Volume 19 Issue 35
Originally issued as C7



Global Journal of Management and Business Research: C Finance
Volume 19 Issue 7 Version 1.0 Year 2019
Type: Double Blind Peer Reviewed International Research Journal
Publisher: Global Journals
Online ISSN: 2249-4588 & Print ISSN: 0975-5853

L'effet (A) Symétrique Des Rendements Des Actifs Boursiers Sur La Volatilité: Cas De La Volatilité Des Cours Boursiers Sur La Bourse Régionale Des Valeurs Mobilières

By Ndeumen Angèle Ghislaine, Kamdem David & Avom Désiré
Université de Dschang

Abstract- The objective of this article is to check the symmetric or asymmetric effects of returns on the volatility of stock prices on the BRVM[1]. This work takes its theoretical basis of Black and Scholes (1973). The data used are secondary sources from the CD ROM financial data BRVM and CD ROM of the World Bank. The methodology we are inspired by Dalmasso (2016) and has its base Black (1976). Our estimates are made with a method of cointegration in panel data. We find the result that equity returns have asymmetric effects on volatility in the BRVM. This reflects the informational asymmetry which is again a result of the inefficiency of emerging stock markets.

Keywords: *volatility (a) symmetrical effects.*

GJMBR-C Classification: *JEL Code: G20*



Strictly as per the compliance and regulations of:



© 2019. Ndeumen Angèle Ghislaine, Kamdem David & Avom Désiré. This is a research/review paper, distributed under the terms of the Creative Commons Attribution-Noncommercial 3.0 Unported License http://creativecommons.org/licenses/by-nc/3.0/), permitting all non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

L'effet (A) Symétrique Des Rendements Des Actifs Boursiers Sur La Volatilité: Cas De La Volatilité Des Cours Boursiers Sur La Bourse Régionale Des Valeurs Mobilières

Ndeumen Angèle Ghislaine [α], Kamdem David [σ] & Avom Désiré [ρ]

Resume- **L'objectif de cet article est de vérifier les effets (a)symétriques ou non des rendements sur la volatilité des cours boursiers à la BRVM. Ce travail prend sa base théorique de Black et Scholes (1973). Les données utilisées sont de sources secondaires provenant du CD ROM de données financières de la BRVM et du CD ROM de la Banque Mondiale. La méthodologie nous est inspirée de Dalmasso (2016) et prend sa base de Black (1976). Nos estimations sont faites avec une méthode de cointégration en données de panel. Nous trouvons comme résultat que les rendements des actions ont des effets asymétriques sur la volatilité à la BRVM. Ceci traduit bien l'asymétrie informationnelle qui est encore une conséquence de l'inefficience des marchés boursiers émergents.**

Motsclés: volatilité, effets (a) symétriques.

Abstract- **The objective of this article is to check the symmetric or asymmetric effects of returns on the volatility of stock prices on the BRVM[1]. This work takes its theoretical basis of Black and Scholes (1973). The data used are secondary sources from the CD ROM financial data BRVM and CD ROM of the World Bank. The methodology we are inspired by Dalmasso (2016) and has its base Black (1976). Our estimates are made with a method of cointegration in panel data. We find the result that equity returns have asymmetric effects on volatility in the BRVM. This reflects the informational asymmetry which is again a result of the inefficiency of emerging stock markets.**

Keywords: volatility (a) symmetrical effects.

I. Introduction

Selon Zajdenweber (2003), La volatilité des cours boursiers, qui semble aujourd'hui exceptionnellement préoccupante, a pourtant de nombreux précédents historiques. Elle se manifeste par « bouffées », dont la périodicité n'a rien de cyclique. Les grandes vagues de hausse et de baisse observées sur plusieurs années se composent en fait d'un très petit nombre de variations extrêmes concentrées sur quelques séances. Pour Zajdenweber, ces « pics », dont ne rend pas compte la théorie des marchés efficients, s'expliquent à la fois par l'absence de « constantes fondamentales» ou d'« échelle intrinsèque » en économie, par les caractéristiques techniques des marchés financiers, et, plus profondément, par la volatilité de la valeur « fondamentale » des actions.

Pour l'investisseur, la volatilité d'un actif financier évoque le niveau de risque et donc l'ampleur typique observée (ou attendue) de la variation des cours sur un intervalle donné. Sharpe à partir du MEDAF a montré que la volatilité était fonction des rendements. Edwards (1968) montra aussi que le comportement des individus a des effets sur la volatilité ; au début des années 80, les auteurs tels que Le Roy et Porter (1981), puis Shiller (1981) ont montré que les cours ont tendance à fluctuer beaucoup trop par rapport aux facteurs fondamentaux[2]. A la différence de Markowitz (1952) qui fait l'hypothèse d'une volatilité constante, les auteurs tels que Hakanssan (1971; 1993), Pliska (1997) ou Li et Ng (2000) pensent que la volatilité évolue dans le temps d'où la prise en compte des facteurs structurels[3] et conjoncturels. Les auteurs comme Schwert (1989) et White (1996) ont montré que les chocs macroéconomiques tels que les chocs de taux de change[4], de croissance[5], d'inflation, de chômage, de taux d'intérêt, de la crise financière ont des effets sur la volatilité.

Le cadre principal de notre étude, c'est la BRVM; et Selon Hichan (2007), les marchés émergents présentent certaines caractéristiques communes parmi lesquelles: l'extrême volatile en ce sens que les taux de rendement des actifs cotés sur le marché varient énormément et dans de grandes proportions; Ces taux de rendement sont très élevés.

Author α ρ: Université de Dschang, Cameroun.
e-mail: ghislaineangele695@yahoo.fr
Author σ: Université de Douala, Cameroun.

[1] Bourse Régionale des Valeurs Mobilières.

[2] Ce sont des éléments qui sont supposés déterminer la valeur intrinsèque des actifs.

[3] Facteurs propres à chaque entreprise, à chaque secteur et à chaque époque.

[4] Le taux de change d'une devise (monnaie) est le cours, c'est à dire le prix, de cette devise par rapport à une autre devise.

