

REMERCIEMENTS

Nous tenons d'abord à remercier notre encadrante Mme Amel Hachicha pour ses conseils et ses orientations.

Nous tenons également à exprimer nos gratitudee à messieurs Mohamed Mokhtar Yahyaoui et Khalil Ben Ahmed pour leurs encouragements ainsi que leurs conseils fructueux.

Nos remerciements s'adressent aussi à tous les membres du jury de bien vouloir accepter d'évaluer ce mémoire.

Enfin, nous exprimons notre reconnaissance à tous les professeurs de l'Institut de Financement du Développement du Maghreb Arabe ainsi qu'à tous ceux qui ont contribué à la réalisation de ce travail.

SOMMAIRE

INTRODUCTION GENERALE	1
CHAPITRE 1 : LE CONCEPT DE LIQUIDITE.....	5
INTRODUCTION	6
SECTION 1 : DIMENSIONS ET NIVEAUX DE LA LIQUIDITE	7
SECTION 2 : MESURES DE LA LIQUIDITE	12
CONCLUSION	23
CHAPITRE 2 : LA RELATION LIQUIDITE-RENDEMENT : REVUE DE LA LITTERATURE.....	24
INTRODUCTION	25
SECTION 1 : REVUE DE LA LITTERATURE THEORIQUE	26
SECTION 2 : REVUE DE LA LITTERATURE EMPIRIQUE	37
CONCLUSION	47
CHAPITRE 3 : INVESTIGATION EMPIRIQUE DE LA RELATION LIQUIDITE-RENDEMENT : CAS DE LA BOURSE DE TUNIS	48
INTRODUCTION	49
SECTION 1 : METHODOLOGIE	50
SECTION 2 : ANALYSE DES DONNEES ET RESULTATS DES ESTIMATIONS.....	63
CONCLUSION	78
CONCLUSION GENERALE	79
BIBLIOGRAPHIE	82
ANNEXES.....	88
TABLE DES MATIERES	115

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1. Echantillon.....	50
Tableau 2. Matrice de corrélation 1.....	64
Tableau 3. Matrice de corrélation 2 (Variables retardées)	65
Tableau 4. Stationnarité des variables.....	66
Tableau 5. Résultat d'estimation 1.....	68
Tableau 6. Résultat d'estimation 2.....	68
Tableau 7. Résultat d'estimation 3.....	69
Tableau 8. Résultat d'estimation 4.....	70
Tableau 9. Résultat d'estimation 5.....	71
Tableau 10. Résultat d'estimation 6.....	71
Tableau 11. Résultat d'estimation 7.....	72
Tableau 12. Résultat d'estimation 8.....	73
Tableau 13. Résultat d'estimation 9.....	74
Tableau 14. Résultat d'estimation 10.....	74
Tableau 15. Résultat d'estimation 11.....	75
Tableau 16. Résultat d'estimation 12.....	76
Tableau 17. Résultat d'estimation 13.....	77

LISTE DES FIGURES

Figure 1. Les dimensions de la liquidité	10
Figure 2. Les niveaux de la liquidité	11

INTRODUCTION GENERALE

La microstructure des marchés financiers est une discipline qui s'intéresse à étudier l'organisation des marchés, les modalités de l'échange, le comportement des intervenants, l'incorporation de l'information, le processus de détermination des prix ou encore, la liquidité et ses conséquences. C'est à ce dernier concept que nous nous intéressons, la liquidité étant une qualité essentielle pour garantir un marché. Elle l'est d'autant plus qu'elle concerne tous les intervenants sur le marché, non seulement les investisseurs mais aussi les autorités boursières.

Bien qu'elle soit une notion ayant fait couler beaucoup d'encre dans la littérature traitant de la microstructure des marchés financiers, la liquidité est un concept qui n'est ni simple à définir, ni facile à mesurer. En général, la liquidité exprime la facilité avec laquelle un titre peut être échangé immédiatement, à faible coût et sans incidence sur les prix. Concernant l'aspect quantitatif, plusieurs sont les mesures proposées par la littérature, mais aucune n'a été qualifiée de mesure commune reflétant toutes les dimensions de la liquidité. Le caractère multidimensionnel est à l'origine de la complexité de cette notion.

Au cours de ces dernières années, la liquidité est devenue un élément jouant un rôle majeur dans l'élaboration des stratégies d'investissement. Choisir les titres composant un portefeuille, un horizon d'investissement ou un rendement donné dépendent de la liquidité. En effet, dans un cadre de placement à court terme, les investisseurs privilégieront des actifs liquides et facilement négociables. D'autre part, la performance d'un portefeuille peut être troublée par l'absence d'une contrepartie suffisante sur le marché. Par ailleurs, la préférence pour des actifs liquides a incité les détenteurs des actifs moins liquides à exiger une compensation sous forme d'une prime au niveau du rendement. D'où l'existence d'un lien entre l'évaluation des actifs et la liquidité.

Le rapprochement entre l'évaluation des actifs et la liquidité a été évoqué pour la première fois en 1986 par Amihud et Mendelson dans leur article « Asset pricing and the bid-ask spread ». Après cet article fondateur, la littérature financière traitant la relation entre la liquidité et le rendement n'a pas cessé de s'enrichir. L'intérêt porté à ce sujet est dû en grande partie au constat suivant : « la liquidité affecte le rendement ». En général, la littérature avance que la relation entre la liquidité (l'illiquidité) et le rendement futur espéré est négative

(positive). En effet, les titres les moins liquides se caractérisent par un rendement futur exigé plus élevé. Ce constat donne à la liquidité un pouvoir de prédiction du rendement futur. Ce pouvoir de prédiction implique une autre relation entre le rendement actuel et la liquidité. En effet, quand l'illiquidité est élevée, le rendement exigé pour les périodes futures est aussi élevé, ce qui provoque une baisse des prix actuels et de même une baisse des rendements actuels. D'où l'existence d'une relation positive (négative) entre le rendement actuel et la liquidité (l'illiquidité).

C'est dans ce cadre que se développe notre travail de recherche. Nous cherchons à vérifier les résultats avancés par la littérature financière traitant la relation entre la liquidité et le rendement dans le contexte tunisien. En effet, en prenant comme échantillon les sociétés cotées sur la Bourse de Tunis, nous cherchons à étudier la relation liant la liquidité au rendement actuel et celle liant la liquidité au rendement futur espéré. Notre problématique peut s'articuler autour de quatre questions de recherche :

- Existe-il une relation entre la liquidité et le rendement actuel ?
- La relation liquidité-rendement actuel est-elle positive ?
- Existe-il une relation entre la liquidité et le rendement futur espéré ?
- La relation liquidité-rendement futur espéré est-elle négative ?

Afin de trouver des réponses à ces questions, nous avons structuré notre travail en trois chapitres.

Dans le premier chapitre intitulé « Le concept de liquidité », nous présenterons ce concept à travers deux sections. La première consistera à définir les différentes dimensions de la liquidité ainsi que ses niveaux. Quant à la deuxième, elle sera consacrée à la présentation des principales mesures de la liquidité proposées par la littérature.

Au niveau du deuxième chapitre intitulé « La relation liquidité-rendement : revue de la littérature », nous présenterons les principaux travaux de recherche traitant de la relation liquidité-rendement et ce, en deux sections. La première s'intéressera à la présentation des principaux travaux de modélisation de la relation liquidité-rendement. Quant à la deuxième, elle s'intéressera à la présentation des principaux travaux empiriques traitant ce sujet.

Intitulé « Investigation empirique de la relation liquidité-rendement : cas de la Bourse de Tunis », le troisième chapitre est à vocation empirique. Ce chapitre sera scindé en deux sections. Dans la première section nous présenterons l'échantillon choisi, les variables, les modèles à estimer ainsi que les hypothèses à tester. Quant à la deuxième section, elle s'intéressera à l'analyse des données, l'estimation des modèles et l'interprétation des résultats.

CHAPITRE 1
LE CONCEPT DE LIQUIDITE

INTRODUCTION

La liquidité est un concept qui n'est ni simple à définir, ni facile à mesurer. Les opérateurs des marchés peuvent juger la liquidité d'un titre, mais souvent ne pourraient pas en donner une définition complète qui en cerne tous les aspects. Andrew CROCKETT, ex-président de JPMorgan Chase International, a commencé sa définition de la liquidité par « il est plus facile d'identifier la liquidité que de la définir précisément ». De même O'Hara (2004) a cité « it is hard to define, but you know it, when you see it ».

