

Le marché des actions de Beyrouth est-il efficient?

Résumé

L'objectif de cette recherche est d'analyser dans quelle mesure le marché des actions du Liban est efficient. Comparativement aux marchés des pays d'Afrique du Nord et à ceux des pays du Golfe, la Bourse de Beyrouth a jusqu'à présent été assez peu analysée, alors que malgré sa petite taille elle présente un intérêt potentiellement stratégique en termes de diversification pour les investisseurs internationaux. Nos résultats indiquent que l'hypothèse de racine unitaire dans les rentabilités quotidiennes est rejetée et qu'il existe une stationnarité dans ce processus. De plus, l'intégration des aléas sur les rentabilités et les volatilités indique qu'un modèle GARCH(1,1) rend le mieux compte du processus d'évolution des cours. Il en découle que l'on peut rejeter l'hypothèse d'efficience faible sur ce marché.

Mots-clés : rentabilité, volatilité, GARCH, Liban, marché des actions

Abstract

The purpose of this study is to examine to what extent the Lebanese stock market is efficient. Compared with the North African and Gulf markets, the Beirut stock exchange has been little analyzed so far, while despite its small size it has a potentially strategic interest in terms of diversification for international investors. Our results indicate that the unit root hypothesis for daily returns is rejected and that this process exhibits stationarity. In addition, the integration of daily errors on returns and volatilities indicates that a GARCH model (1.1) gives the best fitting for the price evolution process. As a result, the weak-form efficiency hypothesis can be rejected for this market.

Keywords : return, volatility, GARCH, Lebanon, stock market

1. Introduction

La littérature académique concernant l'efficience des marchés est foisonnante, mais certaines Bourses ont fait l'objet de moins d'attention que d'autres. C'est le cas du marché des actions de Beyrouth, dont la taille modeste le rend moins visible face à ses voisins du Moyen-Orient (Jordanie, Israël, Palestine) du Golfe (Arabie Saoudite, Emirats Arabes Unis, Bahrein, Koweït, Oman, Qatar) ou d'Afrique du Nord (Egypte, Maroc, Tunisie). Les crises politiques et sociales subies par le Liban depuis plusieurs décennies ont dissuadé nombre d'investisseurs internationaux. Cependant, dans l'optique d'une

diversification de leurs portefeuilles, ceux-ci ont intérêt à connaître au mieux les opportunités offertes par chacun des marchés, tant sur le plan des rentabilités que des risques. En outre, la possibilité d'anticiper les rentabilités futures en cas d'intégration incomplète des informations publiques, et donc l'enregistrement de plus-values supérieures à la moyenne du marché, constituent une motivation de taille pour les actionnaires. C'est pourquoi, en l'absence d'études antérieures à ce propos, nous souhaitons analyser le niveau d'efficience du marché des actions de Beyrouth. Outre son apport théorique et empirique, cette étude possède une portée managériale liée à l'internationalisation, dans la mesure où actuellement la majorité des investisseurs sur le marché de Beyrouth sont des institutions domestiques ou des particuliers libanais.

L'efficience d'un marché implique une intégration totale et rapide des informations disponibles, et donc une évaluation pertinente des titres cotés. Ainsi que l'a détaillé Fama (1969), trois formes d'efficience peuvent caractériser un marché : la forme faible (intégrant les informations liées aux cours passés), la forme semi-forte (incluant en outre les informations financières publiques) et la forme forte (incluant de surcroît les informations financières non publiques). L'étude du niveau d'efficience nécessite de se prononcer d'abord sur l'existence de l'efficience faible, avant d'analyser ensuite l'efficience semi-forte, voire l'efficience forte le cas échéant. Notre recherche porte donc ici sur l'analyse de l'efficience faible sur le marché libanais des actions.

Une telle étude est également intéressante dans le cadre plus large des pays émergents, et permet de positionner le Liban dans ce contexte international. En effet, la plupart des marchés des actions de ces pays présentent une absence d'efficience pour des raisons souvent liées : asymétries informationnelles, manque de liquidité et nombre de sociétés cotées insuffisant pour permettre une bonne diversification des portefeuilles. Parallèlement, les recherches concluant à une efficience faible s'accompagnent d'un rejet de l'efficience semi-forte pour les pays considérés.

La suite de cet article se compose de plusieurs sections. La deuxième est consacrée aux études antérieures relatives à l'efficience sur les marchés émergents. La section 3 présente les spécificités du marché libanais des actions. La section 4 aborde la méthodologie et les données utilisées, et la section 5 expose les principaux résultats. La section 6 présente une discussion des résultats et limites de l'étude avant la conclusion en section 7.

2. L'efficience sur les marchés des actions des pays émergents

2.1. Le cadre théorique

Les premiers tests relatifs à la prévisibilité des rentabilités sur les marchés des actions remontent aux travaux de Bachelier (1900) sur la notion de marche au hasard, mais la formalisation théorique de ce concept fut réalisée bien plus tard avec les travaux de Granger et Morgenstern (1963), Samuelson

(1965) et Fama (1965). Lorsqu'une série de cours boursiers suit une marche au hasard, cela signifie que toute l'information disponible à chaque instant a été incluse dans les cours, et donc que la prévision des cours futurs n'est pas possible à l'aide des cours passés. En effet, les futures variations de prix sont provoquées par l'arrivée de nouvelles informations concernant les sociétés cotées ou leurs secteurs, et ces informations sont par définitions inattendues. La conséquence statistique de la marche au hasard est que les rentabilités sont distribuées de façon indépendante les unes des autres. C'est pourquoi les tests relatifs à l'efficiencia faible, qui suppose l'intégration des informations liées aux cours antérieurs, portent essentiellement sur une éventuelle dépendance sérielle des rentabilités et de leur volatilité. L'existence d'une telle auto-corrélation offrirait la possibilité aux investisseurs d'anticiper les rentabilités à venir et donc d'afficher des gains supérieurs à ceux de la moyenne du marché. Les causes de cette dépendance sérielle des rentabilités peuvent cependant être multiples : une surréaction du marché selon De Long et al. (1990), un manque de rapidité dans la diffusion des informations selon Froot et Perold (1995), ou une surréaction des investisseurs à l'arrivée d'informations nouvelles selon Thaler, De Bond et al. (1985, 1987) ou Lehmann (1990). Dans tous les cas, les investisseurs ont l'opportunité de tirer profit de l'inefficience du marché en mettant en place une stratégie, telle que par exemple celle de l'investissement contraire, qui permet d'enregistrer des rentabilités anormalement positives lors du retour des cours à des valeurs plus raisonnables (Jegadeesh et Titman, 1993).

