



Les déterminants de la liquidité des marchés boursiers émergents : cas de la Bourse de Casablanca, une analyse économétrique en données de panel, BAALI, B.¹, ELMORCHID, B.² et MANSOURI, B.³

1. Docteur en Sciences Economiques, Faculté des Sciences Juridiques, Economiques et Sociales, Laboratoire de recherche en Economie Sociale et Solidaire, Gouvernance et Développement Université Cadi Ayyad, Marrakech, baaliboubker@gmail.com

2. Enseignant-Chercheur, Faculté des Sciences Juridiques, Economiques et Sociales, Laboratoire de recherche en Economie Sociale et Solidaire, Gouvernance et Développement, Université Cadi Ayyad, Marrakech, morchid_brahim@yahoo.fr

3. Enseignant-Chercheur, Faculté des Sciences Juridiques, Economiques et Sociales, Laboratoire de Recherche en Economie de l'Energie, Environnement et Ressources, Université Cadi Ayyad, Marrakech, brmansouri@yahoo.fr

Date de soumission : 19/12/2022

Date d'acceptation : 24/01/2023

Résumé :

La liquidité et la variation de son comportement au sein des marchés boursiers ont toujours constitué des sujets importants de recherche. Plusieurs études se sont intéressées à l'examen des déterminants et des sources de variation de la liquidité. Toutefois, les recherches portant sur la question pour le cas des marchés émergents comme celui du Maroc, demeurent encore très rares. Dans ce sens, ce papier s'articule sur la problématique suivante : Comment la liquidité globale prévalant sur le marché boursier marocain réagit à ses déterminants potentiellement explicatifs ?

Pour y parvenir, l'article présente dans un premier temps, une revue de littérature portant sur les déterminants de la liquidité, et mène dans un deuxième temps, une analyse économétrique en données de panel visant à étudier les relations de cause à effet susceptibles d'exister entre les mesures construites de la liquidité du marché et ses variables potentiellement explicatives sélectionnées sur la base de ce que prédit la littérature existante et en tenant compte de certaines spécificités de l'économie marocaine.

Nos résultats montrent que la faible ampleur des effets des variables financières internes atteste de l'étroitesse et de la léthargie du marché marocain. De même, la faible ampleur des effets des variables financières externes sur la liquidité révèle que le marché n'est pas très fortement intégré à l'international. Enfin, les effets relativement faibles des variables macro-économiques sur le

comportement de la liquidité, spécifiquement à long terme, révèlent que le secteur financier marocain est peu connecté à la sphère de l'économie réelle.

Mots clés : Bourse de Casablanca ; Déterminants du comportement de liquidité ; Mesures de liquidité ; Données de panel.

Determinants of liquidity in emerging stock markets: the case of the Casablanca Stock Exchange, an econometric analysis using panel data

Abstract:

Liquidity and the variation of its behavior in equity markets have always been important research topics. Several studies have examined the determinants and sources of variation in liquidity. However, research on the issue for emerging markets such as Morocco is still very scarce. In this sense, this paper focuses on the following problem: How does the overall liquidity prevailing in the Moroccan stock market react to its potentially explanatory determinants?

To achieve this, the paper first presents a review of the literature on the determinants of liquidity, and then conducts an econometric analysis in panel data to study the causal relationships that may exist between the constructed measures of market liquidity and its potentially explanatory variables selected on the basis of what is predicted by the existing literature and taking into account some specificities of the Moroccan economy.

Our results show that the small size of the effects of internal financial variables attests to the narrowness and lethargy of the Moroccan market. Similarly, the small size of the effects of external financial variables on liquidity reveals that the market is not very strongly integrated internationally. Finally, the relatively weak effects of macroeconomic variables on liquidity behavior, specifically in the long run, reveal that the Moroccan financial sector is poorly connected to the real economy.

Keywords: Casablanca Stock Exchange; Liquidity behavior determinants; Liquidity measures; Panel data.

Introduction :

Depuis les années soixante-dix, et dans le contexte des marchés financiers émergents, la liquidité a toujours constitué l'une des propriétés les plus déterminantes d'un marché financier organisé efficace et efficient. Désignée comme la capacité de négocier rapidement de grands volumes d'actifs à coût très bas et en fonction des besoins, la liquidité couvre un large éventail de dimensions du marché, notamment la quantité, le coût et le temps. Ainsi, un marché liquide attire davantage d'investisseurs et permet aux émetteurs de mobiliser davantage de capitaux à un coût moindre (Harris, 2003), ce qui se traduit par une amélioration des rendements boursiers. De même, les régulateurs se préoccupent de la liquidité du marché car elle est cruciale pour le développement d'un marché efficient (Chordia, Roll, et Subrahmanyam, 2000), et le maintien de la stabilité du marché (O'hara, 2004).

Dans la littérature économique et financière, la liquidité et la variation de son comportement ont fait l'objet de plusieurs recherches, que l'on peut agencer en trois groupes : celles basées sur l'évaluation des cours des actifs, les études relatives aux facteurs communs de la liquidité et celles qui analysent les déterminants de la liquidité mesurée par divers indicateurs de mesure. D'autres études se sont également intéressées, sous le prisme de la théorie de la microstructure des marchés, à l'analyse de la relation entre le comportement de la liquidité des entreprises prises au niveau individuel et la liquidité du marché pris au sens global. En fait, le comportement de la liquidité d'une seule entreprise tend à se déplacer conjointement avec d'autres en réaction à la liquidité moyenne du marché tout entier, ce qui suppose un point commun dans le comportement de la liquidité des entreprises individuelles. Cela a été largement documenté par des auteurs comme Chordia, Roll et Subrahmanyam (2000), Huberman et Halka (2001), Fabre et Frino (2004), Pukthuanthong-Le et Visaltanachoti (2009) et Choe et Yang (2010). Sur la base des conclusions de ces études, nous pouvons supposer que l'existence d'un mouvement commun de liquidité, tel qu'on le trouve dans la plupart des marchés, est la circonstance de la structure et du mode d'organisation du marché.

Bien que ces recherches et les discussions qui en ont découlé aient été bien documentées, les déterminants de variation du comportement de la liquidité des marchés en particulier les marchés émergents, n'ont pas été entièrement assimilés en raison de la divergence des natures des marchés et de leurs contextes économiques et financiers. De ce fait, pour une meilleure assimilation, il est important d'explorer et de connaître les différents déterminants potentiels du comportement de la liquidité. Ceci est d'autant plus important que la liquidité d'un marché financier reste une question importante tant pour les entreprises que pour l'économie dans son ensemble. Il est donc nécessaire d'explorer les facteurs qui expliquent le comportement de liquidité des marchés boursiers émergents et en croissance progressive. Dans le sens où la littérature théorique et empirique sur les déterminants du comportement de liquidité du marché marocain n'est pas bien documentée, cette étude vise à apporter un éclairage sur la question, et ce afin d'examiner les canaux de la faiblesse structurelle de la liquidité au sein de ce marché. En d'autres termes, cette assimilation est de plus en plus nécessaire dans le contexte des marchés

boursiers émergents comme celui du Maroc, qui est souvent caractérisé par son comportement variable de liquidité. Ce caractère nous amène à considérer la question de recherche suivante :

Comment la liquidité globale prévalant sur le marché boursier marocain réagit à ses déterminants potentiellement explicatifs ?

Au sens de la présente étude, notre démarche méthodologique consiste à mener une analyse économétrique en données de panel d'un échantillon globale de sociétés cotées sur le marché de Casablanca afin d'examiner l'effet des différentes variables potentiellement explicatives du comportement de la liquidité globale du marché.

Pour parvenir à cet objectif, l'article est structuré comme suit : la section (1) présente une revue critique de la littérature sur les différents déterminants du comportement de liquidité ; la section (2) présente la méthodologie de l'analyse empirique élaborée ; la section (3) présente les résultats et les conclusions tirés de l'étude empirique.

1. Déterminants de la variation de la liquidité des marchés, revue de littérature théorique et empirique

Cette section a pour objet d'explorer les différents facteurs qui influencent le comportement de la liquidité du marché, qui, selon la littérature existante, peuvent être regroupés en facteurs spécifiques, facteurs communs et facteurs globaux.

