0.692
	Z ₁ (q)	-2.052	-0.752	-1.459	-1.539	-1.543
	Z ₂ (q)	-1.363	-0.496	-0.960	-1.003	-1.013
Dow Jones	VR(q)	0.936	0.907	0.894	0.782	0.676
	Z ₁ (q)	-2.016	-1.576	-1.138	-1.570	-1.613
	Z ₂ (q)	-1.732	-1.312	-0.930	-1.262	-1.314
FTSE 100	VR(q)	0.881	0.891	0.842	0.679	0.473
	Z ₁ (q)	-3.773	-1.846	-1.700	-2.319	-2.627
	Z ₂ (q)	-1.874	-0.973	-0.969	-1.403	-1.682
Hang Seng	VR(q)	1.057	1.055	1.031	0.967	0.974
	Z ₁ (q)	1.781	0.928	0.327	-0.235	-0.125
	Z ₂ (q)	1.970	0.970	0.321	-0.223	-0.117
NASDAQ	VR(q)	0.992	0.965	0.932	0.840	0.847
	Z ₁ (q)	-0.249	-0.587	-0.733	-1.149	-0.763
	Z ₂ (q)	-0.259	-0.566	-0.680	-1.043	-0.690
Nikkei 225	VR(q)	1.005	0.999	0.991	0.897	0.887
	Z ₁ (q)	0.162	-0.014	-0.099	-0.732	-0.557
	Z ₂ (q)	0.160	-0.013	-0.090	-0.654	-0.498
S&P 500	VR(q)	0.921	0.855	0.807	0.717	0.671
	Z ₁ (q)	-2.490	-2.465	-2.067	-2.040	-1.633
	Z ₂ (q)	-2.255	-2.136	-1.729	-1.675	-1.350
S&P TSX	VR(q)	1.034	1.018	0.998	0.959	0.976
	Z ₁ (q)	1.062	0.308	-0.023	-0.296	-0.119
	Z ₂ (q)	0.976	0.281	-0.020	-0.263	-0.107

N.B. Significatif au seuil de 5% si $Z_1(q)$ et $Z_2(q)$ sont $> |1.96|$

Tableau 5.12 Test du ratio de variance de 2007 à 2010

Indices	q	2	4	8	16	32
DAX	VR(q)	0.970	0.892	0.888	0.864	0.864
	Z ₁ (q)	-0.971	-1.850	-1.278	-0.988	-0.680
	Z ₂ (q)	-0.639	-1.148	-0.733	-0.603	-0.424
Dow Jones	VR(q)	0.871	0.765	0.705	0.712	0.741
	Z ₁ (q)	-4.079	-3.987	-3.161	-2.076	-1.289
	Z ₂ (q)	-2.575	-2.260	-1.732	-1.112	-0.697
FTSE 100	VR(q)	0.933	0.799	0.752	0.751	0.748
	Z ₁ (q)	-2.117	-3.422	-2.668	-1.797	-1.254
	Z ₂ (q)	-1.292	-2.028	-1.531	-1.042	-0.750
Hang Seng	VR(q)	0.951	0.916	0.848	0.817	0.949
	Z ₁ (q)	-1.556	-1.428	-1.628	-1.321	-0.253
	Z ₂ (q)	-0.776	-0.713	-0.853	-0.740	-0.151
NASDAQ	VR(q)	0.896	0.812	0.767	0.791	0.862
	Z ₁ (q)	-3.286	-3.184	-2.502	-1.509	-0.689
	Z ₂ (q)	-2.105	-1.940	-1.495	-0.886	-0.410
Nikkei 225	VR(q)	0.952	0.887	0.811	0.830	0.859
	Z ₁ (q)	-1.515	-1.883	-2.000	-1.205	-0.691
	Z ₂ (q)	-0.782	-0.901	-0.950	-0.560	-0.359
S&P 500	VR(q)	0.872	0.757	0.699	0.699	0.746
	Z ₁ (q)	-4.056	-4.116	-3.233	-2.166	-1.265
	Z ₂ (q)	-2.541	2.358	-1.797	-1.175	-0.693
S&P TSX	VR(q)	0.921	0.846	0.777	0.767	0.825
	Z ₁ (q)	-2.492	-2.600	-2.377	-1.675	-0.869
	Z ₂ (q)	-1.198	-1.335	-1.252	-0.873	-0.462

N B. Significativement au seuil de 5% si $Z_1(q)$ et $Z_2(q)$ sont $> |1.96|$

4.4 Résultats du test du ratio de variance basé sur les rangs et les signes

Le test de Wright (2000) a l'avantage d'être récent par rapport aux tests traditionnels vus précédemment. Étant plus solide que le test de ratio de variance conventionnel, l'approche avec la méthode des rangs et signes permettra d'analyser plus en profondeur la marche aléatoire à travers les marchés avant et durant la crise financière.