Si l'on prend en considération l'approche de Jensen (1978), les tests d'efficiencia doivent se focaliser sur l'existence de rentabilités anormales pour les investisseurs (Fama, 1991). Dans cette optique, une absence de marche au hasard pourrait s'accompagner d'une absence de profit supplémentaire pour les investisseurs, en raison de l'importance des coûts de transaction par exemple. Cela atténuerait le verdict d'inefficience puisqu'aucun acteur du marché ne pourrait en recueillir les fruits.

Les tests statistiques usuels de la marche au hasard reposent donc sur l'analyse de l'auto-corrélation des rentabilités, le test de racine unitaire, et le test de ratio de variance (Lo et MacKinlay, 1988). Alors que la plupart des études empiriques ont été réalisées sur les Bourses des pays industrialisés, depuis la décennie 1990 des recherches se sont tournées vers les pays émergents. Ces marchés représentent en effet à la fois des voies de diversification des portefeuilles des investisseurs internationaux et des sources de financement pour les firmes locales. En outre, il est intéressant d'étudier à quel point ces marchés sont proches ou non de la situation m

2.2. Les études sur les marchés émergents

Les résultats des tests concernant les différents niveaux d'efficiencia sur les marchés matures convergent le plus souvent vers une conclusion stipulant l'absence d'efficiencia (Ren et Ren, 2017, ou Frazzini et Pederson, 2014), quelles que soient les méthodes employées. S'agissant des marchés

émergents, les résultats se révèlent plus contrastés, et varient suivant à la fois le stade de développement des marchés et les zones géographiques considérées.

Sur le continent asiatique, les recherches récentes, contrairement à d'autres du siècle dernier, indiquent que le marché de Kuala Lumpur présente une efficacité faible (Chang et al., 1996, Har et al., 2008) et suit une marche au hasard. Concernant le marché chinois, tant à Shanghai qu'à Shenzhen, Chung (2006) et Mookerjee et Yu (1999) observent une absence d'efficacité faible sur la base de tests de racine unitaire, tout comme Ma (2004) avec des tests d'auto-corrélation. Quant au marché taiwanais, il ne présente pas non plus d'efficacité faible, suivant Chang et Ting (2000).

Sur le marché de Singapour Dawson (2006) a conclu à une situation d'efficacité faible. Nguyen, Pham et To (2009) ont quant à eux constaté une absence d'efficacité faible pour les marchés des actions du Vietnam, du Japon et de l'Australie. Le rejet de l'efficacité faible fut le même sur le marché de Hong Kong pour Cheung et Coutts (2001), tout comme Kim et Shamsuddin (2007) sur 8 marchés émergents (Singapour, Malaisie, Philippines, Hong Kong, Corée du Sud, Indonésie, Thaïlande et Taiwan), mais pas pour Taiwan et la Corée du Sud.

Concernant le marché des actions du Bangladesh, Islam et Khaled (2005) et Mobarek et Keasey (2002) ont noté qu'il ne suit pas une marche au hasard. Rahman et Hossain (2006) sont arrivés à la même conclusion, tout comme Mobarek (2008) et Mollik et Khokan Bepari (2010). On constate donc une homogénéité des conclusions relatives à l'absence d'efficacité faible sur le Dhaka Stock Exchange.

Une convergence des résultats a également pu être notée sur le marché du Sri Lanka, pour lequel Abeysekera (2001) a indiqué qu'il n'y a pas d'efficacité faible, confirmant les résultats de Samarakoon, Hasan et Hasan (1999). Dans une étude du marché pakistanais, Chakraborty (2006) a montré que son indice ne suit pas une marche au hasard. Enfin, sur le marché de Bombay, Poshakwale (1996) a conclu à l'absence de marche au hasard en s'appuyant sur des tests de corrélation sérielle, tout comme Mishra (2009) avec à la fois des modèles GARCH, et des tests de racine unitaire (Mishra, 2010).

Plus récemment, une comparaison entre les marchés japonais, chinois et indien a indiqué que sur aucun d'entre eux les rentabilités des actions ne suivent une marche au hasard (Nivoix et Gupta, 2014) et qu'il existe des autocorrélations positives entre les rentabilités quotidiennes. Toutefois, le marché japonais apparaît nettement plus proche d'une situation d'efficacité faible que le marché indien, davantage soumis à des variations de cours extrêmes. Le marché chinois se trouve pour sa part dans une situation intermédiaire entre ces deux pays, comme c'est le cas pour bien des aspects son économie.

Sur le continent sud-américain, Ojah et Karemera (1999) ont validé l'hypothèse d'efficacité faible pour l'Argentine, le Brésil, le Chili et le Mexique. Grieb and Reyes (1999) ont confirmé ce résultat pour le Brésil, mais pas pour le Mexique.

Il convient d'évoquer brièvement le cas plus particulier des pays d'Europe Centrale et Orientale. Suite à la chute du communisme, ces pays industrialisés ont progressivement renoué avec une économie ouverte permettant la circulation des capitaux. Cela s'est traduit au cours de la décennie 1990 par la réouverture des Bourses de valeurs, dont la montée en puissance a fait connaître à ces pays une phase de transition financière. Durant cette période les marchés financiers ont présenté quelques points communs avec ceux des marchés émergents, tels qu'une liquidité parfois faible, un nombre limité de sociétés cotées, et une présence initialement modeste des investisseurs étrangers. C'est pourquoi il est intéressant de mentionner les résultats des principales études sur l'efficience de ces marchés des actions. Dans une des premières analyses réalisées, Nivet (1997) a signalé que sur le marché polonais la marche au hasard est rejetée, et par conséquent l'efficience faible. Sur le marché hongrois, Chun (2000) a observé une marche au hasard et noté une plus grande proximité des caractéristiques économétriques de ce marché avec celles des pays d'Europe de l'Ouest qu'avec les autres marchés d'Europe de l'Est.