1.1. Liquidité du marché, déterminants spécifiques

A travers la littérature existante, Demsetz (1968) s'avère le premier à examiner les déterminants de la liquidité ou le coût de la liquidité, mesuré par le Bid-Ask-Spread (fourchette des cours), l'une des mesures des coûts de transactions. L'auteur a constaté que la liquidité entretient une corrélation positive avec le taux de négociation et le nombre de marchés où les actifs sont cotés. Pour sa part, Tinic (1972) a également montré que la liquidité est positivement liée au volume des transactions et au nombre de jours de cotation en Bourse. De même, et dans leur étude sur les actions des sociétés d'investissement immobilier cotées sur les places américaines NYSE et AMEX courant la période 1988-2007, Cannon et Cole (2011) ont prouvé que la liquidité est positivement liée au cours de l'action, à la capitalisation boursière et au volume des transactions. Mihhejev (2012), quant à lui, souligne que de nombreux auteurs ont trouvé les mêmes résultats sur le marché américain. Cependant, Branch et Freed (1977) ont montré, en plus de ces variables, que sur le NYSE et l'AMEX, la liquidité est négativement corrélée avec l'inverse du cours de l'action. De leur côté, Cannon et Cole (2011) ont également montré que la liquidité réagit négativement à la volatilité des rendements. Ces vérifications empiriques sur le marché américain corroborent avec les résultats de Chordia et al. (2001), qui ont prouvé que le comportement de la liquidité sur le NYSE est affecté par les rendements du marché et la volatilité des cours. En revanche, ils rebondissent sur ceux de Ness et al. (2005), qui ont montré que, sur le NASDAQ, la volatilité n'est pas liée à la liquidité, bien que la théorie de la microstructure des marchés financiers suggère que le comportement de la liquidité réagit négativement à la volatilité des cours.

Dans un autre contexte, Tayeh (2016) s'attache à analyser l'effet d'un certain nombre de variables internes de marché sur la liquidité de l'ASE (Amman Stock Exchange). Les résultats obtenus montrent que, contrairement aux vérifications de Chordia et al. (2001) et Ness et al. (2005), l'illiquidité (mesurée par le Bid-Ask-Spread) croit lorsque les conditions de marché sont favorables. De même, sur la Bourse baltique, Kazlauskaite et Makauskas (2006) ont effectué une analyse en données de panel pour tester l'impact de différents facteurs sur la liquidité et ont trouvé que, contrairement à la littérature existante, la taille du marché est positivement liée au Bid-Ask-Spread au seuil de 10%. Sur le *Tadawul* saoudien, Alzahrani (2011) a analysé les déterminants de trois indicateurs de liquidité ("Bid-Ask-Spread coté", "Bid-Ask-Spread relatif", et "Bid-Ask-Spread effectif") et a conclu qu'avec le nombre d'échanges et la taille de l'actif, la corrélation est négative à un seuil significatif. Sur les Bourses de Riga et Tallinn, Kokoskins et Baumanis (2001) avaient déjà prouvé une relation significative et positive entre le Bid-Ask-Spread et ses déterminants potentiels, qui sont l'inverse du cours de l'action, la volatilité et le volume des transactions. La relation positive démontrée par ces auteurs signifie naturellement qu'il existe une corrélation négative entre ces variables et le comportement de liquidité.

Dans le même ordre d'idées et contrairement aux résultats précédemment avancés, Madyan et al. (2013) concluent que lorsque la liquidité est mesurée par le Bid-Ask-Spread, elle est influencée négativement par le volume de transactions, c'est-à-dire que la corrélation entre ces variables est positive. Ils montrent également que, quel que soit le type du titre, lorsque la liquidité est mesurée par des indicateurs de profondeur, la corrélation avec le volume des transactions, la taille et le cours demeure significativement positive. Kazlauskaite et Makauskas (2006) ont également constaté que le volume des transactions et le rendement sont des variables positives. Ainsi, les auteurs ont constaté que le volume de trading et le rendement stimulent la liquidité. Pour Alzahrani (2011), quel que soit l'indicateur utilisé, le volume de trading et la volatilité affectent positivement la liquidité (au seuil significatif de 1%). En suivant la même vérification, en réalisant une analyse de données de panel de 138 entreprises cotées sur le marché balte entre 2006 et 2010, Mihhejev (2012) a prouvé qu'il existe une relation positive entre le volume de trading et les variables de liquidité utilisées. Sur la base de ces résultats, il a montré qu'il existe une relation significative avec les variables spécifiques. D'autre part, Brandao-Marques (2016) en étudiant le marché chilien, a trouvé que la volatilité et la capitalisation boursière n'exercent pas d'effet significatif sur le comportement de liquidité.

Enfin, il convient de souligner que les vérifications empiriques sur les déterminants du comportement de liquidité dépendent de la typologie du marché et des variables examinées, puisqu'avec la même variable la corrélation peut être d'un signe positif, négatif ou nul.

1.2. Liquidité partielle et liquidité du marché, quels facteurs communs ?

Lorsque nous discutons des facteurs communs du comportement de liquidité, nous cherchons souvent à définir les corrélations qui existent entre la liquidité d'un actif individuel et la liquidité du marché dans son ensemble, c'est-à-dire les facteurs du co-mouvement de liquidité individuelle et globale.

D'après Brockman et Chung (2008), un facteur commun fait référence à une situation dans laquelle la liquidité d'un seul titre tend à évoluer en parallèle avec la liquidité moyenne du marché. Plusieurs études ont fait état de points communs en matière de liquidité entre différents marchés (marchés développés et émergents, marchés dirigés par les ordres et marchés dirigés par les courtiers) et entre différents types d'actifs (actions, obligations et produits dérivés). Ces points communs peuvent exister à des niveaux différents. De forts points communs ont été détectés par Chordia, Roll et Subrahmanyam (2000) et Huberman et Halka (2001) sur la Bourse de New York, Brockman et Chung (2002) sur la Bourse de Hong Kong, Galariotis et Giouvris (2007) sur la Bourse de Londres, Pukthuanthong-Le et Visaltanachoti (2009) sur la Bourse de Bangkok, et Choe et Yang (2010) sur la Bourse de Séoul. En revanche, de faibles points communs ont été trouvés par d'autres auteurs, notamment Hasbrouck et Seppi (2001) sur le DJIA (Dow Jones Industrial Average) et Fabre et Frino (2004) sur l'ASX (Australian Securities Exchange).

L'existence de points communs en matière de liquidité a été initialement argumentée par Chordia, Roll et Subrahmanyam (2000), Hasbrouck et Seppi (2001), et Huberman et Halka (2001). Chordia, Roll et Subrahmanyam (2000) ont étudié les points communs de liquidité des actions du NYSE en glissant, pour chaque action, divers indicateurs de liquidité des actions individuelles par rapport aux moyennes du marché. L'étude a trouvé une association positive et hautement significative entre les mouvements quotidiens de la liquidité des actions et la liquidité moyenne du marché pour différentes mesures adaptées de liquidité. Hasbrouck et Seppi (2001) ont étudié l'importance des facteurs communs aux actions pour la fixation des cours et la liquidité. En utilisant l'analyse en composantes principales (ACP), l'étude a fourni des preuves pertinentes de l'existence de facteurs communs parmi les 30 actions du DJIA. Huberman et Halka (2001) ont trouvé une autocorrélation significative entre les données de liquidité. À l'aide de quatre indicateurs de liquidité, soient le Bid-Ask-Spread, le ratio Bid-Ask-Spread/cours, la profondeur de la quantité et la profondeur du dollar, ils ont trouvé des composantes systématiques de la variation temporelle de la liquidité, ce qui prouve l'existence de facteurs de liquidité communs.

La présence de facteurs communs de liquidité a des implications importantes pour la stabilité du marché et la gestion des placements. Un mouvement commun plus élevée signifie que la liquidité des actions individuelles a tendance à évoluer en parallèle avec la liquidité de l'ensemble du marché, et conduit à des facteurs de risque systémique non diversifiables plus élevés (Pastor et Stambaugh, 2003 ; Acharya et Pedersen, 2005 ; Korajczyk et Sadka, 2008). Ce constat suggère que les marchés d'actions seraient plus vulnérables si les points communs étaient plus forts, ce qui implique que la liquidité pourrait diminuer plus rapidement en période de crises financières. Selon Fernando et al. (2008), cela pose un défi important aux régulateurs et aux décideurs politiques qui, en présence d'une forte communalité, devraient maintenir une surveillance constante des paramètres du marché afin d'éviter de graves dommages au marché financier pendant les crises financières.