[5] Augmentation significative de la production nationale sur une période longue, elle se distingue en cela d'une simple période d'expansion qui n'est qu'une phase de conjoncture (court terme, moyen terme). Un taux de croissance s'explique à la fois par l'augmentation des facteurs de production et une augmentation des facteurs de la productivité.

© 2019 Global Journals

Les taux de rendements rencontrés sur ces marchés ne sont pas nécessairement faibles puisqu'on a constaté que ces taux pouvaient être relativement élevés comparativement aux taux de rendement observés sur les autres places financières internationales. Le degré de corrélation entre les taux de rendements observés sur les marchés émergents et ces taux observés sur les marchés qu'on peut qualifier d' « émergés » est relativement faible et c'est la raison pour laquelle les auteurs pensent que, dans le cadre d'une diversification internationale de leurs portefeuilles d'actifs financiers, les investisseurs des pays développés auraient intérêt à intégrer dans leurs portefeuilles des actifs cotés sur les marchés émergents. Les marchés émergents sont généralement des marchés peu efficients[6]. Le risque-pays[7] est parfois extrêmement élevé dans l'environnement des marchés émergents, ce qui rend les marchés peu attrayants pour les investisseurs étrangers.

Les caractéristiques des marchés boursiers émergents, particulièrement la BRVM, cadre principal de notre étude indiquent que ce sont des marchés peu efficients, extrêmement volatiles, où le taux de rendements des actifs cotés varient énormément, ce qui justifie le choix de vérifier l'effet symétrique ou non des rendements sur la volatilité des cours boursiers.

II. Revue de la Litterature

La théorie moderne d'évaluation d'option (Modern option pricing theory), initié par Black et Scholes (1973), a accordé un rôle central à la volatilité en déterminant la juste valeur d'une option. Dans la formule d'évaluation d'option de Black et Scholes, la volatilité des rendements due à l'actif sous-jacent représente un paramètre important. Elle est amplifiée par le fait qu'elle est la seule variable qui n'est pas observable directement. Bien que la volatilité réalisée puisse être calculée à partir des données historiques, une valeur théorique d'une option dépend de la volatilité qui sera éprouvée dans le futur sur sa durée de vie entière.

Malgré un grand nombre d'études menées sur ce sujet, les causes de la volatilité des marchés financiers et monétaires restent relativement peu connues (Grouard et al, 2003). Selon Grouard et al. (2003), la Banque de France utilise généralement deux types de volatilité: (i) La volatilité historique et (ii) La volatilité implicite. La volatilité historique est calculée à partir des cours passés. Ainsi, pour estimer empiriquement la volatilité du prix d'une action, nous devons observer le prix de l'action en question dans des intervalles de temps fixe (exemple: chaque jour, chaque semaine ou chaque mois). La volatilité implicite quant à elle, est calculée à partir du prix des options existant sur le sous-jacent étudié (action, indice, etc.). Les options se traitent toujours en considérant une date d'exercice future, nous attribuons parfois à la volatilité implicite le rôle prédicateur puisque la valeur du jour de la volatilité implicite annonce celle de la volatilité historique à venir. En fait, le prix des options est toujours défini dans le présent par des spéculateurs[8] qui réagissent en fonction de leurs jugements et intuitions du moment.

Deux réalités ont longtemps suscité l'intérêt des chercheurs dans la littérature relative aux marchés financiers, il s'agit de la variation dans le temps de la volatilité conditionnelle et la persistance de la volatilité des rendements (Gursoy et al., 2008). L'un des arguments utilisés par ces auteurs pour expliquer la variation dans le temps de la volatilité conditionnelle est basé sur l'idée que les rendements des actifs financiers sont générés à partir d'une hypothèse de mélange de distributions dans laquelle la variable stochastique de mélange est considérée comme le taux d'arrivée des flux d'informations sur le marché. Cette hypothèse implique que la volatilité des rendements est proportionnelle à la cadence d'arrivée des informations, offrant ainsi une explication à l'hétéroscédasticité des rendements observée. Aussi une telle explication suggère selon Luu et Martens(2003) que les changements dans les prix quotidiens et le volume des transactions sont causés par la même variable sous – jacente latente qui est le taux d'arrivée des informations sur le marché. Ce qui implique que le rendement et la volatilité varient simultanément en réponse à de nouvelles informations. Dans ces conditions, il existerait une relation contemporaine positive entre le rendement et la volatilité.

La volatilité passée peut être une cause de volatilité future. En effet, des études ont montré que les graphes de volatilité présentaient à certains endroits des concentrations de pics de volatilité ou au contraire des volatilités faibles. En d'autres termes, une forte volatilité a tendance à être suivie d'une forte volatilité, et inversement, une volatilité faible a tendance à être suivie d'une volatilité faible (Cont, 2001). Bref, la volatilité présente dépend de la volatilité passée. On retrouve ici le principe du modèle GARCH.

[6] Un *marché efficient* c'est celui dans lequel les prix reflètent toute l'information disponible. ce faible degré d'efficience est dû au fait que ces marchés sont étroits, que les cotations se font de façon peu fréquentes (parfois une fois par semaine à l'instar de la DSX) et qu'il est donc possible pour le spéculateurs avertis, de manipuler facilement ces marchés .

COURS DU PROFESSEUR KAMDEM DAVID

[7] Risque né de la situation d'un pays importateur, qui se décompose en risque politique, risque catastrophique et risque de non-transfert.

[8] Les spéculateurs sont des personnes qui après une étude approfondie du marché pensent qu'ils sont capables de prévoir le sens dans lequel évoluerons les prix.
Le rôle des spéculateurs est qu'ils se portent contrepartie face aux opérations, de couverture des « hedges ».

