

## ANALYSE DE L'EVOLUTION DE L'EFFICIENCE DU MARCHE DES ACTIONS DE SHANGHAI:APPLICATION DU MODELE GARCH-M(1,1) ET TESTS DE RATIO DE VARIANCE

Guebli Zoheir

Université d'Alger 3

zoheirGUEBLI.ualger@yahoo.fr

**Résumé:**

Cette étude se fonde sur les tests de ratio de variance simples et multiples, et du modèle GARCH-M(1,1) pour réexaminer la forme faible de l'hypothèse de marché efficient (HME) sur les actions A et B dans le marché boursier de Shanghai. L'étude divise la période en quatre sous-période se chevauchent entre elles, dans le but de capturer une tendance ou un écart vers la forme faible de l'efficience dans leurs évolutions. Les résultats montrent un rejet de la forme faible de l'efficience pour les actions-A et actions-B et sont très sensibles aux chocs passés.

**Abstract:**

This study is based on single and multiple variance ratio tests, and GARCH-M (1,1) model to revisit the weak form of the efficient market hypothesis (EMH) on A and B shares on the Shanghai exchanges in Chinese stock market. The study divides the period into four sub-period overlapping between them in order to capture a tendency or a departure toward the weak form of efficiency in their evolutions. The results show a rejection of the weak form of efficiency for A-shares and B-shares and are very sensitive to the past shocks.

## 1. Introduction

La Chine est une puissance économique mondiale redoutable, cette économie émergente maintient son taux de croissance le plus élevé dans le monde, il se situe entre 6 % et 13 % au cours de la période 2003 à 2014. Relativement nouveau, le marché boursier en Chine a grandi rapidement côte à côte à sa croissance économique ces dernières années, il représente actuellement le deuxième plus grand marché boursier asiatique après celui du Japon. Il joue un rôle de plus en plus actif dans la croissance économique de la Chine, avec une plus grande diversité des institutions cotées. En termes d'activité du marché, le marché boursier de la Chine est tristement célèbre pour son taux élevé de chiffre d'affaires dont la Chine occupe la 10<sup>e</sup> place mondiale. Ce taux de chiffre d'affaires est important pour un marché qui n'est âgé pas plus de 25 ans. En outre, les investisseurs individuels comprennent une grande partie des participants du marché, qui est actuellement d'environ 60 millions de personnes.

Bien que ses marchés boursiers soient petits par rapport à l'économie globale (le ratio du taux de capitalisation boursière au PIB est minime, par contre l'encours obligataire au PIB est plus élevé) et de nombreux problèmes structurels et institutionnels demeurent. Le marché est unique et complexe à cause de la segmentation de ses actions en actions-A et actions-B. La propriété des actions-A, qui sont libellées en renminbi chinois, est limitée aux investisseurs nationaux, tandis que les actions-B, qui se négocient en \$ US à Shanghai et à Shenzhen en \$ HK, ont toujours été préservées aux investisseurs étrangers. La participation du gouvernement est disproportionnée dans ses marchés d'actions, qui favorise les entreprises publiques (SOE), et la majorité des actions ne sont pas échangeables. De même, le marché chinois souffre d'un système financier qui connaît un changement structurel, lourdement réglementé et presque exclusivement dominé par la banque. Les marchés chinois (Shanghai et Shenzhen) sont connus par leur volatilité. Cette dernière conduirait les investisseurs avertis au risque à exiger une prime de risque plus élevée, la création d'un coût plus élevé du capital, ce qui entrave l'investissement et ralentit le développement économique. Enfin le CSRC (China Securities Regulatory Commission) annonça la libération des restrictions d'investissement sur le marché des actions-B, qui permet aux résidents nationaux de négocier aux marchés des actions-B.

Les autorités chinoises ont pris un train de mesures réglementaires et qui pourraient avoir un impact, d'une façon ou d'une autre, sur l'efficacité du marché financier chinois. Parmi ces mesures nous pouvons citer les suivantes :

- Privatisation et restructuration des SOE,
- Elargissement de la structure de taux d'intérêt dans leurs échéances,
- Changement de la politique de change basée jusqu'alors sur le régime de taux de change fixe par rapport au dollar.

D'après Fama (1970) l'efficacité informationnelle, est en fonction de la nature de l'information qui est incorporée dans les prix. Si l'information contenue dans seulement tous les prix passés est reflétée dans le prix actuel, cela ne permet pas de prédire les cours futurs, le marché est dit marché efficace de la forme faible. Le marché est considéré comme ayant la forme semi-forte de l'efficacité; lorsque le prix actuel reflète l'information contenue des prix passés ainsi que l'information publique et lorsqu'il n'existe pas d'approche qui peut prédire l'utilisation de cette information. Le marché est dit avoir la forme forte de l'efficacité, lorsque le prix actuel reflète toutes les informations publiques, privées ainsi que des informations contenues dans les prix passés.

L'hypothèse de l'efficacité des marchés (HEM), prévoit que le niveau d'efficacité du marché reste inchangé tout au long de la période d'estimation. Ce qui n'est pas généralement le cas, puisque les marchés financiers et précisément les marchés émergents subissent à une dynamique instable dans leurs évolutions. De ce point de vue, Lo (2004, 2005) propose l'hypothèse adaptative des marchés (HAM), qu'est une version nouvelle de l'HEM dérivée de principes évolutionnistes, mais surtout comme un

compromis entre l'hypothèse de l'efficacité des marchés et la finance comportementale. L'HAM implique une dynamique plus complexe du marché, comme des cycles, des tendances, des bulles, des crashes, des manies et d'autres phénomènes qui arrivent souvent dans les marchés financiers. Lim et Brooks (2011) ont classé les nouvelles études basées sur le cadre de la forme faible de l'efficacité du marché variée dans le temps en trois catégories, à savoir l'analyse des sous périodes non-chevauchées (voir Füss, 2005; Laopodis, 2004; Jain, 2005; Hoque & al., 2007; Kim & Shamsuddin, 2008; Lu & al., 2007; Fifield & Jetty, 2008; Hung, 2009), les modèles à paramètres variables dans le temps (voir Ito & Sugiyama, 2009; Schotman & Zalewska, 2006; Jefferis & Smith, 2004, 2005; Li, 2003; Maghyreh, 2005; et Pierdzioch & Schertler, 2007) et la fenêtre d'estimation roulante (Tabak, 2003; Kim & Shamsuddin, 2008; Hung, 2009; Phengpis, 2006; Lim, 2007; Todea & Zoicas-lenciu, 2008; Degiannakis et al., 2008; Alagidede & Panagiotidis, 2009a; Costa & Vasconcelos, 2003; Cajueiro & Tabak, 2004, 2005d, 2006, 2008; Zunino & al., 2007).

Cette étude se concentre sur les tests de la forme faible de l'efficacité évolutionniste pour les données journalières des rendements des indices du marché boursier de Shanghai (actions-A et actions-B), basée sur l'analyse des sous-périodes pour des échantillons chevauchés, pour laquelle en faisant varier la période au cours de laquelle l'évaluation est effectuée. Le modèle GARCH-M est utilisé, afin d'étudier l'influence de la modification de la réglementation et des anomalies sur l'efficacité du marché de boursier de Shanghai depuis sa création jusqu'à ce jour.

Le reste de cet article est organisé de la manière suivante: la deuxième section présente une revue de la littérature relative aux études antérieures faites sur le marché chinois; la troisième section expose une brève introduction sur ce marché; quant à la section quatre, elle examine les données et la méthodologie utilisée dans l'étude; la section cinq sera consacrée à l'interprétation des résultats et aux discussions; enfin la section six propose une conclusion permettant de revenir sur les constats primordiaux de cette étude.

## 2. Une brève introduction du marché boursier chinois

En 1978, la Chine a entamé ses réformes économiques dans la perspective d'achever la transition vers l'économie de marché et, notamment, l'ouverture de son économie au reste du monde.

À la fin des années 1980, la Chine a donné plus d'attention à l'amélioration de son système financier pour soutenir un processus économique réussi. Dans cette dynamique de réformes de ce système font apparaître les marchés boursiers segmentés de Shanghai (SSE) au début des années 1990 et la bourse de Shenzhen (SZSE) en 1991, avec plus de 1300 entreprises inscrites (Chan & al., 2007), pour combler le manque de capitaux qu'avaient les autorités chinoises en matière de financement de ces entreprises publiques et pour attirer des flux de capitaux internationaux.