1.3. Liquidité du marché, déterminants globaux

En ce qui concerne les déterminants globaux de la liquidité, nous distinguons les déterminants liés aux considérations macro-économiques, qui comprennent la politique monétaire et économique en général, les facteurs internationaux et les facteurs saisonniers.

1.3.1. Facteurs macro-économiques

Comme le soulignent Chabchitrchaidol et Panyanukul (2005), les variables macro-économiques sont considérées comme des déterminants importants de la liquidité. Plus précisément, Chordia et al. (2001) ont souligné qu'en plus des variables spécifiques telles que les rendements et la volatilité du marché, certains facteurs macro-économiques peuvent être des déterminants pertinents et potentiels de la liquidité de marché. Ces auteurs montrent que certains facteurs comme le produit intérieur brut (PIB), le taux de chômage et le taux d'intérêt peuvent avoir un impact significatif sur le comportement de la liquidité du marché. De même, Goyenko et Ukhov (2009) et Fujimoto (2003) ont trouvé que l'inflation et la politique monétaire ont un impact significatif sur la liquidité sur les marchés américains NYSE et AMEX. Cependant, Chordia et al. (2005) ont trouvé un faible pouvoir explicatif de la politique monétaire sur la liquidité du marché, remettant en cause les vérifications sur les marchés américains. Par ailleurs, Brandao-Marques (2016) a montré que sur le marché chilien, le risque politique et l'inflation n'ont pas d'impact significatif sur la variation du comportement de la liquidité, bien qu'il existe une corrélation négative et significative avec le taux de croissance du PIB.

1.3.2. Facteurs internationaux et saisonniers

Dans ce paragraphe, nous aborderons d'abord les facteurs internationaux liés à l'interdépendance et à la puissance des marchés et leurs effets sur le comportement de liquidité. Ensuite, nous aborderons les facteurs liés aux événements et phénomènes saisonniers qui peuvent avoir un impact sur le comportement de liquidité des marchés.

En ce qui concerne l'interdépendance des marchés, la littérature a fortement soutenu que les marchés boursiers sont interdépendants. Selon Karolyi et Stulz (2003), la réduction des restrictions internationales en matière d'investissement a augmenté les flux de capitaux entre les pays, ce qui accroît les relations entre eux et, par conséquent, les influences mondiales sur les cours des actifs. En outre, Ibrahim (2005) suggère que les marchés boursiers de deux pays sont susceptibles d'évoluer ensemble si ces pays ont un rapport économique fort et des similitudes dans la mise en œuvre des politiques macro-économiques.

Sur le même registre, Trang Nha et Kakinaka (2010) ont suggéré que la libéralisation financière et la technologie croissante du système de mise en réseau ont augmenté la dépendance et l'intégration entre les marchés boursiers. Ils ont prouvé les effets de débordement du rendement moyen et de la volatilité des marchés développés (les États-Unis, le Japon et la Chine) vers les marchés émergents (la Malaisie et l'Indonésie). Et dans une étude plus récente, Wang (2013) a constaté que la liquidité des marchés asiatiques locaux est affectée par les marchés régionaux et

mondiaux, avec un effet régional plus fort, ce qui suggère que le marché asiatique est plus intégré dans la région que dans les marchés mondiaux.

Par rapport aux facteurs saisonniers, plusieurs études ont démontré l'existence d'anomalies de performance boursière autour d'événements calendaires spécifiques et de festivités culturelles. En utilisant les données du NYSE et de l'AMEX (1963-1979), Keim (1983) a trouvé que les rendements anormaux étaient plus élevés en janvier, surtout pendant les premières semaines, que pendant le reste de l'année. Les petites entreprises ont produit des rendements anormaux plus élevés que les grandes entreprises et l'effet de taille était plus prononcé en janvier. De même, une étude de Reinganum (1983) portant sur le NYSE et l'AMEX de 1962 à 1979 a montré que les petites entreprises avaient une performance supérieure à celle des grandes entreprises, en particulier au cours des premiers jours de négociation de janvier, et les résultats montrent que l'hypothèse de la vente de pertes fiscales est la principale raison de cette anomalie.

Keim et Stambaugh (1984) ont trouvé que les rendements moyens des week-ends sont inférieurs à ceux des jours de semaine. Pour sa part, Schwert (2003) a trouvé que le phénomène de l'effet week-end diminue significativement en raison du développement des microstructures de marché, grâce auxquelles le coût du trading est réduit et le marché est plus liquide.

Il convient également de noter que peu d'études ont abordé les régularités saisonnières dans le contexte de la liquidité du marché. Par exemple, Chordia, Roll et Subrahmanyam (2001) constatent que la liquidité varie selon le jour de la semaine et autour des grandes fêtes et des jours précédant l'annonce de certains indicateurs macro-économiques. Plus précisément, la liquidité et l'activité de négociation augmentent de manière significative le mardi et diminuent le vendredi. Autour des jours fériés, le volume des transactions, la valeur et la profondeur du marché diminuent tandis que le Bid-Ask-Spread augmente, ce qui implique que la liquidité diminue.

Enfin, certaines études ont souligné que d'autres facteurs saisonniers, tels que les fêtes culturelles, le Ramadan (pour les pays dont la population est majoritairement musulmane), le jour du nouvel an, etc. peuvent contribuer directement ou indirectement à expliquer le comportement de la liquidité. Dans cette lignée, et à titre d'exemple, Bialkowski, Etebari et Wisniewski (2012), ont rapporté que la liquidité ne change pas significativement pendant le Ramadan sur le marché boursier saoudien. Ainsi, nous pouvons conclure que la présence et l'ampleur des régularités saisonnières ne sont pas uniformes sur les marchés.

En conclusion, outre l'importance de la liquidité démontrée dans son rôle sur le cours des actifs et son impact en termes de facteurs communs, les déterminants de cette variable boursière significative, ont un impact, qui peut varier d'une variable à l'autre ou d'un marché à l'autre. En outre, la littérature présentée montre une insuffisance sur les déterminants du comportement de la liquidité dans les marchés émergents. En outre, les impacts potentiels de certaines variables internes, externes et aussi macro-économiques importantes sont ignorés. C'est l'une des justifications de la présente recherche, tout en soulignant que les variables à caractère saisonnier ne sont pas impliquées dans notre étude en raison des limites de leur caractérisation et mesure pour le contexte du marché étudié (Bourse de Casablanca).

2. Méthodologie

L'objectif assigné à ce papier de recherche est de comprendre les relations de causalité entre les différentes variables construites de liquidité du marché boursier marocain et leurs facteurs explicatifs. En particulier, nous cherchons à examiner les relations causales entre les variables potentiellement explicatives et les mesures alternatives de liquidité telles que nous les avons adaptées au cas du marché étudié et aux données collectées. Il s'agit essentiellement de mener des spécifications économétriques en données de panel, telles qu'elles seront appliquées au problème du comportement de la liquidité globale du marché boursier de Casablanca.

2.1. Echantillon d'étude

Notre objectif à travers l'étude empirique est d'examiner l'impact d'un certain nombre de facteurs sur le comportement de la liquidité du marché boursier marocain à une échelle globale. A cet effet, notre échantillon global comprend toutes les actions composant l'indice MASI et ayant été cotées sur le marché actions (Central et Blocs) de la Bourse de Casablanca durant la période journalière allant du 5 janvier 2010 jusqu'au 8 août 2018, soit un nombre constant de 2150 jours de Bourse.

Dans l'objet de retenir un échantillon représentatif et individuellement cylindré au sens économétrique du terme, nous avons appliqué le critère selon lequel, toute société n'ayant pas été cotée strictement entre le 5 janvier 2010 et le 8 août 2018 est exclue de l'échantillon, et ce pour une intégrité exacte de l'échantillon étudié. Suite à l'application de ce critère d'échantillonnage, notre échantillon d'étude a été réduit à 63 sociétés cotées avec un nombre relativement constant d'actions par jour au cours de chaque année civile. Pour chaque société, les mesures de la liquidité ont été estimées à partir des données journalières sur les transactions qui correspondent aux cours des actions (cours d'ouverture, cours de clôture, nombre de titres échangés) et la quantité offerte aux meilleurs cours acheteur et aux meilleurs cours vendeur ainsi que la capitalisation en fin de chaque journée boursière.