La complexité de la liquidité trouve son origine dans les dimensions qu'elle revêt. La liquidité est une notion multidimensionnelle qui a fait couler beaucoup d'encre. Pour appréhender ce concept, l'étude de ses différentes dimensions est nécessaire. La littérature distingue quatre dimensions de la liquidité à savoir l'immédiateté, l'étroitesse, la profondeur et la résilience.

En ce qui concerne l'aspect quantitatif, nombreuses sont les mesures proposées par la littérature. En effet, les tentatives se sont multipliées afin d'inventer une mesure commune, dans le sens où cette dernière puisse refléter tous les aspects de la liquidité. Vue la complexité de la tâche, cette mesure commune n'existe toujours pas.

Intitulé « le concept de la liquidité », notre premier chapitre sera scindé en deux sections. La première section consistera à définir les différentes dimensions de la liquidité ainsi que ses niveaux. Quant à la deuxième section, elle sera consacrée à la présentation des principales mesures de la liquidité proposées par la littérature.

SECTION 1 : DIMENSIONS ET NIVEAUX DE LA LIQUIDITE

Il est difficile de mesurer et de capturer la liquidité puisqu'il n'y a pas une définition unique et qui soit largement acceptée. En général, la liquidité exprime la facilité avec laquelle un titre peut être échangé immédiatement, à faible coût et sans incidence sur les prix.

L'une des premières définitions revient à Keynes (1930) qui a défini la liquidité comme la rapidité avec laquelle un actif peut être converti en espèces. Cette définition met l'accent sur le délai de réalisation d'une transaction.

D'après Black (1972), un marché est liquide si :

- A tout moment, il existe un prix d'achat (ask) et un prix de vente (bid) pour un investisseur voulant acheter ou vendre immédiatement une quantité minimale imposée par les autorités du marché.
- La fourchette de prix est relativement étroite.
- En absence d'une information spéciale, un investisseur voulant acheter ou vendre une grande quantité peut espérer avoir un prix qui ne diffère pas excessivement des prix actuels.
- Un investisseur peut acheter ou vendre un bloc immédiatement en payant une prime qui dépende positivement du volume.

La raison pour laquelle la liquidité est difficile à définir est qu'elle n'est pas une variable unidimensionnelle et qu'elle revêt plusieurs dimensions.

1. Les dimensions de la liquidité

Les hypothèses fondamentales d'un marché liquide sont l'existence d'un nombre significatif d'acheteurs et de vendeurs à tout moment, la possibilité d'exécuter la transaction suivante avec le même prix que la transaction précédente et la capacité du marché à absorber des nombreuses transactions sans un effet significatif sur le prix. La liquidité est un phénomène multidimensionnel. Harris (1990) et Wyss (2004) présentent quatre dimensions de la liquidité : l'immédiateté, l'étroitesse, la profondeur et la résilience.

1.1 L'immédiateté (Immediacy)

L'immédiateté constitue la dimension temporelle de la liquidité, un actif est jugé liquide s'il peut être acheté ou vendu de manière instantanée ou dans un délai relativement court. Pour appréhender cette première dimension, il est nécessaire de voir sur un marché si l'offre de la liquidité est fluide ou non, ce qui signifie qu'il est nécessaire d'étudier le délai requis pour effectuer une transaction. Ce délai peut être impacté par le mode de fonctionnement du marché. En effet, sur un marché de fixing, les ordres ne sont exécutés qu'à certaines heures de la journée. En outre, l'offre d'immédiateté risque à chaque instant de subir une interruption momentanée si le règlement prévoit la possibilité d'organiser des suspensions temporaires des négociations.

Glosten (1994) distingue deux types d'investisseurs dans le cadre de cette dimension de la liquidité : les demandeurs et les offreurs de la liquidité immédiate. En effet, la demande de liquidité immédiate émane d'une première catégorie d'investisseurs qui agissent sous la pression d'un besoin de liquidité spécifique. Ce sont les investisseurs « pressés » au sens de Glosten (1994) : ces investisseurs souhaitent trouver au plus vite une contrepartie à leurs ordres. Par ailleurs, d'autres investisseurs, motivés aussi par un simple besoin de liquidité, sont considérés comme moins « pressés ». Ce sont les investisseurs « patients » au sens de Glosten (1994) : ces investisseurs plus patients, vont contribuer à offrir de la liquidité à ceux qui sont au contraire plus pressés.

1.2 La largeur ou l'étroitesse (Breadth or Tightness)

La seconde dimension de la liquidité est appelée largeur ou étroitesse. Elle représente l'écart entre les meilleurs prix offerts et demandés par les teneurs de marché sur les marchés gouvernés par les prix. Sur les marchés gouvernés par les ordres (sans teneur de marché), la largeur est la différence entre les meilleures limites à l'achat et à la vente disponibles dans le carnet d'ordres. Cette différence entre les prix acheteur et vendeur constitue la fourchette de marché qui correspond implicitement à des coûts de transactions. Plus l'écart des prix diminue, plus le marché bénéficie d'une réputation de liquidité. Ainsi, selon cette approche, la liquidité est une fonction décroissante des coûts de transaction.

Quel que soit le mode d'organisation de marché, qu'il s'agisse d'un marché dirigé par les prix (avec teneur de marché) ou par les ordres, l'une des préoccupations majeures des

autorités et des investisseurs consiste à voir quels sont les facteurs explicatifs qui affectent la fourchette des prix. La littérature a défini trois composantes relatives à des coûts implicites et explicites qui affectent la fourchette des prix. La première composante, jugée la plus importante, rassemble les coûts de traitement des ordres. La deuxième composante se justifie par les frais d'inventaire et le risque de stock supporté par les personnes offrant de la liquidité immédiate, ce qui peut les conduire tôt ou tard à une position trop longue ou trop courte. La troisième composante provient des asymétries d'informations entraînant un risque de sélection adverse.

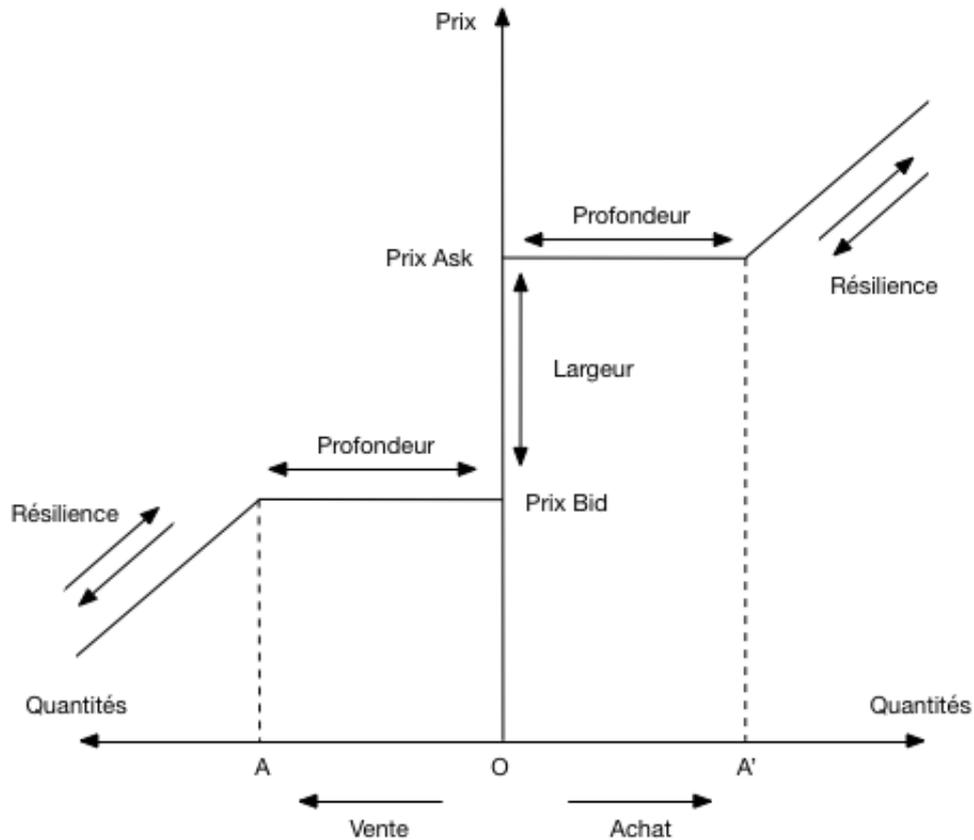
1.3 La profondeur du marché (Depth)

La troisième dimension de la liquidité est la profondeur. Elle indique la quantité de titres susceptible d'être négociée au prix affiché sur le marché. Sur un marché disposant de suffisamment de profondeur, un investisseur peut négocier un bloc important de titres sans affecter les prix affichés. Dans un sens plus large, la profondeur mesure la capacité du marché à absorber un ou plusieurs ordres de tailles données sans qu'il n'en résulte une modification sensible du prix. Lorsque la profondeur de marché est insuffisante, le demandeur de liquidité risque de subir une variation importante de prix. En effet, l'exécution totale de son ordre nécessite l'absorption de plusieurs limites.