Gilmore et McManus (2003) ont pour leur part observé qu'en Pologne, Hongrie et république Tchèque les rentabilités ne suivent pas une marche au hasard. A l'opposé, Worthington et Higgs (2004) ont noté à la suite de tests d'auto-corrélation et de racine unitaire que seul le marché hongrois suit une marche au hasard parmi les pays de l'Est.

Suivant les résultats d'Hassan et al. (2006), les marchés de Pologne, république Tchèque, Hongrie, Slovaquie, et Russie, Grèce et Turquie présentent une efficience faible. Pour la Turquie, les résultats sont toutefois divergents. En effet, Zychowicz et al. (1995) et Tas et Dursonglu (2005) rejettent la marche au hasard, mais Buguk et Bronsen (2003) ne la rejettent pas.

Concernant le marché russe, Abrosimova et al. (2005) ont conclu à un rejet de l'efficience faible, alors qu'Abrosimova et al. (2002) avaient abouti au résultat inverse. Kvedaras et Basdevant (2004) ont remarqué que les rentabilités du marché letton ne peuvent être valablement anticipées sur la base de l'information passée, alors que ceux d'Estonie et de Lituanie suivent une tendance. Enfin, dans une recherche plus récente, El Hajj (2015) a mis en évidence qu'excepté en Slovaquie, les marchés d'Europe de l'Est affichent des corrélations sérielles, ce qui conduit à rejeter l'hypothèse d'efficience faible.

Les études portant sur les marchés des actions du Moyen-Orient et leur degré d'efficience sont bien plus rares. Ainsi, Abdulla et Al Ashikh (2012) ont montré que sur le marché saoudien il existe une corrélation positive d'ordre 1 des rentabilités, ce qui conduit au rejet de l'efficience faible. De plus, ils ont mis en évidence un effet jour de semaine qui confirme le constat précédent et permet de dégager des rentabilités anormales, ce qui converge avec les résultats d'Ulussever et al. (2011). Egalement sur le marché saoudien, Seyyed et Al Hajji (2005) ont observé une baisse de la volatilité des actions au

moment de la période du ramadan, suite à une baisse des transactions lors de cette période de l'année. Plus récemment, Ariss et al. (2011) ont confirmé l'aspect atypique de cette période sur les marchés des pays du Gulf Cooperation Council¹, au travers d'un effet jour de semaine le mercredi (dernier jour de cotation de la semaine en l'espèce). Concernant le marché du Koweït, Al Loughani et Chappell (2001) ont eux aussi mis en évidence un effet jour de semaine qui s'oppose à l'hypothèse d'efficience faible. Aucune étude exhaustive n'a à notre connaissance été réalisée sur le marché libanais sur une longue période. La seule étude relativement récente incluant spécifiquement l'indice du marché libanais est à notre connaissance celle de Smith (2007). L'auteur utilise des données hebdomadaires sur la période 1996-2003 et procède uniquement au test du ratio de variance sur l'indice BLOM, qui le conduit à accepter l'hypothèse de marche au hasard et donc d'efficience faible. Il est donc intéressant de pouvoir analyser les rentabilités quotidiennes, afin de savoir si elles confirment ou non ce résultat.

3. Les spécificités du marché boursier libanais

Le Beirut Stock Exchange (BSE) est une Bourse quasi-centenaire, puisqu'elle a été créée par les autorités françaises en 1920, avec une activité initiale uniquement centrée sur l'or et les devises. La cotation des actions a débuté dans les années 1930 avec des firmes de service public (chemins de fer, communications, poste), puis a connu un essor dans les décennies 1950 et 1960, avec en parallèle la cotation d'une cinquantaine d'obligations². La position phare du marché libanais au Moyen-Orient a perduré jusqu'à l'éclatement de la guerre civile en 1975, qui a conduit à la fermeture de la Bourse de Beyrouth de 1983 à 1996. En juin 1999 un accord de coopération a été signé entre le BSE et la Bourse de Paris afin de mettre en place un système de cotation électronique en continu (le NSC-UNIX-EURONEXT). Depuis 2000 le BSE permet la cotation des parts de fonds d'investissement, des dérivés et des Global Depositary Receipt. Ces derniers sont des certificats permettant la cotation d'actions d'une firme étrangère dans plusieurs pays. Ces certificats sont détenus par la filiale d'une banque internationale et font l'objet de transactions identiques à celles des actions domestiques.

Depuis août 2011, suite à la loi sur les marchés financiers, une autorité des marchés financiers (Capital Market Authority) régule et supervise les activités de la Bourse de Beyrouth. Enfin, en mars 2014 le BSE a signé un accord avec Euronext afin de créer une nouvelle plateforme de transaction, afin d'accompagner la croissance attendue du nombre de firmes cotées et des volumes d'échanges quotidiens dans les différentes classes d'actifs cotés. Ce marché prépare donc un développement financier futur qu'il espère prometteur.

A cet égard, le site du BSE mentionne plusieurs facteurs susceptibles d'attirer les investisseurs, tels que la diversification des risques, l'absence de restrictions pour les investisseurs étrangers souhaitant

¹ Arabie Saoudite, Emirats Arabes Unis, Bahreïn, Koweït, Oman, Qatar.

² Source : Bourse de Beyrouth

entrer dans le capital de firmes libanaises, l'absence de taxation sur les plus-values, la limitation de la taxation des dividendes à 5%, et l'absence de limitation des flux d'investissement entrant ou sortant du pays.