Les résultats du tableau 5.13 suggèrent l'hypothèse du marché efficient au sens faible est validé pour les indices Hang Seng, NASDAQ, Nikkei 225 et S&P TSX. Les tests statistiques R_1 , R_2 et S_1 ne sont pas significatifs au seuil de 5% pour tout q (R_1, R_2 et $S_1 < |1.96|$). Le R_1 et R_2 (sauf $q = 4$) du DAX sont significatifs alors que le S_1 ne l'est pas. Le cas du FTSE 100 est sensiblement pareil, R_1 et R_2 (sauf $q = 8$ dans les deux cas) sont significatifs, S_1 ne l'est pas. Pour tous les niveaux de q , R_1 est significatif à 5% pour les indices Dow Jones et S&P 500. R_2 du S&P 500 est significatif sauf pour $q = 32$ et S_1 est seulement significatif à $q = 2$. Seul $q = 2, 4$ du R_2 et $q = 2, 4, 16$ du S_1 sont significatifs pour l'indice Dow Jones.

Dû à l'incapacité de rejeter l'hypothèse nulle à un seuil de 5%, l'efficience au sens faible est respectée par les indices Hang Seng, NADAQ, Nikkei 225 et S&P TSX. Étant donné que R_1, R_2 sont significatifs et que S_1 ne l'est pas, le rejet de H_0 chez le DAX et le FTSE 100 semble causé par l'hétéroscédasticité. La marche aléatoire n'est pas exclue pour ces indices. Cependant, le Dow Jones et le S&P 500 doivent être exclus suite aux valeurs significatives de R_1, R_2 et S_1 . Ainsi l'hypothèse nulle est rejetée au seuil de 5% pour le Dow Jones & le S&P 500.

Durant la crise financière (tableau 5.14), les indices DAX et Hang Seng ne rejettent pas l'hypothèse nulle; les tests statistiques R_1, R_2 et S_1 ne sont pas significatifs au seuil de 5% pour tout q . L'indice Nikkei 225 est sensiblement identique au niveau des tests statistiques que ces derniers, à la différence seule $q = 2$ du S_1 qui est significatif. Les tests statistiques démontrent que le NASDAQ est en général non significatif sauf pour $q = 2$ du R_1 et $q = 2, 4$ du R_2 . Quant au S&P TSX, lorsque $q = 8, 16$ pour R_1 et R_2 ainsi que $q = 4$ pour S_1 , les tests sont significatifs à ces niveaux. En ce qui concerne le FTSE 100, le R_2 est significatif lorsque $q = 2, 4, 8$ et R_1 est significatif à $q = 2$ seulement. Pour le Dow Jones, R_1 est significatif aux $q = 2, 4$ et R_2 aux $q = 2, 4, 8$. Le R_1 du S&P 500 est significatif pour $q = 2, 4, 8$ et le R_2 est

significatif à tous les niveaux sauf $q = 32$. Le test basé sur le signe du S&P 500 montre que ce dernier est non significatif à un niveau de 5%, à l'exception de $q = 2$.

Suite à l'échec de rejeter l'hypothèse nulle à 5%, les indices DAX, Hang Seng et Nikkei 225 supportent le modèle d'efficience au sens faible. Malgré la présence de statistiques significatives de R_2 , nous ne pouvons pas renoncer à l'hypothèse nulle pour le FTSE 100. En observant les indices Dow Jones et NASDAQ, les tests statistiques R_1 et R_2 pointent vers le rejet de l'hypothèse nulle. Puisque S_1 n'est pas significatif pour les deux indices, l'hétéroscédasticité aurait joué un rôle dans le rejet de l'hypothèse avec R_1 et R_2 . Ayant de valeurs significatives pour R_1 , R_2 et S_1 , le S&P 500 et le S&P TSE rejettent l'hypothèse nulle et contredisent l'hypothèse d'une forme faible d'efficience.