1.4 La résilience (Resiliency)

La résilience est la quatrième dimension de la liquidité. Elle représente la capacité du marché à absorber des chocs aléatoires qui résultent de transaction effectuées par des investisseurs mal ou non informés (Harris (1990)). Ces investisseurs peuvent être des personnes agissant sur la base de simples rumeurs comme ils peuvent être des « noise traders ». Les transactions effectuées par ces investisseurs peuvent perturber le marché. Le marché est réputé résilient si les prix reviennent rapidement à leur niveau normal.

Figure 1. Les dimensions de la liquidité



Source : Bervas (2006)

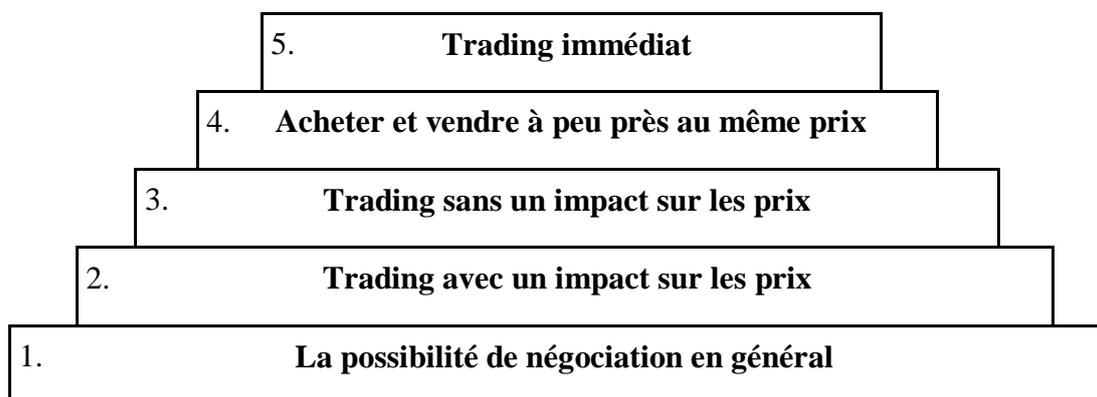
2. Les niveaux de la liquidité

Selon Wyss (2004), les dimensions de la liquidité peuvent être présentées en cinq niveaux :

- La possibilité de négociation en général. Ce premier niveau de la liquidité est évident. S'il n'y a aucune liquidité sur le marché, aucune transaction ne peut avoir lieu. Dans un marché liquide, il existe au moins un « bid-quote » et un « ask-quote » qui rendent l'échange possible.

- La possibilité d'acheter ou de vendre une certaine quantité d'un actif avec une influence sur le prix. S'il est possible de négocier, la prochaine question concerne l'impact de la transaction sur le prix. Dans un marché liquide, il est possible de négocier un certain nombre d'actions avec un faible impact sur le prix.
- La possibilité d'acheter ou de vendre une certaine quantité d'un titre sans influencer le prix. Plus le marché est liquide, plus l'impact sur les prix est faible. Ainsi, la liquidité augmente jusqu'à un niveau donné où il n'y a pas d'impact sur le prix pour une certaine quantité d'actions.
- La possibilité d'acheter ou de vendre un actif à peu près au même prix et en même temps.
- La possibilité d'exécuter une transaction avec toutes les conditions citées ci-dessus immédiatement.

Figure 2. Les niveaux de la liquidité



Source : Wyss (2004)

SECTION 2 : MESURES DE LA LIQUIDITE

La liquidité en elle-même n'est pas observable. Par conséquent, elle doit être estimée par différentes mesures. La littérature en propose plusieurs. Vu la complexité du concept, aucune des mesures proposées n'a été qualifiée de mesure commune capable de refléter tous les aspects de la liquidité.

Dans cette section, nous allons présenter les principales mesures de la liquidité en les classant en trois catégories :

- Mesures basées sur les coûts de transaction
- Mesures basées sur l'impact de prix
- Mesures basées sur le volume de transaction

1. Mesures basées sur les coûts de transaction

Les coûts de transactions peuvent être utilisés pour apprécier la liquidité d'un titre. Demsetz (1986) distingue deux types de coûts de transaction :

- Coûts explicites (frais, commissions et taxes payés suite à l'exécution d'un ordre) ;
- Coûts implicites (mesurés par la fourchette des prix).

La modélisation de la fourchette des prix et ses composantes a fait l'objet des travaux de plusieurs chercheurs depuis les travaux pionniers de Demsetz (1986). Ces chercheurs ont essayé d'approfondir l'analyse et d'intégrer dans leurs travaux des coûts supplémentaires qui avaient été négligés dans les travaux antérieurs. En effet, Tinic (1972) a expliqué les coûts d'exécution des ordres, Amihud et Mendelson (1980) et Ho et Stoll (1981) ont intégré les coûts de stockage et les coûts liés à l'asymétrie informationnelle, Copeland et Galai (1983) et Glosten et Milgrom (1985) se sont focalisés sur les coûts liés à l'asymétrie informationnelle.

La littérature en microstructure distingue trois types de coûts :

- Les coûts de traitement d'ordres : ce sont essentiellement les coûts de frais de personnel, de locaux, de matériel de télécommunication, d'acquisition d'information, de participation aux frais de fonctionnement de marché et de participation aux frais de l'organisme de compensation. Demsetz (1986) considère que les coûts de traitement

constituent une rémunération du service de liquidité et de l'immédiateté que les teneurs de marché assurent. Ces coûts sont supportés par les investisseurs soit de manière explicite sous forme de facture, soit de manière implicite par l'incorporation de ces coûts dans la fourchette des prix. De même, dans les marchés dirigés par les ordres, ces coûts apparaissent sous forme de commissions et de frais de courtage réglés aux intermédiaires.

- Les coûts d'inventaire : ces coûts sont appelés aussi coûts de stockage. Ils sont liés à la détention d'un portefeuille non optimal ou mal diversifié. L'obligation d'assurer une contrepartie immédiate aux ordres transmis par les investisseurs oblige le teneur de marché à absorber des quantités non souhaitées. Or le teneur de marché, comme tout autre investisseur, désire une diversification optimale de son portefeuille. Il va ainsi modifier ses cotations en fonction de son niveau de stock afin de rééquilibrer sa position. Ainsi le teneur de marché participe au processus de formation des prix.
- Les coûts d'anti-sélection : ces coûts proviennent de l'existence d'une asymétrie informationnelle sur le marché. Ils sont liés au risque auquel fait face le teneur de marché lors de la réalisation des transactions avec des investisseurs informés. Le teneur de marché fixe ses prix à l'achat et à la vente de la manière qui maximise la différence entre les gains réalisés avec les agents non informés et les pertes qu'engendrent les échanges avec les investisseurs informés. Cela amène le teneur de marché à fixer une fourchette de prix supérieure à celle qui aurait dû être affichée en l'absence d'asymétrie d'information. Dans les marchés dirigés par les ordres, cette composante persiste. En effet, un donneur d'ordre qui passe des ordres à cours limités sera exposé au risque que ces ordres soient exécutés par des investisseurs informés. De ce fait, le donneur d'ordre va fixer son cours limité en tenant compte du risque de sélection adverse, ce qui engendrera un élargissement de la fourchette du carnet d'ordres.

1.1 La fourchette de prix

La fourchette de prix est une mesure de la liquidité basée sur les coûts de transactions. La fourchette absolue affichée représente la différence entre les prix des meilleures limites à l'achat et à la vente disponibles dans le carnet d'ordres ou proposées par le teneur de marché à l'instant t . La formule de la fourchette absolue affichée est la suivante :

$$\text{Fourchette absolue affichée}_t = P_t^{Ask} - P_t^{Bid}$$

Avec,

P_t^{Ask} : la meilleure limite à la vente à l'instant t ;

P_t^{Bid} : la meilleure limite à l'achat à l'instant t .

