

**Impact de la divulgation de l'information sur la liquidité des actions des
entreprises cotées à la BOURSE REGIONALE DES VALEURS
MOBILIERES (BRVM)**

**Impact of information disclosure on the stock liquidity of companies listed
on the Bourse REGIONALE DES VALEURS MOBILIERES (BRVM)**

N'GATTA Donald

Enseignant-Chercheur
MDE Business School – Côte d'Ivoire
Centre de Gouvernance et d'Excellence

BURDJIE Edmond

Chercheur
MDE Business School – Côte d'Ivoire
Centre de Gouvernance et d'Excellence

TUO Thomas

Consultant
MDE Business School – Côte d'Ivoire
Centre de Gouvernance et d'Excellence

Date de soumission : 28/01/2025

Date d'acceptation : 08/03/2025

Pour citer cet article :

N'GATTA. D. & AL. (2025) « Impact de la divulgation de l'information sur la liquidité des actions des entreprises cotées à la BOURSE REGIONALE DES VALEURS MOBILIERES (BRVM) », Revue Française d'Économie et de Gestion « Volume 6 : Numéro 3 » pp : 103- 127.

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



Résumé

La divulgation d'information constitue un enjeu important pour la performance et l'efficacité des marchés boursiers. La présente étude vise à examiner l'impact de la divulgation d'information sur la liquidité des actions des sociétés cotées à la Bourse Régionale des Valeurs Mobilières (BRVM), un marché régional unique desservant huit pays d'Afrique de l'Ouest. A partir d'un échantillon de trente-trois (33) entreprises cotées sur la période allant de 2007 à 2021, nous examinons empiriquement l'impact de la divulgation d'information, mesurée par le nombre de rapports publiés sur la liquidité des titres évaluée par le ratio de jours sans transactions (*Zero Trading Days*). Le modèle spécifié est un panel dynamique estimé par la méthode GMM en système en deux étapes. Les résultats montrent qu'une divulgation d'information accrue impacte positivement la liquidité. Aussi, d'autres facteurs tels que la volatilité, la taille de l'entreprise, le rendement des actifs et le nombre de SGI sur le marché impactent significativement la liquidité (négativement pour la volatilité et positivement pour les autres).

Mots-clés : Divulgation d'information ; Liquidité ; Société cotée ; BRVM ; GMM en système.

Abstract

Information disclosure represents a critical issue for stock market performance and efficiency. This study aims to examine the impact of information disclosure on stock liquidity of companies listed on the Bourse Régionale des Valeurs Mobilières (BRVM), a unique regional market serving eight West African countries. Using a sample of thirty-three (33) listed companies over the period from 2007 to 2021, we empirically investigate the impact of information disclosure, measured by the number of published reports, on stock liquidity assessed through the zero trading days ratio. The specified model is a dynamic panel estimated using the two-step system GMM method. Results show that increased disclosure positively impacts liquidity. Additionally, other factors such as volatility, firm size, return on assets, and the number of brokerage firms (SGI) in the market significantly impact liquidity (negatively for volatility and positively for the others)

Keywords: Information disclosure; Liquidity; Listed company; BRVM; System GMM.

Introduction

L'accès à l'information est une donnée critique du développement des marchés financiers. Comme l'ont souligné Fama (1970) et Grossman & Stiglitz (1980), l'information constitue un levier fondamental pour guider les décisions des acteurs des marchés financiers, notamment les investisseurs, et pour assurer une formation efficiente des prix. En outre, parce qu'elles font un appel public à l'épargne, les entreprises cotées ont un devoir d'information envers les acteurs du marché et le grand public en général.

Dans le cadre de la Bourse Régionale des Valeurs Mobilières (BRVM), cette obligation est consignée dans les instructions n° 28/2001 et 29/2001 du 27 mars 2001, relatives aux documents de fin d'exercice que les sociétés dont les titres sont cotés à la BRVM doivent transmettre au CREPMF et/ou rendre publiques. Selon ces instructions, les sociétés faisant appel public à l'épargne doivent informer les actionnaires sur les assemblées générales, le paiement des dividendes, et les modifications des statuts. Les états financiers approuvés doivent être publiés dans les 45 jours suivant leur approbation par l'assemblée générale et les sociétés doivent publier des rapports d'activité trimestriels et semestriels, accompagnés d'attestations des commissaires aux comptes.

Néanmoins, comme l'a souligné Ouattara (2017), le marché de la BRVM est confronté à une asymétrie d'information provoquée par un faible niveau de divulgation d'information. Cet état de fait persiste de nos jours. Car, selon l'avis n°131 - 2024 / BRVM / DG du 13 juin 2024, relatif au « Respect des obligations de diffusion d'informations financières par les sociétés cotées à la BRVM » (Annexe), sur les 46 sociétés cotées à la BRVM, 31 ne respectent pas les instructions relatives à la communication financière (soit 67,39% des sociétés cotées).

Ce faible niveau d'information sur la BRVM pourrait entraîner différentes conséquences parmi lesquelles un faible niveau de liquidité sur le marché. L'asymétrie d'information étant un déterminant majeur du manque de liquidité sur les marchés financiers (Diamond & Verrecchia, 1991 ; Leuz & Verrecchia, 2000), le manque d'informations publiées par les sociétés cotées pourrait accentuer l'asymétrie d'information entre ces dernières et le reste du marché et augmenter l'illiquidité sur le marché. Nous nous posons alors la question suivante : Dans quelle mesure la publication d'informations influence-t-elle la liquidité des entreprises cotées à la BRVM ?

Pour répondre à cette question, nous collectons un échantillon de trente-trois (33) entreprises cotées sur la période allant de 2007 à 2021, nous examinons empiriquement l'impact de la divulgation d'information, mesurée par le nombre de rapports publiés sur la liquidité des titres

évaluée par le ratio de jours sans transactions (*Zero Trading Days*). Le modèle retenu est un panel dynamique estimé à l'aide de la méthode GMM en système en deux étapes.

Le plan de notre article est le suivant. Dans la première partie, nous présentons une revue de littérature théorique et empirique détaillée permettant de fournir le cadre d'analyse de notre problème. La deuxième partie présente avec clarté la méthodologie adoptée et la troisième partie met en évidence les principaux résultats de l'étude. Nous concluons avec les principaux apports de notre article, les perspectives de recherche, ainsi que les limites de notre analyse.

1. Revue de littérature

La revue de littérature de cette étude s'articule autour d'une revue théorique, et d'une revue empirique qui examine les résultats des recherches antérieures sur le sujet.

1.1. Revue théorique

La littérature théorique sur l'impact de la divulgation de l'information sur la liquidité des sociétés cotées se fera à travers la théorie de l'asymétrie d'information et de la sélection adverse, et les modèles de divulgation basés sur l'association.

1.1.1. Théorie de l'asymétrie d'information et de la sélection adverse

La théorie de l'asymétrie d'information, popularisée par les économistes Akerlof (1970) et Spence (1974), explore les conséquences des différences de connaissance entre les parties impliquées dans une transaction économique. Elle stipule que dans une transaction, une partie peut avoir plus d'informations que l'autre. Cela peut entraîner des problèmes tels que la sélection adverse et le risque moral. Sur les marchés financiers, la sélection adverse se manifeste également (Wang, 2023) dans la mesure où les investisseurs ordinaires se fient aux informations publiées par les entreprises, sans accès aux informations de première main pour identifier les actions de mauvaise qualité, ce qui pourrait conduire à une mauvaise évaluation. Les entreprises de bonne qualité, sachant que leurs titres seront sous-évalués, s'abstiennent de les vendre. A l'inverse, celles de moins bonne qualité savent que leurs titres sont surévalués et vont donc vendre beaucoup pour maximiser leurs profits.

Cette asymétrie d'information sur les marchés boursiers donne lieu à la naissance de deux groupes de chercheurs distincts. Le premier s'intéresse à l'asymétrie d'information qui peut exister entre les investisseurs et les dirigeants (Leland & Pyle, 1977). Le deuxième groupe de chercheurs étudie l'asymétrie entre investisseurs (Grossman, 1976). En effet, ils s'appuient sur l'idée selon laquelle, pour un titre donné, certains investisseurs (les initiés) ont accès à des informations privilégiées auxquelles les autres (les non informés) n'ont pas accès. Les initiés

vont chercher à profiter de leur information privilégiée en achetant (ou en vendant) massivement le titre, ce qui fera augmenter (ou diminuer) le prix.

