

Les cours boursiers de la zone UEMOA suivent-ils une marche aléatoire ?

Are stock prices in the WAEMU zone following a random march?

N'GUESSAN née ASSI Awo Marie Florence

Enseignant-chercheur

Unité de Formation et de Recherches des sciences sociales, département d'Économie
Université Peleforo Gon Coulibaly de Korhogo (UPGC)
Côte d'Ivoire
amarieflorence@yahoo.fr

GREKOU Gahie Lopez

Enseignant-chercheur

Unité de Formation et de Recherches des sciences sociales, département d'Économie
Université Peleforo Gon Coulibaly de Korhogo (UPGC)
Côte d'Ivoire
ggrekou@yahoo.fr

Date de soumission : 27/11/2023

Date d'acceptation : 04/01/2024

Pour citer cet article :

NG'UESSAN A. & GREKOU G. (2024) «Les cours boursiers de la zone UEMOA suivent-ils une marche aléatoire ? », Revue Française d'Économie et de Gestion «Volume 5 : Numéro 1 » pp : 225 – 248.

Author(s) agree that this article remain permanently open access under the terms of the Creative Commons Attribution License 4.0 International License



Résumé

Cet article teste l'hypothèse d'efficacité des marchés boursiers dans le cas du marché boursier de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA), afin de vérifier si l'évolution future des indices boursiers journaliers, de la Bourse Régionale des Valeurs Mobilières (BRVM) est imprévisible ou fonction des variations passées. A cet effet, notre méthodologie choisie se base sur l'approche de Box et Jenkins à travers l'analyse du processus ARIMA. Nos principaux résultats portant sur la période du 03/01/2005 au 19/08/2021 montrent que les cours boursiers ne se comportent pas tels des processus de marche aléatoire. Dit autrement, il est possible de prévoir l'évolution de la rentabilité des cours boursiers de l'UEMOA avec un décalage de trois jours. Cette situation peut être rattachée à la fois à l'existence de coûts de transaction élevés, à l'hétérogénéité des acteurs du marché financier et à l'incapacité des investisseurs à exploiter toutes les opportunités de gain sans compromettre la valeur fondamentale des titres. Les décideurs devraient améliorer l'accès à l'information boursière afin de faciliter la transition d'une économie d'endettement vers une économie de marché financier.

Mots clés : ARIMA ; BRVM ; UEMOA ; efficacité du marché ; marche aléatoire.

Abstract

This paper tests the efficiency hypothesis of the West African Economic and Monetary Union (WAEMU) stock market, in order to see if the future evolution of the daily stock market indices of the Regional Stock Exchange (BRVM) is unpredictable or a function of past variations. To this end, our chosen methodology is based on the approach of Box and Jenkins through the analysis of the ARIMA process. Our main results covering the period from 03/01/2005 to 19/08/2021 show that stock prices do not behave like random walking processes. In other words, it is possible to predict the evolution of the profitability of WAEMU stock prices with a three-day lag. This can be attributed to the existence of high transaction costs, the heterogeneity of financial market participants and the inability of investors to exploit all opportunities for profit without compromising the fundamental value of the securities. Policymakers should improve access to stock market information in order to facilitate the transition from a debt-based to a financial market economy.

Keywords : ARIMA; BRVM; UEMOA; market efficiency; random walking.

Introduction

Dans un contexte de globalisation financière, les interrogations sur la façon d'évaluer les performances, en termes de rendements, d'une bourse suscitent des intérêts particuliers pour les gouvernants dans l'orientation des politiques. Pour les particuliers, la question de la compréhension du fonctionnement de ces institutions, la façon d'anticiper les hausses ou les baisses des cours, est la clé des placements lucratifs. Les pays en développement l'intègre à leur modèle économique. Par conséquent, la forte croissance économique des pays émergents est tirée par le secteur de l'industrie financé en grande partie par un marché boursier développé.

Si le développement économique dépend du développement du marché financier, l'incertitude liée au changement de l'environnement socio-économique, en revanche influence la dynamique du marché. Dans l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA), les incertitudes dues à l'encrage à l'euro, aux réserves de change, aux crises socio-économiques menacent la stabilité financière de l'union toujours attachée à une politique monétaire accommodante. L'alternative pour un meilleur financement de l'économie de l'union est le développement des activités de la Bourse Régionale des Valeurs Mobilières (BRVM). La BRVM est une institution financière spécialisée, commune aux huit Etats de l'UEMOA, et dont le capital est souscrit par des acteurs économiques régionaux de l'Afrique de l'Ouest. Il s'agit de 13% pour les Etats de la Région, 23% pour des institutions financières et 64% pour les divers privés. Elle commence effectivement à fonctionner à partir du 16 septembre 1998, date de sa première séance de cotation. Cette institution offre aux entreprises de l'ensemble de l'UEMOA la possibilité de pouvoir bénéficier des avantages généralement présentés par l'appel public à l'épargne et l'introduction en bourse. De par sa vocation régionale, relativement à une Bourse simplement nationale, la BRVM présente un certain nombre d'avantages spécifiques qui sont : d'accéder à une masse critique suffisante en termes de nombre d'entreprises susceptibles d'être cotées et en termes de capitalisation boursière, d'accroître les opportunités d'investissement, d'offrir une gamme plus large d'actions, de réduire les risques encourus en permettant d'éviter les risques macroéconomiques spécifiques des pays.

A ce jour, trois indices globaux représentent l'activité des titres du marché des actions de la BRVM. Le BRVM composite présent depuis l'ouverture de bourse et qui représente l'ensemble des sociétés cotées à la BRVM tel qu'il existe déjà. L'indice « BRVM 30 » qui regroupe les trente (30) valeurs les plus échangées sur un trimestre, vient remplacer l'indice BRVM 10 depuis janvier 2023 et le « BRVM Prestige » qui regroupe l'ensemble des valeurs inscrites sur le Compartiment Prestige.

Selon le rapport BRVM (2021), la capitalisation boursière globale qui est la valeur de l'ensemble des titres cotés à la BRVM au prix du marché, a atteint 13 332,46 milliards FCFA (23 milliards de dollars) au 31 décembre 2021, soit l'équivalent du 15% du PIB de l'Union, dont 6 085,42 milliards FCFA pour le marché actions et 7 247 milliards FCFA pour le marché obligataire. Ainsi, depuis 2014, la bourse régionale représente 15 % du PIB de l'UEMOA (rapport BRVM, 2015) ; taille suffisante pour être un marché porteur de croissance. De plus, selon le rapport annuel Résultats des sociétés cotées à la BRVM, (Août 2023) publié par Attijari Global Research, les revenus agrégés des sociétés cotées à la Bourse Régionale des Valeurs Mobilières (BRVM) s'élevaient à 8 877 milliards FCFA au terme de l'exercice 2022 contre 7.883 milliards FCFA une année auparavant, soit une progression soutenue de +12,6%. Ainsi, au 20 septembre 2023, avec une capitalisation boursière de 12,861 milliards de dollars américains, la BRVM dépasse la Bourse Kenyane dont la capitalisation s'est établie à 9,773 milliards de dollars. Elle se classe juste derrière la Bourse d'Égypte (The Egyptian Exchange) dont la capitalisation boursière est de 43,43 milliards de dollars, (www.brvm.org). La BRVM devient ainsi, la 5ème bourse en Afrique devant la bourse de Nairobi, une première en 25 ans. Malgré cette embellie, la BRVM, continue de souffrir d'importantes faiblesses de fonctionnement. En effet, elle progresse trop lentement, ce qui décourage les potentiels investisseurs. De plus, les Etats eux-mêmes sont devenus l'émetteur dominant du compartiment obligataire, avec des opérations étatiques représentant près de 70% du total des actifs du compartiment obligataire à fin 2022 , alors qu'elles étaient quasiment inexistantes 10 ans auparavant. Pour l'année 2014, plus de 1700 milliards de FCFA de titres publics, ont été émis. L'année 2021 quant à elle a été dominé par Trésor Public de Côte d'Ivoire (TPCI) qui a émis un nouveau titre de 242 milliards FCFA. Il a été suivi par Trésor Public du Sénégal (TPS) qui a émis un titre de 100 milliards FCFA (www.brvm.org). Cette situation compromet sérieusement la crédibilité des Etats comme celle de la Bourse. En effet, elle peut déboucher sur un assèchement du marché et des difficultés de placement (ou de cherté) et de paiement pour les émetteurs privés d'emprunts obligataires. A cela s'ajoute le coût d'introduction en Bourse souvent prohibitif dans l'union alors qu'il existe un large réservoir d'entreprises qui remplissent parfaitement les conditions d'accès à la cotation. En effet, il est exigé à toute société désireuse d'accéder au compartiment « croissance » au d'avoir le statut juridique de société anonyme (S.A) et de justifier d'une capitalisation boursière comprise entre 500 millions et 5 milliards de FCFA ainsi d'un capital social minimum de 10 millions de FCFA (15.000 euros). En ce qui concerne les compartiments « principal » et « prestige », il faut justifier