Pour pouvoir comparer les fourchettes de différents actifs, une deuxième fourchette est utilisée : la fourchette relative. Sa formule est la suivante :

$$\text{Fourchette relative}_t = \frac{P_t^{Ask} - P_t^{Bid}}{\frac{1}{2} \times (P_t^{Ask} + P_t^{Bid})}$$

Ou

$$\text{Fourchette relative}_t = \frac{\text{Fourchette absolue affichée}_t}{\text{Prix moyen}_t}$$

Mesurer la liquidité par la fourchette des prix est difficile vue la nécessité d'avoir une série de données intrajournalières sur une période assez longue. Ces données sont souvent non disponibles. Par ailleurs, cette mesure a été fortement critiquée. Peterson et Fialkowski (1994) ont montré que la fourchette des prix est une faible mesure des coûts de transaction car elle peut être facilement manipulée par les teneurs de marché et qu'un grand nombre de transactions est réalisé à l'intérieur de la fourchette, ce qui la rend peu informative.

1.2 La fourchette effective

Pour remédier aux limites de la fourchette affichée, Roll (1984) a proposé un modèle qui se base sur l'effet de la fourchette des prix sur les rendements des titres afin de mesurer indirectement les coûts de transactions. Cette mesure de liquidité s'appelle la fourchette effective. Elle est mesurée à partir des covariances des mouvements des prix successifs.

L'efficience du marché est l'une des hypothèses sur lesquelles repose le modèle. En effet, les prix doivent contenir toute l'information disponible et les ordres de vente ou d'achat doivent être équiprobables.

Soit V_t la valeur fondamentale inobservable du titre à la date t . L'évolution de V_t dans le temps est supposée être comme suit :

$$V_t = V_{t-1} + e_t$$

Avec,

e_t : représente toute l'information qui a été publiée à la date t .

Ensuite, soit P_t le prix de la dernière transaction observée. Il est supposé être déterminé par :

$$P_t = V_t + \frac{1}{2}SQ_t$$

Où,

S : la fourchette effective

Q_t : un indicateur d'achat/vente pour la dernière transaction. Il est égale à (1) pour un achat et (-1) pour une vente avec les hypothèses de non autocorrélation et d'indépendance de e_t .

Une nouvelle équation est obtenue en combinant la différence première de la dernière équation avec celle de la première équation. La nouvelle équation se présente comme suit :

$$\Delta P_t = \frac{1}{2}S\Delta Q_t + e_t$$

Avec,

Δ : l'opérateur de variation.

L'étape suivante est de déterminer la covariance entre ΔP_t et ΔP_{t-1} . Roll (1984) démontre que cette covariance est égale à :

$$Cov(\Delta P_t, \Delta P_{t-1}) = -\frac{1}{4}S^2$$

A partir de cette égalité, Roll (1984) détermine la valeur de la fourchette effective S :

$$S = 2\sqrt{-Cov(\Delta P_t, \Delta P_{t-1})}$$

Dans le cas où la covariance entre ΔP_t et ΔP_{t-1} est positive, la valeur de cette dernière est remplacée par zéro. Ainsi la fourchette effective de Roll (1984) se présente comme suit :

$$S = 2\sqrt{-Cov(\Delta P_t, \Delta P_{t-1})} \quad \text{si } Cov(\Delta P_t, \Delta P_{t-1}) < 0$$

$$S = 0 \quad \text{si } Cov(\Delta P_t, \Delta P_{t-1}) \geq 0$$

1.3 La mesure « Zeros »

Lesmond, Ogden et Trzcinka (1999) ont développé un modèle pour estimer les coûts de transaction où la seule donnée utilisée est une série de rendements journaliers. L'hypothèse de base est que, en moyenne, un rendement nul est observé si le rendement attendu ne dépasse pas le seuil des coûts de transaction. En outre, les investisseurs sont moins incités à obtenir de l'information privée pour les titres qui ont des coûts de transactions élevés, et comme résultat, la plupart des transactions sont des « noise trades » qui conduisent probablement à un rendement nul.

La formule de la mesure Zeros est la suivante :

$$Zeros = \frac{\text{Nombre de jours avec des rendements nuls}}{T}$$

Avec,

T : nombre de jours de trading dans un mois

La mesure Zeros a essentiellement deux variantes. La première sert à capturer « the noise trading ». Proposée par Goyenko, Holden et Trzcinka (2009), elle est une alternative à la version originale de Zeros qui l'ont appelé Zeros2. Cette mesure utilise les jours où le rendement est nul mais avec un volume de transaction positif (c'est-à-dire différent de zéro). Sa formule est la suivante :

$$Zeros2 = \frac{\text{Nombre de jours avec des rendements nuls et un volume positif}}{T}$$

La seconde composante est la fréquence de trading. Puisque les titres illiquides sont négociés moins fréquemment, ils sont plus susceptibles d'avoir un volume de transaction journalier nul. La mesure de cette composante est comme suit :

$$ZerosVol = \frac{\text{Nombre de jours avec un volume de transaction nul}}{T}$$

2. Les mesures de liquidité basées sur l'impact de prix

2.1 Le ratio d'illiquidité d'Amihud

Amihud (2002) propose une nouvelle mesure de la liquidité. Cette mesure s'appelle le ratio d'illiquidité. Sa formule est la suivante :

$$ILLIQ_t^i = \frac{1}{Days_t^i} \sum_{d=1}^{Days_t^i} \frac{|R_{dt}^i|}{V_{td}^i}$$

Avec,

$Days_t^i$: Nombre de jours de cotation du titre i durant le mois t ;

R_{dt}^i : Le rendement du titre i pour la journée d du mois t ;

V_{td}^i : Le volume de transactions durant la journée d du mois t.

La mesure d'illiquidité met en relation l'évolution des prix et le volume de transaction. Cette relation est ajustée par l'inverse de jours de cotations. Ainsi, un titre est considéré illiquide si un faible volume de transaction est accompagné par un mouvement de prix élevé. Inversement, un titre est considéré liquide si un grand volume de transaction est accompagné par un mouvement de prix faible.

Le ratio d'illiquidité d'Amihud (2002) est largement utilisé grâce aux nombreux avantages qu'il possède. En effet, les données nécessaires pour la construction de la mesure sont des données de basse fréquence et disponibles. En outre, le ratio exprime l'effet d'une

unité monétaire de volume de transaction sur le rendement du titre. Cette mesure est facilement interprétable. Plus l'effet est important, plus le titre est illiquide et inversement.

Le ratio d'illiquidité a fait l'objet de certaines critiques. L'une des principales est qu'il se base sur des données historiques des rendements et des volumes de transactions, ce qui ne pourrait pas renseigner sur le degré de sensibilité future entre le volume de transaction et le rendement du titre. Une deuxième critique est que la mesure d'Amihud (2002) ignore la distinction entre les causes des mouvements de prix. En d'autres termes, cette mesure ne permet pas de séparer les mouvements des prix dus à un manque de liquidité des mouvements des prix dus aux publications de nouvelles informations sur le marché.

2.2 Le ratio de liquidité d'Amivest

Le ratio de liquidité d'Amivest est calculé par la somme des volumes de transactions divisés par les valeurs absolues des rendements et ajustés par le nombre de jours de rendement non nul. Sa formule est la suivante :

$$Amivest = \frac{1}{Days_t^i} \sum_{d=1}^{Days_t^i} \frac{V_{td}^i}{|R_{dt}^i|}$$

Avec,

$Days_t^i$: Nombre de jours de rendement non nul du titre i durant le mois t ;

R_{dt}^i : Le rendement du titre i pour la journée d du mois t ;

V_{td}^i : Le volume de transactions durant la journée d du mois t.

La mesure d'Amivest est liée à la mesure d'Amihud mais son contenu informatif est différent. Lorsque la mesure d'Amihud est calculée, les jours dont le volume de transaction est nul sont exclus, alors que, lorsque la mesure d'Amivest est calculée, ce sont les jours dont le rendement est nul qui sont exclus.

2.3 Le Gamma de Pastor et Stambaugh

Pastor et Stambaugh (2003) ont développé une mesure de liquidité appelé la mesure Gamma. Cette mesure est obtenue en réalisant la régression suivante :

$$r_{i,t+1}^e = \theta + \Phi r_{i,t} + \text{Gamma}[\text{signe}(r_{i,t}^e)] \text{Volume}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Avec,

$r_{i,t+1}^e$: rendement en excès du titre i par rapport au rendement du marché à la date $t+1$;

θ : constante ;

$\text{signe}(r_{i,t}^e)$: signe de la différence entre le rendement du titre i et le rendement du marché à la date t ;

$\text{Volume}_{i,t}$: volume de transaction en unités monétaires ;

Gamma : mesure l'impact de l'exécution d'un flux d'ordre de la veille sur le rendement de la date suivante.