Chaque bourse négocie deux types d'actions, appelées actions-A et actions-B. Les actions-A sont libellées en RMB (renminbi, monnaie chinoise locale), qui sont négociées seulement par les individus et personnes morales chinoises. Les actions-B négociées dans la bourse de Shanghai sont réglées en dollars américains et ceux négociés dans la bourse de Shenzhen sont réglés en dollars de Hong Kong (Hung, 2009; Fifield & Jetty, 2008). Les investisseurs des actions-B sont généralement de Hong Kong, Macao, Taïwan et d'autres pays étrangers. Cependant, le volume moyen négocié dans la Classe A est approximativement 40 fois le volume moyen négocié dans la Classe B, donc la classe des actions A devraient être plus de liquide.

La crise asiatique de 1997-1998, la crise mondiale de 2007-2009, les scandales financiers, la préférence manifeste des autorités pour le financement bancaire, ce qui fait de la Chine une économie très dépendante du secteur bancaire, et l'éclatement de la bulle de 2001, qu'a causée la chute libre des indices, suite à une vente de la part des

autorités chinoise d'une partie de leur portefeuille pour financer le projet de Fonds national de Sécurité sociale (Yanitch&Cabrillac, 2004).

L'année 2001a vu aussi l'annonce du gouvernement à la libéralisation des restrictions d'investissement qui permet aux résidents nationaux de négocier sur les marchés des actions-B. Les dix premières années de leur existence, les deux marchés boursiers, se caractérisent par une très forte volatilité des cours, en raison des activités de spéculation, une réglementation imparfaite, problème de liquidités, et mauvaises allocations des fonds. Enfin un autre problème majeur qui donne le contrôle total aux autorités chinoises sur les marchés est le système des actions non échangeables des entreprises publiques (SOE) cotées. En outre, seulement un tiers des actions émises sont négociables et que le reste des actions sont détenues par l'État et de ses institutions.

Comme un marché émergent, les bourses de Shanghai et Shenzhen ont connu des réformes importantes au cours des vingt dernières années. L'une des réformes les plus importantes il s'agit de la limite des cours qui a été appliquée en décembre 1996. Avant la réforme, les cours des actions pourraient fluctuer à n'importe quelle ampleur et ont été facilement conduite par certains investisseurs institutionnels. Après la réforme, la gamme de variation du cours de l'action lors d'une journée ouvrable a été limitée à pas plus de 10% et certaines actions traitées particulières de 5% (Wang & *a.*, 2009). Suivi par une réforme bancaire en 2004, vu par l'étendue de la structure de taux d'intérêt dans leurs échéances, et élargissement de la marge de flottante des taux sur les prêts pour les institutions financières pour plusieurs fois (avant les réformes les taux d'intérêt ont été fixés à des niveaux faibles et ajustés périodiquement). Le taux de change de la Chine n'est plus fixé sur le dollar, mais est mis sur l'ajustement d'un régime de taux de change arrimé depuis 2005 (Los & Yu, 2008). D'autres réformes comprennent la déréglementation des taux d'intérêt sur les devises, l'introduction d'un marché interbancaire et le développement des instruments de politique monétaire, à savoir, le système de réserves obligatoires, opérations réescompte, et les opérations d'open market (Groenewold & *a.*, 2008).

### 3. Revue de littératures

Laurence *et al.* (1997) et Liu *et al.* (1997) sont les premiers à avoir étudié la forme faible de l'efficacité du marché chinois. Laurence *et al.* (1997) ont utilisé des tests de corrélation sérielle sur le marché de Shanghai, ils ont conclu que le marché des actions-A est efficient, par contre le marché des actions-B ne l'est pas. De leur côté, Liu *et al.* (1997) ont trouvé que ces marchés sont efficaces, comme ils ont constaté une cointégration et causalité bidirectionnelle entre ces deux indices. Dans cette revue, une brève citation est donnée aux quelques variantes études faites sur les marchés financiers chinois, qui ont suivi les deux premières études. Cette description est divisée sur deux angles, avec une certaine particularité donnée aux études appliquant la classe des modèles GARCH.

La première catégorie des études sur l'efficacité informationnelle des marchés est basée sur la définition donnée par Fama (1970) sur l'hypothèse de l'efficacité des marchés, qui prétend un niveau d'efficacité non variant sur toute la période étudiée. Long, Payne, et Feng (1999) ont étudié l'impact de la transmission de l'information sur l'efficacité du marché et la relation prix-volume dans la classe A et B des actions cotées en Bourse de Shanghai. Ils ont trouvé une plus grande efficacité et des relations prix-volume plus faibles dans le marché des actions-B, qui est inférieur par rapport à ceux du marché des actions-A. Groenewold, Tang et Wu, (2003) ont examiné l'efficacité faible du marché et le rôle des banques dans les deux marchés boursiers de Shanghai et Shenzhen sur la base des sept indices. Ils ont trouvé un écart par rapport à l'efficacité en forme faible surtout pour les actions-B dans les deux marchés, comme ils ont constaté que l'efficacité tend à être affectée lorsque les banques ont été exclues. Fildes et Jetty (2008) ont examiné l'efficacité des marchés chinois sur les actions A et les actions B

après la déréglementation du marché des actions B qui a élargi la propriété pour inclure les investisseurs nationaux. Pour ce faire, ils ont appliqué des tests de ratio de variance paramétriques et non paramétriques. Ils ont constaté que les actions A sont plus efficaces que les actions B, bien que l'efficacité de ces deux marchés soit améliorée suite à la modification de la réglementation et que les marchés boursiers chinois sont caractérisés par l'asymétrie d'information. Chen, Cai et Ho (2009) ont utilisé l'écart de cotation pour évaluer l'efficacité informationnelle dans la Bourse de Shanghai. Ils ont montré que les diffusions sont extrêmement élevées à l'ouverture, diminuées au cours de négociation quotidienne et l'expérience d'un petit rebond à la clôture. La diffusion diminue avec le volume d'action, transactions quotidiennes, et la capitalisation boursière, mais augmente avec la taille moyenne d'une transaction.

La deuxième catégorie des études adoptent une approche entre l'HEM et la finance comportementale, d'après Lo (2004) propose l'hypothèse adaptative des marchés (HAM), cette hypothèse suggère que l'efficacité du marché peut varier de façon continue dans le temps et à travers les marchés (Lim & Brooks, 2011). En utilisant le traitement du signal avancé sur les deux marchés boursiers de Shanghai et de Shenzhen, Los et Yu (2008) ont identifié un manque d'ergodicité, stationnarité, indépendance et un degré de persistance avant et après les divers dérèglements et dérégulations. Ces problèmes sont attribués aux interventions initiales dans ces marchés boursiers par le gouvernement chinois en imposant diverses limites de changement des prix quotidiens, et aux changements dans les styles de négociation, après que le gouvernement chinois a laissé ces marchés d'actions à développer par eux-mêmes. Charles et Darné (2009) ont voulu examiner l'hypothèse de marche aléatoire pour les bourses de Shanghai et de Shenzhen pour les deux actions A et B. Pour ce faire, ils ont utilisé les tests de rapport variances multiples de Whang Kimsous et les tests de bootstrap de kim, ainsi que le multiple test de Chow Denning. Leurs résultats indiquent que la catégorie des actions-A semblent plus efficaces, par contre, les actions-B ne le sont pas. En appliquant les tests de ratio de variance simples et multiples, sur les actions A et B de Shanghai et Shenzhen dans le marché boursier chinois, Hung (2009) réexamina la forme faible de l'hypothèse de marché efficace, et étudia l'influence de la libération de restriction d'investissement des marchés des actions B sur l'efficacité du marché. Il trouva que l'HEM sous sa forme faible est acceptée uniquement pour les actions-A de Shanghai mais pas pour les autres. Leurs résultats révèlent que l'efficacité de la bourse de Shanghai est grandement améliorée basés sur les exposants d'Hurst variant dans le temps, Lin, Fei et Wang (2011) ont utilisé des données à haute fréquence intra journalières (1 min) de l'indice composite de la Bourse de Shanghai (SSE). De même, ils ont examiné la structure de la volatilité réalisée, et de constater que la méthode de multifractal détendancée analyse des fluctuations (MF-DFA), qui peut être utilisée pour détecter l'évolution d'efficacité du marché. Différemment aux études antérieures, Chong, Lam et Yan (2012) ont évalué la rentabilité des prévisions du modèle autorégressif à seuil (SETAR), et de le comparer avec la classe des modèles linéaires (AR) classique. Dont ils ont examiné directement la rentabilité des différentes règles de négociation. L'analyse du sous-échantillon montre que des rendements positifs se concentrent principalement dans la période de réforme pré-SOE, ce qui suggère que le marché boursier de la Chine est devenu plus efficace après la réforme. Gu, Shao, et Wang (2013) ont étudié la dynamique de la relation entre les deux indices pour la bourse de Shanghai, employant la technique de fenêtre roulement. En utilisant le coefficient de corrélation croisée DCCA, ils ont constaté que, pour la bourse de Shanghai, l'augmentation du degré de multi fractalité de marché peut conduire à un degré d'efficacité plus faible du marché avant les réformes de la division de fonds propres, alors il peut en résulter un moindre degré d'efficacité du marché à court terme et un degré plus élevé de l'efficacité du marché à long terme après les réformes.