© 2019 Global Journals

Par rapport à la persistance de la volatilité, Lamoureux et Lastrapes (1990) relient également l'observation de ce phénomène à l'hypothèse de mélange de distributions[9] et suggèrent que la persistance de la volatilité conditionnelle dans les rendements des actions (les effets GARCH) reflète une corrélation sérielle dans le taux d'arrivée des informations. Le regroupement de volatilité est également une des propriétés importantes généralement observées dans les séries chronologiques financières. Il est connu comme étant une situation où de grandes variations dans les prix tendent à être suivies par des variations de mêmes envergures, et les petites variations de prix ont tendance à être suivies par de variations de mêmes ampleurs. En présence de regroupement de volatilité, le carré de la série des rendements devrait être très autocorrélé**.** Dans ce cas, le processus autorégressif à hétéroscédasticité conditionnelle d'Engle (1982) et son extension, le modèle autorégressif à hétéroscédasticité conditionnelle généralisée de Bollerslev (1986) (GARCH) peuvent être utilisés pour appréhender ces phénomènes dans les marchés boursiers.

Depuis la période d'après-guerre mondiale, la volatilité boursière au cours d'une récession marquée, comme celle d'avant la deuxième Guerre, dépasse largement celle observée en expansion, comme celle d'après-guerre. Fama (1976), souligne le danger de mêler sans discernement des données à volatilité très différentes dans les déterminations de longue période. Mais ce sont les observations de la variation asymétrique de la volatilité qui ont tardé. Cela n'étonne pas vu que, conformément au CAPM classique, il n'existe pas de raisons, à première vue, pour qu'une même baisse ou hausse (en%) du cours d'un titre se répercute asymétriquement sur sa volatilité: la baisse du cours accroît plus sa volatilité que la hausse la fait décroitre. Ce phénomène a suscité de multiples écrits où l'asymétrie[10] de la volatilité résulte, notamment, de l'effet de levier financier[11] ou de l'effet rétroactif[12].

Dans les écrits retenus, quelques autres effets, peu répandus, ont été utilisés pour expliquer en partie l'asymétrie de la volatilité. Avramov, Chordia et Goya (2006) renvoient ce phénomène à l'accès à l'information où les transactions moins fréquentes des investisseurs mieux renseignés tendent à freiner la volatilité en période haussière des cours, alors que les moins renseignés contribueraient à accentuer la volatilité en périodes baissières, d'où un effet d'asymétrie sur la volatilité.

Tout d'abord, Black (1976) qui fut parmi les premiers à mettre en évidence le phénomène de l'asymétrie de la volatilité et qui l'explique, notamment, par l'effet de levier financier. Dans son étude empirique, menée avec 11 firmes américaines durant la période 1964-1975, il constate que la variation du levier financier de la firme se répercute asymétriquement sur la volatilité de son action. En effet, la baisse des cours augmente le poids de la dette et donc le levier financier, ce qui signifie plus de variabilité dans le bénéfice net à venir et donc plus de volatilité dans les cours. De son point de vue, Christie (1982) soutient les résultats de Black (1976) en attribuant surtout au levier financier l'élasticité négative de la volatilité par rapport au niveau des cours. Plus tard, Schwert (1989) examine l'évolution de la volatilité sur le marché américain durant la période 1857-1987. Ses résultats révèlent une volatilité excessive durant la dépression des années 30 expliquée, notamment, par le levier financier et le volume des transactions.

Pindyck (1984), French, Schwert et Stambaugh (1987), Campbell et Hentschel (1992) remettent l'asymétrie de la volatilité à l'effet rétroactif, appelé aussi l'effet feedback. Leurs études empiriques font constater qu'une volatilité en hausse incite les investisseurs à exiger une prime de risque excédentaire pour rémunérer davantage les actifs qui deviennent plus risqués. D'où, une hausse du taux de rendement exigé, et par conséquent un repli immédiat des cours. Or, ce repli est plus élevé que l'appréciation des cours causée par une baisse de la volatilité de même amplitude, ce qui reflète l'asymétrie de la volatilité. Pour Campbell et Hentschel (1992), cette asymétrie s'explique, notamment, par la variation du niveau d'aversion au risque des investisseurs qui tolèrent moins le risque en cas d'augmentation de la volatilité. D'ailleurs, ces auteurs révèlent que l'asymétrie de la volatilité s'accentue sur un marché instable. Ce résultat est soutenu, récemment, par Shamila, Shambora et Rossiter (2009), qui montrent que durant la période 1992-2007, l'asymétrie s'accentue dans un marché instable, particulièrement en marchés émergents sous récession.

Ajoutons aussi que l'effet rétroactif est considéré, dans divers écrits récents, comme la source principale des variations asymétriques de la volatilité. Par exemple, Bekaert et Wu (2000) intègrent cet effet pour expliquer l'asymétrie au niveau de la volatilité de la valeur de la firme. Ils observent que l'effet rétroactif est rarement employé pour expliquer l'asymétrie de la

[9] L'Hypothèse de mélange de distributions signifie que la volatilité ne s'explique pas seulement par les rendements ; qu'il y'a d'autres variables qui expliquent aussi cette volatilité et ces variables expliquent la volatilité à partir des informations qu'elles dégagent. C'est l'ensemble de ces informations mise ensemble qui expliquent toute la volatilité ; et ceci de façon proportionnelle.

[10] Selon Engle et Ng (1993), il y a asymétrie lorsque la volatilité est différente selon le signe du choc.

[11] L'effet de levier désigne l'utilisation de l'endettement pour augmenter la capacité d'investissement d'une entreprise, d'un organisme financier ou d'un particulier et l'impact de cette utilisation sur la rentabilité des capitaux propres investis. L'effet de levier augmente la rentabilité des capitaux propres tant que le coût de l'endettement est inférieur à l'augmentation des bénéfices obtenus grâce à l'endettement. Dans le cas inverse il devient négatif.

[12] L'effet rétroactif ou feedback est l'effet retour de la volatilité sur les rendements.

© 2019 Global Journals

volatilité au niveau des firmes. C'est plutôt l'effet de levier financier qui est communément utilisé. Leur étude empirique est menée avec un échantillon de 172 firmes japonaises durant la période allant du mois de janvier 1985 au mois de juin 1994. Elle révèle que la covariance entre le rendement du marché et celui de la firme est asymétrique. Elle est plus élevée en cas de chute du marché qui s'accompagne généralement d'une hausse brutale de la volatilité.