1.1.2. Modèles de divulgation basés sur l'association

Cette appellation est attribuée à Verrecchia (2001) qui établit un ensemble de dix (10) modèles étudiant l'impact de la divulgation d'informations sur les prix d'équilibre des actifs et les volumes de transaction dans les marchés de capitaux. Ces modèles sont inspirés de ceux de Glosten & Milgrom (1985) et Kyle (1985). Leur intuition est que la liquidité est une fonction décroissante du niveau d'antisélection. En effet, plus la probabilité d'avoir des investisseurs qui ont un avantage informationnel sur les autres est élevée, plus le niveau de liquidité est faible. Par conséquent, la divulgation d'information à tous les investisseurs qui interagissent sur le marché permettra de réduire le niveau d'antisélection, augmentant ainsi le niveau de liquidité. Mais selon Kim & Verrecchia (1994), lorsque les informations divulguées sont perçues différemment par les différents intervenants, il peut en résulter une augmentation de l'asymétrie d'information après la diffusion de ces informations. En fait, les investisseurs bien informés peuvent tirer davantage de renseignements de ces annonces que ceux qui sont moins informés.

1.2. Revue empirique

La revue de littérature empirique sera structurée suivant deux axes principaux : le premier axe portera sur l'environnement informationnel notamment l'impact de la divulgation d'information, et le second axe sera relatif aux déterminants traditionnels de la liquidité des titres.

1.2.1. L'environnement informationnel et la liquidité

La littérature révèle majoritairement une influence positive de la divulgation d'information sur la liquidité des marchés financiers, bien que certaines études nuancent cette conclusion. Welker (1995) étudie l'impact des politiques de divulgation sur la liquidité de 427 entreprises cotées à la Bourse de New York (NYSE). Ces entreprises sont issues de 28 secteurs différents, sur la période allant de 1983 à 1990, pendant les périodes où aucune information n'est publiée ou n'est sur le point de l'être. Les résultats indiquent que la politique de divulgation des entreprises, mesurée par le score annuel de divulgation d'information est négativement liée aux écarts entre les cours acheteur et vendeur. Plus le score de divulgation est élevé, plus proches sont les évaluations des acheteurs et des vendeurs de l'action, ce qui entraîne une meilleure liquidité de l'action. De plus, les entreprises ayant des politiques de divulgation plus solides, et donc des scores plus élevés, affichent des écarts de cours acheteur-vendeur environ 50 % inférieurs à celles ayant des politiques moins rigoureuses.

Cette conclusion est renforcée par Leuz & Verrecchia (2000) qui ont mis en évidence le rôle crucial de la transparence de l'information. Leurs travaux comparatifs sur les entreprises du marché Neuer et les entreprises cotées à la bourse de Francfort durant l'année 1998 soulignent que des environnements réglementaires exigeants en matière de divulgation d'information favorisent une liquidité accrue. De nombreuses autres études ultérieures confirment ces résultats notamment l'étude de Espinosa, Tapia & Trombetta (2008), sur 196 sociétés cotées sur la bourse de Madrid durant la période allant de 1994 à 2000 ; Heflin, Shaw & Wild (2005) avec des données de l'AIMR entre 1988 et 1992 ; Matoussi, Karaa & Maghraoui (2004), sur les sociétés cotées à la Bourse des Valeurs Mobilières de Tunis.

Si les études précédentes ont directement montré qu'il existe un lien positif entre la divulgation d'information et la liquidité, d'autres l'ont fait de façon plus indirecte. Il s'agit notamment de Bushee & Noe (2000) qui, utilisant un échantillon d'entreprises cotées sur le NYSE sur la période 1982-1996, ont exploré l'influence des pratiques de divulgation transparentes des entreprises sur l'attraction des investisseurs institutionnels. Leurs résultats montrent que les entreprises qui adoptent des pratiques de divulgation transparentes attirent davantage d'investisseurs, en particulier des investisseurs institutionnels, qui préfèrent des informations fiables et complètes. Or, plus il y a d'investisseurs institutionnels sur le marché, plus celui-ci est liquide (Blume & Keim, 2012 ; Boehmer & Kelley, 2009). Dans cette même veine, les recherches de Ng (2011) ont examiné la manière dont la divulgation d'information par les entreprises cotées sur les principales bourses américaines entre 1983 et 2008, influence l'incertitude des investisseurs et la liquidité du marché. Ils ont réussi à montrer que la divulgation d'information réduit l'incertitude perçue par les investisseurs concernant la valeur des actifs. Une information plus précise et transparente leur permet de mieux évaluer les risques et les rendements potentiels. Cela réduit le risque de liquidité et attire plus d'investisseurs, améliorant ainsi la liquidité.

Toutefois, la littérature ne présente pas un consensus parfait quant à l'impact de la divulgation d'information sur la liquidité. Certaines recherches comme celle de Loukil & Yousfi (2011) sur le marché tunisien en 2007 mettent en évidence l'absence d'effet significatif de la divulgation d'information sur la liquidité. Plus encore, Gana & Chemli (2008), montrent même une relation négative entre la liquidité et le niveau de divulgation d'information.

1.2.2. Les déterminants traditionnels de la liquidité

En plus de l'environnement informationnel, d'autres facteurs spécifiques aux entreprises déterminent également la liquidité des actions des entreprises. Des facteurs tels que la taille de

l'entreprise, la rentabilité ou le niveau d'endettement affectent la liquidité des actions étant donné qu'ils impactent également les risques encourus par l'entreprise.

Norvaisienė & Stankevičienė, (2014) ont exploré les marchés des pays baltes et ont constaté que la taille de l'entreprise et le rendement des actifs amélioraient la liquidité des actions tandis que l'effet de levier financier nuisait à la liquidité des actions. Beaupain & Durré, (2013) ont mis en évidence l'impact des indicateurs de performance financière tels que la rentabilité, l'intensité des investissements et le ratio cours-valeur comptable (*Market-to-Book*) dans l'amélioration de la liquidité du marché.

Abbassi, Hunjra, Alawi & Mehmood (2021) ont analysé le rôle de la structure de la propriété et des caractéristiques du conseil d'administration dans la liquidité du marché boursier des entreprises non financières en Asie du Sud, couvrant les pays comme le Pakistan, le Sri Lanka, le Bangladesh et l'Inde entre 2011 et 2020. En utilisant la taille de l'entreprise, l'âge et la volatilité des rendements comme variables de contrôle, ils ont constaté que la taille des entreprises avait un effet significatif sur la liquidité des actions. Cet effet positif indique que les grandes entreprises, plus expérimentées et plus anciennes, parviennent à mieux gérer l'asymétrie d'information, améliorant ainsi la liquidité des actions. En revanche, l'âge des entreprises a un effet significatif et négatif sur la liquidité des actions uniquement dans un des modèles, suggérant que la liquidité du marché boursier n'est pas directement influencée par l'ancienneté des entreprises.

La relation entre l'endettement et la liquidité des actions a été également exploré par plusieurs auteurs, révélant des résultats variés. Sidhu (2016) a examiné la relation entre l'endettement et la liquidité du marché boursier des entreprises indiennes incluses dans l'indice S&P BSE 500 entre 2009 et 2013. Les résultats empiriques soutiennent qu'un niveau de dette plus faible entraîne une plus grande liquidité boursière de l'entreprise.

En ce qui concerne la taille de l'entreprise sur le marché boursier, la littérature sur la relation entre la capitalisation boursière de l'entreprise et la liquidité suggère une relation positive (Camilleri & Galea, 2019). Cette relation positive s'explique par plusieurs facteurs tels que l'attention accrue des investisseurs (Merton, 1987), une meilleure efficacité des marchés (Gallagher & Looi, 2006) et une réduction de l'asymétrie d'information (Harris, 1994).