Peu d'études qui ont étudié l'efficacité du marché chinois en se basant sur la classe des modèles GARCH. Wang, Liu, et Gu (2009) ont divisé la série entière de marché boursier Shenzhen dans deux sous séries à la base du critère de la date de la réforme et leurs comportements d'échelle sont examinés en utilisant l'analyse de fluctuation détendancée multifractale (MFDFA). Ils ont constaté que le marché boursier de Shenzhen a été de plus en plus efficient en analysant le changement de l'exposant d'Hurst, ils ont aussi montré que les séries de volatilités restent encore sensiblement dépendantes à long terme et la multifactalité indique que certains modèles classiques tels que GARCH et EGARCH ne peuvent pas être utilisés pour prévoir les volatilités de marché boursier de Shenzhen. Kang, Jiang, Lee, et Yoon (2010) ont examiné les effets météorologiques sur les rendements ainsi que la volatilité dans la bourse de Shanghai pour les deux types d'actions A et B, afin d'analyser l'influence de l'ouverture du marché des actions B pour les investisseurs nationaux. Pour ce faire ils ont utilisé les moyennes mobiles de 21 jours et de 31 jours. Leurs résultats montrent un effet météorologique sur les rendements des actions-A, mais cet effet n'existe pas sur les rendements des actions-B et que cet effet est fort sur ces derniers durant la période post-ouverture des actions-B aux investisseurs locaux. Comme ils ont trouvé que l'effet météorologique a une forte influence sur la volatilité des rendements des actions A et B, par le biais des modèles GARCH. Dans leurs études sur l'efficacité informationnelle sur les marchés des actions du Brésil, la Russie, l'Inde et la Chine (BRIC), Mobarek, et Fiorante (2014) indiquent que les résultats de la dernière sous période, y compris la crise des crédits immobiliers, soutiennent la croyance que ces marchés peuvent s'être approchés d'un état d'être impartialement de la forme faible de l'efficacité.

#### 4. Méthodologie et données

Cette étude s'étend sur deux volets, le premier volet applique des tests de ratio de variance (VR) simple de Lo et MacKinlay (1988) et de ratio de variance multiple (MVR) de Chow et Denning (1993) pour évaluer la forme faible de l'efficacité du marché de Shanghai. Le deuxième volet utilise le modèle GARCH-M(1,1) (Generalized Autoregressive Conditionally Heteroskedastic in Mean) de Engle, Lilien et Robins (1987). Le modèle ARCH-M est souvent utilisé dans des applications financières où le rendement attendu d'un actif est lié au risque des actifs attendus. Le coefficient estimé sur le risque attendu est une mesure du compromis risque-rendement. Le modèle GARCH-M est une extension du modèle de Engle (1982) et du modèle GARCH de Bollerslev (1986).

##### 4.1 Tests de ratio de variance

Supposant une série chronologique  $Y_t$  qui satisfait la relation suivante:

$$Y_t = \mu + Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Lo et MacKinlay (1988) élaborent deux statistiques de tests pour les propriétés de marche aléatoire qui sont applicables selon les différents ensembles de suppositions d'hypothèses sur  $\varepsilon_t$ . D'abord, Lo et MacKinlay font la supposition forte que les  $\varepsilon_t$  (RW1) sont i.i.d. Gaussien avec une variance  $\sigma^2$ . Ils l'ont nommé hypothèse de marche aléatoire homoscédastique. Alternativement, Lo et MacKinlay décrivent l'hypothèse de marche aléatoire hétéroscédastique (RW3) où la supposition de i.i.d. est affaiblie et tient compte des formes assez générales de l'hétéroscédasticité conditionnelle et de la dépendance. La variance de la différence de q-ième doit être égal à q fois la variance des premières différences, si le modèle de marche aléatoire décrit le processus qui génère le cours des actions, une q-ième de la variance de  $Y_t - Y_{t-q}$  devrait être égale à la variance de  $Y_t - Y_{t-1}$ .

On peut définir des estimateurs de la moyenne de la première différence et de la variance mesurée de différence de q-ième:

$$\hat{\mu} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t - Y_{t-1}), \quad \hat{\sigma}^2(q) = \frac{1}{Tq} \sum_{t=1}^T (Y_t - Y_{t-q} - q\hat{\mu})^2. \quad (2)$$

Où q est un entier positif quelconque, et le ratio de variance correspondant

$$VR(q) = \frac{\hat{\sigma}^2(q)}{\hat{\sigma}^2(1)} = \frac{Var(Y_t - Y_{t-q})}{qVar(Y_t - Y_{t-1})} \quad (3)$$

Lo et MacKinlay montrent que la statistique z du ratio de la variance égale:

$$z(q) = (VR(q) - 1) \cdot (\hat{\sigma}^2(q))^{-1/2} \sim N(0,1) \quad (4)$$

Sous l'hypothèse de marche aléatoire homoscédastique nous avons:

$$\hat{\sigma}^2(q) = \frac{2(2q - 1)(q - 1)}{3qT}$$

tandis que Sous l'hypothèse de marche aléatoire hétéroscédastique, on utilise statistique  $z^*$  du ratio de la variance:

$$z^*(q) = (VR(q) - 1) \cdot (\hat{\sigma}^{2*}(q))^{-1/2} \quad (5)$$

l'estimateur de Kernel est utilisé

$$\hat{\sigma}^{2*}(q) = \sum_{j=1}^{q-1} \left( \frac{2(q-j)}{q} \right)^2 \cdot \hat{\delta}_j$$

D'où:

$$\hat{\delta}_j = \frac{\sum_{t=j+1}^T (y_{t-j} - \hat{\mu})^2 (y_t - \hat{\mu})^2}{\left( \sum_{t=j+1}^T (y_{t-j} - \hat{\mu})^2 \right)^2}$$

Puisque la statistique de ratio de variance ne tient que d'une seule restriction pour chaque différence  $q \geq 1$ , il est commun d'évaluer le statistique à plusieurs valeurs choisies de  $q$ . Chow et Denning (1993) proposent un test statistique qui examine la valeur absolue maximale d'un ensemble de statistiques de ratio de variance multiple. La valeur-p pour la statistique Chow-Denning utilisant  $m$  statistiques de ratio de variance est bornée d'en haut par la probabilité pour la distribution le module maximal Studentisé (SMM) avec le paramètre  $m$  et  $T$  de degrés de liberté.

Une deuxième approche est disponible pour les tests de ratio de variance du i.i.d. nul. Sous cet ensemble d'hypothèses, nous pouvons former la matrice de covariance jointe des statistiques de tests de ratio de variance comme dans Richardson et Smith (1991), et calculer la statistique de Wald standard pour l'hypothèse jointe que toutes les statistiques de ratio  $m$  de variance égale 1 ( $VR(q) = 1, \forall q$ ). Sous l'hypothèse nulle, la statistique de Wald est Chi-Carré asymptotique avec  $m$  degrés de liberté.