Le marché des actions de Beyrouth se compose de trois compartiments. Le marché officiel comprend les entreprises ayant plus de 3 années d'existence, des fonds propres d'au moins 3 millions de dollars, un capital ouvert pour au moins 25% au public et détenu par au moins 50 actionnaires. Le marché junior concerne les entreprises récemment créées, ayant au moins 1 million de dollars de fonds propres, ayant ouvert au moins 25% de leur capital, et comprenant au moins 50 actionnaires. Le marché de gré à gré concerne les sociétés ayant au moins 100 000 dollars de fonds propres, et les échanges de titres se réalisent en dehors du marché boursier.

Le marché des actions de Beyrouth demeure cependant assez réduit, puisque seulement une dizaine de sociétés sont cotées. Certaines d'entre elles ne sont pas régulièrement cotées et présentent un volume de transaction faible, comme Les Ciments Blancs (un millier de transactions en 2016 et une capitalisation de 25 millions de dollars) ou Rasamny Younis Motor (27000 transactions en 2016 et 40 millions de dollars de capitalisation). Un autre cas particulier est Solidere, holding d'une joint-venture public-privé créée en 1994 par le gouvernement (Council of Development and Reconstruction) et dédiée à la reconstruction du quartier central de Beyrouth. Malgré sa taille notable (9 millions de transactions en 2016 et 1650 millions de dollars de capitalisation) nous ne l'avons pas incluse dans les statistiques du tableau 1, qui concernent les sociétés privées cotées. Ainsi que l'on peut le remarquer, le marché des actions libanais est largement dominé par le secteur bancaire, qui représente environ 85% de sa capitalisation et du volume des transactions.

Tableau 1a. Statistiques descriptives des rentabilités quotidiennes des actions cotées sur le marché de Beyrouth (période 2006-2016)

	Bank Audi	Bank of Beirut	Bank Bemo	BLC bank
Capitalisation début 2017 (10 ⁶ USD)*	2700	1600	100	285
Volume transactions 2016 (millions)*	36	1000	8	0,025
Moyenne	-0.000623	-0.000251	0.003801	0.000277
Maximum	0.040095	0.035991	1.834522	1.106284
Ecart-type	0.022854	0.019797	0.111038	0.043305
Skewness	-37.03	-49.91	9.31	0.808
Kurtosis	1523.3	2521.8	143.4	376.5
Jarque-Bera	2490000008	683000000	2157469	15008430
Probabilité	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Observations	2581	2581	2581	2581

Tableau 1b. Statistiques descriptives des rentabilités quotidiennes des actions cotées sur le marché de Beyrouth (suite)

	Blom bank	Byblos bank	Byblos bank	Holcim	Indice
--	------------------	--------------------	--------------------	---------------	---------------

			actions préf.	Liban	BLOM
Capitalisation début 2017 (10 ⁶ USD)*	2150	900	160	220	9670
Volume transactions 2016 (millions)*	50	12	0,12	0,2	1116
Moyenne	-0.000468	0.002626	0.000148	-0.000327	-0.000375
Maximum	0.022510	1.411429	0.191648	0.229334	0.018372
Ecart-type	0.022279	0.084397	0.035523	0.025374	0.019775
Skewness	-39.52	4.265	-8.725	-23.05	-50.10
Kurtosis	1673.5	94.5	251.1	940.4	2531.7
Jarque-Bera	301000000	909587	6655834	94732497	689000000
Probabilité	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Observations	2581	2581	2581	2581	2581

*source : bourse de Beyrouth et Beirut stock exchange yearly statistics 2016

On peut constater que pour toutes les valeurs, ainsi que pour l'indice BLOM, les caractéristiques des rentabilités sont assez éloignées de celles d'une distribution gaussienne. En effet, le coefficient d'asymétrie (skewness) est souvent très négatif, indiquant une prépondérance des rentabilités négatives sur l'ensemble de la période observée. Les valeurs les plus basses sont inférieures à -35% pour toutes les firmes, sauf Bank of Beirut et les actions de préférence de Byblos bank, ce qui serait synonyme de krach pour la plupart des autres marchés boursiers. En outre, le coefficient d'aplatissement (kurtosis) se révèle particulièrement élevé, ce qui signale des queues de distribution bien plus épaisses que celles d'une loi Normale. Sans surprise, le test de Jarque-Bera rejette au seuil d'erreur de 0,001% l'hypothèse de distribution gaussienne des rentabilités quotidiennes pour toutes les actions cotées ainsi que l'indice BLOM. Notons que pour une période plus ancienne (1996-2003) et pour une analyse portant uniquement sur l'indice BLOM avec des données hebdomadaires, Smith (2007) avait également observé un kurtosis positif et un rejet de l'hypothèse de distribution gaussienne des rentabilités.

4. Méthodologie et données

Les données proviennent de la Bourse de Beyrouth et portent sur la période 2006-2016, ce qui représente pour chaque entreprise 2581 rentabilités quotidiennes. Les tests statistiques que nous avons menés sont classiques et permettent donc une comparaison avec les résultats concernant d'autres marchés.

Le test de racine unitaire sur la série de rentabilités y de Dickey-Fuller augmenté (ADF) s'exprime de la manière suivante (Said et Dickey, 1984) :

$$\Delta y_t = \alpha + \beta_t + \gamma y_{t-1} + \dots + \delta_{p-1} \Delta y_{t-p-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

avec α la constante, β le coefficient de dérive temporelle, et p les retards testés sur la série des rentabilités y , et ε le terme d'erreur.

Le test de l'hypothèse nulle de racine unitaire correspond au test de significativité du coefficient β . Les coefficients δ des variables de retard suivent asymptotiquement une loi gaussienne, et leur nullité éventuelle permet d'évaluer le degré de retard le plus significatif.

Nous avons également utilisé le test de Phillips-Perron (1988) pour la stationnarité des rentabilités. Il constitue une adaptation non paramétrique du test de Dickey-Fuller et s'exprime avec :

$$\Delta y_t = \beta' D_t + \pi y_{t-1} + v_t \quad (2)$$

avec D_t l'ensemble des facteurs explicatifs, y_{t-1} les rentabilités retardées et v le terme d'erreur.