respectivement d'une capitalisation boursière d'au moins 1 milliard et 50 milliards de francs CFA. Par ailleurs, l'évolution du marché est instable. L'activité boursière dans l'Union a connu un repli au cours du quatrième trimestre 2022. L'indice global, le BRVM Composite, a baissé de 2,4%, après une diminution de 0,1% au trimestre précédent. De même, l'indice des dix valeurs les plus actives, le BRVM 10, s'est contracté de 2,8%, après le recul de 2,6% un trimestre plus tôt. (Rapport annuel BCEAO, 2023).

En dépit de ses limites la Bourse affiche des ambitions d'accueillir de nouvelles sociétés, en augmentant la capitalisation du marché et en attirant de plus en plus d'entreprises du secteur privé en particulier des PME. Face à ces ambitions, une analyse de la dynamique de la rentabilité des cours de la BRVM par rapport à leurs fondamentaux devient un outil d'aide à la décision indispensable à la spéculation. Plus la valeur de cet indice est faible, plus les marchés ont une nervosité élevée traduisant un pessimisme élevé des investisseurs. Une valeur élevée, indique plutôt un relatif optimisme sur le marché financier. Les marchés boursiers sont animés par des phases haussières et baissières tendant à éloigner les cours des titres de leur équilibre. Eu égard à tout ce qui précède, la question au cœur de notre article est : peut-on prévoir l'évolution des cours titres sur le marché boursier de la zone UEMOA ? Ou si au contraire ces cours évoluent-ils selon une marche aléatoire ?

Afin de répondre à cette préoccupation, nous nous fixons comme objectif principal de vérifier si l'évolution future des indices boursiers journaliers, de la Bourse Régionale des Valeurs Mobilières (BRVM) est imprévisible ou fonction des variations passées.

Le terme de marche aléatoire décrit le mouvement des actions et des obligations dont les changements futures ne peuvent être prédits. Fama (1965,1970), donne à l'efficienne informationnelle un caractère progressif en la scindant en trois formes : faible, semi-forte et forte. La validation de la forme faible nécessite des tests de prévisibilités des rendements. Les tests de la forme faible sont les plus nombreux vu qu'ils sont couramment associés aux tests de marche aléatoire.

Notre analyse du phénomène de marche aléatoire qui est une application empirique des travaux de la théorie du marché d'efficienne permet de modéliser et d'estimer les rendements des indices boursiers. Compte tenu des caractéristiques du marché boursier dont les arbitrages dépendent de l'information disponible, cet article procède à la vérification empirique de l'hypothèse d'efficienne du marché boursier de l'UEMOA afin de déterminer si l'évolution future des indices boursiers de la BRVM est imprévisible ou fonction des variations passées.

Pour ce faire, nous testons l'hypothèse d'efficience du marché boursier de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) par l'approche de Box et Jenkins (1976) à travers l'analyse du processus ARIMA. Notre méthodologie consiste donc à étudier la stationnarité de la série de rendement des cours boursiers de la BRVM, identifier le processus ARIMA et estimer le modèle adéquat.

Cet article peut contribuer à éclairer les pouvoirs publics et les opérateurs du marché financier à deux niveaux. D'abord, sur l'existence de coûts de transaction élevés, l'incapacité des investisseurs à exploiter toutes les opportunités de gain pouvant compromettre la valeur fondamentale des titres, gage de stabilité financière. Ensuite sur l'usage d'un modèle approprié capable de décrire la dynamique des marchés boursiers pouvant contribuer à l'éclairage des choix des décideurs entre une économie d'endettement et une économie de marché financier.

La suite de l'article est structurée en quatre sections. La première section s'intéresse, à la revue de littérature et au cadre d'analyse théorique. La deuxième section présente la méthodologie. Quant aux sections 3 et 4 elles nous présentent respectivement les faits stylisés et les résultats des estimations permettant d'aboutir aux implications de politique économique.

1. Revue de littérature et cadre théorique

1.1. Revue de littérature

Les marchés boursiers permettent aux entreprises, particulièrement en difficultés, de trouver le financement dont elles ont besoins pour se développer. Ces possibilités sont aujourd'hui, plus accrues grâce au développement des TIC (Technologies d'Information et de Communication). Ces marchés sont parfois très volatils au point où il peut y avoir un écart entre le prix du titre et sa valeur fondamentale. En effet, la valeur d'un titre ne dépend pas uniquement de caractéristiques propres à ce titre, mais aussi des facteurs conjoncturels liés à la situation économique du pays, à l'évolution du taux d'intérêt (Malkiel, 2003) et à l'inflation (Aglietta, 2001). En plus des taux d'intérêt et des taux d'inflation d'autres facteurs tels que les anomalies boursières indiquent que les rendements des cours pouvaient être anormaux. A cet effet, les cours des titres pourraient être exceptionnellement bas ou élevés, durant certaines périodes de l'année voire selon la nature des entreprises. Il existe des éléments empiriques en défaveur de l'efficience des marchés boursiers. Dans les faits, l'on peut remarquer l'influence d'un effet Janvier (Rozeff et Kinney, 1976) dans l'évolution des cours boursiers. Il est possible d'illustrer, également, un effet lundi, un effet jour férié ou un effet week-end. A ce sujet des auteurs soutiennent que l'annonce des mauvaises nouvelles est plus fréquente les lundis alors que les bonnes nouvelles s'annoncent surtout avant la clôture du week-end. Keim (1983) montre ainsi