Le test de Chow et Denning peut être écrit comme suit:

$$M_{\tau}(q) = VR(q) - 1 = 0$$

les tests de ratio de variances multiples ont plusieurs sous-hypothèses à tester conjointement:

$$H_{0i} : M_{\tau}(q_i) = 0 \quad \text{for } i = 1, 2, \dots, m$$

$$H_{1i} : M_{\tau}(q_i) \neq 0 \quad \text{for } i = 1, 2, \dots, m$$

Le rejet de n'importe quelle sous-hypothèse  $H_{0i}$  mènera au refus d'hypothèse de marche aléatoire. Le test du rapport de variance multiple repose sur l'inégalité suivante:

$$Pr\{\text{Max}(|z(q_1)|, \dots, |z(q_m)|) \leq SMM(\alpha; m; T)\} \geq (1 - \alpha) \quad (6)$$

D'où  $SMM(\alpha; m; T)$  est le point  $\alpha$  supérieur de la distribution SMM de paramètres  $m$  (nombre de ratios variances) et  $T$  (nombres d'observations) degré de liberté. Lorsque le nombre d'observations tend vers l'infini  $T \rightarrow \infty$ ,  $SMM(\alpha; m; \infty) = z_{\alpha^*/2}$ , d'où  $\alpha^* = 1 - (1 - \alpha)^{1/m}$ .

#### 4.2 GARCH-M(1,1) model

Ce type de modèle permet à la variance du terme d'erreur de varier au cours du temps, en contraste avec des régressions classiques qui supposent une variance constante. Le modèle GARCH-M nous permet aussi de tester la présence de la prime de risque dans les marchés boursiers. Le modèle GARCH-M( 1,1 ) des rendements boursiers  $r_{\tau}$  est défini comme suit :

$$r_{\tau} = \theta_0 + \theta_1 r_{\tau-1} + \lambda \sigma_{\tau} + \varepsilon_{\tau} \quad (7)$$

$$\sigma_{\tau}^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{\tau-1}^2 + \beta \sigma_{\tau-1}^2. \quad (8)$$

avec:

$$= \sigma_{\tau} \times v_{\tau}, \quad \varepsilon_{\tau} \sim N(0, \sigma_{\tau}^2), \quad v_{\tau} \sim P_r(0, 1).$$

Dans lequel l'équation moyenne donnée dans (7) est écrite comme une fonction de variables exogènes avec un terme d'erreur. Les paramètres  $\theta_0$  et  $\theta_1$  représentent l'ordonnée à l'origine et la pente de l'équation (7) respectivement, et  $(\theta_0 + \theta_1 r_{\tau-1})$  est la moyenne du modèle GARCH. Le paramètre  $\lambda$  représente la prime de risque (coefficient de la volatilité) pour l'équation moyenne.  $\varepsilon_{\tau}$  est le résidu du modèle à l'instant  $t$ . L'équation (8) représente la variance conditionnelle  $\sigma_{\tau}^2$ , d'où la volatilité des rendements est mesurée par  $\sigma_{\tau}^2$ .  $\beta$  est le paramètre du modèle GARCH,  $\alpha$  est le paramètre du modèle ARCH, la somme  $\alpha + \beta$  représente le degré de persistance de la volatilité.  $P_r$  est la fonction de distribution de probabilité pour  $v_{\tau}$ .

#### 4.3 Données

Les données de l'échantillon de cette étude sont constituées des indices de cours de clôture des actions quotidiennes de Shanghai A et B de janvier 1996 à décembre 2014, provenant de la base des données de Thomson Reuters. Cet échantillon est divisé en sous-échantillons qui se chevauchent entre eux, et de taille de 10 ans pour

chacun d'elles, dans le but d'exprimer et de diagnostiquer l'évolution dans la bourse de Shanghai, et pour étudier les effets des changements des réglementations et des crises financières sur l'efficacité du marché boursier de Shanghai. Les dates du début de chacun des quatre sous-périodes sont séparées d'un intervalle de trois ans.

Les rendements continûment composés sont utilisés dans l'étude et sont calculés sur la base de l'équation:  $r_t = \ln \left( \frac{P_t}{P_{t-1}} \right)$ , d'où  $P_t$  est le prix de clôture de l'indice du

marché boursier à la fin de la journée  $t$ ,  $\ln$  est le logarithme naturel. En outre, le tableau 1 donne une description statistique sur les séries des rendements journaliers pendant toute la période d'étude des deux indices des actions-A et actions-B du marché financier de Shanghai.

Tableau 1. **Statistiques descriptives des rendements des indices quotidiens.**

Indice	Observations	Moyenne	Maximum	Minimum	Ecart type	Skewness	kurtosis	J-B	A-D
période complète: 01:1996-12:2014									
Actions-A	4583	0.00035	0.0948	-0.1044	0.0169	-0.2245	8.0235	4857 <sup>*</sup>	64.8697 <sup>*</sup>
Actions-B	4577	0.00037	0.1218	-0.1308	0.0218	0.1057	7.8722	4535 <sup>*</sup>	110.5455 <sup>*</sup>
Sous-période 1: 01:1996-12:2005									
Actions-A	2403	0.00031	0.0948	-0.1044	0.0169	-0.0594	9.2554	3319 <sup>*</sup>	39.4643 <sup>*</sup>
Actions-B	2412	0.00010	0.1218	-0.1308	0.0232	0.3710	7.5238	2112 <sup>*</sup>	58.2677 <sup>*</sup>
Sous-période 2: 01:1999-12:2008									
Actions-A	2398	0.00024	0.0939	-0.0926	0.0171	0.0434	7.2427	1799 <sup>*</sup>	30.5599 <sup>*</sup>
Actions-B	2406	0.00056	0.0945	-0.1029	0.0245	0.1189	6.5069	1238 <sup>*</sup>	53.2335 <sup>*</sup>
Sous-période 3: 01:2002-12:2011									
Actions-A	2409	0.00015	0.0903	-0.0926	0.0172	-0.1699	6.4603	1213 <sup>*</sup>	23.7550 <sup>*</sup>
Actions-B	2423	0.00009	0.0938	-0.0972	0.0208	-0.1914	7.5770	2130 <sup>*</sup>	51.9874 <sup>*</sup>
Sous-période 4: 01:2005-12:2014									
Actions-A	2409	0.00033	0.0903	-0.0926	0.0166	-0.3225	6.7157	1427 <sup>*</sup>	28.1976 <sup>*</sup>
Actions-B	2416	0.00055	0.0936	-0.0972	0.0199	-0.3028	8.0794	2634 <sup>*</sup>	57.6079 <sup>*</sup>

Le tableau présente les statistiques descriptives: Nombre d'observations, moyenne, valeur minimale maximale, écart type, coefficients d'asymétries, d'aplatissements, test de normalité d'Anderson-Darling et Jarque-Bera, pour les rendements des indices boursiers des actions-A et actions-B du marché financier de Shanghai, pour des données journalières, et pour la période complète allant de janvier 1996- décembre 2014 et de quatre sous-périodes. ( ) l'hypothèse de normalité est rejetée à 5%. J-B est le test de Jarque-Bera. A-D est le test d' Anderson-Darling

Le tableau 1 présente une description statistique pour les rendements journaliers des deux indices des actions-A et actions-B sur la bourse de Shanghai pendant la période complète et les sous-périodes. Les plus grandes valeurs maximales et minimales sont attribuées à la première sous-période ce qui justifie la présence de forte volatilité dans

la première décennie surtout au début de la période de la création de la bourse de Shanghai. Par contre, la dernière sous-période demeure la plus faible en terme de volatilité que ce soit pour les actions-A ou les actions-B sur la base des valeurs maximales et minimales et de l'écart-type. Les actions-B sont plus volatiles que les actions-A sur toutes les périodes étudiées, Ce résultat corrobore avec les conclusions de Fildes et Jetty (2008). En outre, bien qu'il n'y ait pas de grande différence des rendements moyens entre les deux types d'actions A et B sur l'ensemble des périodes étudiées, mais qu'est aussi marqué par des fortes variations des rendements moyens pour les actions-B d'une sous-période à une autre. Les tests de Jarque-Bera et d'Anderson-Darling montrent le rejet de la normalité des rendements à 5% d'erreur sur toutes les périodes. En outre, une forte évidence d'excès de kurtosis a été trouvée pour les deux actions et pour toutes les périodes ce qui indique des distributions de queues grasses et des pics plus nets que la distribution normale.