En synthétisant, nous avons seulement le Dow Jones et le S&P 500 qui sont considérés inefficients au sens faible avant 2007. Le reste des indices y sont considérés efficients au sens faible. Durant la période de crise, seuls les indices S&P 500 et S&P TSX sont inefficients au sens faible. Le reste des indices sont efficients au sens faible.

Tableau 5.13 Test du ratio de variance de Wright de 2003 à 2006

q	DAX	Dow Jones	FTSE 100	Hang Seng	NASDAQ	Nikkei 225	S&P 500	S&P TSX
R1								
2	0.918 (-2.62)	0.912 (-2.79)	0.907 (-2.95)	1.029 (0.91)	0.986 (-0.45)	0.981 (-0.58)	0.899 (-3.19)	1.021 (0.66)
4	0.860 (-2.39)	0.849 (-2.56)	0.871 (-2.20)	1.010 (0.16)	0.943 (-0.97)	0.956 (-0.73)	0.801 (-3.38)	0.951 (-0.82)
8	0.735 (-2.86)	0.815 (-1.99)	0.837 (-1.76)	0.961 (-0.42)	0.920 (-0.86)	0.941 (-0.62)	0.733 (-2.86)	0.874 (-1.34)
16	0.624 (-2.73)	0.702 (-2.15)	0.715 (-2.06)	0.890 (-0.79)	0.881 (-0.86)	0.876 (-0.88)	0.633 (-2.64)	0.789 (-1.51)
32	0.496 (-2.52)	0.595 (-2.01)	0.499 (-2.50)	0.871 (-0.64)	0.925 (-0.37)	0.811 (-0.93)	0.585 (-2.06)	0.745 (-1.26)
R2								
2	0.927 (-2.35)	0.927 (-2.33)	0.894 (-3.38)	1.046 (1.46)	0.988 (-0.37)	0.995 (-0.15)	0.911 (-2.83)	1.024 (0.74)
4	0.906 (-1.60)	0.879 (-2.05)	0.878 (-2.07)	1.037 (0.623)	0.952 (-0.81)	0.974 (-0.44)	0.829 (-2.90)	0.975 (-0.41)
8	0.797 (-2.19)	0.855 (-1.55)	0.837 (-1.75)	0.993 (-0.08)	0.917 (-0.89)	0.951 (-0.52)	0.774 (-2.42)	0.916 (-0.89)
16	0.686 (-2.28)	0.742 (-1.86)	0.690 (-2.24)	0.912 (-0.63)	0.835 (-1.19)	0.846 (-1.09)	0.677 (-2.33)	0.834 (-1.19)
32	0.569 (-2.16)	0.628 (-1.84)	0.474 (-2.62)	0.891 (-0.54)	0.832 (-0.83)	0.792 (-1.02)	0.626 (-1.86)	0.797 (-1.00)
S1								
2	0.960 (-1.28)	0.917 (-2.65)	0.949 (-1.64)	0.989 (-0.35)	0.978 (-0.69)	0.962 (-1.18)	0.917 (-2.65)	1.031 (0.98)
4	0.916 (-1.44)	0.880 (-2.04)	0.898 (-1.73)	0.991 (-0.15)	0.959 (-0.69)	0.926 (-1.24)	0.888 (-1.90)	1.001 (0.14)
8	0.903 (-1.05)	0.845 (-1.66)	0.959 (-0.44)	0.962 (-0.40)	0.995 (-0.05)	0.950 (-0.53)	0.917 (-0.90)	0.962 (-0.41)
16	1.017 (-0.12)	0.704 (-2.13)	0.976 (-0.18)	0.962 (-0.27)	1.097 (0.70)	0.982 (-0.12)	0.974 (-0.19)	0.959 (-0.29)
32	1.182 (-0.91)	0.681 (-1.58)	0.844 (-0.78)	1.121 (0.60)	1.305 (1.52)	0.976 (-0.12)	1.136 (0.68)	1.086 (0.42)

N.B. En parenthèse sont les valeurs des statistiques de R_1 , R_2 et S_1 . Significatif au seuil de 5% si R_1 , R_2 et S_1 sont $> |1.96|$