que l'effet Janvier est d'autant plus fort que la capitalisation du titre est faible. Les faibles capitalisations sont dans une large mesure le fait de sociétés dont le prix du titre a diminué de manière importante au cours de l'année, de sorte que les investisseurs sont obligés de les vendre en fin d'année pour rendre leur moins-value fiscalement déductible, même s'il faut les racheter quelques jours plus tard. Ce qui a tendance à augmenter les cours boursiers dans le mois de Janvier. Quant à l'effet de saisonnalité dû au week-end (French, 1980 ; Gibbon et Hess, 1981), le phénomène le plus marquant est la différence entre les prix de clôture du vendredi et les cours d'ouverture du lundi. Cet effet est sans doute lié aux entreprises qui préfèrent annoncer les mauvaises nouvelles généralement le week-end ce qui tend à faire baisser les cours le lundi suivant. Mais cet argument n'est pas suffisant selon la littérature. La persistance et la non-linéarité de la dynamique boursière, sont expliquées par certains auteurs à partir des paramètres tels que ; les coûts de transaction et d'information, l'hétérogénéité des anticipations et l'effet de mimétisme. L'efficacité des marchés peut être entravée par les coûts de transaction, dans la mesure où ceux-ci restreignent les opérations d'arbitrage. Les investisseurs n'échangent des titres que lorsqu'ils anticipent un gain potentiel supérieur aux coûts ; ce qui engendre des temps d'ajustement. Selon Dumas, (1992), apparaissent deux zones d'échange, consécutivement à la présence des coûts de transactions. La première zone ou zone de non-échange, est celle au sein de laquelle, arbitrage et ajustement sont inactifs avec un cours qui se maintient éloigné de son niveau d'équilibre. La seconde zone quant à elle, est caractérisée non seulement par un ajustement actif mais également par une vitesse d'ajustement beaucoup plus élevée, dénotant l'importance de l'ampleur des déviations. Dans cette zone, le cours tend à converger vers sa valeur d'équilibre. Les coûts de transaction ne dissuadent pas que l'arbitrage car ces coûts peuvent être hétérogènes et induire des effets d'inertie qui rendent l'ajustement des cours plus lisse (Anderson, 1997). Chaque investisseur se doit d'avoir deux zones ; une première, dite d'inaction au sein de laquelle il décide de ne procéder à aucune transaction et une seconde où il gagne à arbitrer entre ordres de vente et d'achat. Ce qui peut favoriser une certaine uniformisation dans l'ajustement des prix. L'hétérogénéité des anticipations est à prendre en compte dans la dynamique non linéaire du marché financier. D'après De Grauwe et Grimaldi (2005), l'interaction entre ces différents investisseurs peut occasionner des fluctuations boursières et un retard dans le retour des cours boursiers à leur niveau d'équilibre. Ces délais d'ajustement dépendent des arbitrages des fundamentalistes et des arbitrages chartistes. Pour les fundamentalistes, chaque titre financier peut s'éloigner à court terme de son cours d'équilibre, mais a tendance à revenir vers l'équilibre à long terme sous l'impulsion des

interactions du marché et de la prédominance des fondamentalistes. Utilisée pour anticiper les tendances des marchés boursiers, et pour déterminer le potentiel de mouvements de prix des actifs échangés sur la bourse, l'analyse chartiste repose sur « un acte de foi » et tient compte de la présence d'une importante interdépendance entre le cours futur et ses valeurs passées. Par conséquent l'intervention des chartistes et fondamentalistes sur un marché peut favoriser des dynamiques de prix non-linéaires et asymétriques. De même dans un contexte d'incertitude, le mimétisme intervient souvent dans le comportement des spéculateurs induisant des effets non linéaires sur les titres. Orléan (1986 et 1990), trouve d'ailleurs que le mimétisme est rationnel surtout en présence d'incertitude dans la mesure où tout investisseur mal et/ou non informé devrait s'appuyer sur les choix d'un opérateur de références afin de mieux anticiper l'évolution des marchés boursiers. Ce comportement est parfois source d'anomalies boursières comme les bulles et les ajustements asymétriques des cours.

S'agissant de la modélisation, de la façon d'estimer et d'anticiper les rendements boursiers, certains auteurs estiment que les modèles linéaires comme les processus de longue mémoire expliquent mieux les fluctuations sur les marchés boursiers. Pendant que d'autres estiment plutôt que les modèles non linéaires sont plus adaptés parce que les fluctuations sont plutôt déterminées par des chocs structurels. Ainsi un modèle non linéaire tel que celui faisant usage des changements de régimes de type TAR ou STAR peut permettre de vérifier l'existence de processus à mémoire dans les séries financières. Dans la quête d'un modèle permettant la modélisation de la dépendance de long terme et des phénomènes de changements de régime dans les rendements boursiers, différents modèles sont proposés. En effet, certains auteurs tels que Goetzman et Jorion (1993) et Nelson et Kim (1993) s'accordent dans leurs travaux sur le fait que les rendements boursiers se comportent tels des processus de marche aléatoire. Pour ces derniers, dans la mesure où, toute l'information réside dans les prix actuels, il n'y aurait pas d'intérêt réel à prévoir les valeurs futures des cours puisqu'il n'y a rien à prélever comme information dans le passé lointain. En ce sens, ils soutiennent l'hypothèse d'efficacité des marchés.

En revanche, des auteurs comme Fama et French (1988) et Porterba et Summers (1988) soutiennent qu'il est possible de prédire les rendements futurs en se basant sur les rendements observés dans les périodes précédentes. Balvers et al (2000) rejettent l'hypothèse des marchés efficients, dans leurs travaux sur un panel de 16 pays de l'OCDE plus Hong Kong et Singapour. Dans le cadre de leur étude, les cours boursiers ne se comportent donc pas comme un processus de marche aléatoire, ce qui suggère l'existence d'un retour vers la moyenne des valeurs des

indices sur le long terme de 1969-1996. Toutefois, leur modèle utilisant des séries annuelles capture uniquement les chocs sur le long terme, en négligeant les effets de court terme. Chaouachi (2005) met en évidence un phénomène de mémoire longue au niveau de la rentabilité du pétrole et de sa volatilité. Ainsi, les chocs informationnels auraient des conséquences plus durables sur la volatilité. D'autres auteurs tels que, Ding et al (1993) trouvent la persistance de la volatilité des cours boursiers grâce aux processus de mémoire longue. Hiemstra et Jones (1997), Barkoulas et al (1999) et Henry (2002) confirment ces résultats qui indiquent la présence de longue mémoire sur les rendements des séries boursières. Leurs travaux suggèrent donc qu'il y aurait un certain intérêt à modéliser les rendements en tenant compte de l'existence d'une dépendance de long terme. De même Grira et Chaker (2000) pour un échantillon de 16 pays sur données de panel, obtiennent la présence de mémoire longue dans les séries de rendement boursier. Ces résultats montrent l'intérêt des processus de mémoire longue. Ils offrent selon eux, la possibilité aux acteurs des marchés financiers de spéculer sur les valeurs futurs des cours et de faire des profits anormaux conduisant à l'inefficience du marché.

Pour Hamilton et Susmel (1994), le modèle à changement de régime capture mieux les effets sur les rendements que les modèles ARCH ou GARCH. En fait l'introduction des modèles non linéaires permet de définir le comportement des séries en tenant compte des valeurs passées de la série et d'analyser les effets de seuil. C'est le cas des modèles autoregressifs à seuil (TAR) et à transition lisse de type STAR (Chan et Tong, 1986 ; Luukkonen, Saikkonen et Treasvirta, 1988). Sur le plan empirique, en utilisant les modèles STAR, Sarantis (2001) a analysé l'évolution des séries de rentabilités boursières des pays du G7, prises annuellement. Jawadi et Koubbaa, Y. (2007) quant à eux, ont étudié le comportement des séries de rentabilités boursières du CAC40 et du S&P500 en utilisant des processus à transition lisse. Il ressort de ses études que comparés aux modèles AR linéaires, les processus STAR sont plus à même de restituer fidèlement l'asymétrie et la persistance qui caractérisent les données boursières, les imperfections, les distorsions ainsi que, les effets d'inertie provoqués par les coûts de transaction. Dans l'ensemble, l'hypothèse de linéarité a été réfutée par les auteurs, au profit de celle non-linéaire de type STAR. Pour ces auteurs, ces processus sont non seulement efficaces pour capter et expliquer l'inefficience des marchés, mais plus encore, permettent une caractérisation de la dynamique alternative du processus non-linéaire fournissant les informations boursières étudiées. Usman et al., (2018) révèlent au contraire les limites des modèles STAR et la performance des modèles linéaires autorégressifs (AR) dans la prévision des indices boursier dans le secteur du tourisme et loisir.