Wu (2001), propose un modèle à volatilité asymétrique, qui prolonge celui de Campbell et Hentschel (1992), où l'évolution de la volatilité, supposée conditionnelle, est régie par deux variables, le taux de croissance de dividende et sa variance. Son étude est empirique, menée sur le marché américain durant une période de forte volatilité. Ajoutons aussi que Mele (2007) constate que la prime de risque varie d'une manière asymétrique. Elle est plus élevée en cas d'une hausse de volatilité qu'en cas d'une baisse, ce qui explique cette variation asymétrique de la volatilité résultant de l'effet rétroactif. Globalement, les écrits retenus soutiennent l'effet de levier financier et l'effet rétroactif comme principaux facteurs explicatifs de l'asymétrie de la volatilité. Ces deux effets se distinguent dans le type de causalité qu'il implique. En effet, l'effet rétroactif repose sur l'idée que la variation de la volatilité est à l'origine de la variation du rendement alors que l'effet de levier financier considère plutôt le contraire. De cette section qui s'achève, nous pouvons postuler l'hypothèse suivante: *les rendements des titres ont des effets asymétriques sur la volatilité des cours boursiers à la BRVM.*

III. Methodologie

Les données macroéconomiques utilisées dans ce travail sont un panel de données quantitatives et de source secondaire, en provenance de la publication annuelle de la Banque Mondiale, plus précisément dans le «le livre des indicateurs mondiaux de développement» contenu dans le CD –ROM (WBI-2017). Les données boursières utilisées dans le cadre de cette étude sont de source secondaire. Elles proviennent de « l'historique des données » contenu dans le CD-ROM de données financières de la BRVM et couvrant une période allant de 1998 à 2014. L'échantillon retenu pour l'étude est celui des actions des entreprises industrielles à savoir SICABLE CI, FILTISAC CI, NESTLE CI, CROWN SIEM CI, SIVOA CI, SOLIBRA CI, SMB CI, SITAB CI, TRITURAF et UNIWAX.

Ce choix se justifie par le souci de tenir compte du secteur le plus représenté en termes de nombre de titres sur le marché boursier de la BRVM et pour les actifs les plus transigés (qui reviennent de façon régulière sur la période d'étude).

a) Les variables utilisées

b) Les variables

i. *Variable dépendante*

Notre variable dépendante est *la volatilité,* elle peut être mesurée par : le coefficient Bêta, l'écart type. Le coefficient bêta est un instrument de mesure de la volatilité. Il permet généralement d'apprécier la sensibilité d'un actif par rapport à celle du marché. Le bêta peut décrire : la sensibilité des mouvements d'une action par rapport aux variations de l'indice boursier, la sensibilité des mouvements d'une SICAV par rapport aux variations de l'indice boursier, la sensibilité des mouvements d'une action par rapport aux variations de notre portefeuille.

A titre d'illustration, si une action a un bêta de 1, cela indique qu'elle est aussi volatile que le marché. Si le marché augmente de 10%, l'action augmente de 10%. A l'inverse si le marché perd 10%, l'action perd 10%. Plus le bêta est important, plus la volatilité de l'actif par rapport au marché est importante. Si une action a un bêta de 4, cela indique qu'elle est plus volatile que le marché. Si le marché augmente de 10%, l'action augmente de 40%. A l'inverse si le marché perd 10%, l'action perd 40%.Si une action a un bêta de 0.6, cela indique qu'elle est moins volatile que le marché. Si le marché augmente de 10%, l'action augmente de 6%. A l'inverse si le marché perd 10%, l'action perd 6%.L'interprétation du bêta dépend du taux de corrélation entre l'actif étudié et l'indice de référence. Ce dernier doit être significatif, nous retenons généralement un niveau supérieur à 0.7. Dans le MEDAF, Sharpes (1964) qui a élaboré le modèle de marché, a mis sur pied un modèle dans lequel il a pu déterminer le prix du risque. Le modèle de marché a été imaginé par Sharpes pour réduire la taille des calculs qu'on était aménée à effectuer dans le cadre du modèle de sélection du portefeuille de Markowitz (1952). Sharpes va donc imaginer un modèle dans lequel il suppose que tous les titres sont reliés à un facteur unique qui est l'indice de marché. La formule de base du modèle de marché se présente comme : $R_{jt} = \alpha_j + \beta_j R_{mt} + \varepsilon_{jt}$ avec $R_{jt,}$ le taux de rendement de l'actif j au temps t, α_j, est une constante détermine dans le cadre de la régression entre les taux du rendement d'un actif quelconque j et le taux de rendement du portefeuille de marchéR_m. Nous avons :

$$R_{jt} = \frac{P_{jt} - P_{jt-1} + D_{jt}}{P_{jt-1}} \text{et} R_{mt} = \frac{I_t - I_{t-1}}{I_{t-1}}$$

Où I_t est l'indice de marché au temps t; d'après Sharpes, le coefficient de sensibilité du marché β_j a deux formules qui sont : $\beta_j = \frac{COV(R_j; R_m)}{VAR(R_m)}$ et $\beta_j = \rho_{jm} . \frac{\sigma_j}{\sigma_m}$

La présence des rendements négatifs dans l'échantillon nécessite la mesure de la volatilité par le bêta baissier (downside Bêta) d'Estrada (2006).

L'écart type est une caractéristique très utilisée dans les études statistiques. Cet indicateur permet de

© 2019 Global Journals

mesurer la volatilité d'un titre. L'écart type est généralement utilisé pour la construction d'autres indicateurs (exemple : les bandes de Bollinger)[13].

Un écart type élevé indique que les données sont dispersées et donc qu'il y a une volatilité importante. Cela montre généralement un sentiment d'euphorie ou de crainte sur les marchés. A l'inverse, un écart type faible témoigne d'une faible volatilité et d'une bonne anticipation des investisseurs (pas de surprise). Plus les cours s'éloignent de leur moyenne c'est-à-dire plus la différence entre les cours et la moyenne augmente, plus la volatilité est importante. Ces bandes de Bollinger font constater que les changements violents de prix sont précédés par des zones où les prix sont peu volatiles (et donc un faible écart type).