2.2. Données

Les procédures d'estimation exploitées dans le cadre de cet article utilisent principalement des données de fin de journée fournies par la Bourse des valeurs de Casablanca (BVC). Pour le type d'analyse effectuée, les cours de clôture sont d'une grande importance par rapport aux autres cours de transaction durant une journée de cotation boursière. Selon Harris (1989), les cours de clôture sont utilisés car ils sont pratiques et supposés être une juste valeur pour une journée boursière spécifique.

Les données sur les transactions saisies à partir de la BVC comme à partir d'autres sources pertinentes comprennent des informations sur l'activité boursière des titres pendant une journée donnée, à savoir le cours précédent, le cours le plus élevé, le cours le plus bas, le cours d'ouverture, le cours de clôture, le volume des transactions, le meilleur cours offert, le volume des offres et le nombre d'actions cotées. La présente étude utilise également des données

pertinentes provenant de diverses sources, notamment Bank Al-Maghrib, le HCP, (données macro-économiques), la Bourse de Paris (données sur le CAC 40) et le NYSE (données du DOW JONES).

2.3. Mesures construites de la liquidité de la Bourse de Casablanca : variables endogènes

Selon la littérature existante, la liquidité est mesurée par moyens de différentes mesures et approches qui comprennent les mesures quotidiennes et les mesures intra-journalières et qui indiquent sur les différentes dimensions de la liquidité. Parmi les mesures les plus utilisées, le Ratio de liquidité, le Bid-Ask-Spread (fourchette des cours), le volume des transactions et les mesures adaptées.

Afin d’appréhender le comportement de liquidité des sociétés de notre échantillon dans ses différentes dimensions, l’étude mobilise une variété d’indicateurs de liquidité construits sur la base des données relatives aux transactions. Ces données correspondent essentiellement aux cours des actions (cours d’ouverture, cours de clôture, nombre de titres échangés) et la quantité offerte aux meilleurs cours acheteur et aux meilleurs cours vendeur ainsi que la capitalisation en fin de chaque journée boursière.

Nos variables de liquidité sont estimées comme présentées dans le tableau n°1 suivant:

Tableau n°1: Estimation des mesures de la liquidité utilisées

Bid-Ask-Spread (BAS)	$BAS_{i,t} = P_{Ai,t} - P_{Bi,t}$	Dirhams
Volume des transactions en valeur (VOL)	$VOL_{i,t} = Q_{i,t} * P_{i,t}$	Millions de dirhams

Source : Calculs des auteurs

Avec, $P_{Ai,t}$ et $P_{Bi,t}$ sont les meilleurs cours d'achat et de vente de l'action i au moment t , respectivement. $Q_{i,t}$ et $P_{i,t}$ représentent respectivement la quantité échangée de l'action i le jour t et le cours de l'action i le jour t .

Le Bid-Ask-Spread avec ses variantes versions, est un indicateur de coût de transaction. Ainsi, un BAS plus élevé indique des coûts de transaction et des risques plus élevés ; et par conséquent une liquidité moindre. Concernant le volume des transactions, il représente une mesure de liquidité dans sa dimension profondeur. Parmi les études récentes qui ont mobilisé ces indicateurs on trouve Rhee et Wang (2009), Poon, Rockinger et Stathopoulos (2011), Cumming, Johan et Li (2011) et Baali (2021).

Afin d’estimer une série de liquidité à l'échelle du marché, la moyenne des BAS des actions individuelles et des volumes des échanges VOL est calculée pour chaque journée de cotation. Les séries de liquidité sont alors estimées ainsi:

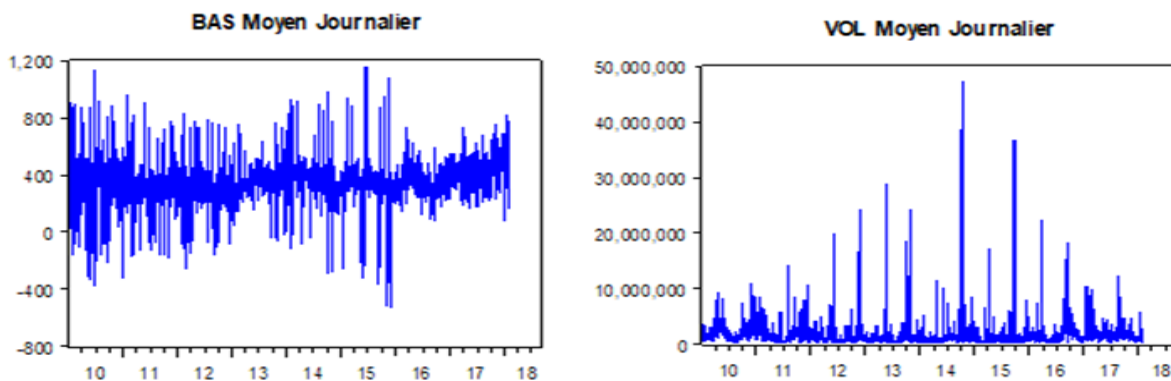
$$BAS_{m,t} = 1/N \sum_i^j BAS_{i,t}$$

$$VOL_{m,t} = 1/N \sum_i^j VOL_{i,t}$$

Avec : N : le nombre de sociétés de l'échantillon. Les autres variables étant telles que précédemment définies.

La figure n°1 suivante illustre l'évolution des séries moyennes de la liquidité de l'échantillon pour la période étudiée.

Figure n°1 : Evolution des séries moyennes agrégées de la liquidité de l'échantillon (du 05/01/2010 au 08/08/2018)



Source : Réalisation des auteurs

2.4. Variables explicatives potentielles

Dans notre processus de modélisation de la fonction de comportement de la liquidité, les variables que nous avons identifiées et mesurées seront régressées sur un ensemble de variables sélectionnées en fonction de la littérature existante et en tenant compte de certaines spécificités de l'économie marocaine.

Les facteurs identifiés pour expliquer le comportement de la liquidité du marché sont classés en trois catégories : i) **les variables financières du marché**, ii) **les variables financières internationales** et iii) **les variables macro-économiques**. Pour une explication globale et intégrée du comportement de la liquidité du marché boursier marocain, nous avons opté pour l'intégration des trois catégories de variables potentiellement explicatives. Ceci nous permettrait d'identifier les impacts complémentaires de ces variables sur le niveau de liquidité du marché durant la période étudiée. Notons au passage que la disponibilité des données reste un facteur essentiel influençant le choix des différentes variables utilisées dans tout travail impliquant l'outil économétrique.

Les variables financières internes utilisées dans notre étude sont décrites comme suit :

Capitalisation boursière "CB" : elle est calculée pour chaque société comme le produit du nombre de titres en circulation et du cours boursier de l'action de la société. La capitalisation du marché s'obtient comme la somme des capitalisations des sociétés cotées. Elle représente un indicateur de taille du marché. Plus la capitalisation boursière est élevée, plus le marché est liquide.

L'indice MASI (MASI Clôture) : noté "**MASI-Clot**" dans nos estimations, c'est un indice de capitalisation comprenant toutes les valeurs cotées sur le marché boursier marocain. Sa largeur permet de suivre, éventuellement, de manière optimale, l'évolution du marché. Cet indicateur fournit des informations sur la performance du marché boursier marocain. Son effet suppose que plus cet indice est élevé, plus le marché est liquide.

L'indice MADEX (MADEX Clôture) : le MADEX est un indice boursier composé de l'ensemble des valeurs les plus actives de la Bourse de Casablanca. Sa volatilité renseigne sur la variation des cours des actifs qui le composent. Lorsque ces cours varient fortement (cours instables), la volatilité devient élevée. L'effet attendu suppose un impact positif du "**MADEX-Clot**" sur la liquidité du marché.

Le Nombre de titres échangés : noté "**NT**", il indique sur le volume partiel de transactions (nombre d'échanges) effectué par chaque société de l'échantillon pendant une journée de cotation boursière. Plus le nombre de titres échangés est élevé, plus la société est liquide.

Le Cours d'ouverture et le Cours de clôture : noté respectivement "**PC**" (premier cours) et "**DC**" (dernier cours), sont impliqués car, comme le souligne Harris (1989), ils sont pratiques et supposés être une juste valeur pour un jour de Bourse spécifique. Ainsi, l'écart ou le rapport entre ces deux cours indique sur la proportion de variation du cours d'une action donnée autour de son cours moyen journalier.