Au regard de ce qui précède les séries financières de prix et de rendement ont des fondements théoriques (chartistes contre fundamentalistes) et suivent certaines propriétés.

1.2. Cadre théorique

La théorie des anticipations rationnelles est le fondement de l'hypothèse d'efficacité des marchés. C'est l'application des anticipations rationnelles au mode de formation des prix des actifs financiers. Cette théorie d'efficacité des marchés s'appuie sur le postulat selon lequel le prix des actifs sur les marchés financiers reflète l'intégralité de l'information disponible. L'hypothèse d'efficacité des marchés considère que l'anticipation du prix futur est égale à la meilleure prévision possible du prix futur, compte tenu de toute l'information disponible au moment où l'anticipation est formée. Autrement dit, les anticipations de marché à propos du prix futur de l'actif considéré sont supposées rationnelles, ce qui signifie que :

$$P_{t+1}^e = P_{t+1}^0 \quad (1)$$

Le taux de rentabilité anticipé de l'actif R^e est donc égal à la meilleure prévision possible du taux de rentabilité R :

$$R^e = R \quad (2)$$

Toutefois dans la pratique, il est impossible d'observer R^e ou P_{t+1}^e . Mais l'analyse en termes d'offre et de demande permet de déterminer la rentabilité anticipée d'un actif financier comme le résultat d'une condition d'équilibre : la rentabilité anticipée d'un actif, R^e , est égale à la rentabilité d'équilibre, R^* , qui égalise l'offre et la demande pour cet actif. Soit :

$$R^e = R^* \quad (3)$$

Cette équation indique que le prix actuel d'un actif sur un marché financier est tel que la prévision optimale du taux de rentabilité utilisant toute l'information disponible est égale à la rentabilité d'équilibre de l'actif. Ce qui signifie que sur un marché efficace, le prix d'un actif reflète toute l'information disponible.

2. Données et modélisation

2.1. données

Nos données d'indices de la BRVM Composite qui couvrent la période du 03/01/2005 au 19/08/2021 proviennent de la Bourse des Valeurs Mobilières. Il s'agit de données journalières susceptibles de capter des informations plus récentes permettant d'offrir des opportunités d'investissement à exploiter. Nous utilisons le rendement des indices de la BRVM Composite, résultat de la différence entre le logarithme de l'indice de la période courante et celui de la période précédente.

2.2. Modélisation

En fonction de leur périodicité, les séries de prix d'actifs et de rendements présentent généralement un certain nombre de propriétés similaires. Soit p_t le prix d'un actif à la date t et r_t le logarithme du rendement correspondant:

$$r_t = \log(p_t) - \log(p_{t-1}) = \log(1 + R_t) \quad (4)$$

où $R_t = \frac{(p_t - p_{t-1})}{p_{t-1}}$ désigne la variation relative des prix.

Considérons à titre d'exemple l'indice BRVM Composite observé en clôture sur la période du 03/01/2005 au 24/11/2018 ainsi que le rendement quotidien associé (figures 2 et 3). Les processus stochastiques p_t associés aux prix d'actif sont généralement non stationnaires, tandis que les processus associés aux rendements sont compatibles avec la propriété de stationnarité. En outre les autocorrélations de la série r_t sont souvent très faibles (hypothèse de bruit blanc). Or l'absence d'autocorrélation des rendements renvoie à la notion d'efficience. Sous l'hypothèse de marchés efficients, le cours p_t d'une action incorpore toutes les informations pertinentes. Ce que l'on entend par information renvoie ici aux différentes formes (faibles, semi-forte et forte de l'efficience). Autrement dit, l'hypothèse d'efficience du marché implique en effet que les rendements anticipés d'équilibre corrigés du risque ne sont pas prévisibles.

Quelle que soit la définition retenue, les cours ne peuvent varier entre t et $t + 1$ qu'en raison de l'arrivée de « nouvelles » non anticipées. Sous l'hypothèse d'anticipations rationnelles, les erreurs de prévisions définies par $\varepsilon_{t+1} = P_{t+1} - E_t P_{t+1}$ doivent être nulles en moyenne et ne doivent être corrélées avec aucune information de l'ensemble Γ_t d'information disponible à la date t . Cette dernière propriété se nomme « propriété d'orthogonalité ». Or, il est possible de démontrer que si ε_t est auto-corrélé alors la propriété d'orthogonalité n'est pas respectée. Par exemple, supposons ε_t suit un processus AR(1), $\varepsilon_{t+1} = \rho\varepsilon_t + v_t$ où v_t désigne un bruit blanc. L'erreur de prévision $P_{t+1} - E_t P_{t+1}$ ou profit non anticipé, est connu en partie à la date t et par conséquent forme une partie de Γ_t , c'est-à-dire $E(\varepsilon_{t+1}/\Gamma_t) \neq 0$. Ce qui signifie que, l'erreur de prévision à la date t améliore les prévisions à la période suivante et donc aide à prévoir le cours de la date $t + 1$.

On applique souvent l'hypothèse de marchés efficients aux rendements des titres r_t . L'efficience informationnelle implique alors que personne ne peut dégager de profit anormal en achetant et en revendant un titre.

Ainsi, on retrouve la même équation que précédemment pour les rendements:

$$r_{t+1} = E_t r_{t+1} + \varepsilon_{t+1} \quad (5)$$

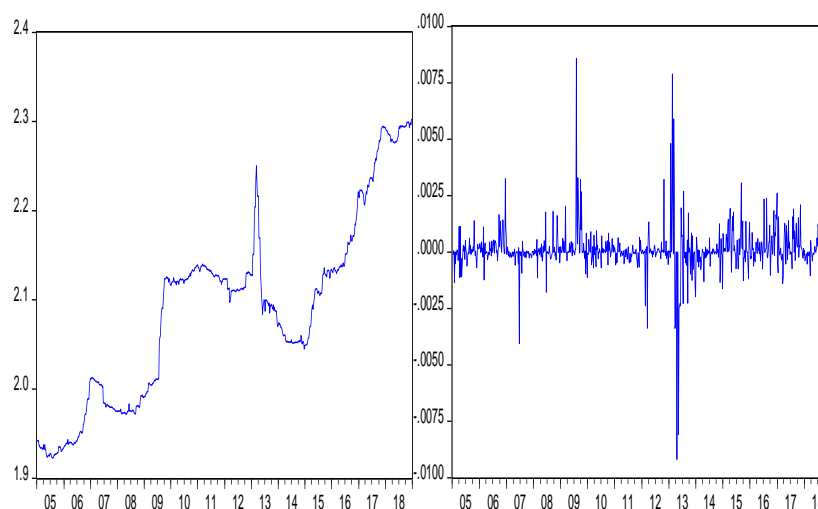
où l'erreur de prévision ε_{t+1} vérifie $E(\varepsilon_{t+1}) = 0$. Les rendements réels vont être tantôt inférieurs, tantôt supérieurs aux rendements anticipés, mais en moyenne les rendements non anticipés ε_{t+1} sont nuls. Sous l'hypothèse d'anticipation rationnelle, les rendements non anticipés vérifient en outre une condition d'orthogonalité par rapport à un ensemble d'information Ω_t . Tout comme pour le cours, la présence d'une autocorrélation des rendements r_t constitue une violation de l'hypothèse de marchés efficients sous l'hypothèse d'anticipation rationnelle. En revanche, l'hypothèse de marchés efficients n'impose a priori aucune restriction sur la forme des moments supérieurs à un de la distribution de ε_t . Par exemple, la variance de ε_{t+1} peut être liée avec ses valeurs passées tout en respectant l'efficience informationnelle. L'hypothèse d'anticipation rationnelle n'impose des restrictions que sur le premier moment de ε_t . On vérifie sur nos données relatives à l'indice BRVM Composite l'absence de corrélations des rendements. Ces différentes propriétés énoncées précédemment offrent un cadre pour la modélisation afin de tester l'hypothèse de marché efficient en ce qui concerne les marchés boursiers.