Si l'on veut étudier la variabilité dans le temps de la volatilité à l'aide de données mensuelles, l'écart type mesuré sur échantillon n'est pas un estimateur approprié, étant donné qu'une seule estimation de la volatilité exige de nombreux mois de données. La taille de l'échantillon requise pour l'estimateur fondé sur l'écart type limite la possibilité d'analyser les fluctuations à court terme de la volatilité et la corrélation entre les niveaux d'instabilité des marchés nationaux Schwert (1989). Schwert(1989) a mis au point un estimateur qui produit des valeurs de la volatilité mensuelle à partir de données mensuelles sur les rendements. L'estimateur de Schwert repose sur les techniques d'estimation robustes proposées par Davidian et Carroll (1987); ces propriétés sont analogues à celles de l'estimateur à hétéroscedasticité conditionnelle autorégressive (autoregressive conditional heteroscedasticity ou ARCH) d'Engle(1982).

Selon Grouard et al. (2003), la volatilité des rendements est le concept le plus utilisé pour représenter le risque : volatilité historique pour une analyse du passé ou du présent, volatilité anticipée (ou volatilité implicite contenue dans le prix des options) pour une prévision des fluctuations futures des cours. Le coefficient bêta présente des avantages par rapport à l'écart type. Le coefficient bêta nous fournit la relation (positive ou négative) entre rendements et le taux de rendement de portefeuille du marché; en plus, en calculant le coefficient bêta, on sépare facilement le risque spécifique[14] ou non diversifiable (qui est le coefficient bêta proprement dit) du risque non spécifique (risque résiduelle), ce qui n'est pas le cas avec l'écart type. Nous avons retenu le coefficient bêta comme instrument de mesure de la volatilité dans ce travail. Le coefficient bêta adopté ici est celui d'Estrada (2006). Il calcule un *downside* bêta associé à un modèle CAPM basé sur le *downsiderisk*. Le modèle est appelé *downside* CAPM ou D-CAPM.

D'après Estrada (2006), la volatilité qui est expliquée par les rendements dans les pays émergents est beaucoup plus liée aux rendements négatifs qu'aux rendements positifs. C'est la raison pour laquelle il trouve que pour mesurer la volatilité dans ces pays, il faut utiliser un Bêta baissier ou *downside*bêta. Il se calcule selon la formule qui suit :

$$\beta_i^p = \frac{\sum iM}{\sum_M^2} = \frac{E\{Min\,[(R_i - \mu_i);\ 0]\,Min\,[(R_m - \mu_M);\ 0]\}}{E\{Min\,[(R_m - \mu_M);\ 0]^2\}}$$

i est utilisé pour le titre ; M, correspond au marché. $\sum iM\ est\ la\ covariance$ entre i et M.

Lorsque nous calculons ou que nous faisons la différence de $(R_i - \mu_i)\ si\ le\ nombre$ est supérieur à zéro, nous prenons zéro, chaque fois que la différence est positive nous prenons zéro.

ii. *Les variables indépendantes*

Les variables indépendantes utilisées dans notre modèle sont des facteurs structurels (rendements et valeur absolue des rendements):

- les rendements des actions (REND): pour mesurer les rendements, nous utiliserons les rendements et la valeur absolue des rendements à l'instar de Gerlach et al. (2006), lorsqu'ils examinent le comportement de la volatilité des rendements sur les marchés des obligations et des actions dans un échantillon de huit pays, au moyen de séries chronologiques.
- La valeur absolue des rendements (ABSREND): dans l'optique de vérifier les effets asymétriques ou non des rendements sur la volatilité et surtout dans la logique[15] de Black (1976), French, Schwert et Stambaugh (1987), Campbell et Hentschel (1992), Gerlach et al. (2006). L'asymétrie[16] déterminée ici est celle due à l'effet de levier financier, la baisse (hausse) du rendement fait suite à une hausse (baisse) de la volatilité.

c) *Détermination de l'effet asymétrique ou non des rendements sur la volatilité*

Cette équation de régression de la série de coefficient bêta sur les rendements et la valeur absolue des rendements prend ces fondements de Black (1976) et nous est inspirée de Gerlach et al. (2006), lorsqu'ils examinent le comportement de la volatilité des

[13] Parmi les outils de l'Analyse Techniques les bandes de Bollinger, du nom de l'inventeur de cet outil d'aide à la décision, permettent d'identifier les périodes d'accalmie (faible volatilité) des périodes plus directionnelles (volatilité importante) qui propulsent les cours dans un laps de temps très bref vers un nouveau sommet ou, malheureusement, vers un nouveau plus bas.

[14] Il ne s'annule pas même par diversification de portefeuille contrairement au risque non spécifique.

[15] Selon ces auteurs, il y a effet symétrique des rendements sur la volatilité si le coefficient du facteur valeur absolue des rendements est positif et significatif alors que celui des rendements ne l'est pas.

[16] L'asymétrie de la volatilité via une corrélation négative entre la dynamique du rendement et celle de sa volatilité, dans le sens de la baisse (hausse) du rendement suite à la hausse (baisse) de la volatilité est une asymétrie liée l'effet rétroactif (ou effet feedback) de la volatilité.

© 2019 Global Journals

rendements sur les marchés des obligations et des actions dans un échantillon de huit pays, au moyen de séries chronologiques très longues. Cette équation a été améliorée à partir de Thi Hong (2008) qui travaillait sur la rentabilité des actifs d'or côtés à la bourse de Paris entre 1950 et 2003.

$$D(BETA1_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 BETA1_{it}(-1) + \alpha_2 D(REND_{it}) + \alpha_3 D(ABSREND_{it}) + \alpha_4 REND_{it}(-1) + \alpha_5 ABSREND_{it}(-1) + \mu_{it} \quad (1)$$

Avec $\boldsymbol{\alpha_0}$ la constante, $\boldsymbol{\alpha_1}$ à $\boldsymbol{\alpha_5}$ les coefficients de variables, $\boldsymbol{BETA1_{it}(-1)}$ est le terme de correction d'erreur.