2. Méthodologie

2.1. Source de données et Description des variables.

Nos données proviennent de la Bourse Régionale des Valeurs Mobilières (BRVM), de Refinitiv Datastream et des sites web des entreprises cotées concernées. La période d'étude est de 15 ans,

allant de 2007 à 2021, déterminée par la disponibilité des données. Sur l'ensemble des 46 entreprises cotées à la BRVM, nous avons conservé uniquement les observations ne présentant pas de valeurs manquantes pour toutes nos variables d'intérêt. Ce sont le nombre de jours sans transactions *Zero Trading Days (ZeroTD)*, le logarithme de la capitalisation boursière (SIZE), le nombre de rapports publiés (NbRap), la volatilité (VOL), le logarithme du total des actifs (LogASSET), le Market-to-Book (MTB), le ratio dette/capitaux propres (DEBT), le rendement des actifs (ROA), le nombre de sociétés de gestion et d'intermédiation (SGI), la qualité des auditeurs (BIG4). L'échantillon final comprend trente-trois (33) entreprises cotées et 400 observations.

Dans le cadre de notre étude, nous utilisons comme les auteurs Chen, Lesmond & Wei (2007) ; Kang & Zhang (2014) ; Dick-Nielsen, Feldhütter & Lando (2012), le ratio *Zero Trading Days* comme proxy pour mesurer la liquidité sur la BRVM. Ce ratio mesure la proportion du nombre de jours où aucune transaction n'a lieu sur une année. Un jour est considéré comme étant sans transaction pour un titre donné si le volume de transaction de ce titre est nul pour ce jour. Ainsi, l'indicateur est calculé annuellement à partir des volumes de transaction journaliers.

Sa formule mathématique est donnée par : $zeroTD_t = \frac{\text{Nombre de jours sans transaction}_t}{\text{Nombre total de jours de cotation}_t}$

En ce qui concerne la divulgation de l'information, plusieurs méthodes sont généralement utilisées dans la littérature pour mesurer la divulgation de l'information. Nous pouvons citer entre autres : l'indice de divulgation, l'analyse textuelle, l'analyse du sentiment, les enquêtes sur la divulgation, les mesures basées sur le marché, les changements réglementaires affectant la divulgation, l'approche par classification et la méthode de comptage (nombre de divulgations, etc.).

Le comptage est largement utilisé dans la littérature en raison de sa flexibilité et de ses nombreux avantages. Il est reconnu pour être facile à mettre en œuvre, peu coûteux en termes de temps et de ressources financières et peut être appliqué à de larges échantillons. Cette méthode a été adoptée dans de nombreuses études notamment celles de Francis, Nanda & Olsson, 2008 ; Fu, Kraft & Zhang, 2012 et de Hassan & Marston, 2019.

Selon Hassan & Marston (2019), le comptage est une technique qui permet de prendre en compte toutes les dimensions de l'information publiée, à savoir, la qualité et la quantité. Pour toutes ces raisons, nous utiliserons la méthode de comptage comme mesure de la divulgation. Plus précisément, nous nous intéresserons au nombre de publications (rapports annuels, rapports semestriels, rapports trimestriels, états financiers, etc.) faites par chaque société cotée sur le site de BRVM chaque année.

La liquidité des actions tend à être persistante dans le temps. Des actions liquides ont plus de probabilité de demeurer liquides dans un futur proche. De même, des actions illiquides continuent à présenter une faible liquidité dans le temps. Il est donc primordial de tenir compte de cette persistance pour toute étude économétrique de la liquidité. Nous intégrons cet aspect dans notre analyse en intégrant parmi les déterminants de la liquidité le niveau de liquidité de l'année antérieure.

La volatilité est un indicateur utilisé en analyse financière pour mesurer la variation des prix ou des rendements d'un actif financier au fil du temps. Autrement dit, cet indicateur est une mesure de la variation ou de la dispersion des rendements d'un actif financier. Une volatilité élevée est synonyme des variations plus importantes, ce qui peut indiquer un niveau de risque accru. Elle est particulièrement importante aux yeux des investisseurs qui souhaitent mesurer et comprendre le niveau de fluctuation des prix ou des rendements d'un actif financier. Elle correspond à l'écart type des rendements d'un actif financier. Une plus grande volatilité de l'action réduit donc la liquidité de ladite action (Chordia, et al.,2001).

La capitalisation mesurée par le logarithme de la capitalisation boursière représente la taille de l'entreprise sur le marché boursier telle que perçue par la communauté des investisseurs. Autrement dit, elle représente la valeur totale des actions en circulation d'une entreprise, calculée en multipliant le cours de l'action par le nombre total d'actions d'une entreprise. Cet indicateur peut donner un aperçu de la stabilité, des perspectives de croissance et du profil de risque de l'entreprise. Du point de vue de l'investisseur, la capitalisation boursière joue un rôle important sur la liquidité du titre (Camilleri & Galea, 2019). Les grandes entreprises présentant une capitalisation boursière plus élevée ont tendance à être plus stables et à avoir des modèles de performance plus prévisibles, alors que les petites entreprises peuvent offrir potentiellement des gains plus élevés mais s'accompagnent d'un risque accru.

Le total actif représente l'ensemble du patrimoine ou la richesse d'une entité physique ou morale. Il s'agit en fait de ce que possède l'entreprise dans sa globalité. Le total actif comprend principalement les actifs immobilisés qui sont des biens durables (réutilisables) dont l'entreprise est propriétaire et qui sont nécessaires à l'exercice de son activité. Ces immobilisations peuvent être corporelles, incorporelles ou financières. En plus des actifs immobilisés, le total actif des entreprises comprend également les actifs circulants. Ce sont des éléments du patrimoine qui ne restent pas durablement dans l'entreprise et/ou qui sont transformés en d'autres actifs (e.g., marchandises et produits finis transformés en créances lorsqu'ils sont vendus, créances transformées en liquidités lors du règlement des clients).

Dans la littérature sur la liquidité des actions, le total actif est fréquemment utilisé comme mesure de contraintes financières. Une grande entreprise a moins de contraintes financières parce qu'elle dispose d'un patrimoine important qu'elle peut utiliser comme garantie au moment de contracter et/ou de renégocier des prêts (Gopalan, Kadan & Pevzner, 2012). La taille est aussi une variable proxy de l'information disponible sur l'entreprise car les grandes entreprises attirent beaucoup plus l'attention de parties prenantes telles que l'Etat, des différents régulateurs, de l'opinion publique (Aouadi, et al., 2018). La taille de l'entreprise améliore donc la liquidité de l'action (Abbassi, Hunjra, Alawi & Mehmood, 2021 ; Norvaisiene & Stankevičienė, 2014).

Le *Market-to-Book* (MTB) est un indicateur financier utilisé pour évaluer la valeur d'une entreprise par rapport à la valeur comptable de ses actifs c'est-à-dire que ce ratio financier, permet de déterminer si une action de l'entreprise est surévaluée ou non. Il est calculé en faisant le rapport de la valeur marchande de l'entreprise c'est-à-dire la capitalisation boursière de l'entreprise par les capitaux propres de l'entreprise (Capital, réserves et résultat de l'exercice). Une valeur du *market-to-book* inférieur à 1, peut indiquer que l'entreprise est potentiellement sous-évaluée par rapport à ses capitaux propres, tandis qu'une valeur supérieure à 1 peut indiquer que le marché accorde une prime à l'entreprise en raison de ses perspectives de croissance, de sa rentabilité ou d'autres facteurs. Similaire à la profitabilité, un *market-to-book* élevé améliore la confiance des investisseurs dans les perspectives de l'entreprise et la volonté d'investir dans cette entreprise (Fang, et al., 2009). Les études antérieures montrent que le *market-to-book* améliore la liquidité des actions (Beaupain & Durré, 2013).