3. Faits stylisés

3.1. Evolution de l'indices BRVM Composite

Dans l'UEMOA depuis la mise en place de la Bourse des Valeurs Mobilières les indices de la BRVM sont soumis à de nombreuses fluctuations entre 2005-2021 même si on remarque à partir de 2015 une tendance à la hausse. Cette tendance à la hausse des cours ces dernières années traduit l'engagement des autorités de passer d'une économie d'endettement à une économie de marché financier (Renversez, 2008). Dans un climat d'incertitude, cette hausse des indices n'a pas suffi pour améliorer le rendement des titres par rapport aux périodes 2009 (0.86%) et 2013 (0.76%) où les rendements boursiers dans l'union connaissent leur « pic » (graphique de droite). Il existe sans doute des comportements hétérogènes des investisseurs (« chartistes » contre « fundamentalistes ») en présence des coûts de transaction et des asymétries de l'information qui jouent sur la rentabilité.

Graphique 1 : Logarithme de l’indice BRVM composite et rendement du logarithme de l’indice BRVM composite 2005-2021



Source : Auteur

Le graphique précédent du logarithme de l’indice BRVM (à gauche) suggère la propriété de non stationnarité des séries boursières. En revanche, le graphique des rendements (à droite) nous laisse présager que les rendements de l’indice BRVM sont stationnaires. Par contre l’existence probable d’effets de saisonnalité dans la série des logarithmes des indices boursiers nous conduit à vérifier un éventuel « effet de Janvier ».

3.2. Vérification de l’ « effet Janvier »

Notre analyse descriptive des logarithmes de l’indices boursiers BRVM Composite du 03/01/2005 au 23/11/ 2018 atteste l’absence d’un « effet Janvier ». Dans le mois de Janvier l’indice moyen en logarithme est 2.245 alors que celui des autres mois vaut 2.259.

Tableau 1: Illustration de l’« effet Janvier »

Indice moyen par mois (logarithmes de la BRVM Composite)		
Période	Janvier	Autres Mois
03/01/2005 au 23/11/ 2018	2.245	2.259

Source : calculs auteur

Cette absence de l’effet Janvier est confirmée, selon nos calculs, par le rendement moyen le plus élevé de l’indice boursier de la BRVM Composite enregistré dans le Mois de Septembre (0.013%). Par ailleurs, le Mois de Février enregistre le rendement moyen le plus faible de l’indice boursier (-0.016%). D’après notre échantillon, les investisseurs dans l’UEMOA n’ont pas tendance à vendre les titres en fin d’année pour rendre leur moins-value fiscalement déductible.

4. Présentation et discussion des résultats

4.1. Analyse descriptive et tests préliminaires

4.1.1. Analyse descriptive des tests de normalité des rendements des indices de la BRVM

Du 03/01/2005 au 23/11/ 2021 le rendement moyen de l'indice boursier de la BRVM Composite est de 0.01% avec une dispersion autour de la moyenne de 0.10%. Au cours de cette période le rendement le plus élevé est 0.85% et le plus bas de -0.90%. Le rendement a été autant de temps en dessous des 0.00% qu'au-dessus. De plus le coefficient d'asymétrie (Skewness) est positif égal à 0.094. Ce qui signifie que la partie droite de la distribution de la fonction de densité est légèrement supérieure à la partie gauche. Un Skewness égal à zéro représente une distribution strictement symétrique comme la loi normale. Le kurtosis qui permet de connaître le niveau d'aplatissement d'une densité, dans notre cas est égal à 33.17. Ce qui est très loin du kurtosis d'une loi normale égale à 3. Le test de Jarque-Bera dont la *p-value* est largement en dessous du seuil de 5% indique que nos données ne suivent pas une loi normale.

Tableau 2: Statistiques descriptives des rentabilités de la BRVM Composite

	Moyenne	Ecart-type	Max	Min	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera
RLBRVM	0.0001	0.0010	0.0085	-0.0091	0.0947	33.1759	27698.17

Source : estimations de l'auteur

4.1.2. Tests de stationnarité

Les tests d'ADF, Phillips Perron et KPSS confirment notre intuition. Les rendements de l'indice BRVM Composite n'ont pas de racine unitaire, ils sont donc bien stationnaires à niveau. En revanche, le logarithme des indices BRVM Composite sont stationnaire en différence première.

Tableau 3: Résultats des tests de stationnarité

Variables	En niveau			En différence première		
	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS
BRVM	-0.883	-0.203	1.314	-8.127 ^(***)	-23.044 ^(***)	0.119 ^(***)
RLBRVM	-8.332 ^(***)	-24.575 ^(***)	0.092 ^(***)	--	--	---

Note : (***) significatif au seuil de 1%

Source : estimations de l'auteur

Sur la base des propriétés des séries de rentabilités boursières nous estimons les modèles linéaires suivant le processus ARIMA. En vue de vérifier empiriquement l'hypothèse

d'efficience de marché boursier dans l'UEMOA nous donnons les résultats d'estimations des modèles linéaires.

4.1.2. Choix de l'ordre d'autocorrélation

Notre série RLBRVM étant stationnaire, l'étape suivante est l'analyse de la fonction d'autocorrélation et la fonction d'autocorrélation partielle à l'aide du corrélogramme pour déterminer les paramètres p et q du modèle. Les ordres p et q représentent le nombre de retards à introduire respectivement pour un modèle AR(p) et MA(q). Le processus analysé présente un seul pic significatif au niveau du troisième décalage des corrélogrammes des fonctions d'autocorrélation et d'autocorrélation partielle. Ce qui traduit, respectivement, la présence d'un processus de moyenne mobile d'ordre q=3 (MA(3)) et d'un processus autorégressif d'ordre p=3 (AR(3)). Par ailleurs notre série étant stationnaire à niveau (I(0)), n. Nous pouvons alors envisager un processus ARIMA (3, 3,0). D'où notre modèle se présente comme suit :

$$RLBRVM_t = \alpha_1 RLBRVM_{t-3} + \alpha_2 \varepsilon_{t-3} + \varepsilon_t \quad (6)$$