$\boldsymbol{REND_{it}(-1)}$et $\boldsymbol{ABSREND_{it}(-1)}$ sont les variables à long terme, $\boldsymbol{D(REND_{it})}$ et $\boldsymbol{D(ABSREND_{it})}$ sont les variables à court terme. $\boldsymbol{\mu_{it}}$ est le terme d'erreur fait pendant la collecte des données, *i* la dimension individuelle, *t* la dimension temporelle. Sa forme de base est donnée par :

$$\mu_{it} = U_i + V_i + W_{it} \quad (2)$$

Où $\boldsymbol{U_i}$ désigne un terme constant au cours de la période ne dépendant que de l'individu i, $\boldsymbol{V_t}$ un terme ne dépendant que de la période t, $\boldsymbol{W_{it}}$ un terme aléatoire croisé.

$\boldsymbol{D(BETA1_{it})}$ est la variable expliquée, elle mesure la volatilité. $\boldsymbol{BETA1_{it}(-1)}$ est la volatilité retardée d'une période, lorsque son coefficient est négatif et significatif, il y a ajustement entre l'équilibre du long terme et de court terme. $\boldsymbol{D(REND_{it})}$ est le rendement à court terme, son coefficient peut être positif ou négatif c'est-à-dire qu'il peut être en corrélation positive ou négative avec les rendements. $\boldsymbol{D(ABSREND_{it})}$ est le rendement en valeur absolue, on s'attend à ce qu'il soit en corrélation positive avec la volatilité. $\boldsymbol{REND_{it}(-1)}$ est le rendement à long terme, il peut être en corrélation positive ou négative avec la volatilité. $\boldsymbol{ABSREND_{it}(-1)}$ est la valeur absolue des rendements à long terme, on s'attend à ce qu'il soit en corrélation positive avec la volatilité. Si dans l'ensemble la valeur absolue des rendements a un coefficient positif et significatif alors que le coefficient des rendements n'est pas significatif, on peut conclure qu'il y a un effet symétrique des rendements sur la volatilité.

Avant de procéder à l'estimation, le test de stationnarité d'Im, Pesaran et Shin (IPS), (2003) et de cointégration de Pedroni (1999, 2004) seront effectués.

IV. Resultats

a) *Test de stationnarité*

Le test de stationnarité d'IPS nous montre que toutes nos séries au départ sont intégrées d'ordre 1. Comme elles ne sont pas stationnaires, il faut s'attendre aux violations des hypothèses classiques de régression. Ce test est résumé dans le tableau ci-dessous. Les lectures ont été faites à l'aide des probabilités et la règle de décision est que si la probabilité correspondante à une statistique est inférieure au seuil de signification, la variable correspondante est stationnaire.

Tableau 1: Test de stationnarité pour les séries des cours et du BRVMCOM

Séries P_t	Modèle avec constante α=5% à niveau (moyenne DFA_{lu}= -1.1353)		Modèle avec constante α=5% en différence 1 (moyenne DFA_{lu}=-34.623)	
	DFA	p-value	DFA	p-value
CROWN SIEM-CI	-0.7465	0.8330	-41.871	0.0000
FILTISAC-CI	-2.9122	0.0441	-40.055	0.0000
NESTLE-CI	-1.5655	0.5001	-42.878	0.0000
SICABLE-CI	-2.8313	0.0541	-22.242	0.0000
SITAB-CI	-2.6062	0.0918	-40.650	0.0000
SIVOA-CI	-1.8987	0.3332	-42.336	0.0000
SMB-CI	0.8650	0.9951	-40.400	0.0000
SOLIBRA-CI	0.8474	0.9948	-10.829	0.0000
TRITURAF-CI	-1.9800	0.2959	-40.890	0.0000
UNIWAX-CI	-4.9721	0.0000	-41.634	0.0000
BRVMCOM	5.3117	1.0000	-17.066	0.0000

b) *Test de cointégration*

Les tests de cointégration effectués ici sont ceux de Pedroni (1999), il repose sur une hypothèse nulle de non cointégration. La probabilité de la statistique de groupe Rho est 0,0057 pour les relation entre la volatilité, rendement et valeur absolue du rendement. Le rejet de l'absence de cointégration dans l'équation 1 à un seuil de 5% est robuste parce qu'il est

© 2019 Global Journals

corroboré par la statistique group- rho (Pedroni, 2004). Cette statistique est la plus conservatrice des sept statistiques de Pedroni en petits échantillons car ses tailles critiques empiriques sont inférieures aux seuils critiques théoriques dans les simulations de Pedroni.

Tableau 2: Test de Cointégration du groupe $BETA$, $REND$ et $ABSREND$

Alternative hypothesis: common AR coefs. (within-dimension)

	Statistic	Prob.	Weighted Statistic	Prob.
Panel v-Statistic	2.299067	0.0108	2.299067	0.0108
Panel rho-Statistic	-2.939523	0.0016	-2.939523	0.0016
Panel PP-Statistic	-6.835728	0.0000	-6.835728	0.0000
Panel ADF-Statistic	-0.995565	0.1597	-0.995565	0.1597

Alternative hypothesis: individual AR coefs. (between-dimension)

	Statistic	Prob.
Group rho-Statistic	-1.591998	0.0057
Group PP-Statistic	-7.427232	0.0000
Group ADF-Statistic	-0.133173	0.4470

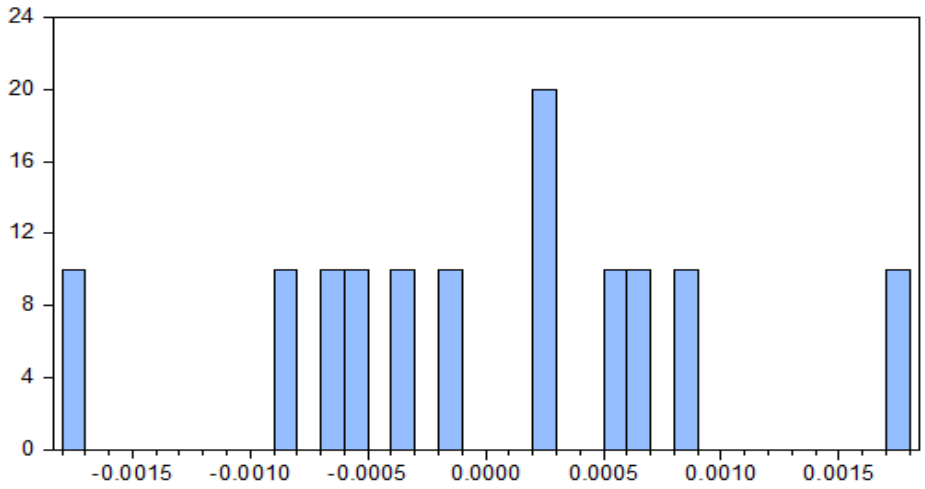
c) Estimation de l'effet asymétrique ou non des rendements sur la volatilité avec MVCE