Tableau 5.14 Test du ratio de variance de Wright de 2007 à 2010

q	DAX	Dow Jones	FTSE 100	Hang Seng	NASDAQ	Nikkei 225	S&P 500	S&P TSX
R1								
2	0.982 (-0.57)	0.892 (-3.43)	0.953 (-1.48)	0.984 (-0.52)	0.936 (-2.03)	0.953 (-1.47)	0.887 (-3.59)	0.989 (-0.35)
4	0.943 (-0.96)	0.868 (-2.24)	0.885 (-1.96)	0.962 (-0.64)	0.893 (-1.82)	0.924 (-1.27)	0.838 (-2.75)	0.936 (-1.09)
8	0.919 (-0.87)	0.855 (-1.56)	0.846 (-1.66)	0.947 (-0.57)	0.855 (-1.55)	0.880 (-1.27)	0.811 (-2.03)	0.810 (-2.03)
16	0.934 (-0.48)	0.822 (-1.28)	0.846 (-1.12)	0.929 (-0.51)	0.789 (-1.52)	0.839 (-1.14)	0.741 (-1.87)	0.710 (-2.08)
32	0.933 (-0.34)	0.808 (-0.96)	0.810 (-0.94)	0.983 (-0.08)	0.745 (-1.27)	0.788 (-1.04)	0.695 (-1.52)	0.709 (-1.44)
R2								
2	0.986 (-0.44)	0.879 (-3.84)	0.930 (-2.23)	0.978 (-0.71)	0.917 (-2.65)	0.952 (-1.49)	0.876 (-3.95)	0.971 (-0.91)
4	0.940 (-1.03)	0.830 (-2.88)	0.834 (-2.83)	0.950 (-0.85)	0.863 (-2.33)	0.911 (-1.48)	0.807 (-3.25)	0.911 (-1.51)
8	0.933 (-0.72)	0.804 (-2.10)	0.776 (-2.41)	0.928 (-0.77)	0.825 (-1.88)	0.848 (-1.61)	0.769 (-2.48)	0.799 (-2.14)
16	0.932 (-0.49)	0.770 (-1.66)	0.770 (-1.66)	0.915 (-0.61)	0.783 (-1.57)	0.823 (-1.26)	0.706 (-2.12)	0.716 (-2.04)
32	0.926 (-0.37)	0.755 (-1.22)	0.726 (-1.37)	1.019 (0.10)	0.770 (-1.14)	0.772 (-1.12)	0.677 (-1.61)	0.725 (-1.36)
S1								
2	0.972 (-0.91)	0.941 (-1.86)	0.948 (-1.67)	0.991 (-0.28)	0.995 (-0.16)	0.928 (-2.24)	0.908 (-2.93)	0.970 (-0.95)
4	0.948 (-0.89)	0.975 (-0.42)	0.899 (-1.71)	0.985 (-0.25)	1.032 (0.54)	0.895 (-1.75)	0.901 (-1.68)	0.916 (-1.42)
8	0.902 (-1.06)	1.055 (-0.59)	0.875 (-1.34)	0.950 (-0.53)	1.057 (0.61)	0.868 (-1.40)	0.915 (-0.91)	0.813 (-2.00)
16	0.902 (-0.71)	1.189 (-1.37)	0.886 (-0.83)	0.929 (-0.51)	1.129 (0.93)	0.858 (-1.01)	0.928 (-0.14)	0.807 (-1.39)
32	0.926 (-0.37)	1.382 (-1.90)	0.885 (-0.58)	0.910 (-0.45)	1.262 (1.30)	0.824 (-0.86)	0.927 (-0.36)	0.849 (-0.75)

N.B. En parenthèse sont les valeurs des statistiques de R_1 , R_2 et S_1 . Significatif au seuil de 5% si R_1 , R_2 et S_1 sont $> |1.96|$