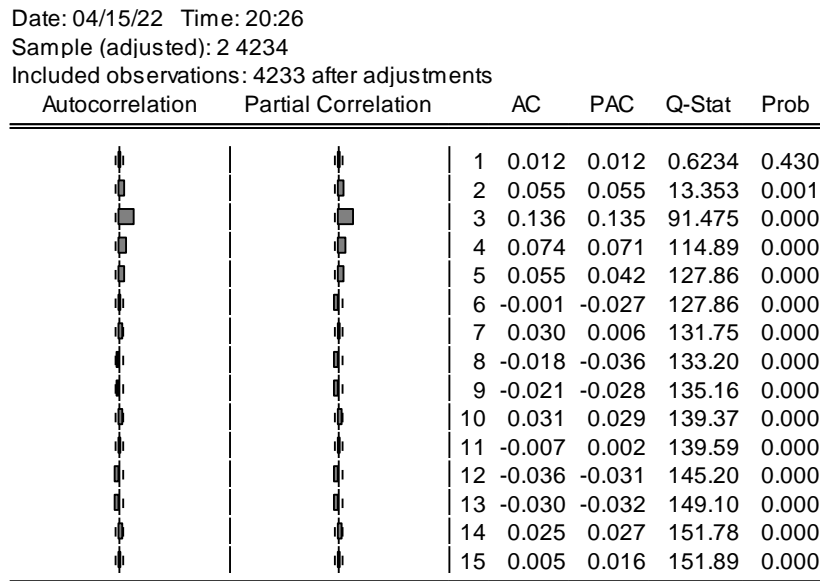
Où α_1 et α_2 les coefficients à estimer, et ε_t est un bruit blanc.

Tableau 4 : Choix du retard optimal

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	19965.84	NA	3.82e-08	-11.40465	-11.40113	-11.40339
1	30797.36	21644.49	7.87e-11	-17.59004	-17.57948	-17.58627
2	37793.62	13972.53	1.45e-12	-21.58447	-21.56688	-21.57819
3	38328.63	1067.878	1.07e-12	-21.88782	-21.86319	-21.87903
4	38422.55	187.3550	1.02e-12	-21.93919	-21.90751	-21.92789
5	38504.15	162.6836	9.72e-13	-21.98352	-21.94480	-21.96970
6	38543.08	77.56885	9.53e-13	-22.00347	-21.95772*	-21.98714*
7	38548.00	9.803438*	9.52e-13*	-22.00400*	-21.95121	-21.98516
8	38551.66	7.290076	9.53e-13	-22.00381	-21.94398	-21.98245

Source : estimation de l'auteur

Figure 1: le corrélogramme de RLBRVM sur la période 2005-2021



Source : estimations de l'auteur

L'étape suivante est l'estimation des coefficients du modèle optimale de notre série de logarithme du rendement boursier représentée par un processus ARMA(3, 3, 0). Dans cette étape le coefficient estimé n'est pas statistiquement significatif d'après la *p-value* ($0.75 > 0.05$). Toutefois, la statistique de Durbin-Waston (2.00) suggère une absence d'autocorrelation des erreurs indiquant un bon ajustement du modèle. Le modèle peut se présenter comme suit :

$$RLBRVM_t = 0,019RLBRVM_{t-3} + 0,119\varepsilon_{t-3} + \varepsilon_t \quad (7)$$

L'étape suivante consiste à analyser les résidus et de vérifier les hypothèses de bruit blanc.

Figure 2: estimation des coefficients du modèle ARMA(3, 3, 0) de RLBRVM sur la période 2005-2021

Dependent Variable: RLBRVM
 Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
 Date: 04/15/22 Time: 21:12
 Sample: 2 4234
 Included observations: 4233
 Convergence achieved after 64 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(3)	0.019425	0.061960	0.313513	0.7539
MA(3)	0.119057	0.064471	1.846658	0.0649
SIGMASQ	1.45E-05	1.25E-07	115.8700	0.0000
R-squared	0.018497	Mean dependent var		7.14E-05
Adjusted R-squared	0.018033	S.D. dependent var		0.003843
S.E. of regression	0.003808	Akaike info criterion		-8.302543
Sum squared resid	0.061348	Schwarz criterion		-8.298042
Log likelihood	17575.33	Hannan-Quinn criter.		-8.300952
Durbin-Watson stat	2.008037			
Inverted AR Roots	.27	-.13-.23i	-.13+.23i	
Inverted MA Roots	.25+.43i	.25-.43i	-.49	

Source : estimation de l'auteur

La validation du modèle précédent est conditionnée par l'absence d'autocorrélation des erreurs, ces erreurs doivent avoir le caractère d'un bruit blanc. L'examen du bruit blanc s'effectue à l'aide d'un corrélogramme des résidus. Cette étape correspond à celle du diagnostic qui consiste à la validation du modèle.

4.1.3. Analyse des résidus

Le graphique aussi bien de la fonction d'autocorrélation que de la fonction d'autocorrélation partielle n'indique pas de pics significatifs. Il n'existe donc pas d'autocorrélation significativement différente de 0. Aucun terme n'est extérieur aux intervalles de confiance. La statistique de Ljung-Box (Q-Stat) a une probabilité critique de 0.002 ($p\text{-value} < 0.05$). On rejette l'hypothèse de bruit blanc ce qui remet en cause la validité de notre modèle.

Figure 3 : corrélogramme des résidus du modèle ARMA(3,3,0)

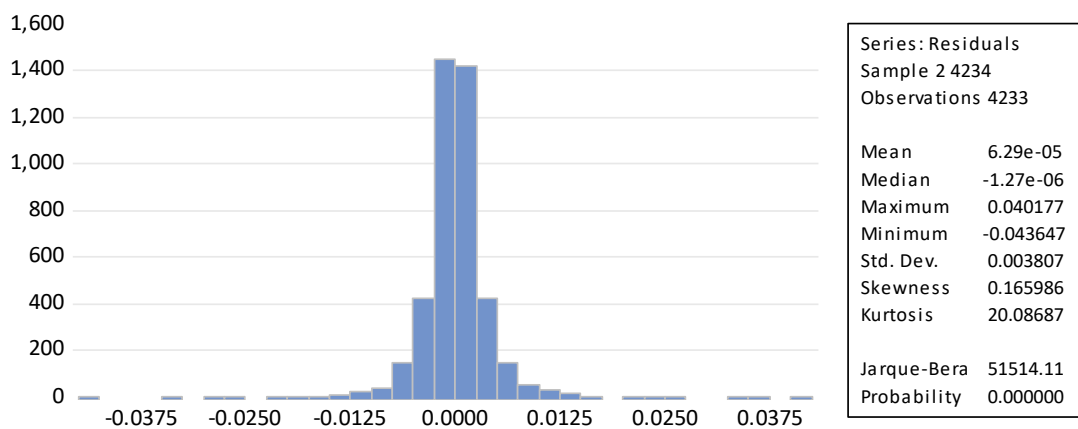
Date: 04/15/22 Time: 21:55
 Sample (adjusted): 2 4234
 Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA terms

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	-0.004	-0.004	0.0844		
2	0.048	0.048	9.9407		
3	-0.000	0.000	9.9408	0.002	
4	0.073	0.070	32.282	0.000	
5	0.052	0.053	43.826	0.000	
6	-0.001	-0.008	43.835	0.000	
7	0.016	0.011	44.907	0.000	
8	-0.025	-0.029	47.497	0.000	
9	-0.017	-0.026	48.666	0.000	
10	0.034	0.034	53.581	0.000	
11	-0.008	-0.007	53.824	0.000	
12	-0.035	-0.036	59.006	0.000	
13	-0.036	-0.030	64.491	0.000	
14	0.027	0.026	67.482	0.000	
15	0.006	0.008	67.641	0.000	

Source : estimations de l'auteur

Le test de Jarque-Bera de la figure suivante indique que le processus ne suit pas une loi normale avec une probabilité de 0.000 ($p\text{-value} < 0.05$).