### 5. Résultats et discussion

Dans cette section, l'hypothèse de la marche aléatoire est étudiée à travers l'application des tests de ratio de variance simple et multiple pour évaluer l'efficacité du marché de Shanghai. Mais tout d'abord un test de Ljung-Box est appliqué pour étudier la corrélation sérielle, puis les tests de ratio de variance simple et multiple et les tests ARCH-LM seront appliqués pour justifier le choix du modèle GARCH. Pour ce faire, le logiciel Eviews 7.2 est utilisé pour obtenir les résultats empiriques.

#### 5.1 Corrélations sérielles

Le tableau 2. indique que les coefficients d'auto-corrélations sont plus importants dans les actions-A que dans les actions-B durant la dernière sous-période 4. Les statistiques de Ljung-Box montrent que les rendements des actions-B sont fortement auto corrélés pour toutes les sous-périodes, ce qui signifie que le marché des actions-B est loin d'être efficace sous la forme faible. Pour ce qui concerne les actions-A, l'hypothèse nulle des auto-corrélations est acceptée jusqu'aux retards 10, 3, 12 et 23 pour les sous-périodes 1, 2, 3 et 4 respectivement, mais au-delà de ces retards l'hypothèse alternative est acceptée. À partir de ces résultats le marché des actions-A semble être plus efficace que le marché des actions-B, même si les marchés des deux actions semblent inefficaces.

Pour confirmer ces résultats, une étude plus approfondie est menée par l'application des tests (simple et multiple) de ratio de variance et modèle GARCH-M(1,1), seront utilisés dans les deux parties suivantes de cette section.

#### 5.2 Tests de ratio de variance

Les résultats présentés dans le tableau 3. montrent que l'hypothèse de marche aléatoire et l'hypothèse d'une martingale sont fortement rejetées que ce soit pour les ratios de la variance simple ou multiples et pour tous les sous-périodes. ce qui impliquerait que le marché de Shanghai souffre d'auto-corrélation et/ou hétéroscédasticité dans la série des rendements dans le cas de marche aléatoire, ou d'une auto-corrélation dans le cas d'une martingale (Worthington and Higgs, 2003). Généralement, les quatre sous-périodes montrent une certaine homogénéité dans leurs résultats, ce qui signifie un statu quo dans l'évolution du marché de Shanghai et qu'aucune amélioration ne peut être observée sur ce dernier et cela malgré une série de réglementations faites par les autorités chinoises au cours de la période d'étude.

Cette constatation peut être appréhendée et expliquée par la présence des crises financières de 1997-1998, 2000-2001 et 2007-2009 dans chacune des sous-périodes, et que les réformes des autorités n'ont pas agi significativement sur le marché.

Tableau 3. Résultats du test de ratio de variance simple et multiple.

q	Actions-A			Actions-B		
	VR(q)	$\varepsilon(q)$	$\varepsilon^{\sim}(q)$	VR(q)	$\varepsilon(q)$	$\varepsilon^{\sim}(q)$
Sous période 1 :01.1996-12.2005						

2	0.5088	-24.06	-11.62	0.5863	-20.30	-11.90
4	0.2479	-19.70	-10.40	0.2839	-18.79	-11.57
8	0.1307	-14.40	-8.43	0.1438	-14.21	-9.34
16	0.0634	-10.42	-6.78	0.0722	-10.34	-7.24
Sous-période 2: 01:1999-12:2008						
2	0.5125	-23.86	-13.41	0.5671	-21.22	-13.11
4	0.2348	-20.02	-12.15	0.2607	-19.77	-12.63
8	0.1257	-14.47	-9.54	0.1387	-14.27	-9.39
16	0.0637	-10.41	-7.32	0.0705	-10.35	-7.57
Sous période 3 :01.2002-12.2011						
2	0.5077	-24.15	-14.12	0.5533	-21.98	-13.04
4	0.2400	-19.93	-12.60	0.2648	-19.34	-12.11
8	0.1277	-14.46	-9.94	0.1392	-14.32	-9.49
16	0.0640	-10.43	-7.62	0.0691	-10.40	-7.17
Sous période 4 :01.2005-12.2014						
2	0.5103	-24.02	-13.51	0.5622	-21.51	-12.17
4	0.2402	-19.92	-12.14	0.2687	-19.20	-11.46
8	0.1273	-14.47	-9.63	0.1397	-14.29	-9.04
16	0.0643	-10.43	-7.37	0.0697	-10.38	-6.82

Les hypothèses nulles de marche aléatoire et de martingale sont rejetées pour toutes les valeurs de  $z(q)$  et  $z^*(q)$  et pour toutes les sous-périodes.

### 5.3 Le modèle GARCH-M(1,1)

En partant de l'idée que les rendements des actifs peuvent être expliqués par leur volatilité, ce qui justifie l'adoption d'un modèle GARCH-M. La simple existence de la prime de risque est donc une autre raison que certains rendements des actions historique présentent des corrélations sérielles. D'après l'annexe A, la série des rendements montrent clairement un regroupement de volatilité, ce qui indique la possibilité d'utiliser les modèles ARCH-GARCH dans la modélisation des rendements. En plus, les valeurs de kurtosis sont largement supérieures à 3.

Tableau 4. Estimation du modèle AR(p)

Actions	AR retenu	AIC	SC	Q-stat(24)	Q <sup>2</sup> -stat(24)	ARCH-LM(24)	kurtosis	J-B
Sous période 1 :01.1996-12.2005								
Actions-A	23	-5.331	-5.317	17.205 (0.509)	606.78 (0.000)	297.20 (0.000)	9.175	3782.62 (0.000)
Actions-B	3	-4.703	-4.698	22.587 (0.425)	1022.5 (0.000)	375.25 (0.000)	7.208	1822.53 (0.000)
Sous-période 2: 01:1999-12:2008								
Actions-A	21	-5.302	-5.285	18.608 (0.352)	571.57 (0.000)	182.59 (0.000)	7.448	1965.37 (0.000)
Actions-B	4	-4.588	-4.581	21.194 (0.447)	833.48 (0.000)	293.31 (0.000)	6.423	1182.40 (0.000)
Sous période 3 :01.2002-12.2011								
Actions-A	15	-5.296	-5.284	22.514 (0.259)	564.31 (0.000)	199.25 (0.000)	6.556	1269.15 (0.000)
Actions-B	18	-4.933	-4.923	18.838 (0.532)	1018.10 (0.000)	337.98 (0.000)	7.325	1880.49 (0.000)
Sous période 4 :01.2005-12.2014								
Actions-A	18	-5.357	-5.342	15.008 (0.661)	768.34 (0.000)	239.01 (0.000)	6.753	1434.63 (0.000)
Actions-B	18	-5.000	-4.993	26.686 (0.182)	1421.20 (0.000)	394.01 (0.000)	7.596	2137.22 (0.000)
période complète: 01:1996-12:2014								

Actions-A	21	-5.329	-5.319	17.325 (0.433)	1263.00 (0.000)	481.73 (0.000)	8.031	4841.16 (0.000)
Actions-B	3	-4.825	-4.521	19.035 (0.583)	2164.40 (0.000)	689.27 (0.000)	7.582	4011.90 (0.000)

( ) Voir l'annexe B pour un détail des modèles autorégressifs estimés retenus. Les P-valeurs sont mis entre ( ). AIC est le critère d'information d'Akaike. SC est le critère de Schwarz. Q-stat(24) et Q<sup>2</sup>-stat(24) sont les statistiques du test de Ljung-Box pour les résidus standardisé et résidus carrés standardisés de l'ordre 24, respectivement. ARCH-LM est la statistique  $T^2$  du test d'hétéroscédasticité à l'ordre 24. Kurtosis est le coefficient d'aplatissement. J-B est le test de normalité de Jarque-Bera.