Le Gamma de Pastor et Stambaugh (2003) devrait avoir un signe négatif. Mais son interprétation se fait en valeur absolue. En effet, plus la valeur absolue de Gamma est élevée, plus l'impact sur les prix est élevé et moins le titre est liquide. En d'autres termes, une valeur absolue faible de Gamma signifie qu'un volume important est exécuté sans avoir un fort impact sur les prix. Lorsque la valeur absolue de Gamma est faible, le titre est considéré comme étant liquide.

3. Les mesures de liquidités basées sur le volume de transaction

3.1 Le volume de transaction

L'une des mesures les plus simples pour approximer la liquidité d'un titre est le volume de transaction par intervalle de temps Q_t . C'est une mesure de la liquidité qui n'utilise comme données que les volumes de transaction. Le volume de transaction entre la date $t - 1$ et la date t est calculé comme suit :

$$Q_t = \sum_{i=1}^{N_t} q_i$$

Avec,

N_t : nombre de transactions entre la date $t - 1$ et la date t

q_i : nombre de titre de la transaction i

3.2 Turnover

Le turnover Tn_t est le volume de transaction pendant un intervalle de temps $[t - 1; t]$ représenté en unités monétaires. Sa formule est la suivante :

$$Tn_t = \sum_{i=1}^{N_t} p_i \times q_i = \text{volume de transaction en u.m}$$

Avec,

N_t : nombre de transactions entre la date $t - 1$ et la date t ;

p_i : prix de la transaction i ;

q_i : nombre de titres de la transaction i .

Le volume de transaction mesuré en unités monétaires est plus adéquat que le volume de transaction mesuré en nombre de titres puisqu'il permet la comparaison des différents titres.

3.3 Le ratio des flux

Le ratio des flux ou « Flow ratio » est une mesure de la liquidité proposée par Ranaldo (2000). Cette mesure utilise le Turnover ajusté par un facteur temporel. Sa formule est la suivante :

$$FR_t = \frac{V_t}{WT_t}$$

Où,

$$V_t = \sum_{i=1}^{N_t} p_i \times q_i \quad \text{et} \quad WT_t = \frac{1}{N_t - 1} \sum_{i=2}^{N_t} tr_i - tr_{i-1}$$

V_t : représente le Turnover ou le volume de transactions pendant un intervalle de temps $[t - 1; t]$ représenté en unité monétaire ;

WT_t : représente le temps d'attente ou le temps moyen entre deux transactions ;

N_t : nombre de transactions entre la date $t - 1$ et la date t ;

p_i : prix de la transaction i ;

q_i : nombre de titre de la transaction i ;

tr_i : date de la transaction i .

3.4 Le ratio de rotation

Le ratio de rotation est une mesure de la liquidité proposée par Datar, Naik et Radcliff (1998). Sa construction est simple, en effet, le ratio est calculé par le rapport entre le nombre d'actions échangées du titre i et son flottant. Sa formule est la suivante :

$$\text{ratio de rotation}_{i,t} = \frac{VOL_{i,t}}{Flottant_{i,t}}$$

Avec,

$VOL_{i,t}$: nombre d'actions échangées du titre i à la date t ;

$Flottant_{i,t}$: nombre d'actions en circulation du titre i à la date t .

Le ratio de rotation est une mesure simple, facile à construire et ne présente pas de biais de taille. Plus le ratio de rotation est élevé, plus le titre est liquide. Ce ratio peut être utilisé pour comparer le niveau de liquidité de plusieurs titres non seulement sur le même marché mais sur d'autres marchés puisqu'il n'est pas présenté en unités monétaires.

L'inverse du ratio de rotation est interprété comme la période de détention des titres par les investisseurs. Plus la période de détention est élevée, plus le ratio de rotation est faible. Selon Amihud et Mendelson (1986), les titres ayant une fourchette de prix élevée sont échangés par des investisseurs dont la période de détention est longue. La fourchette de prix

est positivement corrélée avec la période de détention, et donc, négativement corrélée avec le ratio de rotation.

3.5 LMx de Liu (2006)

Liu (2006) propose une mesure de liquidité qui ajuste le ratio de rotation aux nombres de jours sans transactions durant x mois. Sa formule est la suivante :

$$LMx = \left[NjsT_x + \frac{1/(x - month\ turnover)}{Deflator} \right] \times \frac{21x}{NoTD}$$

Avec,

$NjsT_x$: le nombre de jours sans transaction pour une période x mois ;

$x - month\ turnover$: le ratio de rotation pour une période de x mois ;

$NoTD$: le nombre total de jours de négociation dans le marché pour une période de x mois ;

$Deflator$: il est choisi tel que :

$$0 < \frac{1/(x - month\ turnover)}{Deflator} < 1$$

La mesure LMx de Liu (2006) est une mesure multidimensionnelle qui s'intéresse à plusieurs dimensions de la liquidité à savoir le volume de transaction et les coûts de transactions. Le nombre de jours sans transaction renseigne sur la continuité des échanges. Il est lié au nombre de jours ayant un rendement nul utilisé par Lesmond, Odgen et Trzcinka (1999) qui ont montré que le nombre de jours ayant un rendement nul est un bon estimateur des coûts de transaction. Plus le titre est échangé, plus il est considéré comme étant liquide. De plus, l'utilisation du ratio de rotation permet d'introduire l'aspect volume de transaction dans la mesure LMx.

CONCLUSION

En général, la liquidité exprime la facilité avec laquelle un titre peut être échangé immédiatement, à faible coût et sans incidence sur les prix. La liquidité n'est pas une notion unidimensionnelle car elle revêt quatre dimensions : l'immédiateté, l'étroitesse, la profondeur et la résilience. Ces dimensions ont été présentées dans la première section de ce chapitre ainsi que les différents niveaux de la liquidité proposés par Wyss (2004).

La liquidité en elle-même n'est pas observable, elle doit être estimée par des mesures. Malgré le grand nombre proposé par la littérature, aucune mesure n'a été qualifiée comme une mesure commune de la liquidité. Dans la deuxième section de ce chapitre, nous avons présenté les principales mesures de la liquidité en les classant en trois catégories : mesures basées sur les coûts de transaction, mesures basées sur l'impact de prix et mesures basées sur le volume de transaction.

CHAPITRE 2
LA RELATION LIQUIDITE-RENDEMENT :
REVUE DE LA LITTERATURE

INTRODUCTION

Dans le cadre de la microstructure des marchés, la littérature financière traitant la relation entre la liquidité et le rendement n'a cessé de s'enrichir. L'intérêt porté à ce sujet est dû en grande partie, au constat suivant « la liquidité affecte le rendement ». Pour étudier la relation liquidité-rendement, il fallait d'abord mesurer la liquidité. Le grand nombre de mesures de la liquidité proposées est l'une des sources de diversité des études réalisées.

Amihud et Mendelson (1986) sont les premiers chercheurs qui ont modélisé la relation entre la liquidité et le rendement. Leur travail constitue un point de départ pour les études traitant la relation liquidité-rendement. Après cet article fondateur, plusieurs travaux de recherche ont été publiés. Ces travaux peuvent être classés en deux catégories. La première est celle des travaux théoriques où l'objet principal de l'article est la modélisation de la relation liquidité-rendement. Quant à la deuxième catégorie, elle regroupe les travaux empiriques de la relation citée ci-dessus.

Notre deuxième chapitre consistera en la présentation des principaux travaux de recherche traitant la relation liquidité-rendement. Sur cette base, le présent chapitre sera scindé en deux sections. La première section intitulée « revue de la littérature théorique » s'intéressera à la présentation des principaux travaux de modélisation de la relation liquidité-rendement. La deuxième section intitulée « revue de la littérature empirique », s'intéressera à la présentation des principaux travaux empiriques traitant ce sujet.

SECTION 1 : REVUE DE LA LITTERATURE THEORIQUE

Dans cette section, nous allons présenter les principaux travaux de modélisation de la relation liquidité-rendement.