Le ratio de dette sur total actif (DEBT) mesure la charge globale de la dette d'une entreprise. Le niveau de dette de l'entreprise est non seulement une mesure de la solvabilité, mais il a également été présenté dans la littérature comme un facteur de discipline des dirigeants. Le remboursement de la dette impose aux dirigeants de rechercher constamment des opportunités d'investissement à rentabilité positive. Cette pression entraîne donc une prudence chez les dirigeants leur permettant d'aligner leurs intérêts et ceux de leurs actionnaires (Jensen, 1986). Un niveau de dette élevé peut d'un côté réduire le résultat distribuable aux investisseurs à cause d'intérêts à rembourser élevés, mais d'un autre côté, la dette élevée pourrait augmenter l'effet multiplicateur du levier financier de l'entreprise. L'impact de la dette sur la liquidité est incertain pour certains auteurs (Lipson & Mortal, 2009). Pour d'autres, l'endettement joue un rôle négatif sur la liquidité (Norvaisiene & Stankevičienė, 2014 ; Sidhu, 2016).

Le rendement des actifs ou encore *Return on Assets* (ROA) est un ratio financier qui mesure l'efficacité avec laquelle une entreprise utilise ses actifs pour générer des bénéfices. Autrement dit, il indique combien de bénéfices l'entreprise génère par rapport à la quantité totale d'actifs qu'elle détient. Plus le ROA est élevé, plus l'entreprise est rentable et devrait attirer des investisseurs. Les études antérieures montrent que le ROA impacte positivement la liquidité des actions (Beaupain & Durré, 2013 ; Norvaisiene & Stankevičienė, 2014).

La variable BIG 4 est une variable binaire égale à 1 pour les entreprises auditées par l'un des auditeurs du BIG4 (Deloitte, Ernest et Young, PwC, KPMG) au cours d'une année donnée et 0 dans le cas contraire. Ces auditeurs fournissent des rapports financiers transparents et de grande qualité, ce qui réduit l'asymétrie de l'information et renforce la confiance des investisseurs. Cette confiance accrue peut entraîner une augmentation des volumes d'échanges et un resserrement des écarts entre les cours acheteur et vendeur, ce qui améliore la liquidité.

Les SGI sont animateurs particuliers du marché financier régional. En plus de l'exclusivité dont elles jouissent dans la négociation et l'intermédiation des valeurs mobilières à la BRVM, les SGI ont une importance significative dans la réduction de l'asymétrie d'information sur la BRVM. En effet, la littérature d'économie de l'information a souligné l'apport des analystes financiers pour l'acquisition et la diffusion de l'information financière (Kothari, et al., 2016). Et sur la BRVM, les SGI ont commencé à assumer ce rôle d'« analystes » en publiant des rapports d'analyse financière sur les sociétés cotées ce qui permet une meilleure compréhension des performances des entreprises par un plus large éventail d'opérateurs économiques. Ce qui améliore de la liquidité des entreprises (Benston & Hagerman, 1974 ; Li, 2023). En l'absence d'informations disponibles concernant le nombre précis d'analystes financiers sur la BRVM, le nombre de sociétés de gestion et d'intermédiation (SGI) est utilisé comme variable de substitution afin d'approximer le suivi analyste de l'activité boursière. En effet, les SGI employant des analystes pour leurs activités d'intermédiation, leur nombre est considéré comme indicatif de l'analyse financière produite bien que cela constitue une mesure indirecte et imparfaite.

2.2. Spécification

Pour analyser l'impact de la divulgation d'information sur la liquidité des sociétés cotées à la BRVM, nous spécifierons un modèle de panel qui traite les données longitudinales, c'est-à-dire des observations sur plusieurs individus (entreprises) au cours du temps.

La relation que nous souhaitons analyser peut-être exprimée sous la forme fonctionnelle de la manière suivante :

$$ZeroTD_{i,t} = f(ZeroTD_{i,t-1}, NbRap_{i,t-1}, VOL_{i,t}, SIZE_{i,t}, logAsset_{i,t}, MTB_{i,t}, DEBT_{i,t}, ROA_{i,t}, BIG4_{i,t}, SGI_t)$$

Où : i et t désignent respectivement les dimensions individuelle (entreprise) et temporelle ; $ZeroTD$ est la mesure de liquidité (zero trading days) ; $NbRap$ le nombre de rapports publiés ; VOL la volatilité ; $SIZE$ est la taille de l'entreprise ; $logAsset$ est le total des actifs ; MTB indique le ratio *Market-To-Book* ; $DEBT$ est le ratio dette/capitaux propres ; ROA est le rendement des actifs (Return On Asset) ; $BIG4$ est la variable indiquant la qualité des auditeurs et SGI le nombre de SGI présentes sur le marché.

Pour ce qui est de la spécification du modèle empirique, nous nous appuyons sur les travaux de Espinosa, et al. (2008). Nous spécifions alors le modèle de panel dynamique comme suit :

$$ZeroTD_{i,t} = \alpha + \beta_1 ZeroTD_{i,t-1} + \beta_2 NbRap_{i,t-1} + \beta_3 VOL_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \beta_5 logAsset_{i,t} + \beta_6 MTB_{i,t} + \beta_7 DEBT_{i,t} + \beta_8 ROA_{i,t} + \beta_9 BIG4_{i,t} + \beta_{10} SGI_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t}$$

Où : $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6, \beta_7, \beta_8, \beta_9, \beta_{10}$ sont des coefficients à estimer, α est le terme constant, μ_i l'effet spécifique à l'entreprise i et $\varepsilon_{i,t}$ le terme d'erreur.

En dehors du modèle de Espinosa, et al. (2008) qui nous sert de cadre de référence, nous justifions le retard d'une période de la variable dépendante $NbRap$ par le fait que l'investisseur, pour prendre ses décisions d'investissement de cette année, est plus enclin à regarder les informations publiées l'année dernière (informations plus récentes) plutôt que celles publiées il y a deux ou trois ans.

2.3. Méthode d'estimation

Nous estimons ce modèle par la méthode Generalized Method of Moment (GMM) proposée par Arellano & Bond (1991). Ce choix s'explique en plusieurs points :

- La variable retardée LIQ_{it-1} prise comme variable explicative est corrélée au terme d'erreur, ce qui biaise les estimateurs donnés par les techniques d'estimations standards (OLS, LSDV, GLS) car ces dernières supposent que les variables explicatives sont orthogonales au terme d'erreur ;
- D'autres variables pourraient présenter des problèmes d'endogénéité, c'est-à-dire qu'elles pourraient être corrélées aux termes d'erreur. Cette méthode contrôle cette endogénéité en introduisant des variables instrumentales qui sont fortement corrélées aux variables endogènes et non corrélées aux termes d'erreur ;
- Elle contrôle les biais liés aux variables omises et que les erreurs de mesure (Roodman, 2009) ;

- Elle est adaptée à nos données courtes ($N=33 > 15=T$).

Deux variantes de l'estimation GMM existent : l'estimation GMM en différences premières (Arellano & Bond, 1991) et l'estimation GMM en système (Blundel & Bond, 1998).

L'estimation GMM en différences premières consiste à réécrire le modèle en différences premières afin d'éliminer les effets individuels, puis à estimer ce modèle en introduisant des variables instrumentales à niveau.

Quant à l'estimation GMM en système, elle consiste à estimer, à la fois, le modèle en différences premières et le modèle en niveau. Les instruments de l'équation en différences premières sont à niveau et ceux de l'équation en niveau sont en différences premières.

Dans le cadre de notre étude, nous estimerons notre modèle par la méthode GMM en système. Nous justifions ce choix en trois points :

- L'estimateur GMM en système est plus robuste à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation des résidus (Roodman, 2009), surtout lorsqu'on l'estime en deux étapes ;
- Du fait de la combinaison de deux équations, l'estimation GMM en système introduit plus de variables instrumentales. Ce qui rend l'estimateur plus efficace ;
- Selon Blundell & Bond (1998), l'estimateur GMM en différences premières est biaisé lorsque les instruments sont faibles (faiblement corrélés avec les variables explicatives et fortement corrélés avec le terme d'erreur) ou la dimension temporelle est courte ou lorsqu'il y a persistance des phénomènes. Or l'un de nos objectifs est d'analyser la persistance de notre variable dépendante.