En ce qui concerne les variables financières internationales (externes), nous les avons retenues pour deux raisons principales. Premièrement, l'interdépendance mondiale entre les pays a augmenté de manière significative en raison de la diminution des barrières à l'investissement (Karolyi et Stulz, 2003), des similitudes dans les politiques macro-économiques et de l'amélioration des relations économiques (Ibrahim, 2005). Deuxièmement, la technologie de mise en réseau au niveau des centres financiers s'est considérablement développée (Trang Nha et Kakinaka, 2010). Par conséquent, les marchés étrangers ont un impact constant sur les marchés boursiers locaux. Notre objectif à travers l'intégration de variables financières externes est de vérifier dans quelle mesure la liquidité du marché boursier marocain dépend de la variation des rendements des marchés étrangers, en se référant principalement aux marchés américains et français. A cet effet, nous examinerons l'impact des indices boursiers américains et français (**CAC 40** et **DOW JONES** noté "**DJ**") sur le comportement de la liquidité du marché marocain. L'hypothèse que nous considérons est que l'évolution de ces deux indices a un effet ambigu sur le comportement de la liquidité du marché marocain.

Enfin, concernant les variables macro-économiques retenues dans notre étude, elles sont décrites comme suit :

Le PIB réel "PIBR" : nous proposons d'introduire le PIB réel comme variable potentiellement explicative de la liquidité. La raison est, bien entendu, que notre variable endogène réagirait potentiellement à l'effet revenu approximé par PIBR, dont l'impact attendu serait positif puisque

toute amélioration du revenu agrégé augmenterait la demande de titres, ce qui est susceptible d'accroître la liquidité.

L'indice des prix à la consommation "IPC" (IPC base 100 = 2010) : nous retenons également cette variable comme déterminant du comportement de la liquidité. En effet, l'IPC mesure le niveau moyen des prix des biens et services largement consommés par les ménages, pondérés par leurs parts respectives dans la consommation moyenne. L'hypothèse que nous considérons ici est que cette variable a un effet négatif sur la liquidité.

Le Rendement céréalier "RC" : puisque l'économie marocaine est fortement dépendante des aléas climatiques qui perturbent la production céréalière, une bonne approximation du PIB réel est le RC (mesuré ici en quintaux par hectare). Cependant, en raison de la forte corrélation entre le PIBR et le RC, il serait idéal d'introduire des valeurs retardées du PIBR ainsi que le RC en valeur courante et sous forme logarithmique. Dans ce cas, les estimations généreront une semi-élasticité de la liquidité par rapport au CR, surtout lorsque la liquidité n'est pas mesurée sous forme logarithmique. Lorsque la liquidité implique le logarithme, nous estimerons une élasticité de la liquidité par rapport au CR. L'effet attendu suppose un effet positif sur la liquidité.

L'agrégat M3 "M3" : l'introduction de M3 nous permet de mesurer l'effet de la contrainte de liquidité globale sur la liquidité du marché boursier. L'effet que nous associons à cette variable suppose un effet positif sur la liquidité.

Le taux d'intérêt "Ti" : des études ont montré que les taux d'intérêt affectent les variations de la liquidité par différents canaux. Par exemple, selon Chordia, Roll et Subrahmanyam (2001), une hausse des taux d'intérêt augmente les coûts des opérations sur marge et des ventes à découvert, ce qui réduit la liquidité. Fujimoto (2004) a soutenu l'idée que le choc des taux d'intérêt améliorerait indirectement la liquidité par le biais des rendements du marché, de la volatilité et de la rotation des actions.

La Crise financière "CS" : l'exemple concret de crise financière que nous utilisons dans cette recherche est la crise des *subprimes* de 2008. Afin de capturer les répercussions de cette crise sur le comportement de liquidité du marché marocain, nous considérons cette variable de contrôle pour représenter l'effet de la crise supposée durer pendant la période post-crise. L'hypothèse pour tester cela suppose que la crise financière est négativement liée à la liquidité du marché.

2.5. Processus de spécification de modèles économétriques et tests nécessaires

Pour toute spécification économétrique, il est indispensable d'appliquer un ensemble de tests économétriques de "pré-estimation" et de "post-estimation". A cette fin, nous discuterons de l'ensemble des tests nécessaires à nos estimations économétriques avant de présenter le processus adopté dans la spécification de nos modèles économétriques estimés. Afin d'éviter les régressions fallacieuses, nous avons effectué des tests préliminaires de racine unitaire (Augmented Dicker-Fuller : ADF) et de cointégration (au sens de Johanson), avant de procéder aux estimations et aux tests de "post-estimation". Par ailleurs, pour une meilleure spécification

de nos modèles économétriques en données de panel, nous avons conduit le test de Hausman dans l'objet de trancher entre des spécifications à effet fixe ou celles à effet aléatoire. L'idée consiste à tester si les variances des résidus du modèle « between » à observations empilées et celles des résidus du modèle « within » à constantes différentes "inter-sociétés" sont asymptotiquement différentes.

En raison de la disponibilité de données diverses sur notre échantillon de 63 sociétés cotées sur le marché boursier de Casablanca ainsi que sur nos variables explicatives, il est opportun de conduire des estimations et des tests économétriques sur la base des données de panel. Sous cette optique, nous proposons de conduire des régressions économétriques où la variable endogène (la liquidité) est mesurée de deux manières complémentaires : i) le **BAS** par société et ii) le volume des échanges (en valeurs) (**VOL**) par société. Le principe de cette démarche économétrique a été suivi par d'autres auteurs en particulier Alzahrani (2011), Mihhejev (2012) et Madyan et al. (2013).

Avant de procéder à notre analyse économétrique et à la discussion de ses résultats, nous tenons à rappeler notre fonction de liquidité estimée :

$$Liquidité_{i,t} = f((VFM_{i,t}); (VFI_t); (VM_t))$$

Avec :

« **Liquidité** » : la variable *proxy* de la liquidité du marché boursier marocain; elle sera mesurée par trois indicateurs construits (BAS, PBAS et VOL) ; **f** : la fonction des variables exogènes expliquant le comportement de la liquidité du marché boursier marocain ; **VFM** : le vecteur des variables financières de marché ; **VFI** : le vecteur des variables financières internationales ; **VM** : le vecteur des variables macro-économiques ; **i** et **t** : les indices d'observations individuelles et temporelles appartenant aux échantillons et à la période étudiée, avec $i=[1, 63]$.

3. Analyse économétrique en données de panel, résultats et discussions

Notons tout d'abord que le processus d'estimation des modèles du comportement des variables utilisées en tant que *proxy* de la liquidité globale du marché doit se baser sur l'observation que les tests économétriques requis sont conduits au fur et à mesure de nos régressions. Ainsi, suite à l'application du test de Hausman, nous avons révélé qu'en raison du fait que la probabilité associée au χ^2 est largement inférieure à 5%, le modèle de panel adéquat sera celui d'une spécification à effets fixes et ce, pour le cas des deux spécifications (BAS et VOL) comme le montre le tableau n°2 suivant :

Tableau n°2 : Test de Hausman

Modèle	Panel global		
	Test de Hausman		
	χ^2	Probabilité	Modèle retenu
BAS	2681.868207	0,0001	Effets fixes
VOL	85.893704	0,0001	Effets fixes

Source : Réalisation des auteurs

Le tableau n°3 résume les résultats des estimations et des tests de notre modèle à effets fixes lorsque la liquidité de chaque société est mesurée par le « BAS ».