1. Amihud et Mendelson (1986)

Selon Amihud et Mendelson (1986), l'illiquidité peut se mesurer par le coût d'exécution immédiat. Un investisseur désirant effectuer une transaction sur le marché aura le choix entre : attendre jusqu'à l'obtention d'un prix favorable ou procéder immédiatement à un échange aux prix bid et ask affichés. Le prix ask affiché (offert) inclut une prime pour l'achat immédiat de même que le prix bid affiché, reflète une concession exigée pour la vente immédiate. Ainsi, Amihud et Mendelson (1986) avancent la fourchette de prix comme une mesure naturelle de l'illiquidité qui est égale à la somme de la prime d'achat et de la concession de vente.

Afin de comprendre la relation entre la fourchette de prix et le rendement des actifs, Amihud et Mendelson (1986) avancent une modélisation qui se présente comme suit :

M investisseurs indexés respectivement par $i = 1, \dots, M$

$N + 1$ actifs indexés par $j = 0, \dots, N$

Chaque actif génère un cash flow perpétuel d_j \$ par unité de temps ($d_j > 0$) et il a un spread relatif S_j reflétant son coût de transaction.

L'actif 0 est un actif « zero-spread » ($S_0 = 0$)

Les échanges sont réalisés par les teneurs de marché rémunérés par S_j . L'ensemble des teneurs de marché se rivalisent. Chacun d'eux affiche pour chaque actif i un prix ask V_j et un prix bid $V_j (1 - S_j)$. Cela donne naissance à un vecteur de prix ask (V_0, V_1, \dots, V_N) et à un vecteur de prix bid $(V_0, V_1 (1 - S_1), \dots, V_N (1 - S_N))$.

Chaque investisseur i détient une richesse W_i pour l'achat des actifs (au prix ask). Il détient ces actifs pour une période de temps aléatoire T_i ayant une moyenne $E(T_i) = \frac{1}{\mu_i}$ (on

suppose μ_i l'inverse de la période de détention espérée). Puis il liquide son portefeuille en le vendant au teneur de marché au prix bid, et quitte le marché.

Les investisseurs sont classés selon leur période de détention (classement croissant).

$$\mu_1^{-1} \leq \mu_2^{-1} \leq \dots \leq \mu_M^{-1}$$

Les actifs sont classés selon leur fourchette relative (classement croissant)

$$S_1 \leq S_2 \leq \dots \leq S_N < 1$$

Considérons maintenant la décision relative au portefeuille de l'investisseur i face aux prix bid et ask. Son objectif est de maximiser la valeur actuelle des cash-flows espérés reçus durant son horizon d'investissement. Le taux d'actualisation ρ est le taux de rendement ajusté au risque de l'actif 0 (spread 0). Soit x_{ij} la quantité d'actif j détenue par l'investisseur i . Le vecteur $\{x_{ij}, j = 0, 1, 2, \dots, N\}$ représente le portefeuille i . La valeur actuelle espérée de la détention du portefeuille i est la somme de la valeur actuelle des cash-flows espérés reçus durant la période de détention et le revenu espéré actualisé de liquidation. Cette somme est donnée par :

$$\begin{aligned} & E_{T_i} \left[\int_0^{T_i} e^{-\rho y} \left(\sum_{j=0}^N x_{ij} d_j \right) dy \right] + E_{T_i} \left[e^{-\rho y} \sum_{j=0}^N x_{ij} V_j (1 - S_j) \right] \\ &= (\mu_i + \rho)^{-1} \sum_{j=0}^N x_{ij} [d_j + \mu_i V_j (1 - S_j)] \end{aligned} \quad (1)$$

Pour un investisseur i le problème se présente comme suit :

$$\left\{ \begin{array}{l} \text{Max} \left[\sum_{j=0}^N x_{ij} [d_j + \mu_i V_j (1 - S_j)] \right] \quad (2) \\ \text{S/C} \\ \sum_{j=0}^N x_{ij} V_j \leq W_i \quad (3) \quad \text{Et} \quad x_{ij} \geq 0 \quad \forall j = 0, \dots, N \quad (4) \end{array} \right.$$

La solution de ce système est X^* et V^*

X^* : Matrice d'allocation d'équilibre

V^* : Vecteur des prix d'équilibre

D'autre part, Amihud et Mendelson (1986) définissent le taux de rendement ajusté à la fourchette de prix de l'actif j pour l'investisseur i comme la différence entre le taux de rendement brut de cet actif et son coût de liquidation espéré par unité de temps :

$$r_{ij} = \frac{d_j}{V_j} - \mu_i \cdot S_j \quad (5)$$

Avec $\frac{d_j}{V_j}$ rendement brut du titre j et $\mu_i \cdot S_j$ coût de liquidation par unité de temps.

Pour un vecteur de prix donné V , l'investisseur i sélectionne pour son portefeuille les actif j qui lui procurent le taux de rendement ajusté à la fourchette de prix r_i^* le plus élevé :

$$r_i^* = \max(r_{ij}) \quad (6) \quad \text{avec } j = 0, \dots, N \text{ et } r_1^* \leq r_2^* \leq \dots \leq r_M^*.$$

Ces inégalités indiquent que le taux de rendement ajusté à la fourchette de prix croît avec l'augmentation de la durée de détention des actifs.

D'autre part, le rendement brut à l'équilibre de l'actif j est déterminé par :

$$\frac{d_j}{V_j^*} = \text{Min}(r_i^* + \mu_i \cdot S_j) \quad (7)$$

Cette équation s'écrit autrement :

$$V_j^* = \text{Max}(d_j / (r_i^* + \mu_i \cdot S_j)) \quad (8)$$

V_j^* peut être écrite comme la différence entre la valeur actuelle de son cash flow perpétuel d_j et la valeur actuelle des coûts des transactions espérés pour tous les détenteurs actuels et futurs de l'actif j .

$$V_j^* = \frac{d_j}{r_i^*} - \mu_i \cdot V_j^* \cdot \frac{S_j}{r_i^*} \quad (9)$$

Amihud et Mendelson (1986) énoncent deux propositions :

Proposition 1 (effet clientèle):

Les actifs avec des spreads élevés sont alloués, en équilibre, à des portefeuilles ayant des périodes de détention attendues élevées.

Proposition 2 (Relation spread-rendement) :

A l'équilibre, le rendement brut du marché observé est une fonction croissante et concave de la fourchette relative.

La relation positive entre le rendement et le spread reflète la compensation exigée par les investisseurs de leurs coûts de transactions. La concavité est due à l'effet clientèle (proposition n°1). Le modèle prédit aussi que le rendement espéré net des coûts de transaction augmente avec la période de détention, et par conséquent, les actifs ayant un spread plus élevé rapportent des rendements nets plus élevés pour leurs détenteurs. D'où, un investisseur qui prévoit une période de détention longue, peut gagner en détenant des actifs ayant un spread élevé.

2. Zhongzhi (2002)

Zhongzhi (2002) développe un modèle d'équilibre du marché des capitaux dans le cadre classique « consommation-investissement ». Ce modèle prend en compte trois facteurs : risque, rendement et liquidité. Le modèle se présente comme suit :

Considérons une économie à une seule période où I investisseurs averses au risque ($i = 1, \dots, I$) essayent de maximiser leur utilité de consommation dérivée de l'investissement et de la consommation de j actifs risqués ($j = 1, \dots, J$).

A l'instant $t = 0$, l'investisseur i est doté d'une richesse initiale W_i . Il résout son problème de « consommation-investissement » par le choix d'un niveau de consommation actuel noté C_i . Il alloue le reste de sa richesse dans des actifs risqués J . Sa richesse de fin de période est une variable aléatoire déterminée seulement par les investissements réalisés à $t = 0$.

A ($t = 1$) l'investisseur i liquide tout son portefeuille afin de réaliser une consommation de fin de période notée \tilde{C}_i . L'objectif de l'investisseur est la maximisation de son utilité qui est dérivée de son plan de consommation (C_i, \tilde{C}_i) . Soit X_{ij} la proportion de sa richesse restante investie dans l'entreprise j et V_j la valeur de marché de cette entreprise.

Ainsi, le problème « consommation-investissement » de l'individu peut être formulé comme suit:

$$\left\{ \begin{array}{l} \text{Max } U_i(C_i, \tilde{C}_i) \quad (1) \\ \text{S/C} \\ W_i = C_i + \sum_{j=1}^J X_{ij}V_j \quad (2) \end{array} \right.$$

Il est raisonnable de supposer que le processus de consommation d'une firme est déterminé par deux processus indépendants :

- Un processus brut fondamental qui conduit à la valeur fondamentale \tilde{V}_j avant tout coût de transaction :

$$\tilde{V}_j = E(\tilde{V}_j) + \tilde{\varepsilon}_j \quad (3)$$

Avec,

$E(\tilde{V}_j)$: valeur fondamentale espérée de l'entreprise j à la fin de la période.