L'estimation GMM en système peut être faite en une étape ou en deux étapes. Nous optons pour l'estimation en deux étapes car, selon Roodman (2009), celle-ci donne des estimateurs plus précis que la première. Dans la première étape de l'estimation en deux étapes, on estime les coefficients en supposant que les erreurs sont non autocorrélées et homoscédastiques. Ensuite, le vecteur des résidus obtenu à cette première étape est utilisé pour estimer une matrice de variance-covariance des résidus. Ainsi, l'estimation en deux étapes tient compte de la structure de la matrice de variance-covariance des résidus.

3. Résultats et discussions

3.1. Statistiques descriptives

Le tableau ci-après indique qu'en moyenne, 45,6% des jours de cotation n'ont fait objet d'aucune transaction, révélant un problème de faible liquidité de la BRVM, avec des disparités notables entre les entreprises. En fait, tandis que pour certaines entreprises, presque tous les jours de cotation n'ont fait objet d'aucune transaction ($ZeroTD=0,996$), d'autres ont vu leurs

titres échangés presque tous les jours de cotation ($ZeroTD=0,027$). Ces entreprises publient en moyenne quatre (4) rapports par année. Le rendement des actifs moyen est de 5,4%. Les niveaux de volatilité varient considérablement, allant de 0,4% pour certaines entreprises à 97,7% pour d'autres.

Tableau 2 : statistique descriptive des variables de l'étude

| Variable | Observation | Moyenne | Ecart-type | Min | Max |
|----------|-------------|---------|------------|--------|--------|
| ZeroTD | 400 | 0,456 | 0,305 | 0,027 | 0,996 |
| NbRap | 400 | 3,830 | 2,047 | 0,000 | 9,000 |
| VOL | 400 | 0,044 | 0,124 | 0,004 | 0,977 |
| ROA | 400 | 0,054 | 0,105 | -0,274 | 0,419 |
| DEBT | 400 | 0,396 | 1,832 | 0,000 | 16,139 |
| LogAsset | 400 | 18,417 | 1,819 | 12,818 | 22,647 |
| SIZE | 400 | 17,609 | 1,693 | 13,418 | 21,578 |
| MTB | 400 | 3,420 | 6,578 | -6,708 | 47,801 |
| BIG4 | 400 | 0,500 | 0,501 | 0,000 | 1,000 |
| SIG | 400 | 23,773 | 4,901 | 18,000 | 33,000 |

Source : auteurs

En moyenne, le ratio dette long terme/capitaux propres des entreprises est de 0,396. Les entreprises sont en moyenne surévaluées par le marché. En effet, la valeur du marché (capitalisation boursière) est environ 3,4 fois supérieure à leur valeur comptable. Toutefois, il existe une large gamme de valorisation des entreprises de notre échantillon. Pendant que certaines entreprises ont une capitalisation boursière extrêmement supérieure à leur valeur comptable ($MTB=47,801$), d'autres ont des valeurs Market-to-Book négative ($-6,708$).

Pour ce qui est de l'audit, environ 50% des observations de notre échantillon concernent des entreprises auditées par, au moins, un cabinet faisant partie des Big Four.

3.2. Analyse économétrique

3.2.1. Résultats de l'estimation GMM

Tableau 3 : Résultats de l'estimation GMM en système

| ZeroTD | Coef. | St.Err. | t-value | p-value | [95% Conf | Interval] | Sig |
|----------|--------|---------|---------|---------|--------------|-----------|-----|
| L.ZeroTD | 0,727 | 0,100 | 7,240 | 0,000 | 0,530 | 0,924 | *** |
| L.NbRap | -0,015 | 0,006 | -2,420 | 0,015 | -0,028 | -0,003 | ** |
| VOL | 1,005 | 0,458 | 2,190 | 0,028 | 0,107 | 1,903 | ** |
| ROA | -0,388 | 0,219 | -1,770 | 0,076 | -0,816 | 0,041 | * |
| MTB | -0,001 | 0,003 | -0,460 | 0,648 | -0,007 | 0,004 | |
| D.SIZE | -0,095 | 0,025 | -3,820 | 0,000 | -0,144 | -0,046 | *** |
| LogAsset | -0,022 | 0,011 | -1,890 | 0,059 | -0,044 | 0,001 | * |
| D.DEBT | 0,001 | 0,011 | 0,070 | 0,945 | -0,022 | 0,023 | |
| BIG4 | 0,073 | 0,055 | 1,310 | 0,189 | -0,036 | 0,181 | |
| D.SGI | -0,021 | 0,007 | -3,080 | 0,002 | -0,034 | -0,008 | *** |
| Constant | 0,550 | 0,244 | 2,250 | 0,024 | 0,072 | 1,028 | ** |

Source : Auteurs

Note : ZeroTD: ratio zero trading days, L.ZeroTD: valeur retardée d'une période du ratio zero trading days, L.NbRap : valeur retardée d'une période du nombre de rapports publiés, VOL : volatilité, ROA : rendement des actifs, MTB : ratio Market To Book, D.SIZE : différence première de la variable SIZE (Logarithme de sa capitalisation boursière), LogAsset : Logarithme du total des actifs, D.DEBT : différence première de la variable DEBT (ratio dette/capitaux propres), BIG4 : variable binaire de la qualité des auditeurs, D.SGI : différence première de la variable SGI (Nombre de SGI).

Coef., St.Err., t-value, p-value, [95% Conf Interval], Sig sont respectivement le coefficient estimé, l'erreur standard associée au coefficient estimé, le rapport entre le coefficient estimé et son erreur standard, la probabilité que le coefficient soit statistiquement nul, l'intervalle de confiance du coefficient à 95%, le niveau de significativité du coefficient.

****: significatif à 1%, **: significatif à 5%, * : significatif à 10%.*

D'après ce tableau, la variable retardée d'une période du ratio nombre de jours sans transaction (L.ZeroTD) a un coefficient de 0,727 qui est statistiquement significatif au niveau de 1% (p-value = 0,000). Cela signifie qu'une augmentation d'un point de pourcentage du ratio ZeroTD dans la période précédente est associée à une augmentation de 0,709 point de pourcentage de ce ratio dans la période actuelle. Ce qui indique une forte persistance dans les jours sans transaction. Autrement dit, si une entreprise avait de nombreux jours sans transaction l'année dernière, toute chose égale par ailleurs, elle est susceptible d'en avoir encore beaucoup cette année.

Le nombre de rapports publiés l'année précédente (L.NbRap) est négativement associé au ratio nombre de jours sans transaction de cette année. En effet, un coefficient de -0,015 significatif à 1% indique qu'une augmentation du nombre de rapports publiés l'année précédente diminue significativement le nombre de jours sans transaction. Ce résultat est conforme à celui de Espinosa, Tapia & Trombetta (2008) et Haddad, Al Shattarat & Nobanee (2009) pour qui la divulgation d'information permet d'améliorer la transparence et la liquidité du marché.

La volatilité (VOL) a un effet positif (coef= 1,005) et significatif au seuil de 5% (0,028) sur le nombre de jours sans transaction. Cela suggère qu'une augmentation de la volatilité entraîne une augmentation du nombre de jours sans transaction et donc une détérioration de la liquidité. Ce résultat est en adéquation avec celui de Espinosa, et al. (2008). On pourrait alors dire qu'en période de forte volatilité, les investisseurs sont plus réticents.

Le rendement des actifs (ROA) améliore marginalement le niveau de liquidité. En effet, un coefficient de -0,388 significatif à 10% (p-value = 0,076) indique qu'une meilleure performance financière (ROA plus élevé) réduit le nombre de jours sans transaction, bien que cet effet ne soit pas très fort. Ainsi, un ROA élevé est attractif pour les investisseurs.

Le ratio Market-to-Book (MTB) n'a aucun effet significatif (p-value = 0,648) sur la liquidité. Ce qui concorde en partie avec les résultats de Loukil & Yousfi (2011). En effet, bien que ces derniers n'aient pas trouvé de relation significative entre ce ratio et les autres indicateurs de la liquidité (notamment le zero trading days), ils ont démontré que l'augmentation du ratio MTB est associée à une augmentation de la profondeur du marché, ce qui contribue à une amélioration de la liquidité.