Pour prouver la présence d'un comportement hétéroscédasticité conditionnelle autorégressive (ARCH) dans les résidus de la régression des rendements, un modèle autorégressif des rendements AR(p) a été estimé pour la période complète et les quatre sous-périodes (comme point de départ, un P=23 ait été choisi pour l'estimation des modèles, les coefficients non significatifs ont été éliminés du modèle par la méthode de balayage). Le choix des modèles retenus est basé sur les deux critères AIC (Akaike Information Criterion) et SC (Schwarz Criterion) et la significativité des coefficients estimés. Les résultats sont présentés dans le tableau 4.

Il est bien clair que pour la période complète et toutes les sous-périodes, le test de Ljung-Box montre aucune valeur significative pour les résidus standardisés des modèles jusqu'au retard 24, ce qui explique l'absence des auto-corrélations dans les résidus des modèles estimés. Mais étant donné les valeurs de chaque résidus standardisés aux carrés à l'ordre 24 et celle du test ARCH-LM montrent des P-valeurs nulle, ceci confirme une hétéroscédasticité conditionnelle autorégressive (ARCH) dans les résidus des régressions dans toutes les périodes étudiées. Cette constatation trouve sa justification dans les valeurs du kurtosis qui montrent un pic supérieur à la valeur 3. De même, le test de Jarque-Bera montre que les résidus sont fortement loin d'être normalement distribués pour la période complète et tous les sous-périodes. Finalement, l'utilisation des modèles GARCH est maintenant justifiée dans la modélisation des rendements des actions-A et actions-B de la bourse de Shanghai.

Le tableau 5. présente les résultats de l'estimation du modèle ARCH-M(1,1) pour les deux types d'actions cotées sur le marché de Shanghai. Commencant premièrement par les résultats de l'estimation de l'équation moyenne, les valeurs des coefficients  $\theta_0$  pour les deux types d'actions A et B ne sont pas significatifs à 5% sauf pour la première sous-période, et à 10% seulement pour celle des actions-B de la deuxième sous-période. En terme de dépendance, tous les coefficients  $\theta_1$  pour les actions-A ne sont pas significatifs dans tous les sous-périodes et aussi dans la période complète. Par contre, les coefficients  $\theta_1$  des actions-B sont tous significatifs à 1% dans toutes les périodes étudiées, mais leurs valeurs semblent être très faibles, et varient entre 0.0971 et 0.1067, indiquant le refus de la forme faible de l'efficiency pour les actions-B. En ce qui concerne le coefficient de la prime de risque, ce dernier n'est significatif dans le cas des actions-A que pour la première sous-période à 5% et la deuxième sous-période à 10% ainsi que pour la période complète ce qui justifiait une prime de risque positive. Pour les actions-B, il est bien clair que le coefficient du risque de prime est significatif avec des valeurs positives, sauf pour la dernière sous-période.

Le coefficient de la prime de risque paraît significatif à 5% pour la première sous période et pour les actions-B dans toutes les périodes sauf la dernière sous-période. Par contre, pour les action-A le coefficient  $\lambda$  ne semble être significatif que pour la première, la deuxième sous-périodes et la période

complète à 5% 10% et 10% respectivement. La simple existence de la prime de risque est donc une autre raison que les rendements des actions historiques présentent des corrélations sérielles.

Deuxièmement, les résultats de l'estimation de l'équation variancemontrant que les effets ARCH et GARCH sont importants pour les deux actions et à toutes les périodes étudiées et que le choc passé influe sur les rendements. La persistance de la volatilité donnée par  $\alpha + \beta$  sont proches de 1 pour les deux types d'actions et pour toutes les périodes, ce qui indique une grande persistance des chocs sur le marché de Shanghai. En outre, la variance moyenne de long terme mesurée par  $VL$  montre que tout aux longues de la période d'étude, les actions-B ont une volatilité moyenne journalière de 3.00% plus supérieur à celle des actions-A de 1.73%, durant la première sous-période, elle était deux fois le double (la volatilité journalière des rendements des actions-B est égale 4.24% mais pour les actions-A était de 2.23%). Cette volatilité n'a pas cessé de se diminuer dans le temps pour les deux actions, mais la volatilité des actions-B reste toujours supérieur à celles des actions-A dans tous les sous-périodes, ce qui laisse dire que le marché de Shanghai devient moins risqué.

Pour la partie résidus du modèle, Les auto-corrélations des résidus des rendements des actions-A dans l'équation moyennesont significatives et différentes de zéro au seuil de 5% pour la période complète et pour tous les sous-périodes, ce qui signifié que les actions-A rejettent l'hypothèse de l'efficience du marché sous la forme faible. Mais les auto-corrélations des résidus des rendements des actions-B ne sont significatives qu'à 10% pour tous les sous-périodes, alors que la période complète signale une auto-corrélation significative à 1%. Par contre les statistiques de  $Q^2$ -stat de Ljung-Box et de ARCH-LM d'ordre 24 pour les résidus standardisés aux carrés montrent une absence d'hétéroscédasticité quoique le coefficient de kurtosis reste supérieur à 3 et que l'hypothèse de normalité est rejeté par le test de Jarque-Bera. Quoique les valeurs de ses deux derniers sont diminuées par apport au modèle AR(p) estimé précédemment.

Les résultats obtenus dans cette étude sont compatibles avec celles de Lee, Chen, et Rui (2001), Lima et Tabak (2004), et Chen et al. (2010). Par contre, les résultats d'autres études sont arrivées à accepter la forme faible de l'efficience Groenewold et al. (2004), Suzanne G.M. b (2004), Fifiolda, Jetty (2008), Lin et al. (2011), Chong (2012), et Mobareka et al. (2014). Entre ces deux groupes de résultats, Hung (2009), et Charles, Darné (2009) ont constaté dans leurs études que seulement les actions-A supportent la forme faible de l'efficience, mais pas pour les actions-B.

Les raisons de ces résultats contradictoires peuvent être dues aux méthodes économétriques utilisées, comme peut se résumer à la déférence des échantillons que ce soit dans leur espace-temps, ou dans leurs tailles.

## 6. Conclusion

Depuis leurs créations, les autorités chinoises n'ont cessé d'augmenter leurs intérêts aux marchés boursiers, d'où elles ont introduit une série de mesures réglementaires sur le fonctionnement de ces marchés. Cet article examine l'efficience informationnelle sous la forme faible pour le marché des actions-A et actions-B de Shanghai, pour évaluer l'efficacité de ces réformes tout au long de la période d'étude choisie.

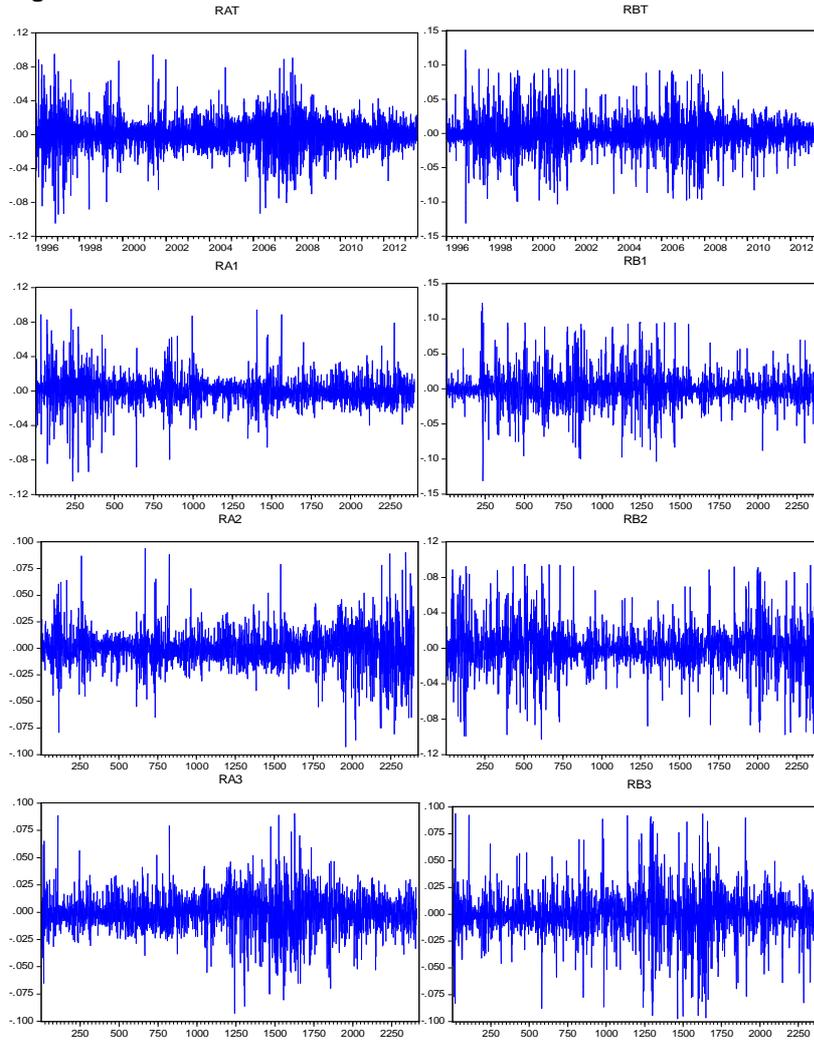
Les de ratio de variance simple et multiple et le modèle GARCH-M(1,1) sont utilisés aux données journalières de janvier 1996 à décembre 2014. Les résultats des tests de ratio de variance et l'estimation du modèle GARCH-M(1,1) révèlent un écart à la forme faible de l'efficience, cela malgré de sérieux efforts dans ce sens. Les raisons peuvent être dues à la multiplicité des crises financières (1997-1998, 2000-2001, 2007-2009) qui ont frappé le marché de Shanghai, ce qui a rendu ces tentatives non utiles.