$\tilde{\varepsilon}_j$: chocs aléatoires du processus fondamental. $\tilde{\varepsilon}_j \rightarrow N(0, \sigma_j^2)$

- Un processus de liquidation :

$$\tilde{L}_j = E(\tilde{L}_j) + \tilde{\mu}_j \quad (4)$$

Avec,

$E(\tilde{L}_j)$: coût de transaction espéré du titre j à la fin de la période.

$\tilde{\mu}_j$: coût de transaction inattendu à la fin de la période pour le titre j . $\tilde{\mu}_j \rightarrow N(0, \theta_j^2)$

De ce fait, le processus de consommation à la fin de période peut être représenté comme la combinaison de deux processus :

$$\tilde{C}_j = \tilde{V}_j - \tilde{L}_j \quad (5)$$

avec $Cov(\tilde{V}_j, \tilde{L}_j) = 0$.

Zhongzhi (2002) suppose aussi la normalité jointe de \tilde{V}_j et \tilde{L}_j .

La consommation de fin de période de l'investisseur i est caractérisée par la valeur de consommation espérée de son portefeuille et sa variance.

$$E(\tilde{C}_i) = E(\tilde{V}_i) - E(\tilde{L}_i) = \sum_{j=1}^J X_{ij}E(\tilde{V}_j) - \sum_{j=1}^J X_{ij}E(\tilde{L}_j) \quad (6)$$

$$Var(\tilde{C}_i) = \sigma_i^2 + \theta_i^2 = \sum_{j=1}^J X_{ij}cov(\tilde{V}_j, \tilde{V}_i) + \sum_{j=1}^J X_{ij}cov(\tilde{L}_j, \tilde{L}_i) \quad (7)$$

Avec,

$\tilde{V}_i = \sum_{j=1}^J X_{ij}\tilde{V}_j$: processus fondamental aléatoire du portefeuille détenu par l'investisseur i

$\tilde{L}_i = \sum_{j=1}^J X_{ij}\tilde{L}_j$: processus de liquidation du portefeuille détenu par l'investisseur i

Le problème à résoudre devient comme suit :

$$Max U_i(C_i, E(\tilde{C}_i), Var(\tilde{C}_i)) \quad (8)$$

S/C

de l'équation (2),(6) et (7)

Après la résolution du problème on obtient :

$$E(\tilde{R}_i) = R_{0m} + \beta_{jm}^c (E[\tilde{R}_m] - R_{0m}) + \left[\frac{E(\tilde{L}_j)}{V_j} - \frac{E(\tilde{L}_m)}{V_m} \right] \quad (9)$$

Avec,

- $R_{0m} = \gamma_{m0} + E\left[\frac{\tilde{L}_m}{V_m}\right]$ est interprété comme le taux d'intérêt ;
- $\beta_{jm}^c = \rho^V \beta_{jm}^V + \rho^L \beta_{jm}^L$ est interprété comme un bêta pondéré par le bêta fondamental et le bêta de liquidité ;
- $\beta_{jm}^V = \frac{\text{Cov}(R_j, \tilde{R}_m)}{\text{Var}(\tilde{R}_m)}$ est le bêta fondamental avant coût ;
- $\beta_{jm}^L = \frac{\text{Cov}\left(\frac{\tilde{L}_j}{V_m}, \frac{\tilde{L}_m}{V_m}\right)}{\text{Var}\left(\frac{\tilde{L}_m}{V_m}\right)}$ est le bêta de liquidité ;
- $\rho^V = \frac{\text{Var}(\tilde{R}_m)}{\text{Var}(\tilde{R}_m) + \text{Var}\left(\frac{\tilde{L}_m}{V_m}\right)}$ est le poids proportionnel du Bêta fondamental ;
- $\rho^L = \frac{\text{Var}\left(\frac{\tilde{L}_m}{V_m}\right)}{\text{Var}(\tilde{R}_m) + \text{Var}\left(\frac{\tilde{L}_m}{V_m}\right)}$ est le poids proportionnel du bêta de liquidité ;
- $\frac{E(\tilde{L}_j)}{V_j}$ est définie comme un indicateur du niveau de la liquidité anticipé du titre j appelé rendement espéré de liquidité du titre j ;
- $\frac{E(\tilde{L}_m)}{V_m}$ est définie comme un indicateur du niveau de la liquidité anticipée du portefeuille du marché appelé rendement espéré de liquidité du portefeuille de marché ;
- γ_{m0} est le taux marginal de substitution entre les consommations successives.

Ainsi, Zhongzhi (2002) énonce le théorème suivant :

« Le rendement anticipé est composé de ces trois termes :

- Un terme de taux d'intérêt qui capture à la fois le niveau de liquidité espéré du portefeuille du marché et le taux marginal de substitution entre les consommations successives.
- Un terme de risque de marché déterminé par un bêta appelé « consommation bêta » multiplié par une unité de prime de risque.
- Un terme spécifique au titre qui capture la déviation de la liquidité espérée du titre par rapport à celle du portefeuille du marché. »

Plus précisément, le rendement anticipé dépend :

Dans un premier lieu de R_{0m} qui est composé de deux composantes. La première composante maintient la définition originale du taux d'intérêt comme taux marginal de substitution entre deux consommations successives. La deuxième composante qui capture l'espérance du rendement de liquidité moyen du marché est une autre variable endogène qui détermine le taux d'intérêt. Cette composante est interprétée comme une prime qui compense l'environnement d'investissement difficile qui diminue la valeur de $\tilde{C} = f(\tilde{L}_i, \tilde{V}_i)$ à cause de l'illiquidité.

La deuxième partie du théorème préserve la relation risque-rendement du CAPM, mais, dans le modèle de Zhongzhi (2002), le bêta est une moyenne pondérée du bêta fondamental et du bêta de liquidité.

Concernant la troisième composante, elle indique un terme spécifique au titre qui n'est pas déterminé par une coupe transversale de sa propre liquidité espérée, mais par sa déviation par rapport au niveau de la liquidité espéré du portefeuille de marché. De ce fait, une entreprise gagne une prime d'illiquidité élevée si elle a un rendement de liquidité plus important que celui du marché.

3. Acharya et Pedersen (2005)

Le modèle présenté par Acharya et Pedersen (2005) suppose une économie simple où une nouvelle génération d'agents est née à chaque instant t avec $t \in \{\dots, -2, -1, 0, 1, 2, \dots\}$. La génération t est composée de N agents indexés par n , ces derniers vivent pour deux périodes t et $t + 1$. Les autres hypothèses sont comme suit :

- Chaque agent n de la génération t a une seule dotation (richesse).
- Chaque agent n a un coefficient d'aversion absolue au risque constant A^n et ses préférences sont représentées par la fonction d'utilité $(-E \exp(-A^n x_{t+1}))$ où x_{t+1} représente la consommation à l'instant $t + 1$.
- Il existe I titres indexés par $(i = 1, 2, \dots, I)$ avec S^i actions.
- A l'instant t , le titre i paye un dividende D_t^i .
- Chaque titre i a un prix P_t^i et un coût d'illiquidité C_t^i .
- Chaque agent peut acheter à P_t^i mais il ne peut vendre qu'à $(P_t^i - C_t^i)$ (la vente à découvert n'est pas autorisée)
- D_t^i et C_t^i sont représentés par un processus auto-régressif d'ordre 1 $AR(1)$.

$$D_t = \bar{D} + \rho^D (D_{t-1} - \bar{D}) + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$C_t = \bar{C} + \rho^C (C_{t-1} - \bar{C}) + \mu_t \quad (2)$$

Avec,

ε_t et μ_t sont des bruits blancs indépendamment et identiquement distribués ;

$$E(\varepsilon_t) = E(\mu_t) = 0 ;$$

$$E(\varepsilon_t \mu_t^T) = \Sigma^{CD} ;$$

$$var(\varepsilon_t) = \Sigma^D ;$$

$$var(\mu_t) = \Sigma^C ;$$

$$\rho^D \text{ et } \rho^C \in [0, 1] ;$$

- Les agents peuvent emprunter à un taux sans risque r_f

Le modèle CAPM ajusté par la liquidité

Sous les hypothèses présentées précédemment et en considérant un équilibre concurrentiel où les agents choisissent leurs consommations et leurs portefeuilles de manière à maximiser leurs utilités espérées, Acharya et Pederson (2005) avancent trois propositions :

Proposition 1 : « la liquidité est rémunérée »

Pour un équilibre linéaire unique, le rendement net espéré d'un titre i est :

$$E_t(r_{t+1}^i - c_{t+1}^i) = r_f + \lambda_t \frac{\text{cov}(r_{t+1}^i - c_{t+1}^i; r_{t+1}^M - c_{t+1}^M)}{\text{var}(r_{t+1}^M - c_{t+1}^M)} \quad (3)$$

Avec,

$\lambda_t = E_t(r_{t+1}^M - c_{t+1}^M - r_f)$: la prime de risque.