L'accroissement de la capitalisation boursière de l'entreprise (D.SIZE) réduit significativement le nombre de jours sans transaction (coef=-0,095, p-value = 0,000). Nous nous accordons ainsi avec Amihud & Mendelson (1986), Espinosa, Tapia & Trombetta (2008) et Loukil & Yousfi (2011), Merton (1987), qui ont montré qu'il existe une relation positive entre la taille de l'entreprise et sa liquidité. Les entreprises avec des actifs (LogAsset) plus importants tendent à avoir moins de jours sans transaction, donc une liquidité plus importante. Toutefois, cet effet est relativement modeste car la p-value est égale à 0,059.

Nos résultats sont en parfaite adéquation avec ceux de Haddad, et al. (2009) quant à la relation entre le ratio dette/capitaux propres (DEBT) et la liquidité. En effet, avec une p-value de 0,945, ce ratio n'a aucun effet sur la liquidité. Il en est de même pour la qualité des auditeurs (BIG4). Cela pourrait s'expliquer par le fait que les investisseurs ne voient pas le niveau d'endettement

ou le fait que l'entreprise ne soit pas auditée par un cabinet Big Four comme un critère de décision d'investissement.

Contrairement au ratio DEBT et à l'indicateur BIG4, le nombre de SGI présentes sur le marché a un effet négatif (Coeff = -0,021) et significatif (p-value = 0,002) sur le nombre de jours sans transaction. Cela signifie qu'une augmentation du nombre de SGI est associée à une amélioration de la liquidité, grâce à une intermédiation plus active.

3.2.2. Validité des résultats

Pour la fiabilité et la validité de nos résultats, nous allons faire deux tests importants : le test de corrélation sérielle d'Arellano et Bond (1991) et les tests de validité des instruments :

- **Test de corrélation sérielle de Arellano et Bond (1991)**

L'une des hypothèses importantes pour obtenir un estimateur GMM consistant est $\varepsilon_{it} \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$. Si cette hypothèse est vérifiée, il doit y avoir une corrélation significative des résidus différenciés d'ordre 1 ($E(\Delta\varepsilon_{it}\Delta\varepsilon_{it-1}) \neq 0$) et une absence d'autocorrélation des résidus différenciés d'ordre 2 ($E(\Delta\varepsilon_{it}\Delta\varepsilon_{it-2}) = 0$). Le test de corrélation sérielle de Arellano & Bond (1991) permet de tester ces deux sous hypothèses. Il est composé de deux sous tests :

- Le test AR (1) dont l'hypothèse nulle est que les erreurs différenciées ne sont pas corrélées avec leurs propres valeurs retardées d'une période ($E(\Delta\varepsilon_{it}\Delta\varepsilon_{it-1}) = 0$) ;
- Le test AR (2) dont l'hypothèse nulle est qu'il n'existe pas de corrélation entre les erreurs différenciées et leurs propres valeurs retardées de deux périodes ($E(\Delta\varepsilon_{it}\Delta\varepsilon_{it-2}) = 0$).

Les résultats du test indiquent qu'il existe une corrélation significative d'ordre 1 (p-value = 0,000) alors qu'il n'y a pas de corrélation d'ordre 2. Ce qui signifie que nos estimations sont fiables.

Tableau 4 : Test de corrélation sérielle de Arellano et Bond (1991)

| | Statistique | p-value |
|--------------------|-------------|---------|
| Test AR (1) | -4,26 | 0,000 |
| Test AR (2) | -0,49 | 0,625 |

Source : auteurs

- **Tests de validité des instruments**

Après les tests de corrélation sérielle, il est également primordial de tester l'exogénéité et la validité des instruments. Pour ce faire, nous utilisons deux tests : le test de Sargan et celui de Hansen (1982). L'hypothèse nulle pour ces deux tests est que les instruments sont valides (exogènes).

Tableau 5 : Tests de validité des instruments de Sargan et Hansen

| | Statistique | p-value |
|-----------------------|--------------------|----------------|
| Test de Sargan | 25,82 | 0,473 |
| Test de Hansen | 20,65 | 0,760 |

Source : auteurs

Le tableau ci-dessus montre que les p-value pour ces deux tests sont toutes supérieures à 0,05 (0,473 pour le test de Sargan et 0,760 pour le test de Hansen). Ainsi, on accepte l'hypothèse nulle d'exogénéité des instruments. Ce qui indique que nos instruments sont valides.

Conclusion

L'objectif de cet article était d'analyser l'impact de la divulgation d'information sur la liquidité des actions des entreprises cotées à la Bourse Régionale des Valeurs Mobilières où les problèmes de liquidité persistent malgré les efforts de développement de ce marché boursier. Les données de l'étude proviennent principalement de la BRVM, de Datastream et des sites web des entreprises cotées concernées sur la période de 2007 à 2021. Pour atteindre cet objectif, nous avons utilisé une approche économétrique basée sur la méthode GMM en système en deux étapes sur un panel déséquilibré de 33 entreprises.

Il ressort principalement que la divulgation d'information permet d'améliorer la liquidité des actions d'une entreprise. En termes de contribution, notre étude enrichit la littérature grandissante sur le lien entre la publication d'information et la liquidité des actions des entreprises (Abedin, Goldstein, Huang & Zeng, 2024 ; Balakrishnan, Billings, Kelly & Ljungqvist, 2014 ; Schoenfeld, 2017). Elle se distingue spécialement comme l'une des premières à analyser l'impact de la divulgation de l'information dans le contexte de la BRVM. Plusieurs auteurs se sont intéressés à la BRVM en examinant les déterminants de la décision d'entrée en bourse (Ouattara, 2022), de la performance des entreprises et des fonds sur ce marché (Diop & Mbengue, 2024), ou de l'activité boursière en termes de volumes échangés (Gueyie, et al., 2022). Néanmoins, à notre connaissance, notre étude est la première à faire le lien direct entre la publication d'information et le niveau de liquidité des actions des entreprises cotées.

Nos résultats ouvrent également de nouvelles perspectives de recherche, non seulement sur la divulgation d'informations et la liquidité des sociétés cotées, mais aussi sur tout autre facteur susceptible d'influencer ces deux notions, comme la diversité de genre au sein des conseils d'administration (Li, Cotton, Walsh & Xu, 2024).

Cependant, notre étude présente certaines limites que des recherches futures pourraient aider à surmonter. L'une des principales limites réside dans le manque de données disponibles. En raison de l'absence d'informations sur certaines entreprises, nous n'avons pas pu analyser l'ensemble des sociétés cotées à la BRVM. De même, cette insuffisance de données ne nous a pas permis d'utiliser le *bid-ask spread* comme mesure de liquidité, bien qu'il s'agisse d'un indicateur couramment employé dans l'analyse des sociétés cotées. Nous espérons que des études ultérieures pourront pallier ces limites.