En l'absence de stationnarité, il convient de tester une modélisation de type autorégressive (Auto-Regressive Conditional Heteroskedasticity) ou sa généralisation avec un modèle GARCH (Bollerslev, 1986). Elle s'exprime de la manière suivante pour une rentabilité R_t :

$$R_t = E(R_t | R_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (3)$$

avec ε_t un bruit blanc faible (moyenne nulle et autocorrélation nulle), modélisable avec

$$\varepsilon_t = z_t \sqrt{h_t} \quad (4)$$

où h_t représente la variance des rentabilités en t et z_t est un bruit blanc faible.

Lorsque l'on prend en compte une observation passée pour les innovations (ou aléas) sur la rentabilité et une observation passée pour la variance conditionnelle h , le modèle GARCH (1,1) permet d'estimer la variance conditionnelle h suivant l'équation :

$$\hat{h}_t = \omega + \alpha_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \beta_1 \hat{h}_{t-1} \quad (5)$$

avec ω une constante, $\hat{\varepsilon}_t$ les résidus des rentabilités, Le logiciel utilisé (ici Eviews) permet de déterminer quel degré de retard, et donc de mémoire dans le processus, est le plus adapté. Ainsi, l'inertie due à une innovation sur les rentabilités (premier facteur i) ou leur variance conditionnelle (second facteur j) crée un momentum sensible sur un ou plusieurs jours, et aboutit le plus souvent à un modèle du type GARCH(1,1), GARCH(1,2), GARCH(2,1), ou un autre GARCH(i,j). Comme dans la plupart des études sur les autres marchés des actions (Nivoix et Gupta, 2014), le meilleur ajustement est fréquemment un GARCH(1,1).

5. Résultats

Les tests de Dickey-Fuller augmenté indiquent (tableau 2) que pour toutes les actions on peut rejeter l'hypothèse de racine unitaire, ce qui signifie que les rentabilités suivent un processus stationnaire, avec un seuil d'erreur inférieur à 1%. Il en va de même pour l'indice BLOM.

Tableau 2 – Tests de racine unitaire de Dickey-Fuller augmenté sur les rentabilités

Pays	Statistique t	Probabilité
Bank Audi	-25,437	0,000

Bank of Beirut	-3,606	0,006
Bank Bemo	-49,988	0,000
BLC bank	-46,849	0,000
BLOM bank	-23,713	0,000
Byblos bank	-52,542	0,000
Byblos bank action préférentielle	-46,690	0,000
Holcim Liban	-35,117	0,000
Indice BLOM	-5,036	0,000

Source : calculs des auteurs sur les données de la Bourse de Beyrouth

Une analyse complémentaire a été menée avec le test de Phillips-Perron, qui est lui aussi basé sur une hypothèse nulle de racine unitaire (autrement dit d'absence de stationnarité). Le tableau 3 montre que pour l'ensemble des sociétés ainsi que l'indice l'hypothèse de racine unitaire est rejetée. On peut donc en conclure que les rentabilités suivent un processus stationnaire, avec comme précédemment un seuil d'erreur inférieur à 1%.

Tableau 3 – Tests de stationnarité de Phillips-Perron sur les rentabilités par pays

Pays	Statistique t	Probabilité
Bank Audi	-25,717	0,000
Bank of Beirut	-3,461	0,009
Bank Bemo	-49,961	0,000
BLC bank	-46,643	0,000
BLOM bank	-23,714	0,000
Byblos bank	-52,902	0,000
Byblos bank action préférentielle	-46,073	0,000
Holcim Liban	-33,495	0,000
Indice BLOM	-5,036	0,000

Afin de déterminer ensuite s'il existe un lien entre les volatilités et le niveau du bruit présent dans leurs fluctuations ou dans celles des rentabilités nous avons testé plusieurs modèles GARCH. Le tableau 4 présente les résultats du modèle GARCH(1,1), intégrant donc un jour de retard pour les résidus et un jour pour la volatilité passée. On remarque que l'impact de l'aléa sur les rentabilités (résidu en t-1) est bien plus important que celui de la volatilité passée pour expliquer le niveau de la rentabilité. Le coefficient R^2 apparaît assez élevé (0,64) alors que la mémoire incluse dans le processus ne comprend qu'une séance de Bourse.

Tableau 4 – Test de GARCH(1,1) pour l'indice du marché libanais

Pays	Coefficient	Ecart-type	Statistique z	Probabilité
Constante	0,000005	0,0000006	9,056	0,0000
Résidu(-1)^2	1,5178	0,1373	11,056	0,0000
Volatilité(-1)	-0,0020	0,0018	-1,1233	0,2613

R ²	0,645	Moyenne variable dépendante	2,023
R ² ajusté	0,644	E-Type variable dépendante	0,074
Ecart-type régression	0,044	Akaike info criterion	-5,265
Somme carrés des résidus	5,078	Schwarz criterion	-5,237
Log vraisemblance	6811,32	Hannan-Quinn criterion	-5,255
Durbin-Watson stat	0,0157		

Lorsque l'on ne retient dans le modèle que les résidus sur 2 jours de rentabilités, le modèle ne gagne pas en précision puisque l'aléa lié au jour en t-2 n'est pas significatif. Le R² n'a pour sa part pas augmenté par rapport au modèle GARCH(1,1), ce qui confirme le fait qu'une mémoire de court terme est à l'oeuvre ici.