4.5 Synthèse des résultats

Afin de faciliter la lecture des résultats, nous avons résumé au tableau 5.15 les conclusions de ceux-ci pour chacun des indices sur les deux périodes étudiées. En observant, nous remarquons des différences sur la conclusion du maintien de l'efficacité au sens faible à travers les indices. Le test d'autocorrélation semble rejeter davantage l'hypothèse d'efficacité au sens faible pour les deux périodes. Puisque la fonction d'autocorrélation présente la corrélation qui existe entre les rendements au temps t et au temps $t+k$, le choix du nombre de retard peut expliquer en partie les différences avec les autres tests. Quant au runs test, le fait que le test se base sur les changements successifs de même signe, risque de détecter la dépendance d'une série à un retard seulement. Le test traditionnel du ratio de variance et celui de Wright (2000) se distinguent par le premier étant paramétré et le dernier étant un non paramétré. Cependant, le test de Wright (2000) se démarque du test traditionnel par une meilleure performance avec des données extrêmement non normales et une estimation plus exacte sur la distribution, ce qui explique la différence des résultats. En comparant ces derniers avec les deux premiers, les tests modernes sont plus efficaces dans ce type d'analyse que ceux antérieurs, robustes à la fois à l'homoscédasticité et l'hétéroscédasticité. Les résultats suggèrent donc une meilleure performance pour les deux tests plus récents de Lo et MacKinlay (1988) et de Wright (2000), ce dernier étant plus adéquat lorsque les données sont extrêmement non normales. Lorsque nous prenons l'ensemble des quatre tests, nous pouvons rejeter avec un taux marginal de significativité de 10%. Quant à la dépendance des tests les uns par rapport des autres, le niveau de difficulté à faire l'analyse pour ces tests et le manque de discussions à travers la revue de littérature nous empêchent donc de faire une étude sur cet aspect dans ce travail actuel.

Tableau 5.15 Synthèse des résultats sur l'efficience au sens faible

	2003 à 2006						2007 à 2010					
	Autocorrélation	Runs test	Ratio de variance	VR de Wright	Autocorrélation	Runs test	Ratio de variance	VR de Wright	Autocorrélation	Runs test	Ratio de variance	VR de Wright
	DAX	Rejetté	Rejetté	Accepté	Accepté	Rejetté	Accepté	Accepté	Accepté	Rejetté	Accepté	Accepté
Dow Jones	Rejetté	Accepté	Accepté	Rejetté	Rejetté	Rejetté	Rejetté	Accepté	Rejetté	Rejetté	Rejetté	Accepté
FTSE 100	Rejetté	Accepté	Accepté	Accepté	Rejetté	Accepté	Accepté	Accepté	Accepté	Rejetté	Rejetté	Accepté
Hang Seng	Accepté	Accepté	Accepté	Accepté	Rejetté	Accepté	Accepté	Accepté	Accepté	Accepté	Accepté	Accepté
NASDAQ	Accepté	Accepté	Accepté	Accepté	Rejetté	Accepté	Accepté	Accepté	Accepté	Accepté	Rejetté	Accepté
Nikkei 225	Accepté	Accepté	Accepté	Accepté	Rejetté	Accepté	Accepté	Accepté	Accepté	Accepté	Accepté	Accepté
S&P 500	Rejetté	Rejetté	Rejetté	Rejetté	Rejetté	Rejetté	Rejetté	Rejetté	Rejetté	Rejetté	Rejetté	Rejetté
S&P TSX	Accepté	Accepté	Accepté	Accepté	Rejetté	Accepté	Accepté	Accepté	Rejetté	Accepté	Accepté	Rejetté

CONCLUSION

Depuis la récente crise financière de 2007, la théorie sur l'efficience des marchés fut malmenée et c'est ce qui nous a amenés à analyser la validité de celle-ci. C'est dans ce but que ce travail a été élaboré; en décrivant la théorie liée à l'efficience des marchés financiers ainsi que la marche aléatoire et en utilisant des outils statistiques populaires afin de tester empiriquement cette théorie. L'étude a porté sur huit indices boursiers importants avec des données durant la crise et avec comparaison des données d'avant crise.

Tester la corrélation dans le changement des prix fut un des premiers tests à examiner la marche aléatoire et par conséquent la forme faible d'efficience. L'analyse de la fonction d'autocorrélation sur les huit indices a montré que nous ne pouvons pas rejeter la forme faible d'efficience. En effet, les indices, tels que Hang Seng, NASDAQ, Nikkei 225 et S&P TSX, ont démontré qu'il y avait peu d'autocorrélation significative pour 2003 à 2006. Cependant, il y a des évidences pointant vers un certain niveau de corrélation pendant la période de crise d'où le rejet d'autocorrélation nulle chez tous les indices.

Dans d'autres cas, certains tests imposent des conditions sur la distribution des rendements comme la normale indépendante et identiquement distribuée. Ces conditions rendaient le travail plus ardu, car les données financières ne suivaient pas fidèlement le modèle d'une distribution normale. Nous avons utilisé un second test nommé "runs test" pour contourner ces conditions. Les résultats trouvés suggèrent que les séries de changements de prix sont indépendantes pour la majorité des indices durant les deux périodes d'étude. Il faut souligner que l'indice S&P 500 a été le seul à rejeter la forme faible d'efficience sur les deux périodes d'observation. Le DAX la rejette avant la crise alors que pour le Dow Jones le fait durant la crise.