Figure 4 : Normalité des résidus



Source : estimations de l'auteur

4.2. interprétation des résultats

Les différentes étapes franchies pour estimer le modèle ARIMA et les tests sur les résidus proposés par Ljung-Box (1978) suggèrent que les cours boursiers dans l'espace UEMOA ne suivent pas une marche aléatoire. Autrement dit le marché boursier des pays membres de l'union n'est pas efficient en s'appuyant sur la forme faible de l'hypothèse d'efficience de marché. Les accroissements de rendements boursiers ne sont pas indépendants d'une période à l'autre. Il est donc possible de prévoir l'évolution des cours boursiers en particulier celui de l'indice BRVM Composite avec décalage de trois jours. Ce qui pourrait les écarter davantage de leur valeur d'équilibre. Cette situation peut être rattachée à l'existence des asymétries de l'information, aux coûts de transaction encore élevés et à la disparité des anticipations des acteurs du marché. De même la capacité limitée des investisseurs à prendre en compte et à traiter toutes les informations disponibles implique des erreurs de jugement pouvant faire croire à un comportement irrationnel de leur part.

Conclusion

Pour comprendre dans quelle mesure les prix ou le rendement des titres de la BRVM s'écarte de leur valeur fondamentale du marché boursier nous adoptons la méthodologie de Box et Jenkins qui s'appuie sur le processus ARIMA. Nos résultats ne sont pas favorables à l'hypothèse de la marche aléatoire. Dit autrement, le marché boursier de l'UEMOA n'est pas efficient au point où les opportunités de profit seraient encore énormes pour les investisseurs. Au regard de nos résultats, nous recommandons, l'amélioration de l'accès à l'information boursière, à travers :

- La diffusion des rapports trimestriels, semestriels et annuels des entreprises cotées,
- Le suivi des assemblées générales permettant de prendre le pouls des activités des entreprises,
- La mise à la disposition des actionnaires en temps réel, d'informations (chocs positifs ou négatifs importants) par différents canaux.

Ce qui peut contribuer non seulement à réduire les coûts de transaction et permettre aux opérateurs d'accroître leurs opportunités de gain mais également faire de la BRVM un potentiel levier de croissance économique. Aussi, nos prochains travaux pourraient-ils s'orienter vers l'apport de ce type de marché à la croissance économique.

BIBLIOGRAPHIE

1. Articles de revues

ACCUEIL ECOFIN. (2023, 3 janvier). Agence Ecofin. <https://www.agenceecofin.com/>

Akın, U., Siyasal B. (2012). Structure non-linéaire du taux de change et une proposition de modélisation. *SBF Dergisi*, Cilt 67, No. 4, 2012, s.147 - 171

Anderson, H. (1997). Transaction Costs and Nonlinear Adjustment Towards Equilibrium in The US Treasury Bill Markets. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 59, pp.465-484.

Arouri, M., & Jawadi F. (2012). Sources d'inefficience et ajustement asymétrique des cours boursiers. *La Revue des Sciences de Gestion, Direction et Gestion* n° 258 – Finance.

Attijari Global Research. (Août 2023). Rapport annuel, Résultats des sociétés cotées à la BRVM.

Balvers, R., Wu, Y., & Gilliland, E. (2000). Mean reversion across national stockmarkets and parametric contrarian investment strategies. *The Journal of Finance*, vol. 55, n° 2, pp. 745-772.

Barkoulas J., Labys W.C., & Onochie J. (1999). Long memory in commodity futures prices. *Financial Review*: 117-132.

Box, G.E.P. & Jenkins, G.M. (1976). *Time Series Analysis : Forecasting and Control*, Holden-Day, San Francisco.

Box, G.E.P., & Pierce, D.A. (1970). Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Moving Average Time Series Models. *Journal of the American Statistical Association*, vol. 65.

BRVM - Bourse régionale des valeurs mobilières /. (s. d.). <https://www.brvm.org/>

BRVM (2015). Rapport Annuel. www.brvm.org

Chan, K.S., & Tong, H. (1986). On the estimation of thresholds in autoregressive models. *Journal d'analyse des séries chronologiques*, 7, 179-190.

De Grauwe, P., & Grimaldi, M. (2005). Heterogeneity of Agents, Transaction Costs and the Exchange Rate. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.29, 4, April, pp.691-719.

Dickey, D., & Fuller, W. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with unit root. *Econometrica*, 49 (4), 1057-1072.

- Ding, Z., Granger, C. W., & Engle, R. F. (1993). Une longue mémoire des rendements boursiers et un nouveau modèle. *Journal de finance empirique* 1, 83-106.
- Dumas, B. (1992). Dynamic Equilibrium and the Real Exchange Rate in Spatially Separated World. *Review of Financial Studies*, 5: 153-80.
- Engle, R.F., & Granger, C.W.J. (1987). Cointegration and Error Correction : Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, Vol. 55, n°, pp. 251-276.
- Escribano, A. (1997). Nonlinear Error Correction: the Case of Money Demand in the U.K (1870-1970). Working Paper. Université de Carols III, Madrid.
- Escribano, A., & Jordá, O. (1997). Improved testing and specification of smooth transition regression models. Universidad Carlos III de Madrid. Departamento de Estadística. Working Papers. Statistics and Econometrics. <http://hdl.handle.net/10016/6218>
- Fama, E. (1970). Efficient Capital Market : A Review of Theory and Empirical Work. *Journal des finances*, 25, 382-417. <https://doi.org/10.2307/2325486>
- Fama, E. F. (1965). The Behavior of Stock Market Prices. *Journal of Business*, Vol. 38, n° 1, pp. 31-105.
- Flood, R., & Taylor, M. (1996). Exchange Rate Economics: What's Wrong with the Conventional Macro Approach?. NBER Chapters, in: *The Microstructure of Foreign Exchange Markets*, pages 261-302 National Bureau of Economic Research, Inc.
- Forbes, K., & Rigobon, R. (2000). Contagion in Latin America : Definitions, Measurements and Policy Implications. NBER Working Paper, n° 7885.
- Forbes, K., & Rigobon, R. (2002). No Contagion, Only Interdependence : Measuring Stock Markets Comovements. *The Journal of Finance*, pp.2223-2261.
- Frankel, J.A., & Froot, K.A. (1986). Understanding the US Dollar in the Eighties: the Expectations of Chartists and Fundamentalists. *Economic Record*, 62, (special issue): 24-38.
- Franses, P., & van Dijk, D. (2000). *Nonlinear Time Series Models in Empirical Finance*. Cambridge University Press. <http://hdl.handle.net/1765/2125>.
- French, K. (1980). Stock market returns and the weekend effect. *Journal of Financial Economics*, 8, 55-69. [http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X\(80\)90021-5](http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X(80)90021-5)

French, K.R., & Roll, R. (1986). Stock return variances: The arrival of information and the reaction of traders. *Journal of Financial Economics*, Volume 17, Issue 1, 1986, Pages 5-26, [http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X\(86\)90004-8](http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X(86)90004-8)

Gibbons, M., & Hess, P. (1981). Day of the week effects and asset returns. *Journal of Business*, 54, 579-596. <http://dx.doi.org/10.1086/296147>

Goetzmann, W. N., & Jorion P. (1993). Testing the Predictive Power of Dividend Yields. *Journal of Finance*, 1993, Volume 48, pp 663-679.

Goetzmann, W.N., Li, L., & Rouwenhorst, K.G. (2001). Long-term Global Market Correlations. National Bureau of Economic Research Working Paper series number 8612. <https://doi.org/10.3386/w8612>.