Tableau 5 – Test de GARCH(2,0) pour l'indice du marché libanais

Pays	Coefficient	Ecart-type	Statistique z	Probabilité
Constante	0,000006	0,0000004	14,232	0,0000
Résidu(-1)^2	1,1497	0,128	8,966	0,0000
Résidu(-2)^2	-0,0047	0,008	-0,607	0,5436
R²	0,640	Moyenne variable dépendante		2,023
R² ajusté	0,639	E-Type variable dépendante		0,074
Ecart-type régression	0,045	Akaike info criterion		-5,0477
Somme carrés des résidus	5,155	Schwarz criterion		-5,451
Log vraisemblance	7086,50	Hannan-Quinn criterion		-5,468
Durbin-Watson stat	0,0151			

Afin de vérifier si la mémoire sur la volatilité est potentiellement plus marquée sur une durée de plus d'une journée, nous avons testé un GARCH(2,2). Le tableau 6 indique que l'impact de la volatilité en t-2 est plus significatif (au seuil de 5%) que celle de la date t-1, mais que cette modélisation affaiblit l'influence du résidu en t-1, ainsi que celle de la volatilité en t-1 par rapport au modèle GARCH(1,1). Comme nous notons que le R² n'a pas augmenté par rapport au modèle GARCH(1,1) et que les critères d'information d'Akaike, Schwarz et Hannan-Quinn ne se sont que très peu améliorés (via une faible baisse), il apparaît finalement que le modèle GARCH(1,1) demeure le plus pertinent.

Tableau 6 – Test de GARCH(2,2) pour l'indice du marché libanais

Pays	Coefficient	Ecart-type	Statistique z	Probabilité
Constante	0,0002	0,00006	3,652	0,0003
Résidu(-1)^2	0,389	0,307	1,266	0,206
Résidu(-2)^2	0,324	0,489	0,662	0,508
Volatilité(-1)	0,169	0,368	0,460	0,646
Volatilité(-2)	-0,190	0,096	-1,980	0,047
R²	0,646	Moyenne variable dépendante		2,023

R ² ajusté	0,645	E-Type variable dépendante	0,074
Ecart-type régression	0,044	Akaike info criterion	-4,692
Somme carrés des résidus	5,059	Schwarz criterion	-4,661
Log vraisemblance	6074,34	Hannan-Quinn criterion	-4,681
Durbin-Watson stat	0,0165		

La portée de ces résultats est double. Sur un plan théorique, ils indiquent la présence d'un processus de rentabilité à mémoire courte (1 journée) impliquant les aléas sur les cours ainsi que la volatilité passé. Il n'y a donc pas de marche au hasard pour les rentabilités quotidiennes de l'indice sur le marché libanais. Plus cet effet momentum est bref plus on s'approche d'une situation d'efficience au sens de Fama, mais l'inclusion d'une simulation avec des frais de transaction permettrait de vérifier si le marché libanais s'approche d'une situation d'efficience au sens de Jensen. Sur le plan empirique, nous pouvons conclure que l'efficience faible n'étant pas atteinte, une stratégie d'investissement profitable pour les investisseurs est envisageable. Cet argument n'est pas anodin pour une Bourse de petite taille, dans une région où d'autres marchés offrent davantage de titres, de liquidité et de diversification sectorielle.

6. Discussion et limites

Il faut mettre en perspective la portée des tests empiriques réalisés, dans la mesure où leur interprétation est quelquefois délicate dans un cadre théorique donné. Les résultats sont en effet interprétés à la lumière de la définition de l'efficience qui est retenue. Mignon (2008) souligne par exemple qu'un effet de retour à la moyenne des rentabilités, détecté par des autocorrélations négatives, n'est pas nécessairement une preuve d'absence d'efficience des marchés. En effet, un ajustement des cours sur moyen ou long terme sera vu comme une marque d'efficience sur le long terme, alors que sur un horizon court la dépendance sérielle des rentabilités, à savoir un processus à composante stationnaire, est en théorie perçu comme une absence d'efficience (comme c'est le cas pour les résultats obtenus ici). L'auteur note ainsi (p.111, 2008) que « le rejet de la marche aléatoire n'implique pas cependant le rejet de l'hypothèse d'efficience de marchés ».

Mentionnons également d'autre limites potentielles de cette recherche, liées l'échantillon. Celui-ci comporte certes peu d'actions cotées, mais leur nombre représente plus des deux tiers des entreprises cotées à Beyrouth, et leur capitalisation représente plus de 80% de celle de l'ensemble du marché. Il est donc parfaitement représentatif de la Bourse libanaise, et la période 2006-2016 est suffisamment longue et récente pour être significative, même si un historique plus long aurait pu donner lieu à des sous-périodes afin de nuancer les résultats. Une autre limite empirique peut être relevée, dans le fait que d'autres tests tels que le ratio de variance, ou encore l'analyse de données intra-quotidiennes aurait pu être menés. Ces dernières sont toutefois peu nombreuses comparativement à ce qui est

observé sur les grandes places boursières, sachant que certaines sociétés n'ont pas de cotation chaque jour (Bank Bemo ou Holcim Liban par exemple).

Un autre aspect intéressant, qui dépasse le cadre de la présente recherche, serait d'inclure les effets de la situation macro-économique internationale, et des événements socio-politiques régionaux. De même, dans le cadre d'une mise en pratique des failles de l'efficience sur le marché libanais, il serait pertinent de tester différentes stratégies de gestion de portefeuille afin de déterminer dans quelle mesure il est possible pour les investisseurs de générer des rentabilités anormales. Une telle optique nécessiterait de prendre en compte les coûts de transaction, même si les réajustements de portefeuille seraient ici mineurs en raison du faible nombre de sociétés cotées à Beyrouth. Dans l'hypothèse où des rentabilités anormales pourraient être enregistrées, l'efficience serait alors présente au sens de Jensen et des tests ultérieurs sur l'efficience semi-forte seraient intéressants à réaliser, sous la forme d'études d'événements, d'effets et anomalies récurrentes dans le calendrier, et de tests de modèles d'équilibre tels que le CAPM ou multifactoriels tels que l'APT, en liaison avec la notion de frontière efficiente. Enfin, le marché libanais étant assez peu liquide pour certains titres, cette caractéristique liée à sa taille pourrait elle aussi faire l'objet d'une analyse en liaison avec la volatilité des actions.

7. Conclusion

Cette recherche avait pour but de répondre à un manque d'études empiriques sur le marché des actions du Liban, et en particulier sur son degré d'efficience. Les résultats obtenus montrent que l'on peut rejeter l'hypothèse de racine unitaire dans les rentabilités quotidiennes et que leur processus affiche une stationnarité. En outre les tests de modèles hétéroscédastiques conduisent à privilégier un modèle GARCH(1,1) pour une intégration optimale des aléas sur les rentabilités et les volatilités. Par conséquent, l'hypothèse d'efficience faible est rejetée pour ce marché.