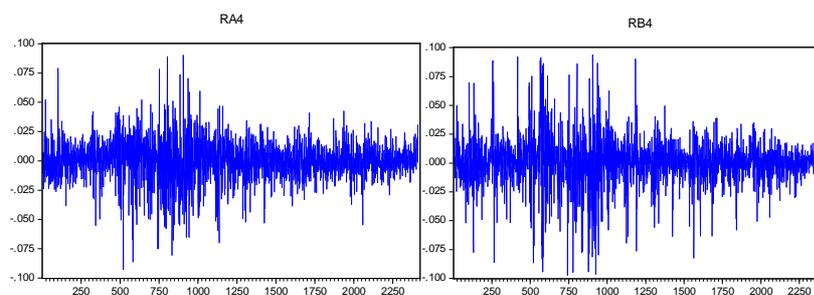
Néanmoins, les résultats de cette étude ont montré l'absence de toute amélioration dans la performance du marché, ce qui a déduit à l'inefficience sous la forme faible du

marché de Shanghai. Bien que le choix des quatre périodes qui se chevauchent entre eux, de longueur de dix ans et sont séparées par un décalage temporel de trois ans entre les dates débute de chaque période, n'a pas permis de détecter certaines progressions dans l'efficacité du marché.

L'effet de la volatilité sur les rendements des actions-A n'est plus significatif durant les deux dernières sous-périodes, mais reste toujours dominante sur la période complète. Mais l'effet de volatilité sur les rendements reste marqué sur la période complète et les sous-périodes sauf la dernière période. En général, la volatilité moyenne journalière c'est réduite dans le temps.

**Annexe A: Les rendements des actions-A et actions-B de la bourse de Shanghai**





—  $\overline{RA1}_t$ : rendement de l'action A pour la période complète.  $\overline{RB1}_t$ : rendement de l'action B pour la période complète.  $RA1$ :rendement de l'action-A pour la première période.  $RB1$ : rendement de l'action-B pour la première période.  $RA2$ : rendement de l'action-A pour la deuxième période.  $RB2$ : rendement de l'action-B pour la deuxième période.  $RA3$ :rendement de l'action-A pour la troisième période.  $RB3$ : rendement de l'action-B pour la troisième période.  $RA4$ : rendement de l'action-A pour la quatrième période.  $RB4$ : rendement de l'action-B pour la quatrième période.

Annexe B: **Estimation de l'équation moyenne autorégressive**

B.1 Estimation des rendements des actions A et B par un modèle AR(p) pour la première sous-période:01.1996-12.2005.

$$\begin{aligned} \overline{RA1}_t = & 0.0589 RA1_{t-3} - 0.0473 RA1_{t-9} + 0.0531 RA1_{t-12} + 0.0527 I \\ & (0.003) (0.020) (0.009) \quad (0.009) \\ & -0.0819 RA1_{t-21} - 0.0464 RA1_{t-23} \\ & (0.000) \quad (0.021) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \overline{RB1}_t = & 0.1379 RB1_{t-1} + 0.0511 RB1_{t-3} \\ & (0.000) \quad (0.011) \end{aligned}$$

B.2 Estimation des rendements des actions A et B par un modèle AR(p) pour la deuxième sous-période:01.1999-12.2008.

$$\begin{aligned} \overline{RA2}_t = & 0.0581 RA2_{t-3} + 0.0558 RA2_{t-4} - 0.0507 RA2_{t-6} + 0.0533 RA2_{t-11} \\ & (0.004) (0.006) (0.013) \quad (0.009) \\ & +0.0439 RA2_{t-12} + 0.0696 RA2_{t-15} - 0.0441 RA2_{t-21} \\ & (0.031) (0.000) \quad (0.032) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \overline{RB2}_t = & 0.1023 RB2_{t-1} + 0.0594 RB2_{t-3} + 0.0559 RB2_{t-4} \\ & (0.000) (0.003) \quad (0.006) \end{aligned}$$

B.3 Estimation des rendements des actions A et B par un modèle AR(p) pour la troisième sous-période:01.1996-12.2005.

$$\overline{RA3}_t = 0.0431 RA3_{t-4} - 0.0506 RA3_{t-6} + 0.0447 RA3_{t-11} + 0.0431 RA3_{t-13}$$

$$(0.033) (0.012) (0.027) \quad (0.033)$$

$$+0.0513 RA3_{t-15}$$

$$(0.011)$$

$$\widehat{RB3}_t = 0.0963 RB3_{t-1} + 0.0481 RB3_{t-7} - 0.0434 RB3_{t-14} + 0.0436 RB3_{t-18}$$

$$(0.000) (0.017) (0.030) \quad (0.029)$$

B.4 Estimation des rendements des actions A et B par un modèle AR(p) pour la quatrième sous-période: 01.1996-12.2005.

$$\widehat{RA4}_t = 0.0462 RA4_{t-4} - 0.0565 RA4_{t-6} + 0.0449 RA4_{t-11} + 0.0488 RA4_{t-13}$$

$$(0.023) (0.005) (0.027) \quad (0.016)$$

$$+0.0559 RA4_{t-15} + 0.0413 RA4_{t-18}$$

$$(0.006) \quad (0.042)$$

$$\widehat{RB4}_t = 0.0998 RB4_{t-1} + 0.0540 RB4_{t-7} - 0.0435 RB4_{t-18}$$

$$(0.00) (0.007) \quad (0.032)$$

B.5 Estimation des rendements des actions A et B par un modèle AR(p) pour la période complète: 01.1996-12.2005.

$$\widehat{RA7}_t = 0.0514 RAT_{t-3} + 0.0379 RAT_{t-4} - 0.0379 RAT_{t-6} + 0.0309 RAT_{t-8}$$

$$(0.000) (0.010) (0.010) \quad (0.035)$$

$$+0.0375 RAT_{t-12} + 0.0593 RAT_{t-15} - 0.0491 RAT_{t-21}$$

$$(0.011) (0.000) \quad (0.000)$$

$$\widehat{RB7}_t = 0.1288 RBT_{t-1} - 0.0344 RBT_{t-2} + 0.0502 RBT_{t-3}$$

$$(0.000) (0.020) \quad (0.000)$$

#### Références

01. Alagidede, P., et Panagiotidis, T. (2009). Modelling stock returns in Africa's emerging equity markets. *International Review of Financial Analysis*, 18, pp. 1–11.
02. Asma Mobareka, Angelo Fiorante, (2014), The prospects of BRIC countries: Testing weak-form market efficiency. *Research in International Business and Finance*, 30, pp. 217–232.
03. Bollerslev, T. (1986). Generalised autoregressive conditional heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, 31, 307–327.
04. Cajueiro, D. O., & Tabak, B. M., (2004). The Hurst exponent over time: testing the assertion that emerging markets are becoming more efficient. *Physica A*, 336, pp. 521–537.
05. Cajueiro, D. O., & Tabak, B. M., (2005). Testing for time-varying long range dependence volatility for emerging markets. *Physica A*, 346, pp. 577–588.