Le coefficient de détermination ajusté est0,679. Ce coefficient est relativement fort. Les variables utilisées dans nos régressions déterminent bien notre modèle. l'omission d'autres facteurs pertinents dans l'analyse est peut-être déterminante. Les variables fictives telles que les crises bancaires et monétaires sont déterminantes dans l'explication de la volatilité selon Bordo et al. (2001). cette équation est globalement significative avec une probabilité de la statistique F de Fisher proche de zéro.

Parlant du test d'autocorrélation, la statistiques de Durbin Watson est procche de 2 (2,005), ce qui signale l'absence d'autocorrélation dans nos estimations.

Le test de normalité des résidus qui figure ci-dessous fait ressortir la normalité des résidus. La probabilité de la statistique de Jarque-Bera est supérieure au seuil de 5%. La significativité de cette statistique repose sur l'hypothèse nulle de normalité des résidus.

Tableau 3: Test de normalité des résidus pour $BETA$ en fonction de $REND$ et $ABSREND$



Series: Standardized Residuals	
Sample 2000 2011	
Observations 120	
Mean	4.66e-19
Median	6.18e-05
Maximum	0.001746
Minimum	-0.001757
Std. Dev.	0.000884
Skewness	-0.017782
Kurtosis	2.831756
Jarque-Bera	0.147855
Probability	0.928739

© 2019 Global Journals

Le tableau 4 ci-dessous résume le résultat des estimations.

Tableau 4: Estimation de $BETA$ en fonction de $REND$ et $ABSREND$

Dependent Variable: D(BETA1)
Method: Panel Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001330	0.000251	5.305354	0.0000
REND(-1)	0.255692	0.150919	1.694228	0.0930
ABSREND(-1)	1.192529	0.217851	5.474045	0.0000
BETA1(-1)	-0.941564	0.079200	-11.88845	0.0000
D(REND)	-0.228117	0.106739	-2.137144	0.0347
D(ABSREND)	0.586801	0.138259	4.244203	0.0000
R-squared	0.692950	Meandependent var		0.000392
Adjusted R-squared	0.679483	S.D. dependent var		0.001596
S.E. of regression	0.000903	Akaike info criterion		-11.13217
Sumsquaredresid	9.30E-05	Schwarz criterion		-10.99279
Log likelihood	673.9301	Hannan-Quinn criter.		-11.07557
F-statistic	51.45508	Durbin-Watson stat		2.005174
Prob(F-statistic)	0.000000			

En comparant la probabilité correspondante au coefficient de chaque variable au seuil de signification, si la probabilité est inférieure au seuil, le coefficient de la variable est significatif. La variable BETA retardé d'une période (qui correspond au terme de correction d'erreur) a un coefficient négatif et significatif, ceci implique qu'il y a ajustement de l'équilibre entre le long terme et le court terme. Les variables rendement et valeur absolue du rendement sont toutes significatives à court et à long terme. Le coefficient négatif des rendements à court terme fait ressortir une corrélation négative entre rendements et volatilité. Pour les actions (titres sur lesquels reposent notre étude), ce phénomène pourrait refléter la hausse (aux prix du marché) du ratio endettement/fonds propres lors du repli des cours: c'est l'« effet de levier » avancé par Black (1976). S'agissant des actifs financiers en général, il pourrait aussi s'expliquer par la tolérance limitée aux pertes de la part des investisseurs qui recourent structurellement à des positions longues à effet de levier, que Borio et McCauley (1996) ont mise en évidence sur les marchés des emprunts d'État au milieu des années 1990.

Par contre les rendements à long terme, la valeur absolue des rendements à court et à long terme sont positivement corrélés avec la volatilité. Le signe positif devant la valeur absolue des rendements à court et à long terme montre bien l'asymétrie des rendements dans l'explication de la volatilité. Donc les rendements en valeur absolue sont toujours positivement corrélés à la volatilité alors que les rendements peuvent être positivement ou négativement corrélés à la volatilité.

Selon Gerlach et al (2006), si la volatilité réagissait symétriquement, le paramètre rendement serait non significatif et celui des rendements absolus, positif et significatif. Si en revanche, elle augmentait davantage en réaction aux rendements négatifs qu'aux rendements positifs, le paramètre rendement serait négatif et significatif. Ceci nous permet de conclure que la volatilité ne réagit pas symétriquement à la BRVM concernant le rendement des actions, elle augmente davantage en réaction aux rendements négatifs qu'aux rendements positifs à court terme. La volatilité augmente davantage en réaction aux rendements positifs qu'aux rendements négatifs à long terme. Notre hypothèse est validée. Donc la volatilité agit de manière asymétrique aux rendements des cours boursiers. Ces résultats sont en cohérence avec l'étude menée par (Dalmasso, 2016).

V. Conclusion

En définitive, on peut dire que ce soit en période d'expansion ou de récession, la baisse des cours fait croître davantage la volatilité qu'une hausse des cours de même ampleur la fait décroître. Depuis un passé récent, cette idée d'asymétrie de la volatilité semble peu remise en question en milieu académique (Wu, 2001; Avramov, Chordia et Goyal, 2006; Bollerslev, Litvinova et Tauchen, 2006; Mele, 2007; Shamila, Shambora et Rossiter, 2009). On s'est pose la question de savoir: Quelle est l'incidence des variables macroéconomiques sur la volatilité des cours boursiers sur la BRVM ? En prenant appuis sur Black (1976) et à partir des analyses de Gerlach et al (2006), si la volatilité réagissait symétriquement, le paramètre (le coefficient à la variable) de la variable rendements (REND) serait non significatif et celui des rendements absolus (ABSREND) serait positif et significatif. Si en revanche, elle augmentait davantage en réaction aux rendements négatifs qu'aux rendements positifs, le

© 2019 Global Journals

paramètre rendement serait négatif et significatif. Ceci nous permet de conclure que la volatilité ne réagit pas symétriquement à la BRVM concernant le rendement des actions et elle augmente davantage en réaction aux rendements négatifs qu'aux rendements positifs. On gagnerait àrendre le marché de la BRVM plus attrayant afin de booster les rendements des titres, ce qui permettra d'avoir des rendements positifs qui sont une source de volatilité faible comparativement aux rendements négatifs.