Malgré sa taille assez restreinte, ce marché est susceptible d'offrir un intérêt stratégique en termes de diversification pour les investisseurs internationaux. En effet, en l'absence de marche au hasard la mise en place d'une stratégie d'investissement profitable est envisageable pour bénéficier de l'effet momentum à court terme qui a été détecté. En cas d'absence de rentabilités anormales dans ce cas, pour cause de coûts de transaction par exemple, des tests relatifs à l'efficience semi-forte pourraient alors être menés.

Bibliographie

Abdulla, I., Al Ashikh, G. (2012). « Testing the Weak-Form of Efficient Market Hypothesis and the Day-of-the-Week Effect in Saudi Stock Exchange: Linear Approach », *International Review of Business Research Papers*, Vol. 8, N°6, pp.27-54.

- Abeysekera, S. (2001). « Efficient Market Hypothesis and the Emerging Capital Markets in Sri Lanka: Evidence from the Colombo Stock Exchange - A Note », *Journal of Business Finance & Accounting*, vol. 28, N°1-2, pp.249-261.
- Abrosimova, N., Dissanaika, G., Linowski, D. (2002). « Testing Weak-Form Efficiency of the Russian Stock Market », Working Paper Presented at the EFA Berlin Meetings, 20th February.
- Abrosimova, N., Dissanaika, G., Linowski, D. (2005). « Testing the Weak-Form Efficiency of the Russian Stock Market », Social Science Research Network (SSRN) Working Paper 302287.
- Al-Loughani, N., Chappell, D. (2001). « Modelling the day-of-the-week effect in the Kuwait Stock Exchange: a nonlinear GARCH representation », *Applied Financial Economics*, Vol. 11, N°4, pp.353-359.
- Ariss, R.T., Rezvanian, R., Mehdian, S. (2011). « Calendar Anomalies in the Gulf Cooperation Council Stock Markets », Proceedings of the international conference on social science, Economics and Art. Malaysia.
- Bachelier, L. (1900). « Théorie de la spéculation », *Annales de l'Ecole Normale Supérieure*, Vol.17, pp.21-86.
- Bollerslev, T. (1986). « Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity », *Journal of Econometrics*, N°31, pp.307-327.
- Buguk, C., Brorsen, B.W. (2003). « Testing weak-form market efficiency: Evidence from the Istanbul stock exchange », *International Review of Financial Analysis*, Vol.12, N°5, pp.579-590.
- Chakraborty, M. (2006). « Market Efficiency for the Pakistan Stock Market », *South Asia Economic Journal*, Vol.7, N°1, pp.67-81.
- Chang, T., Fawson, C., Glover, T. F., Fang, W. (1996). « The weak-form efficiency of the Taiwan share market », *Applied Economics Letters*, Vol. 3, pp.663-667.
- Chang K. P., and Ting, K. S. (2000). « A variance ratio test of the random walk hypothesis for Taiwan's stock market », *Applied Financial Economics*, Vol. 10, N°5, pp.525-602.
- Cheung, C.K., Coutts, A.J. (2001). « A note on weak form market efficiency in security prices: evidence from the Hong Kong stock exchange », *Applied Economics Letters*, Vol. 8, pp.407-410.
- Chun, R.M., (2000). « Compensation vouchers and equity markets: evidence from Hungary », *Journal of banking and finance*, Vol.24, pp.1155-1178.
- Chung, H. Y. (2006). « Testing weak-form efficiency of the Chinese stock market », Master's Thesis, Lappeenranta University of Technology.
- Dawson, S.M. (2006). « Secondary Stock Market Performance of Initial Public Offers, Hong Kong, Singapore and Malaysia: 1978–1984 », *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol.14, N°1, pp.65-76.
- DeBondt, W., and Thaler, R., (1985). « Does the stock market overreact? », *Journal of Finance*, Vol.40, pp.793-805.

- DeBondt, W., Thaler, R., (1987). « Further evidence of overreaction and stock market seasonality », *Journal of Finance*, Vol.42, pp.557-581.
- De Long, J.B., Shleifer, A., Summers, L. and Waldmann, R., (1990). « Noise Trader Risk in Financial Markets », *Journal of Political Economy*, Vol.98, pp.703-738.
- El Hajj, M. (2015). *The Weak-form Efficiency of the Stock Market: The case of Central and Eastern Europe*, Thèse de Doctorat en Sciences de Gestion, Université de Poitiers.
- Fama, E. F. (1965). « The Behavior of Stock Market Prices », *Journal of Business*, Vol.38, N°1, pp.34-105.
- Fama, E.F. (1969). « Efficient capital markets: A review of theory and empirical work », *Journal of Finance*, Vol. 25, N°2, pp.383-417.
- Fama, E.F. (1991). « Efficient Capital Markets: II. », *The Journal of Finance*, Vol.46, N°5, pp.1575-1617.
- Frazzini, A., Pedersen, L.H. (2014). « Betting against Beta », *Journal of Financial Economics*, Vol.111, N°1, pp.1-25.
- Froot, K.A., and Perold, A. (1995). « New Trading Practices and Short-Run Market Efficiency », *Journal of Futures Markets*, Vol.15, N°7, pp.731-766.
- Gilmore, C.G., McManus, G.M. (2003). « Random Walk and Efficiency Tests of Central European Equity Markets », *Managerial Finance*, Vol. 29, N°4, pp.42-61.
- Granger, C.W., Morgenstern, O. (1963). « Spectral Analysis of New York stock Market Prices », *Kyklos*, Vol.16, pp.1-27.
- Grieb, T., Reyes, M.G. (1999). « Random walk tests for Latin American equity indexes and individual firms », *Journal of Financial Research*, Vol.22, N°4, pp.371-383.
- Har, W., Sundaram, L., Ong, S. (2008). « Leverage effect and Market efficiency of Kuala Lumpur Composite Index », *International Journal of Business and Management*, Vol.3, N°4, pp.138-144.
- Hassan, K. M., Haque, M., Lawrence, S. (2006). « An Empirical Analysis Of Emerging Stock Markets of Europe », *Quarterly Journal of Business and Economics*, Vol.45, N°1-2, pp.31-52.
- Islam, A., Khaled, M. (2005). « Tests of Weak-Form Efficiency of the Dhaka Stock Exchange », *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol.32, N°7-8, pp.171-188.
- Jegadeesh, N., Titman, S. (2001), « Profitability of Momentum strategies: An evaluation of Alternative explanations », *The Journal of Finance*. 4. 2
- Jensen, M.C. (1978). « Some anomalous evidence regarding market efficiency », *Journal of Financial Economics*, Vol.6, N°2-3, pp.95-101.
- Kim, J.H., Shamsuddin, A. (2008). « Are Asian stock markets efficient? Evidence from new multiple variance ratio tests », *Journal of Empirical Finance*, Vol.15, pp.518-532.
- Kvedaras, V., Basdevant, O. (2004). « Testing the Efficiency of Emerging Capital Markets: The Case of the Baltic States », *Journal of Probability and Statistical Science*, Vol. 2, N°1, pp.111-138.