Annexe : Respect des obligations de diffusion d'informations financières

| Respect des obligations de diffusion d'informations financières | | | | | |
|---|---------|--------------------------------|--|------------|--|
| (Données établies conformément aux publications faites par les émetteurs) | | | | | |
| Emetteur | Symbole | Publication | | | |
| | | Etats financiers exercice 2023 | Rapport d'activité du 1er trimestre 2024 | | |
| | | Date | Respect des délais / Retard (nb jours) | Date | Respect des délais / Retard (nb jours) |
| Secteur Industrie | | | | | |
| SICABLE CI | CABC | 19-mars-24 | Délai respecté | 26-avr.-24 | Délai respecté |
| FILISAC CI | FTSC | 13-mai-24 | 13 | 13-mai-24 | 13 |
| MEJ - CEDA CI | NEJC | 22-avr.-24 | Délai respecté | | Non-publiés |
| NESTLE CI | NTLC | 25-avr.-24 | Délai respecté | 2-mai-24 | 2 |
| EVKOSYS PACKAGING | SEMC | | Non-publiés | | Non-publiés |
| SIEM CI | | | Non-publiés | | Non-publiés |
| AIR LIQUIDE CI | SIVC | | Non-publiés | | Non-publiés |
| SOLIBRA CI | SLBC | 13-mai-24 | 13 | | Non-publiés |
| SMB CI | SMBC | 13-mai-24 | 13 | | Non-publiés |
| SITAB CI | STBC | 30-avr.-24 | Délai respecté | 30-mai-24 | 13 |
| UNILEVER CI | UNLC | | Non-publiés | | Non-publiés |
| UNIWAX CI | UNXC | 30-avr.-24 | Délai respecté | 30-avr.-24 | Délai respecté |
| Secteur Services Publics | | | | | |
| CIE CI | CIEC | 2-mai-24 | 2 | 30-avr.-24 | Délai respecté |
| ONATEL | ONTBF | 4-avr.-24 | Délai respecté | 26-avr.-24 | Délai respecté |
| ORANGE CI | ORAC | 25-févr.-24 | Délai respecté | 30-avr.-24 | Délai respecté |
| SODE CI | SDCC | 30-avr.-24 | Délai respecté | | Non-publiés |
| SONATEL SN | SNTS | 22-févr.-24 | Délai respecté | 26-avr.-24 | Délai respecté |
| Secteur Finances | | | | | |
| BICI CI | BICC | 2-mai-24 | 2 | 30-avr.-24 | Délai respecté |
| BANK OF AFRICA BH | BOAB | 3-avr.-24 | Délai respecté | 12-juin-24 | 43 |
| BANK OF AFRICA BF | BOABF | 1-mars-24 | Délai respecté | 30-avr.-24 | Délai respecté |
| BANK OF AFRICA COTE D'IVOIRE | BOAC | 14-mars-24 | Délai respecté | 14-mai-24 | 14 |
| BANK OF AFRICA MALI | BOAM | 5-avr.-24 | Délai respecté | 3-juin-24 | 36 |
| BANK OF AFRICA NG | BOAN | 25-mars-24 | Délai respecté | 2-mai-24 | 2 |
| BANK OF AFRICA SN | BOAS | 3-avr.-24 | Délai respecté | 8-mai-24 | 8 |
| CBIS BANK | CBIBF | 30-avr.-24 | Délai respecté | 2-mai-24 | 2 |
| INTERNATIONAL BF | | | | | |
| ECOBANK CI | ECOC | 28-mars-24 | Délai respecté | 30-avr.-24 | Délai respecté |
| ECOBANK | ETIT | 2-mai-24 | 2 | 21-mai-24 | 21 |
| TRANSNATIONAL INC. | | | | | |
| NSIA BANQUE CI | NSBC | 28-mars-24 | Délai respecté | 29-avr.-24 | Délai respecté |
| ORAGROUP TOGO | ORGT | 29-avr.-24 | Délai respecté | 29-avr.-24 | Délai respecté |
| SAFCA CI | SAFC | | Non-publiés | | Non-publiés |
| SGB CI | SGBC | 9-févr.-24 | Délai respecté | 30-avr.-24 | Délai respecté |
| SOCIETE NOIRIENNE DE BANQUE CI | SIB | 11-avr.-24 | Délai respecté | 5-juin-24 | 36 |
| Secteur Transport | | | | | |
| AFRICA GLOBAL LOGISTICS CI | SDSC | 13-juin-24 | 44 | 2-mai-24 | 2 |
| MOVIS CI | SVDC | | Non-publiés | | Non-publiés |
| Secteur Agriculture | | | | | |
| PALM CI | PALC | 30-avr.-24 | Délai respecté | 30-avr.-24 | Délai respecté |
| SUCRYVOIRE | SCRC | 10-mai-24 | 10 | 10-mai-24 | 10 |
| SICOR CI | SKC | | Non-publiés | | Non-publiés |
| SDGB CI | SOGC | 29-avr.-24 | Délai respecté | | Non-publiés |
| SAPH CI | SPHC | 11-avr.-24 | Délai respecté | 2-mai-24 | 2 |
| Secteur Distribution | | | | | |
| SERVAIR ABIDJAN | ABJC | 25-avr.-24 | Délai respecté | 25-avr.-24 | Délai respecté |
| BERNABE CI | BNBC | 7-mai-24 | 7 | 2-mai-24 | 2 |
| CFAD CI | CFAC | 26-avr.-24 | Délai respecté | | Non-publiés |
| TRACTAFRIC MOTORS CI | PRSC | 30-mai-24 | 30 | | Non-publiés |
| VIVO ENERGY CI | SHEC | 6-mai-24 | 6 | 6-mai-24 | 6 |
| TOTALENERGIES MARKETING CI | TTLC | 29-avr.-24 | Délai respecté | 29-avr.-24 | Délai respecté |
| TOTALENERGIES MARKETING SN | TTLS | 30-avr.-24 | Délai respecté | 30-avr.-24 | Délai respecté |
| Secteur Autres | | | | | |
| SETAD | STAC | 12-avr.-24 | Délai respecté | | Non-publiés |

Source : BRVM

Note : les nombres en rouge indiquent le nombre de jours de retard de la publication

Bibliographie

- Abbassi, W.**, Hunjra, A. I., Alawi, S. M., & Mehmood, R. (2021). The role of ownership structure and board characteristics in stock market liquidity. *International Journal of Financial Studies*, 9(4), 74.
- Abedin, M. Z.**, Goldstein, M. A., Huang, Q., & Zeng, H. (2024). Forward-looking disclosure effects on stock liquidity in China: Evidence from MD&A text analysis. *International Review of Financial Analysis*, 95, 103484.
- Akerlof, G. A.** (1970). The Market for “Lemons”: Quality Uncertainty and the Market Mechanism. *Quarterly Journal of Economics*, 84(3), 488–500.
- Amihud, Y.**, & Mendelson, H. (1986). Asset pricing and the bid-ask spread. *Journal of Financial Economics*, 17(2), 223–249.
- Aouadi, A.**, Arouri, M. E. H., & Roubaud, D. (2018). Information demand and stock market liquidity: International evidence. *Economic Modelling*, 70, 194–202.
- Arellano, M. A.**, & Bond, S. R. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *Review of Economic Studies*, 58(2), 277–297.
- Balakrishnan, K.**, Billings, M. B., Kelly, B., & Ljungqvist, A. (2014). Shaping liquidity: On the causal effects of voluntary disclosure. *the Journal of Finance*, 69(5), 2237-2278.
- Beaupain, R.**, & Durré, A. (2013). Central bank reserves and interbank market liquidity in the euro area. *Journal of Financial Intermediation*, 22(2), 259-284.
- Benston, G. J.**, & Hagerman, R. L. (1974). Determinants of bid-asked spreads in the over-the-counter market. *Journal of Financial Economics*, 1(4), 353–364.
- Blume, M. E.**, & Keim, D. B. (2012). Institutional Investors and Stock Market Liquidity: Trends and Relationships. University of Pennsylvania working paper.
- Blundell, R.**, & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143.
- Boehmer, E.**, & Kelley, E. K. (2009). Institutional Investors and the Informational Efficiency of Prices. *The Review of Financial Studies*, 22(9), 3563–3594.
- Bourse Régionale des Valeurs Mobilières (BRVM).** (2024). Avis n°131 - 2024 / BRVM / DG : Respect des obligations de diffusion d’informations financières par les sociétés cotées à la BRVM. Abidjan, Côte d’Ivoire : BRVM.
- Bushee, B. J.**, & Noe, C. F. (2000). Corporate Disclosure Practices, Institutional Investors, and Stock Return Volatility. *Journal of Accounting Research*, 38, 171–202.