Tableau n°3 : Résultats de l'estimation du modèle BAS

Variable	Coefficient	Ecart-type	t-Statistic	Prob.
C	-3379.109	2708.265	-1.247703	0.2121
LOG(CB?)	-1072.176	41.31395	-25.95192	0.0000
LOG(CB?(-1))	830.5274	59.27928	14.01042	0.0000
LOG(CB?(-2))	255.4969	56.02243	4.560618	0.0000
LOG(CB?(-4))	-126.4998	57.12564	-2.214414	0.0268
LOG(CB?(-5))	118.6180	47.67694	2.487954	0.0128
LOG(MASI?)	28.56271	16.88024	1.692080	0.0906
LOG(PIBR?)	-465.8630	261.7979	-1.779475	0.0752
LOG(CAC40?(-3))	154.9932	84.66770	1.830605	0.0672
LOG(CAC40?(-4))	-156.7854	84.41841	-1.857242	0.0633
TI?	972.6823	270.1454	3.600588	0.0003
LOG(M3?)	556.2069	213.2319	2.608460	0.0091
LOG(IPC?(-2))	-732.5975	364.9479	-2.007403	0.0447
BAS?(-1)	0.006417	0.002363	2.715507	0.0066
BAS?(-3)	-0.008547	0.001566	-5.457935	0.0000
BAS?(-4)	0.013363	0.002364	5.651821	0.0000
BAS?(-5)	0.017017	0.002280	7.462579	0.0000
LOG(PC?/DC?)	-3593.248	11.61656	-309.3213	0.0000
PC?(-1)/DC?(-1)	-2.516967	1.160012	-2.169777	0.0300
PC?(-4)/DC?(-4)	11.08435	1.470353	7.538559	0.0000
PC?(-5)/DC?(-5)	16.37890	1.162280	14.09204	0.0000
DC?(-1)	-0.006642	0.006420	-1.034535	0.3009
DC?(-3)	-0.005979	0.006467	-0.924608	0.3552
LOG(RC?)	-31.31850	36.11283	-0.867240	0.3858
LOG(RC?(-1))	107.5569	51.38871	2.093006	0.0364
LOG(RC?(-2))	-69.34434	36.79618	-1.884552	0.0595
CS?	-4.117128	7.637688	-0.539054	0.5899

$R^2 = 0,549$; R^2 ajusté = 0,549; F-Statistic = 1151,674 (Prob = 0,000000); D-W = 1,604979

Source: Réalisation des auteurs (E-views)

Nos résultats empiriques révèlent que l'impact de la capitalisation boursière à court terme est négatif. Toutefois, à long terme, un tel impact s'est avéré positif, suggérant que la liquidité telle qu'elle est mesurée réagit positivement aux performances des sociétés et à travers le temps, en termes de recettes journalières du marché. Ce constat corrobore avec celui de Cannon et Cole (2011) dans leur étude (1988-2007) sur les marchés américains NYSE et AMEX. En ce qui concerne le MASI, nous observons qu'il n'affecte positivement la liquidité qu'à court terme. Ces résultats confirment les conclusions d'études antérieures, notamment celles de Chordia, Roll et Subrahmanyam (2002) qui ont constaté qu'après un rendement négatif (positif) du marché, la liquidité a tendance à être plus faible (plus élevée) ; et aussi celles de Hameed, Kang et Viswanathan (2010) qui ont indiqué que les Bid-Ask-Spreads ont tendance à augmenter lorsque le marché est baissier et à baisser lorsque le marché est haussier.

Toutefois, le rapport « premier cours/dernier cours » affecte négativement la liquidité à court terme comme à long terme, contre un impact négatif à court terme pour le dernier cours DC tel qu'il est pris isolément.

En ce qui concerne le CAC 40, nous observons qu'il exerce un effet négatif à long terme sur la liquidité, bien que cet impact soit faible en termes d'ampleur. En outre, dans le but de voir comment la crise des *suprimes* affecte la liquidité globale de l'échantillon, nous avons introduit CS comme facteur potentiellement explicatif. Il s'est avéré toutefois que malgré son effet négatif, il est statistiquement moins significatif (t-statistic=0,539 (prob=59%)). D'après Choi et Cook (2006) ; Chiu et al. (2012), une crise déclenchée par des chocs financiers internationaux a une incidence négative sur la liquidité du marché en raison des contraintes de crédit croissantes imposées par les fournisseurs de liquidités, y compris les intermédiaires et les spéculateurs. Dans l'ensemble, cet effet négatif quoique minime en termes de signification est conforme aux conclusions de Chordia, Sarkar et Subrahmanyam (2005) dans leur étude sur les marchés boursiers et obligataires américains et de Chordia, Roll et Subrahmanyam (2011) dans leur étude sur le NYSE.

Concernant les variables macro-économiques, nous nous rendons compte du fait que le PIBR affecte négativement la liquidité à court terme avec un impact négatif à long terme pour l'IPC et un effet positif à court terme pour la masse monétaire au sens large M3 et le taux d'intérêt T_i . Finalement, en vue d'estimer l'impact des cycles de sécheresse sur la liquidité globale de notre échantillon de 63 sociétés, nous avons introduit le RC comme facteur potentiellement explicatif. Généralement, nous observons que RC affecte positivement la liquidité à long terme suggérant que « l'effet-revenu » que véhicule le rendement céréalier serait à même de booster la liquidité globale de l'échantillon.

Globalement, le R^2 et le R^2 ajusté sont de l'ordre de 0,55, ce qui est généralement acceptable en données de panel à nombre d'observations (N.T) très élevé. D'ailleurs, la probabilité associée au F-statistic est largement inférieure à 5%, attestant d'une signification statistique globale très élevée. De même, le D-W est de l'ordre de 1,60, ce qui n'est pas très mauvais en termes d'autocorrélation des erreurs.

Tableau n°4 : Résultats de l'estimation du modèle VOL

Variable	Coefficient	Ecart-type	t-Statistic	Prob.
LOG(CB?)	-0.276848	0.121616	-2.276414	0.0228
LOG(CB?(-1))	0.272955	0.121617	2.244378	0.0248
LOG(MASI?)	2.619881	0.442071	5.926382	0.0000
LOG(MASI?(-1))	2.147661	0.556767	3.857375	0.0001
LOG(MASI?(-3))	-5.053427	0.423153	-11.94231	0.0000
LOG(MASI?(-5))	1.169354	0.287048	4.073730	0.0000
LOG(CAC40?)	1.393095	0.208488	6.681892	0.0000
LOG(CAC40?(-1))	-5.490507	0.294096	-18.66911	0.0000
LOG(CAC40?(-2))	3.303262	0.295640	11.17326	0.0000
LOG(CAC40?(-3))	-1.034443	0.294136	-3.516890	0.0004
LOG(CAC40?(-4))	6.806007	0.294697	23.09497	0.0000
LOG(CAC40?(-5))	-5.334256	0.209168	-25.50229	0.0000
TI?	-76.00180	6.054267	-12.55343	0.0000
TI?(-1)	125.3568	7.793592	16.08459	0.0000
TI?(-3)	-126.3584	8.770941	-14.40649	0.0000
TI?(-4)	151.2746	10.24324	14.76824	0.0000
TI?(-5)	-88.09404	7.269590	-12.11816	0.0000
LOG(PIBR?(-2))	-48.33907	4.848334	-9.970243	0.0000
LOG(PIBR?(-3))	167.8076	7.202942	23.29708	0.0000
LOG(PIBR?(-4))	-148.4387	7.543304	-19.67821	0.0000
LOG(PIBR?(-5))	33.25721	5.361441	6.203035	0.0000
LOG(M3?)	-73.99920	2.524681	-29.31031	0.0000
LOG(M3?(-1))	81.13973	3.449456	23.52247	0.0000
LOG(M3?(-2))	46.18262	4.182597	11.04161	0.0000
LOG(M3?(-3))	-135.0811	6.907627	-19.55535	0.0000
LOG(M3?(-4))	188.3306	7.585306	24.82835	0.0000
LOG(M3?(-5))	-120.4820	5.387391	-22.36370	0.0000
LOG(IPC?)	123.0606	8.184268	15.03624	0.0000
LOG(IPC?(-1))	-184.5987	11.22751	-16.44163	0.0000
LOG(IPC?(-2))	-55.71711	9.881200	-5.638699	0.0000
LOG(IPC?(-3))	151.8833	13.02502	11.66088	0.0000
LOG(IPC?(-4))	-315.2132	14.14414	-22.28578	0.0000