06. Cajueiro, D.O., Tabak, B.M., (2006). The long-range dependence phenomena in asset returns: the Chinese case. *Appl. Econ. Lett.* 13, pp.131–133.
07. Charles, A., Darné, O., (2009a). Variance-ratio tests of random walk: an overview. *Journal of Economic Surveys*, 23, pp. 503–527.
08. Charles, A., Darné, O., (2009b). The random walk hypothesis for Chinese stock markets: Evidence from variance ratio tests. *Economic Systems*, 33, pp. 117–126.
09. Chow, K.V., Denning, K.C., (1993). A simple multiple variance ratio test. *Journal of Econometrics*, 58, 385–401.
10. Cornelis A. Los, et Bing Yu, (2008). Persistence characteristics of the Chinese stock markets, *International Review of Financial Analysis*, 17, pp.64–82.
11. DebasishMajumder, (2014), Asset pricing for inefficient markets: Evidence from China and India. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 54, pp. 282–291.
12. Engle, R. F., (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of UK inflation. *Econometrica*, 50, pp. 987–1008.
13. Engle, R. F., Lilién, D. M. and Robins, R. P., (1987), Estimating Time-varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model, *Econometrica*, 55, pp. 391–408.
14. Fama, E. F., (1970), Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *Journal of Finance*, 25, pp. 383–417.
15. Groenewold, N., Tang, S. H. K., & Wu, Y., (2003), The efficiency of the Chinese stock market and the role of the banks. *Journal of Asian Economics*, 14, pp. 593–609.
16. Groenewold, N., Sam HakKan Tang, Yanrui Wu, (2008), The profitability of regression-based trading rules for the Shanghai stock market. *International Review of Financial Analysis*, 17, pp. 411–430.
17. Hongtao Chen, Chongfeng Wu, (2011), Forecasting volatility in Shanghai and Shenzhen markets based on multifractal analysis. *Physica A*, 390, pp. 2926–2935.
18. Hoque, H.A.A.B., Kim, J.H., Pyun, C.S., (2007), A comparison of variance ratio tests of random walk: a case of Asian emerging stock markets. *International Review of Economics and Finance*, 16, pp. 488–502.
19. Ito, M., Sugiyama, S., (2009), Measuring the degree of time varying market inefficiency. *Economics Letters*, 103, pp. 62–64.
20. Jean-Patrick Yanitch, Bruno Cabrillac, (2004), *Les marchés financiers chinois*, Revue D'économie Financière, Vol. 77, N° 77, pp. 275-297.
21. Jeferis, K., & Smith, G., (2005), The changing efficiency of African Stock Markets. *South African Journal of Economics*, 73(1), pp. 54–67.
22. Jui-Cheng Hung, (2009), Deregulation and liberalization of the Chinese stock market and the improvement of market efficiency. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 49, pp. 843–857.
23. Kam C. Chan, Hung-Gay Fung, et Samanta Thapa, (2007). China financial research: A review and synthesis. *International Review of Economics and Finance*, 16, pp.416–428.
24. Kim, J. H., & Shamsuddin, A., (2008). Are Asian stock markets efficient? Evidence from new multiple variance ratio tests. *Journal of Empirical Finance*, 15(3), pp. 518–532.
25. Kim, E.H. and Singal, V., (2000a), The fear of globalizing capital markets, *Emerging Markets Review*, 1, pp. 183–198.
26. Kim, E.H. and Singal, V., (2000b), Stock market openings: experience of emerging economies. *Journal of Business*, 73, pp. 25–66.
27. Laurence, M., Cai, F., & Qian, S., (1997), Weak-form efficiency and causality tests in Chinese stock markets, *Multinational Financial Journal*, 1, pp.291–307.
28. Li, C. M., (2003), Time-varying informational efficiency in China's A-share and B-share markets. *Journal of Chinese Economics and Business Studies*, 1(1), pp. 33–56.

29. Lim, K. -P., (2007), Ranking market efficiency for stock markets: A nonlinear perspective. *Physica A*, 376, pp. 445–454.
30. Lim, K.-P., Brooks, R., (2011), The evolution of stock market efficiency over time, the empirical literature, *Journal of Economic Surveys*, 25 (1), pp.69–108.
31. Liu, X., Song, H., & Romilly, P., (1997), Are Chinese stock markets efficient? A cointegration and causality analysis, *Applied Economics Letters*, 4, pp.511–515.
32. Lo, A.W., (2004), The adaptive markets hypothesis: market efficiency from an evolutionary perspective, *Journal of Portfolio Management*, 30, pp.15–29.
33. Lo, A.W., (2005), Reconciling efficient markets with behavioral finance: the adaptive markets hypothesis, *Journal of Investment Consulting*, 7 (2), pp. 21–44.
34. Lo, A. W., & Mackinlay, A. C., (1988), Stock market prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test. *Review of Financial Studies*, 1, pp. 41–66.
35. Long, D. M., Payne, J. D., & Feng, C., (1999), Information transmission in the Shanghai equity market. *Journal of Financial Research*, 22, pp. 29–45.
36. Lu, C., Wang, K., Chen, H., & Chong, J., (2007), Integrating A- and B-share markets in China: The effects of regulatory policy changes on market efficiency. *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies*, 1(3), pp. 309–328.
37. RongbaoGu, Yanmin Shao, Qingnan Wang, (2013), Is the efficiency of stock market correlated with multifractality? An evidence from the Shanghai stock market. *Physica A*, 392, pp. 361–370.
38. Sang Hoon Kanga, ChongcheulCheongb, Seong-Min Yoon, (2010), Long memory volatility in Chinese stock markets. *Physica A*, 389, pp.1425–1433.
39. Sang Hoon Kang, Zhuhua Jiang, Yeonjeong Lee, Seong-Min Yoon, (2010), Weather effects on the returns and volatility of the Shanghai stock market. *Physica A*, 389, pp. 91–99.
40. Suzanne G.M. Fifield, Juliana Jetty, (2008), Further evidence on the efficiency of the Chinese stock markets: A note, *Research in International Business and Finance*, 22, pp. 351–361.
41. Tabak, B.M., (2003), The random walk hypothesis and the behaviour of foreign capital portfolio flows: The Brazilian stockmarket case. *Applied Financial Economics*, 13(5), pp. 369–378.
42. Tao Chen, Jun Cai, & Richard Y.K. Ho, (2009). Intraday information efficiency on the Chinese equity market. *China Economic Review*, 20, pp. 527–541.
43. Terence Tai-Leung Chong, Tau-Hing Lam b., & Isabel Kit-Ming Yan, (2012). Is the Chinese stock market really inefficient?. *China Economic Review*, 23, pp. 122–137.
44. WalidAbdmoulah, (2010), Testing the evolving efficiency of Arab stock markets. *International Review of Financial Analysis*, 19, pp. 25–34.
45. Xiaoqiang Lin, FangyuFei, Yudong Wang, (2011), Analysis of the efficiency of the Shanghai stock market: A volatility perspective. *Physica A*, 390, pp. 3486–3495.
46. Xuanjuan Chen, Kenneth A. Kim, Tong Yao, Tong Yu, (2010), On the predictability of Chinese stock returns. *Pacific-Basin Finance Journal*, 18, pp. 403–425.
47. Yudong Wang, Li Liu, RongbaoGu, (2009), Analysis of efficiency for Shenzhen stock market based on multifractal detrended fluctuation analysis, *International Review of Financial Analysis*, 18, pp. 271–276.
48. Zunino, L., Tabak, B. M., Figliola, A., Perez, D. G., Garavaglia, M., & Rosso, O. A., (2008). A multifractal approach for stock market inefficiency. *Physica A*, 387, pp. 6558–6566.