- Camilleri, S. J., & Galea, F. (2019).** The determinants of securities trading activity: evidence from four European equity markets. *Journal of Capital Markets Studies*, 3(1), 47-67.
- Chen, L., Lesmond, D., Wei, J., (2007).** Corporate yield spreads and bond liquidity. *Journal of Finance* 62, 119–149
- Chordia, T., Roll, R., & Subrahmanyam, A. (2001).** Market Liquidity and Trading Activity. *Journal of Finance*, 56(2), 501–530.
- Conseil Régional de l'Épargne Publique et des Marchés Financiers (CREPMF). (2001).** Instruction n° 29/2001 relative aux informations à diffuser par les sociétés faisant appel public à l'épargne sur le marché financier de l'UMOA.
- Diamond, D. W., & Verrecchia, R. E. (1991).** Disclosure, liquidity, and the cost of capital. *The journal of Finance*, 46(4), 1325-1359.
- Dick-Nielsen, J., Feldhütter, P., & Lando, D. (2012).** Corporate bond liquidity before and after the onset of the subprime crisis. *Journal of Financial Economics*, 103(3), 471–492.
- Diop, M. A., & Mbengue, M. L. (2024).** Analyse De La Persistance Des Performances Des Fonds Communs De Placement Au Niveau De La Bourse Regionale Des Valeurs Mobilières (Brvm). *Finance & Finance Internationale*, 1 (28).
- El Amri, A., Oulfarsi, S., Eddine, A. S., El Khamlichi, A., Hilmi, Y., Ibenrissoul, A., ... & Boutti, R. (2022).** Carbon Financial Market: The Case of the EU Trading Scheme. In *Handbook of Research on Energy and Environmental Finance 4.0* (pp. 424-445). IGI Global.
- Espinosa, M., Tapia, M., & Trombetta, M. (2008).** Disclosure and liquidity in a driven by orders market: Empirical evidence from panel data. *Investigaciones Economicas*, 32(3), 339-370.
- Fama, E. F. (1970).** Efficient capital markets. *Journal of finance*, 25(2), 383-417.
- Fang, V. W., Noe, T. H., & Tice, S. (2009).** Stock market liquidity and firm value. *Journal of Financial Economics*, 94(1), 150-169.
- Francis, J., Nanda, D., & Olsson, P. (2008).** Voluntary disclosure, earnings quality, and cost of capital. *Journal of Accounting Research*, 46(1), 53–99.
- Fu, R., Kraft, A., & Zhang, H. (2012).** Financial Reporting Frequency, Information Asymmetry, and the Cost of Equity. *Journal of Accounting and Economics*, 54(2-3), 132–149.
- Gallagher, D. R., & Looi, A. (2006).** Trading behaviour and the performance of daily institutional trades. *Accounting & Finance*, 46(1), 125-147.
- Gana, M., & Chemli, C. (2008).** Gouvernance et liquidité : Cas du marché boursier Tunisie. *Euro-Mediterranean Economics and Finance Review*, 3(1), 128-139.

- Glosten, L.R., & Milgrom, P.R. (1985).** Bid, ask and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed traders. *Journal of Financial Economics*, 14(1), 71-100.
- Gopalan, R., Kadan, O., & Pevzner, M. (2012).** Asset liquidity and stock liquidity. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 47(2), 333-364.
- Grossman, S. J. (1976).** On the efficiency of competitive stock markets where trades have diverse information. *Journal of Finance*, 31(2), 573-585.
- Grossman, S. J., & Stiglitz, J. E. (1980).** On the impossibility of informationally efficient markets. *The American economic review*, 70(3), 393-408.
- Gueyie, J. P., Diallo, M. S., & Diallo, M. F. (2022).** Relationship between Stock Returns and Trading Volume at the Bourse Régionale des Valeurs Mobilières, West Africa. *International Journal of Financial Studies*, 10(4), 113.
- Haddad, A.E., Al Shattarat, W., & Nobanee, H. (2009).** Voluntary Disclosure and Stock Market Liquidity: Evidence from Jordanian Capital Market. *International Journal of Accounting Auditing and Performance Evaluation*, 5(3), 285- 309.
- Hansen, L. P. (1982).** Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators. *Econometrica*, 50(4), 1029-1054.
- Harris, L. E. (1994).** Minimum price variations, discrete bid-ask spreads, and quotation sizes. *The Review of Financial Studies*, 7(1), 149-178.
- Hassan, O. A. G., & Marston, C. (2019).** Corporate financial disclosure measurement in the empirical accounting literature: a review article. *The International Journal of Accounting*, 54(2).
- Heflin, F., Shaw, K. W., & Wild, J. J. (2005).** Disclosure policy and market liquidity: impact of depth quotes and order sizes. *Contemporary Accounting Research*, 22(4), 829-865.
- Jensen, M. C. (1986).** Agency costs of free cash flow, corporate finance and takeovers. *American Economic Review*.
- Kang, W., & Zhang, H. (2014).** Measuring liquidity in emerging markets. *Pacific-Basin Finance Journal*, 27, 49-71.
- Kim, O., & Verrecchia, R.E. (1994).** Market liquidity and volume around earnings announcements. *Journal of Accounting and Economics*, 17(1-2), 41-67.
- Kobiyh, M., El Amri, A., Oulfarsi, S., & Hilmi, Y. (2023).** Behavioral finance and the imperative to rethink market efficiency.
- Kothari, S. P., So, E., & Verdi, R. (2016).** Analysts' forecasts and asset pricing: A survey. *Annual Review of Financial Economics*, 8(1), 197-219.
- Kyle, A. (1985).** Continuous auctions and insider trading. *Econometrica*, 53(6), 1315-1335.

- Leland., H.E., & Pyle., D.H. (1977).** Informational asymmetries, financial structure, and financial intermediation. *Journal of Finance*, 32(2), 371-387.
- Leuz, C., & Verrecchia, R. E. (2000).** The economic consequences of increased disclosure. *Journal of Accounting Research*, 38(3), 91-124.
- Li, J. (2023).** The Influence of the Network on the Financial Market: Taking Financial Intermediaries and Internet Finance as Examples. *Advances in Economics, Management and Political Sciences*, 29(1), 126-132.
- Li, Z., Cotton, D., Walsh, K., & Xu, J. (2024).** Does board gender diversity improve stock liquidity? *Journal of Accounting Literature*.
- Lipson, M. L., & Mortal, S. (2009).** Liquidity and capital structure. *Journal of financial markets*, 12(4), 611-644.
- Loukil, N., & Yousfi, O. (2011).** Order book, information and liquidity on the Tunisian stock market. *Journal of African Business*, 12(3), 303–314.
- Matoussi, H., Karaa, A., & Maghraoui, R. (2004).** Information asymmetry, disclosure level and securities liquidity in the BVMT. **Finance India*, 18(SPI), 547-557.
- Merton, R. C. (1987).** A simple model of capital market equilibrium with incomplete information. *Journal of Finance*, 42(3), 483-510.
- Ng, J. (2011).** The Effect of Information Quality on Liquidity Risk. *Journal of Accounting and Economics*, 52(2-3), 126-143.
- Norvaišienė, R., & Stankevičienė, J. (2014).** Impact of companies' internal factors on stock liquidity in Baltic markets. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 156, 543-547.
- Ouattara, A. (2017).** Impact de la publication des notes financières sur les cours et les volume de transaction des sociétés cotées à la BRVM : Une analyse à partir des études d'événement. Centre Africain d'Études Supérieures en Gestion (CESAG). Munich Personal RePEc Archive. 79837, 1-22.
- Ouattara, D. (2022).** Être ou ne pas être : le dilemme des entreprises ivoiriennes face à la Bourse Régionales des valeurs mobilières. *Revue Française d'Économie et de Gestion*, 3(10).
- Roodman, D. (2009).** A Note on the Theme of Too Many Instruments. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 71(1): 135-158.
- Schoenfeld, J. (2017).** The effect of voluntary disclosure on stock liquidity: New evidence from index funds. *Journal of Accounting and Economics*, 63(1), 51-74.
- Sidhu, M. K. (2016).** Stock Market Liquidity and Firm Value- Indian Evidences. *IOSR Journal of Business and Management*, 02, 54-59.

Spence, M. (1974). Competitive and optimal responses to signals: An analysis of efficiency and distribution. *Journal of Economic Theory*, 7(3), 296-332.

Verrecchia, R. E. (2001). Essays on Disclosure. *Journal of Accounting and Economics*, 32(1–3), 97–180.

Wang, Y. (2023). The Impact of Information Asymmetry on Investment Behavior in the Stock Market. *Highlights in Business, Economics and Management*, 19(1), 165-170.

Welker, M. (1995). Disclosure policy, information asymmetry, and liquidity in equity markets. *Contemporary Accounting Research*, 11(2), 801–827.