Ensuite, nous avons utilisé le test du ratio de variance dans notre travail. Développé pour être robuste face à la non-normalité ainsi que l'hétéroscédasticité, ce test a permis de tester la marche aléatoire sous les conditions d'homoscédasticité et d'hétéroscédasticité. À la lumière des résultats, les indices Hang Seng et Nikkei 225 ont prouvé qu'il y a bien un effet aléatoire à travers leurs changements de prix. Dans d'autres cas, des indices comme le S&P TSX ayant des statistiques significatives sous la condition d'homoscédasticité n'ont pu réfuter la marche aléatoire. Dû à l'absence de valeurs significatives sous la condition d'hétéroscédasticité, l'explication se derrière la présence d'une variance variable à travers le temps qu'un changement non aléatoire. Lorsque les deux tests statistiques Z_1 et Z_2 sont significatifs, il faut rejeter le modèle aléatoire et suggérer la présence de corrélation dans les séries de prix. Les indices Dow Jones, FTSE 100 et NASDAQ y font partie de 2007 à 2010. Soulignons que S&P 500 est le seul à rejeter l'hypothèse nulle à travers les deux périodes visées.

Enfin, nous avons employé le test de Wright (2000), un test basé sur les rangs et les signes. La possibilité d'éviter les tests paramétriques et des meilleures propriétés que le test du ratio de variance traditionnelle fait de lui un test attrayant. Les résultats du test sont en faveur de l'hypothèse d'efficience au sens faible. En effet, l'indice Hang Seng, par exemple, n'avait aucune valeur significative de 2003 à 2010. Dans d'autres cas, les statistiques R_1 et R_2 ont été significatives et proposait le rejet de l'hypothèse nulle. Cependant, ces statistiques n'étaient pas robustes face à l'hétéroscédasticité, afin d'y corriger nous devons tenir compte des résultats de S_1 . Le DAX de 2003 à 2006 en est un exemple; la statistique S_1 n'a pu réfuter la présence de la marche aléatoire. Comme le test du ratio traditionnel, l'explication du rejet se retrouve derrière la variance variable à travers le temps sous R_1 et R_2 . Soulignons que le test a rejeté l'efficience du S&P 500 de 2003 à 2010 aussi.

En conclusion, dans l'ensemble du travail, nous ne pouvons pas rejeter la théorie sur l'efficience du marché au sens faible. En effet, l'analyse de huit indices boursiers importants sur les marchés financiers a démontré majoritairement que ceux-ci sont efficaces au sens faible et suivent une marche aléatoire. Étonnamment, c'est en Asie que l'efficience est à son apogée durant et avant la crise avec les indices Hang Seng de la Chine et le Nikkei 225 du Japon. Le S&P 500 est le moins efficace de tous durant les années observées. Sans surprise,

la volatilité a été plus forte durant la période de crise entraînant un plus grand nombre de valeurs critiques à travers les tests.

Les résultats ont démontré qu'en utilisant des outils plus récents, nous obtenons de meilleurs résultats pour une meilleure analyse. L'utilisation du ratio de variance de Wright (2000) par rapport au ratio traditionnel, par exemple, a permis de rejeter à tous les niveaux de q pour certain indice selon le test statistique, alors qu'on rejetait pour un certain niveau de q avec la version traditionnelle. Ce qui amène une certaine ambiguïté dans l'analyse du test traditionnel et cela va dans le même sens que ce qu'a trouvé Wright (2000) dans ses recherches. Les résultats obtenus démontrent bien une certaine cohérence avec la littérature. La grande surprise a été le rejet d'efficience du S&P 500 sur toute la période d'étude; néanmoins, les tests ont démontré un rejet faible. Ce travail a donc permis d'intégrer des outils traditionnels et modernes dans l'analyse de l'efficience des marchés financiers lors de la crise financière sur une période de 2007 à 2010 et d'en comparer avec celle de 2003 à 2006. Le débat sur l'hypothèse d'efficience des marchés remonte depuis son introduction et plusieurs travaux empiriques se sont déroulés, mais aucun n'a utilisé une méthodologie semblable appliquée à la récente crise financière de 2007 selon notre connaissance.