Variable	Coefficient	Ecart-type	t-Statistic	Prob.
LOG(IPC?(-5))	303.7764	10.04829	30.23165	0.0000
LOG(VOL?(-1))	0.194304	0.002714	71.60184	0.0000
LOG(VOL?(-2))	0.111310	0.002769	40.20089	0.0000
LOG(VOL?(-3))	0.115675	0.002770	41.76442	0.0000
LOG(VOL?(-4))	0.070314	0.002809	25.03317	0.0000
LOG(VOL?(-5))	0.107508	0.002779	38.68467	0.0000
DC?(-2)	3.00E-05	1.63E-05	1.838449	0.0660
DC?(-3)	-2.78E-05	1.63E-05	-1.708222	0.0876
NT?	4.45E-07	2.29E-08	19.41591	0.0000
NT?(-2)	-5.38E-08	2.34E-08	-2.295269	0.0217
NT?(-3)	4.56E-08	2.32E-08	1.964994	0.0494
NT?(-4)	-5.50E-08	2.33E-08	-2.356144	0.0185
C	238.8068	8.191051	29.15459	0.0000
@TREND	0.001197	3.57E-05	33.49040	0.0000
CS?	-0.057638	0.016615	-3.468953	0.0005
LOG(RC?)	1.727585	0.090177	19.15765	0.0000
LOG(RC?(-1))	-0.699188	0.125832	-5.556508	0.0000
LOG(RC?(-2))	0.281814	0.119631	2.355705	0.0185
LOG(RC?(-3))	-1.390793	0.090578	-15.35456	0.0000
LOG(PIBR?(-4))	-148.4387	7.543304	-19.67821	0.0000
LOG(PIBR?(-5))	33.25721	5.361441	6.203035	0.0000
LOG(M3?)	-73.99920	2.524681	-29.31031	0.0000
LOG(M3?(-1))	81.13973	3.449456	23.52247	0.0000
LOG(M3?(-2))	46.18262	4.182597	11.04161	0.0000
LOG(M3?(-3))	-135.0811	6.907627	-19.55535	0.0000
LOG(M3?(-4))	188.3306	7.585306	24.82835	0.0000
LOG(M3?(-5))	-120.4820	5.387391	-22.36370	0.0000
LOG(IPC?)	123.0606	8.184268	15.03624	0.0000
LOG(IPC?(-1))	-184.5987	11.22751	-16.44163	0.0000
LOG(IPC?(-2))	-55.71711	9.881200	-5.638699	0.0000
LOG(IPC?(-3))	151.8833	13.02502	11.66088	0.0000
LOG(IPC?(-4))	-315.2132	14.14414	-22.28578	0.0000

$R^2 = 0,257$; R^2 ajusté = 0,256; F-Statistic = 411,9368 (Prob = 0,000000); D-W = 1,987183

Source: Réalisation des auteurs (E-views)

Passons à présent au modèle de panel global lorsque la liquidité est approximée par le volume des échanges (en valeurs). Le tableau n°4 résume les résultats empiriques du modèle VOL.

En vertu de tels résultats, nous nous rendons compte du fait que la capitalisation boursière exerce un effet négatif à court terme contre un effet positif à long terme, même si ce dernier est presque nul en termes d'ampleur. Toutefois, le MASI affecte positivement la liquidité à court comme à long terme, lorsqu'une telle liquidité est estimée à travers le volume des échanges (en valeurs logarithmiques). Quant à la variable « CAC 40 », elle impacte positivement la liquidité à court terme contre un effet presque nul à long terme, en termes d'ampleur, même si son degré de signification statistique est élevé.

Le T_i , quant à lui, impacte négativement la liquidité à court terme, contre un effet plus ou moins positif à long terme, suggérant que les agents économiques s'orienteraient vers les titres de propriété en vue de se protéger de l'impact de l'inflation sur la valeur réelle des titres de créance.

Ce constat du long terme s'avère conforme à celui de Fujimoto (2004) qui a soutenu l'idée que le choc des taux d'intérêt améliorerait indirectement la liquidité. En ce qui concerne le PIBR, son impact sur la liquidité ne s'exerce qu'à long terme, mais l'ampleur de cet impact de longue durée semble assez faible. Concernant l'IPC, son impact à court comme à long terme s'est avéré positif, suggérant que l'inflation apprécie la liquidité au sens du volume nominal des échanges aussi bien dans le temps qu'à travers les 63 sociétés de notre échantillon.

Du côté du dernier cours DC, son impact sur la liquidité ne s'exerce qu'à long terme, et il s'avère positif mais il est d'une ampleur faible. Concernant le NT, son impact de court terme est positif mais relativement faible tandis que son effet à long terme est négatif, son ampleur étant toutefois moins robuste. Un tel constat s'avère en ligne avec celle de Alzahrani (2011) qui, en étudiant le Tadawul saoudien, a conclu que le nombre d'échanges entretient une corrélation négative à un seuil significatif avec le Bid-Ask-Spread relatif. S'agissant de l'agrégat monétaire M3, nous nous apercevons que son impact sur la liquidité au sens du volume nominal des échanges est négatif à court terme, contre un effet plus ou moins positif à long terme révélant qu'une amélioration de la liquidité globale de l'économie nationale boosterait la liquidité telle qu'elle est mesurée dans le temps et à travers les sociétés.

Nos estimations révèlent que les rendements des céréales RC amélioreraient la liquidité à court terme, contre un effet de long terme presque nul en termes d'ampleur. Finalement, l'effet de la variable CS capturant l'impact de la crise des *subprimes*, supposé prévaloir jusqu'à la fin de l'année 2012, et s'alléger après, s'est révélé négatif et statistiquement très significatif. Cette constatation s'est révélée encore une fois conforme aux conclusions de Chordia, Sarkar et Subrahmanyam (2005) dans leur étude sur les marchés boursiers et obligataires américains et de Chordia, Roll et Subrahmanyam (2011) dans leur étude sur le NYSE.

En gros, le R^2 et le R^2 ajusté sont relativement faibles, se situant au voisinage de 0,25. Sachant qu'on se soucie peu de la valeur de cet indicateur dans le cas de modèles de panel à échantillon temporel et individuel élargi, notons aussi que la « p-value » associée au F-statistic est largement

inférieure au seuil critique de 5%, révélant ainsi que le degré de signification statistique de notre modèle à effets fixes est très élevé. En outre, le D-W, d'une valeur de presque 1,998, est très proche de 2, attestant qu'il est insensé de craindre une quelconque autocorrélation des erreurs (résidus).

Conclusion et perspectives :

L'analyse menée dans cet article de recherche soulève plusieurs remarques. Ainsi, quoiqu'ambigu, l'impact de la capitalisation boursière sur la liquidité du marché boursier marocain agit dans la majorité des cas avec une ampleur relativement faible. Cela signifie d'ailleurs que l'effet quantité de la capitalisation boursière l'emporte sur son effet-cours. De même, tous nos résultats économétriques révèlent en général que les autres variables financières internes, externes et les facteurs macro-économiques interviennent dans nos modèles avec des signes ambigus et parfois même contraires à ce qui a été prédit par la théorie économique conventionnelle. Cependant, dans la majorité des cas, les effets de ces diverses variables, en particulier ceux du long terme, tendent à être très faibles en termes d'ampleur. En effet, la faiblesse de l'ampleur des effets des variables financières internes atteste de l'étroitesse du marché boursier de Casablanca et de sa léthargie.

Par ailleurs, la faiblesse de l'ampleur des effets des variables financières internationales sur la liquidité révèle que le marché boursier de Casablanca n'est pas très fortement intégré à l'international. Même si une intégration internationale plus poussée est à même de nuire à la stabilité du marché, notamment en raison de la persistance de risques systémiques élevés, elle aurait pourtant l'avantage de faire profiter le marché boursier marocain d'innovations financières internationales.

Enfin, en raison d'effets relativement faibles des variables de contrôle de type macro-économique sur le comportement de la liquidité, spécifiquement à long terme, nous concluons que le secteur financier marocain est peu connecté à la sphère réelle, de telle sorte que la Bourse de Casablanca est loin de remplir sa fonction fondamentale de baromètre de l'économie nationale.

A l'instar de tout travail de recherche, le présent article est confronté à certaines limites. Dans nos analyses économétriques, nous aurions aimé introduire les facteurs liés aux questions saisonnières et culturelles comme variables potentiellement explicatives de la liquidité. Toutefois, à l'état actuel de nos efforts de recherche, il est très délicat d'identifier et de mesurer ces variables dans le cas spécifique du Maroc.

En termes de perspectives de recherche, il serait intéressant de travailler sur les déterminants de la liquidité non seulement à l'échelle d'un échantillon intégral de sociétés cotées, mais plutôt à l'échelon des branches d'activité comme celles de l'industrie agroalimentaire, des banques, des assurances, des mines, etc. Et ce, en intégrant d'autres variables susceptibles d'expliquer la variation du comportement de la liquidité. Enfin, il serait aussi judicieux de travailler sur un panel de marchés boursiers à structures similaires au lieu de considérer le cas d'un seul marché.