References Bibliographiques

1. *Avramov, D.; Chordia, T. etGoyal, A. (2006), «The impact of trades on daily Volatility»*, Review of Financial Studies 19, pp.1241-1277.
2. *Black, F. (1976),* **«** *Studies of Stock Price Volatility Changes, Proceedings of the 1976 Meetings of the American Statistical Association »*, Business and Economical Statistics section, pp. 177-181
3. *Black, F (1976), «The pricing of commodity contracts»*, Journal of Financial Economics 3(1), pp. 167-179.
4. *Black, F. et Scholes, M. (1973), «The Pricing of Options and Corporate Liabilities»*, Journal of Political Economy 81 (3), pp. 637-654.
5. *Bekaert, G. et Wu, G. (2000), «Asymmetric volatility and risk in equity markets»*, Review of Financial Studies 13, pp.1-42.
6. *Bollerslev, T. (1986), «Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity»*, Journal of Econometrics, Vol. 31, pp. 307-327.
7. *Borio, C. E. V. et McCauley R. N. (1996), « The economics of recent bond yield volatility »*, Bis Economic Papers, n° 45.
8. *Bordo, M.; B. Eichengreen, D. Klingebielet Martinez-Peria, M. S. (2001), « Is the crisis problem growing more severe? »*, *Economic Policy*, vol. 16, pp. 51–82.
9. *Campbell, J. Y. etHentschel, L. (1992), «No news is good news: An asymmetric model of changing volatility in stock returns»*, Journal of Financial Economies 31, pp.281-318.
10. *Christie et Andrew A. (1982), «The stochastic behavior of common stock variances: Value, leverage, and interest rate effect»*, Journal of Financial Economies 10, pp. 407-432.
11. *Dalmasso, A., (2016), «La transmission de la volatilité et l'asymétrie des chocs financiers: le cas des marchés boursiers européens»*, Centre d'Etudes en Macroéconomie et Finance Internationale, http://www.unice.fr/CEMAFI.
12. *Davidian, M. et Carroll, R. (1987), «Robust Variance Function Estimation»*, Journal of the American Statistical Association, vol. 82.
13. *Edwards, W. (1968), « Conservatism in Human information processing »*, in B. Kleinmutzéd., *Formal Representation of Human Judgement*, John Wiley & Sons, reprisdans Kahneman D., Slovic, P. et Tverskyéd, A. (1982).
14. *Engle, R. F. (1982),* «Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the *Variance of UK Inflation»*, *Econometrica,* Vol. 50 (4), pp. 987-1008.
15. *Estrada, J. (2006), «Downside risk in practice»*. Journal of Applied Corporate Finance 18 (1): 117–125.
16. *Fama, E. F. (1976), «Foundations of Finance», Basic Books*, New York.
17. *French, K.; William, R; Schwert, G. et Stambaugh, R. F. (1987), «Expected stock returns and volatility»*, Journal of Financial Economies 19, pp.3-29.
18. *Gerlach, S.; Ramaswamy, S. et Scatigna, M. (2006), «150 ans de volatilité des marchés financiers»*, Rapport trimestriel BRI.
19. *Grouard, M-H.; Levy, S. et Lubochinnsky, C. (2003),* «Les constats empiriques aux difficultés d'interprétation», Banque de France, RSF.
20. *Im, K.S.; Pesaran, M.H. et Shin, Y. (2003), «Testing for unit roots in heterogeneous panels», Journal of Econometrics*, vol. 115, pp. 53-74.
21. *Lamoureux, C. et Lastrapes, G. W. D. (1990), «Heteroskedasticity in Stock Return Data:* Volume versus GARCH Effects», TheJournal of Finance, Vol. 10.
22. *Mele, A. (2007), «Asymmetric stock market volatility and the cyclical behaviour of expected returns»*, Journal of Financial Economies 86, pp. 446-478.
23. *Pedroni, P. (2004), « Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis »*, *Econometric Theory*, vol. 20, pp. 597-625.
24. *Pedroni, P. (1999), « Critical values for cointegrating tests in heterogeneous panels with multiple regressors»*, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 61, pp. 653-670.
25. *Pindyck, R. S. (1984), «Risk, inflation, and the stock market»*, American Economy Review 74, pp. 334-351.
26. *Sargent, T.J. et Wallace, N. (1981), «Some unpleasant monetarist arithmetic*, Federal Reserve Bank of Minneapolis», Quarterly Review, n°5, pp. 1-17.
27. *Sharpe, W. F. (1964), «Capital Asset Prices: A theory of Market Equilibrum under conditions of Risk.»* Journal of Finance 19,pp. 425-442
28. *Schwert, W. G. (1989) « Why does stock market volatility change overtime», Journal of Finance, vol.44 (5), pp. 1115-1153.*
29. *Shiller, R. (1981), « Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends? »*, *American Economic Review*, vol. 71, pp. 421-436.
30. *Thi Hong, V. H. (2008), « la rentabilité des actifs d'or côtés à la bourse de Paris entre 1950 et 2003 »*, Laboratoire Orléanais de Gestion.

© 2019 Global Journals

31. *White, E.(1996),* «Stock market crashes and speculative manias». Edward Elgar Publishing, Cheltenham, UK.
32. *Wu, G. (2001), «The determinants of asymmetric volatility»*, Review of Financial Studies 14, pp. 837-859.
33. *Zajdenweber, D. (2000), «La volatilité des cours est-elle irrationnelle?»,* Flammarion, Coll. Nouvelle Bibliothèque Scientifique, Paris.

© 2019 Global Journals