Il n'y a pas de doute, l'hypothèse de l'efficience du marché n'est pas parfaite, mais demeure jusqu'à présent une hypothèse incontournable. Il ne faut pas oublier que la circulation de l'information joue un rôle majeur dans la détermination des prix pour un marché efficient. Qu'arrivera-t-il si cette information est contrôlée ou considérée comme privilégiée? Il n'est pas évident d'y croire que cette théorie détectera les bulles spéculatives, car elle ne peut pas prédire le prix futur en se basant sur les prix passés et présents. Il est primordial de continuer les recherches afin de modéliser le mieux les marchés financiers et leurs interactions. Les plus petits agents économiques peuvent avoir des impacts énormes sur la détermination d'un prix. La crainte de ceux-ci peut-elle expliquer la dernière crise financière? L'aide de l'économie comportementale et la finance comportementale pourra peut-être aider à mieux modéliser cette théorie parfaite tant recherchée. Si nous ne pouvons pas éliminer cette hypothèse d'efficience du marché pour un meilleur modèle, nous pouvons toujours essayer de l'y améliorer.

RÉFÉRENCES

- Acharya, Viral, Thomas Philippon, Matthew Richardson et Nouriel Roubini. 2009. «The Financial Crisis of 2007-2009: Causes and Remedies». *New York University Salomon Center and Wiley Periodicals, Inc*, p. 89-137.
- Al-Khazali, Osamah, David K. Ding et Chong Soo Pyun. 2007. «A new variance test of random walk in emerging markets: a revisit». *Financial review*, septembre, p. 303-317.
- Abedini, Bizhan. 2009. «Weak-form efficiency: stock market in the gulf co-operation council countries». *SCMS Journal of Indian management*, septembre, p. 15-20.
- Ball, Ray. 1995. «The theory of stock market efficiency: accomplishments and limitations». *Journal of applied corporate finance*, printemps, p. 4-17.
- Ball, Ray. 2009. «The global financial crisis and the efficient market hypothesis: what have we learned? ». *Journal of applied corporate finance*, automne, p. 8-19.
- Belaire-Franch, Jorge et Kwaku K. Opong. 2005. «A variance ratio test of the behavior of some FTSE equity indices using ranks and signs». *Review of quantitative finance and accounting* #24, p.93-107.
- Bezemer, Dirk. 2009. «“No one saw this coming”: Understanding financial crisis through accounting model». *MPR paper*, p. 1-51.
- Black, Fischer et Myron Scholes. 1973. « The Pricing of Options and Corporate Liabilities». *The Journal Of Political Economy* vol. 81 no 3, mai - juin, p. 637-654.
- Boettke, Peter J. 2010. «What happened to “efficient market”?». *Independent review*, hiver, p. 363-375.
- Borges, Maria Rosa. 2008. «Efficient Market Hypothesis in European Stock Markets». *Working papers*, avril, p. 1-19.
- Charles, Amélie, et Olivier Darné. 2009. «The random walk hypothesis for Chinese stock markets: Evidence from variance ratio test». *Economic Systems*, 33, p. 117-126.
- Chen, Jeng-Hong. 2008. «Variance ratio tests of random walk hypothesis of the Euro exchange rate». *International Business & Economics Research Journal* vol. 7 no 12, décembre, p. 97-106.