Granger, C., & Terasvirta, T. (1993). *Modelling Non-linear Economic Relationships*. Oxford University Press. <https://ideas.repec.org/b/oxp/obooks/9780198773207.html>.

Griira, A., & Chaker, A. (2000). Efficience informationnelle, dynamique des rendements boursiers et apport des processus de mémoire longue : fondements théoriques et validation internationale. Document de travail de l'Institut Supérieur de Gestion de Tunis.

Guégan, D. (2007). La persistance dans les marchés financiers. *Banque et Marchés*, n° 90, Septembre – Octobre, pp.1-10.

Hamilton, J.D., & Susmel, R. (1994). Autoregressive conditional heteroscedasticity and regime change. *Journal of Econometrics*, 64, 307-333.

Hiemstra, C., & Jonathan, D. J. (1997). Another look at long memory in common stock market returns. *Journal de la finance empirique*, Volume 4, Pages 373-401. <https://api.semanticscholar.org/CorpusID:55319788>

[http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)90067-1](http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076(94)90067-1)

<https://api.semanticscholar.org/CorpusID:154393305>

<https://doi.org/10.1111/j.1467-9892.1986.tb00501.x>

Jawadi, F., & Koubbaa, Y. (2007). Dynamique non linéaire des marchés boursiers du G7: une application des modèles STAR. *Finance*, Vol.28, n° 1, pp. 29-74. <https://doi.org/10.3917/fina.281.0029>

Jawadi, F., & Prat, G. (2008). Nonlinear Stock Price Adjustment in the G7 Countries. Communication presented in the 21th Australian Conference of Banking and Finance, December, 16-18, Sydney.

Kaminsky, G. & Reinhart, C. (2000). On crises, contagion, and confusion. *Journal of International Economics*. Volume 51, Issue 1, 2000. Pages 145-168. ISSN 0022-1996. [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(99\)00040-9](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(99)00040-9).

Keim, Donald B. (1983). Size-related anomalies and stock return seasonality: Further empirical evidence. *Journal of Financial Economics*, Volume 12, Issue 1, 1983, Pages 13-32, ISSN 0304-405X, [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(83\)90025-9](https://doi.org/10.1016/0304-405X(83)90025-9).

Leybourne, S., Newbold, P., & Vougas, D. (1998). Unit roots and smooth transitions. *Journal of Time Series Analysis*, 19, 83–97.

Lin, Chien-Fu, J., & Teräsvirta, T. (1994). Testing the Constancy of Regression Parameters Against Continuous Structural Change. *Journal of Econometrics*, 62, 211–228.

Ljung, G.M., et Box, G.E. (1978). On a measure of the lack of fit in time series models. *Biometrika*, Oxford University Press, [Vol. 65, n° 2 \(août 1978\), p. 297-303](#).

Luukkonen, R., & Saikkonen, P. (1988). Lagrange Multiplier Tests for Testing Nonlinearity in Time Series Models. *Scandinavian Journal of Statistic*, Vol. 15, pp.65-68.

Luukkonen, R., Saikkonen, P., & Teräsvirta T. (1988). Testing Linearity Against Smooth Transition Autoregressive Models. *Biometrika*, 75, 491–499.

Malkiel, B. G. (2003). The Efficient Market Hypothesis and Its Critics. *Journal of Economic Perspectives*, vol. 17, n°1, hiver, pp. 59-82.

Nelson, C. R., & Kim, M. J. (1993). Predictable Stock Market Returns: The Role of Small Sample Bias. *Journal des finances*, volume 48, pp 641-661. <https://api.semanticscholar.org/CorpusID:153899698>

Obstfeld, M. & Taylor, A. (1997). Nonlinear Aspects of Good-Markets Arbitrage and Adjustment: Heckscher's Commodity Points Revisited. *Journal of the Japanese and International Economies*, 11: 441-479.

Orléan, A. (1990). Le Rôle des Influences Interpersonnelles dans la Détermination des Cours Boursiers. *Revue économique*, 41(5): 839-868.

- Orléan, P. (1986). Mimétisme et Anticipations Rationnelles : Une Perspective Keynésienne. *Recherches Economiques de Louvain*, 52(5): 45-66.
- Poterba, J. M. & Summers, L. H. (1988). Mean reversion in stock prices: Evidence and Implications. *Journal of Financial Economics*, Vol 22, Issue 1, 1988, pp 27-59, ISSN 0304-405X, [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(88\)90021-9](https://doi.org/10.1016/0304-405X(88)90021-9).
- Renversez, F. (2008). De l'économie d'endettement à l'économie de marchés financiers. *EconomiX Working Papers 2008-15*, Université Paris Nanterre, EconomiX.
- Rozeff, M. S. & Kinney, W. R. (1976). capital market seasonality: the case of stock returns. *journal of financial economis* n°3 PP 379-402.
- Samira, K. (2011). [*Memoire Online - Analyse des séries chronologiques. les modèles ARCH et GARCH - Samira Kerdouci*](#)
- Sarantis, N. (2001). Nonlinearities, Cyclical Behavior and Predictability in Stock Markets: International Evidence. *International Journal of Forecasting*. [https://doi.org/10.1016/S0169-2070\(01\)00093-0](https://doi.org/10.1016/S0169-2070(01)00093-0).
- Taylor, M.P., Sarno, L. & Peel, D. (2001). Nonlinear mean-reversion in real exchange rates: towards a solution to the purchasing power parity puzzles. *International Economic Review* 42, 1015-42.
- Terasvirta, T. (1994). Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models. *Journal of American Statistical Association*, [*Vol. 89, n° 425 \(mars 1994\)*](#), p. 208-218 (11 pages). <https://doi.org/10.2307/2291217>.
- Teräsvirta, T., & al. (2005). « Linear models, smooth transition autoregressions, and neural networks for forecasting macroeconomic time series: a re-examination ». *Int J Forecast.*21:755-774. <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0169207005000464>.
- Usman, M., Tuba, S., & Guven, S. (2018). Forecasting performance of smooth transition autoregressive (STAR) model and leisure stock index. *The Journal of Finance and Data Science* 1-10.
- Van Dijk, D., Teräsvirta, T., & Franses, P. (2002). Smooth Transition Autoregressive Models- A Survey of Recents Developments. *Econometric Reviews*, 21, pp.1-47.

Wang & al. (2007). Testing for contagion under asymmetric dynamics : Evidence from the stock markets between US and Taiwan. [Physica A : Statistical Mechanics and its Applications](#), Elsevier, vol. 376(C), pages 422-432.

Yang, J. & Bessler, D. (2008). Contagion around the October 1987 stock market crash. *European Journal of Operational Research*. 184. 291-310. 10.1016/j.ejor.2006.04.046.

2. Livres

Aglietta, M. (2008). *Macroéconomie financière*. La Découverte.
<http://doi.org/10.3917/dec.aglie.2008.01>

Aglietta, M. (2001). *Macroéconomie financière : crises financières et régulation monétaire*. Repères, Editions La Découverte.

Bourbonnais, R. & Terraza, M. (2016). Processus à mémoires longues et processus non linéaires. (pp. 281-320). Paris Dunod.

Escribano, Á., & Oscar, J. (1999). Improved Testing and Specification of Smooth Transition Regression Models, in *Nonlinear Time Series Analysis of Economic and Financial Data*.

Stéphane, D. (2019). *Macroéconomie financière*. Paris Dunod.

3. thèse

Chaouachi, S. (2005). *L'ajustement du taux de change vers sa valeur d'équilibre de long terme : une perspective de cointégration non-linéaire*. Université Paris-Est Créteil Val de Marne (UPEC).