- Lehmann, B., (1990). « Fads, Martingales, and Market Efficiency », NBER Working Paper N°2533.
- Lo, A.W., MacKinlay, A.C. (1988). « Stock market prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test », *The Review of Financial Studies*, Vol. 1, N°1, pp.111-138.
- Ma, S. (2004). *The Efficiency of China's Stock Market*, Ashgata publishing Ltd.
- Mignon, V. (2008). « Les ambiguïtés de la théorie de l'efficience informationnelle des marchés financiers », in *Regards croisés sur l'économie*, N°3, La Découverte, pp.41-66.
- Mishra, P.K. (2009). « Indian capital market--Revisiting market efficiency », *Indian Journal of Capital Market*, Vol.3, N°5, pp.30-34.
- Mishra, P.K. (2010). « Capital market efficiency: An empirical analysis », *Indian Journal of Economics*, N°359, pp.1163-1175.
- Mobarek, A., Keasey, K. (2002). « Weak-Form Market Efficiency of and emerging Market: Evidence from Dhaka Stock Market of Bangladesh », ENBS Conference papers
- Mobarek, A. (2008). « Market Efficiency in Emerging Stock Market: Evidence from Bangladesh », *Journal of Emerging Market Finance*, Vol.7. pp.17-41.
- Mollik, A.T., Khokan Bepari, M. (2010). « Instability of stock beta in Dhaka Stock Exchange », *Managerial Finance*, Vol.36, N°10, pp.886-902.
- Mookerjee, R., Yu, Q. (1999). « An Empirical Analysis of Equity Markets in China », *Review of Financial Economics*, Vol.8, N°1, pp.41-60.
- Nivet, J.F. (1997). « Stock Markets in Transition: The Warsaw Experiment », *Economics of Transition*, Vol.5, pp.171-83.
- Nivoix, S., Gupta, P. (2014). « Analyse comparée des caractéristiques économétriques de trois marchés des actions en Asie : Chine, Inde et Japon », *La Revue des Sciences de Gestion*, N°266, pp.75-87.
- Nguyen, T., Pham, V., To, T. (2009). « Abnormal Returns after Large stock price changes: Evidence from Asia-Pacific markets », *International Financial Review*, Vol.8, pp.205-227.
- Ojah, K., Karemera, D. (1999). « Random walks and market efficiency tests of Latin American Emerging equity markets: A revisit », *The Financial Review*, Vol. 34, 57-72.
- Phillips, P.C.B., Perron, P. (1988). « Testing for Unit Roots in Time Series Regression », *Biometrika*, N°75, pp.335–346.
- Poshakwale, S. (1996). « Evidence on Market efficiency and Day-of-the-week Effect in the Indian Stock Market », *Finance India*, Vol.X, No.3, 605-616.
- Samarakoon, L.P., Hasan, T., Hasan, S. (1999). « Stock Price Behavior in a Less Developed Market: Evidence from Sri Lanka », *Journal of Applied Business Research*, Vol. 16, pp.15-23.
- Rahman, S., Hossain, F. (2006). « Weak-form efficiency: Testimony of Dhaka Stock Exchange », *Journal of Business Research*, Vol. 8, pp.1-12.

- Ren, L., Ren, P. (2017). « Testing the market efficiency by mean absolute deviation », *Benchmarking : an International Journal*, Vol. 24, N°7, pp.2049-2062.
- Said, S. E., Dickey, D. A. (1984). « Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order », *Biometrika*, Vol. 71, N°3, pp.599–607.
- Samuelson, P. A. (1965). « Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly », *Industrial Management Review*, Vol.6, N°2, pp.41–49.
- Seyyed, F., Abraham, A., Al-Hajji, M. (2005). « Seasonality in stock returns and volatility: The Ramadan effect », *Research in International Business and Finance*, Vol. 19, pp.374-383.
- Smith, G. (2007). « Random walks in Middle Eastern stock markets », *Applied Financial Economics*, Vol. 17, pp.587–596.
- Tas, O., and Dursunoglu, S. (2005). « Testing Random Walk Hypothesis for Istanbul Stock Exchange », Presented at the 15th International Conference on International Trade and Finance, Istanbul, Turkey.
- Ulussever, T., Yumusak, I.G., Kar, M. (2011). « The Day-of-the-Week Effect in the Saudi Stock Exchange: A Non-Linear GARCH Analysis », *Journal of Economic and Social Studies*, Vol.1, N°1., pp.9-23.
- Worthington, A.C., Higgs, H. (2004). « Random walks and market efficiency in European equity markets », *Global Journal of Finance and Economics*, N°1, pp.59-78.
- Zychowicz, E.J., M. Binbasioglu, Kazancioglu, N. (1995). « The behaviour of prices on the Istanbul stock exchange », *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol.5, pp.61-71.