- Diamond, Stephen F., et Jennifer W. Kuan. 2010. «Can Institutional Economics Inform the Efficient Market Hypothesis?». *Working papers*, mars, p. 1-31.
- Dimson, Elroy, et Massoud Mussavian. 2000. «Market efficiency». *The current State of Business Disciplines*, vol. 3, p. 959-970.
- Elango, Rengasamy, et Mohammed Ibrahim Hussein. 2008. «An empirical analysis». *International review of business research papers*, janvier, p. 140-157.
- Fama, Eugene F. 1965. «Random walks in stock market prices». *Financial analysts journal*, septembre-octobre, p.55-59.
- Fama, Eugene F, Lawrence Fisher, Michael C. Jensen et Richard Roll. 1969. «The Adjustment of Stock Prices to New Information». *International Economic Review*, vol. 10, no. 1, p. 1-21.
- Fama, Eugene F. 1970. «Efficient capital market: a review of theory and empirical work». *Journal of finance*, mai, p.383-417.
- Fama, Eugene F. 1998. « Market efficiency, long-term returns, and behavioural finance». *Journal of Financial Economics*, vol. 49 no. 2, p. 283-306.
- Granger, C. W. J.. 1970. «What the Random Walk Model Does Not Say». *Financial Analysts Journal*, vol. 26 no. 3, p. 91-93.
- Hung, Jui-Cheng., Yen-Hsien Lee et Tung-Yueh Pai. 2009. «Examining market efficiency for large- and small-capitalization of TOPIX and FTSE stock indices». *Applied financial economics*, p. 735-744.
- Islam, Sardar M.N., Sethaphong Watanapalachaikul et Colin Clark. 2005. «Are emerging financial markets efficient? Some evidence from the model of the Thai stock market». *Working paper*, mai, p. 1-16.
- Jensen, M. 1967. «Random Walks: Reality or Myth: Comment». *Financial Analysts Journal*, nov,- dec., vol. 23, p. 77-85.
- Jensen, M. 1978. «Some anomalous Evidence regarding market efficiency». *Journal of financial economics*, vol. 6, p. 95-101.
- Law, Cheung-Kwok. 1982. «A test of the efficient market hypothesis with respect to the recent behavior of the Hong Kong stock market». *The developing economic*, mars, p. 61-72.
- Liu, C.Y., et He J.. 1991. «A Variance Ratio Test of Random Walks in Foreign Exchange Rates». *Journal of Finance*, 46, p. 777-785.

- Ljung, G.M., et G.E.P. Box. 1978. «On a measure of lack of fit in time series models». *Biometrika*, 65, 2, p. 297-303.
- Lo, Andrew, et Craig MacKinlay. 1988. «Stock market prices do not follow random walks: evidence from a simple specification test». *Review of financial studies*, printemps, p. 41-66.
- Lock, Dat Bue. 2007. «The Taiwan stock market does follow a random walk». *Economics Bulletin*, vol. 7, no. 3, p. 1-8.
- Malkiel, Burton G.. 2003. «The Efficient Market Hypothesis and Its Critics». *CEPS working papers*, avril, p. 1-47.
- Malkiel, Burton G.. 2005. «Reflections on the Efficient Market Hypothesis: 30 Years Later». *The Financial Review*, 40, p. 1-9.
- Otto, Sasha. 2010. «Does the London Metal Exchange Follow A Random Walk? Evidence from the Predictability of Futures Prices». *The Open Economics Journal*, 3, p. 25-42.
- Pesaran, Hashem. 2005. «Market Efficiency Today». *IEPR working paper 05.41*, décembre, p. 1-14.
- Samuelson, Paul. 1965. «Proof the properly anticipated prices fluctuate randomly». *Industrial Management Review*, 6:2, printemps, p. 41-50.
- Shiller, Robert J. 1980. «The Use of Volatility Measures in Assessing Market Efficiency». *The Journal of Finance*, vol. 36 no. 2, p. 291-304.
- Shiller, Robert J. 1989. *Market volatility*. Cambridge, Mass. MIT Press, p. 21.
- Shiller, Robert J. 2001. *Irrational exuberance*. New York : Broadway Books, 319p.
- Shiller, Robert J. 2003. «From Efficient Markets Theory to Behavioral Finance». *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 17, p. 83-104.
- Smith, Graham, et Hyun-Jung Ryoo. 2003. «Variance ratio tests of the random walk hypothesis for European emerging stock markets». *The European Journal of Finance*, 9, p. 290-300.
- Staman, Meir, et Glenn Klimek. 2010. «Efficient market in crisis». *Working paper*.
- Summers, Lawrence H. 1985. «Does the Stock Market Rationally Reflect Fundamental Values?». *The Journal of Finance*, vol. 41 no. 3, décembre, p. 591-601.

- Szafarz, Ariane. 2010. «How Did Financial-Crisis-Based Criticisms of Market Efficiency Get It So Wrong? ». *Working papers*, janvier, p. 1-26.
- Timmermann, Allan, et Clive W.J. Granger. 2004. «Efficient market hypothesis and forecasting». *Internationnal Journal of Forecasting*, 20, p. 15-27.
- Wright, Jonathan H.. 2000. «Alternative variance-ratio tests using ranks and signs». *Journal of business & economic statistics*, janvier, p. 1-9.
- Zhang, Bing, et Li Xindan. 2008. «A variance ratio test of the behavior of Chinese stock indices». *Applied Economics Letters*, 15, p. 567-571.