Bibliographie :

- ALZHRANI, A. (2011). Liquidity Cost Determinants in the Saudi Market. *Journal of Trade, Economics and Finance*, 2(3), pp. 185-193.
- BERNESTEIN, P. (1987). Liquidity, Stock Markets and Market makers. *Financial Management* 16, pp. 54-62.
- BIAŁKOWSKI, J., ETEBARI, A., AND WISNIEWSKI, TP. (2012). Fast profits: Investor sentiment and stock returns during Ramadan. *Journal of Banking and Finance*, vol. 36, no. 3, pp. 835–845.
- BOUBKER, B., AND ELMORCHID, B. (2022). Comportement de la liquidité des marchés boursiers étroits : étude statistique globale du cas de la Bourse de Casablanca. *Finance & Finance Internationale*, 1(24).
- BRANCH, B., AND FREED, W. (1977). Bid-asked spreads on the AMEX and the big-board. *The Journal of Finance*, 32(1), pp. 159-163.
- BRANDAO-MARQUES, L. (2016). Stock Market Liquidity in Chile, International Monetary Fund's. *Working Paper*.
- BRENNAN, M. J., AND SUBRAHMANYAM, A. (1995). Investment analysis and price formation in securities markets. *Journal of Financial Economics* 38, 361-381.
- BRENNAN, M.J., CHORDIA, T., AND SUBRAHMANYAM, A. (1998). Alternative factor specifications, security characteristics, and the cross section of expected stock returns. *Journal of Financial Economics*, Vol. 49, pp. 345-373.
- BROCKMAN, P., AND CHUNG, D. Y. (2003). Investor protection and firm liquidity. *The Journal of Finance*, 58(2), pp. 921-937
- CANNON, S. E., AND COLE, R. A. (2011). Changes in REIT liquidity 1988-2007: evidence from daily data. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 43, pp.258-280.
- CHABCHITRCHAIKOL, A. AND PANYANUKUL, S. (2005). Key Determinants of Liquidity in the Thai Bond Market. Document de recherché, Bank of Thailand and the Bank for International Settlements.
- CHORDIA, T., ROLL, R., AND SUBRAHMANYAM, A. (2001). Market liquidity and trading activity. *Journal of Finance*, vol. 56, no. 2, pp. 501–530.
- CHORDIA, T., ROLL, R., AND SUBRAHMANYAM, A. (2008). Liquidity and market efficiency. *Journal of Financial Economics*, vol. 87, no. 2, pp. 249–268.
- CHORDIA, T., ROLL, R., AND SUBRAHMANYAM, A. (2011). Recent trends in trading activity and market quality. *Journal of Financial Economics*, vol. 101, no. 2, pp. 243–263.
- CHORDIA, T., SARKAR, A., AND SUBRAHMANYAM, A. (2005). An empirical analysis of stock and bond market liquidity. *Review of Financial Studies*, vol. 18, no. 1, pp. 85–129.

CHORDIA, T., SUBRAHMANYAM, A., AND ANSHUMAN, V. (2001). Trading activity and expected stock return. *Journal of Financial Economic*, vol. 59, pp. 3-32.

CUMMING, D, JOHAN, S., ET LI, D. (2011). Exchange trading rules and stock market liquidity. *Journal of Financial Economics*, vol. 99, no. 3, pp. 651–671.

ENGLE, R., AND LANGE, J. (2001). Predicting VNET: A model of the dynamics of market depth. *Journal of Financial Markets* N° 4, pp.113-142.

FERNANDO, CS., HERRING, RJ., AND SUBRAHMANYAM, A. (2008). Common liquidity shocks and market collapse: Lessons from the market for perps. *Journal of Banking Finance*, vol. 32, no. 8, pp. 1,625–1,635.

FUJIMOTO, A. (2004). Macroeconomic sources of systematic liquidity. *Working paper* .University of Alberta, Canada.

GARBADE, K. (1989). *Securities Markets*. Mc Graw Hill Company. New York. 420 pages.

GOYENKO, R.Y. AND UKHOV, A.D. (2009). Stock and Bond Market Liquidity: A Long-Run Empirical Analysis. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 44(1), pp. 189–212.

HAMEED, A., KANG, W., AND VISWANATHAN, S. (2010). Stock market declines and liquidity. *The Journal of Finance*, vol. 65, no. 1, pp. 257–293.

HASBROUCK, J. AND SEPPI, D. (2001). Common factor in prices, order flows and liquidity. *Journal of Financial Economics*, N° 59, pp. 383-411

IBRAHIM, MH. (2005). International linkage of stock prices: The case of Indonesia. *Management Research News*, vol. 28 no. 4, pp. 93–115.

KAROLYI, GA., AND STULZ, RM. (2003). Are financial assets priced locally or globally? in MH G.M. Constantinides et RM Stulz (eds), *Handbook of the Economics of Finance, Elsevier, North Holland*, vol. 1, Part B, pp. 975–1020.

KAZLAUSKAITE, R., AND MAKASKAS, A. (2006). Illiquidity discount measurement in the Baltic States: public and private companies compared. *Stockholm School of Economics in Riga, Riga, Latvia working paper*.

KEIM, DB. (1983). Size-related anomalies and stock return seasonality: Further empirical evidence. *Journal of Financial Economics*, vol. 12, no. 1, pp. 13–32.

KEIM, DB., AND STAMBAUGH, RF. (1984). A further investigation of the weekend effect in stock returns. *Journal of Finance*, vol. 39, no. 3, pp. 819–835.

KOKOŠKINS, J., AND BAUMANIS, M. (2001). Dynamics of liquidity of Riga Stock Exchange before and after the Russian crisis. *WP, Stockholm School of Economics in Riga, Riga, Latvia*.

KUMAR, G. AND MISRA, A. K. (2015). Closer View at the Stock Market Liquidity: A Literature Review. *Asian Journal of Finance & Accounting*, vol. 7, No. 2

LESMOND, A.D. (2005). Liquidity of emerging markets. *Journal of Financial Economics*, 77, pp. 411-425.

MADYAN, M., MUSLICHANSHORI, U. AND SOLIMUN (2013). Liquidity Determinants of Sharia and non-Sharia Stocks. *Journal of Business and Management* , vol 9, Issue 2, pp. 28-38

MIHHEJEV, I., YAROSLAVA, O. AND HÖGHOLM, K. (2012). Explaining Equity Liquidity on the Baltic Stock Markets: Role of Traditional and Novel Determinants. Working Paper, Stockholm School of Economics in Riga.

PASTOR, L., AND STAMBAUGH, R.F. (2003). Liquidity risk and expected stock returns. *Journal of Political Economy*, vol. 111, no. 3, pp. 642–685.

POON, S-H, ROCKINGER, M., AND STATHOPOULOS, K, (2011). Market Liquidity and Institutional Trading during the 2007–8 Financial Crisis. *Working Paper* 623, Manchester Business School.

REINGANUM, MR. (1983). The anomalous stock market behavior of small firms in January: Empirical tests for tax-loss selling effects. *Journal of Financial Economics*, vol. 12, no. 1, pp. 89–104.

RHEE, S.G., AND WANG, J. (2009). Foreign institutional ownership and stock market liquidity: Evidence from Indonesia. *Journal of Banking & Finance*, vol. 33, no. 7, pp. 1,312–1,324.

SCHWARTZ, R. (1993). *Issues in market operations*. Chapitre 7, pp. 123-135.

SCHWERT, G.W. (2003). Anomalies and Market Efficiency. in M.H.G.M. Constantinides and R.M. Stulz (eds), *Handbook of the Economics of Finance*, Elsevier, North Holland, vol. 1, Part B, pp. 939–974.

TAYEH, M. (2016). Determinants of Market Liquidity: Evidence from the Jordanian Stock Market. *International Journal of Economics and Finance*; Vol. 8, No. 10

TINIC, S.M. (1972). The economics of liquidity services. *The Quarterly Journal of Economics*, 86(1), 79- 93.

TRANG, N.H.A., L., AND KAKINAKA, M. (2010). International transmission of stock returns: Mean and volatility spillover effects in Indonesia and Malaysia. *International Journal of Business & Finance Research*, vol. 4, no. 1, pp. 115–131.

WANG, J. (2013). Liquidity commonality among Asian equity markets. *Pacific-Basin Finance Journal*, vol. 21, no. 1, pp. 1,209–1,231.

YEYATI, E.L., SCHMUKLER, S.L., AND VAN HOREN, N. (2008). Emerging market liquidity and crises.