L'équation (3) est équivalente à :

$$\begin{aligned} E_t(r_{t+1}^i) = r_f + E_t(c_{t+1}^i) + \lambda_t \frac{\text{cov}(r_{t+1}^i; r_{t+1}^M)}{\text{var}(r_{t+1}^M - c_{t+1}^M)} + \lambda_t \frac{\text{cov}(c_{t+1}^i; c_{t+1}^M)}{\text{var}(r_{t+1}^M - c_{t+1}^M)} \\ - \lambda_t \frac{\text{cov}(r_{t+1}^i; c_{t+1}^M)}{\text{var}(r_{t+1}^M - c_{t+1}^M)} - \lambda_t \frac{\text{cov}(c_{t+1}^i; r_{t+1}^M)}{\text{var}(r_{t+1}^M - c_{t+1}^M)} \end{aligned} \quad (4)$$

L'équation (4) indique que l'excès de rendement exigé est le coût d'illiquidité relatif espéré $E_t(c_{t+1}^i)$ plus quatre bêtas multipliés par la prime de risque. Le premier bêta dépend de « asset payoff » et les trois autres du risque de liquidité. En effet, dans le cadre standard du modèle CAPM, le rendement exigé augmente linéairement avec le bêta. Outre le bêta classique, le modèle de Acharya et Pederson (2005) propose trois effets supplémentaires qui pourraient être considérés comme trois formes de risque de liquidité.

Proposition 2 : « La liquidité actuelle prédit le rendement futur »

Sous les hypothèses :

- $\rho^c > 0$ (persistance de la liquidité)
- $q \in \mathfrak{R}^I$, un portefeuille tel que $E_t(P_{t+1}^q + D_{t+1}^q) > \rho^c \cdot P_t^q$

Acharya et Pederson (2005) avancent que le rendement espéré augmente avec l'illiquidité.

$$\frac{\partial E_t(r_{t+1}^q - r_f)}{\partial c_t^q} > 0$$

La proposition 2 affirme que le rendement espéré dépend positivement du coût d'illiquidité actuel et que le niveau de liquidité actuel prédit le rendement futur.

Le pouvoir de prédiction de la liquidité implique une covariance négative entre rendement actuel et illiquidité. En effet, quand l'illiquidité est élevée, le rendement exigé pour les périodes futures est aussi élevé, ce qui provoque une baisse des prix actuels et de même pour les rendements actuels.

Partant de ces constats, Acharya et Pedersen (2005) avancent une troisième proposition :

Proposition 3 : « Relation négative entre rendement actuel et illiquidité »

Soit un portefeuille $q \in \mathfrak{R}^I$ tel que :

- $\rho^c > 0$ (persistance de dividende)
- $\rho^c(r^f q^T \Sigma^{CD} q + (r^f - \rho^D)q^T \Sigma^C q) > (r^f)^2 q^T \Sigma^{CD} q$
- Les innovations des dividendes et coûts d'illiquidité sont non corrélés

Acharya et Pedersen (2005) avancent que les rendements actuels sont faibles lorsque l'illiquidité augmente.

SECTION 2 : REVUE DE LA LITTERATURE EMPIRIQUE

Dans cette section, nous allons présenter les principaux travaux empiriques traitant la relation liquidité-rendement.

1. Amihud et Mendelson (1986) – « Asset pricing and the bid-ask spread »

Amihud et Mendelson ont été les premiers à étudier le rôle de la liquidité dans l'évaluation des actifs. Dans leur étude empirique, ils testent les hypothèses que le rendement espéré observé sur le marché est une fonction croissante de la fourchette relative et que cette fonction est concave. Leurs résultats confirment ces hypothèses.

1.1 Méthodologie

Ils testent les hypothèses en suivant la méthodologie de Fama et Macbeth (1973) pour les régressions en coupe transversale. Ils appliquent cette méthodologie pour l'estimation de la relation en coupe transversale entre le rendement, le risque de marché et la fourchette de prix pour des portefeuilles d'actions. Ces portefeuilles sont formés sur la base des bêtas des actions individuelles et de leurs fourchettes relatives.

1.2 Echantillon

L'échantillon couvre la période allant du 1960 au 1980. Il est composé d'actions cotées sur le NYSE. Les rendements des actions sont de fréquence mensuelle et les prix bid et ask sont annuels.

L'analyse en coupe transversale porte sur des portefeuilles d'actions plutôt que sur des actions individuels. Les fourchettes relatives au début et à la fin de la dernière année de la période d'estimation du bêta de portefeuille sont ramenées à une moyenne afin d'obtenir une mesure de l'illiquidité pour chaque portefeuille.

1.3 Résultats

Lors de l'examen des statistiques des portefeuilles formés, Amihud et Mendelson trouvent deux choses. Premièrement, les rendements semblent augmenter avec la fourchette.

Deuxièmement, l'augmentation de rendement diminue en passant vers les portefeuilles ayant une fourchette plus élevée.

A travers le test en coupe transversale, ils trouvent qu'une augmentation de 1% de la fourchette relative est associée avec une augmentation de 0.211% de l'excès de rendement mensuel ajusté au risque. Ils trouvent également que les coefficients de pente des spreads sont positifs et qu'ils diminuent généralement avec le spread. Ces résultats impliquent qu'il existe une relation positive et concave entre les rendements et les fourchettes.

Pour tester la robustesse des résultats et pour savoir si ces résultats proviennent de « l'effet de petite société » plutôt que de l'illiquidité, tous les modèles ont été ré-estimés en incluant la variable taille (le log de la valeur du marché des capitaux propres de la société). La raison de ce choix est que les recherches précédentes avaient trouvé que les actions des petites sociétés rapportaient des rendements plus élevés, et que ces actions étaient négociées avec une fourchette relative plus élevée. De ce fait, la prime de spread identifiée pourrait être, en fait, une prime de petite société. Après avoir inclus la variable taille, Amihud et Mendelson (1986) trouvent que les effets du bêta et du spread des portefeuilles d'actions restent significatifs, et que la variable taille n'a pas d'effet. Donc, les résultats sont robustes et ne sont pas dus à l'effet taille.

2. Datar, Naik et Radcliffe (1998) – « Liquidity and stock returns : an alternative test »

Datar et al. testent le rôle de liquidité dans l'évaluation des actions en utilisant un nouveau proxy de la liquidité « the turnover rate ». Cette mesure est donnée par le rapport entre le volume de transaction et le nombre d'actions en circulation. Ils appliquent le même cadre méthodologique qu'Amihud et Mendelson (1986) mais avec l'ajout du ratio « book-to-market » des actions. Une différence importante entre cette étude et la plupart des études empiriques traitant les rendements des actions est que cette analyse est basée sur des actions individuelles plutôt que sur des portefeuilles d'actions.

2.1 Méthodologie

Le cadre économétrique est celui de Litzenberger et Ramaswamy (1979) (amélioration de la méthodologie de Fama et Macbeth). Comme mentionné, l'analyse n'est pas basée sur les

portefeuilles mais sur les actions. Pour trouver les bêtas des actions, ils ont utilisé une méthode non traditionnelle : ils forment des portefeuilles et affectent le bêta de chaque portefeuille à toutes les actions qui le constituent.

2.2 Echantillon

Pour l'étude empirique, ils considèrent des données de fréquence mensuelle pour toutes les actions des sociétés non-financières cotées sur le NYSE sur la période allant du juillet 1962 jusqu'au décembre 1991.

Ils calculent le « turnover rate » pour chaque période de trois mois. Ils excluent les titres où le nombre d'actions en circulation a changé durant la période de 3 mois. Pour éviter les observations extrêmes, ils ont réduit l'échantillon par l'élimination des 1% les plus haut et les plus bas des « turnover rates ». Les portefeuilles sont formés selon la méthode d'Amihud et Mendelson (1986), dont ils calculent les bêtas, puis les affectent à chaque action du portefeuille correspondant.

2.3 Résultats

D'abord ils trouvent qu'il existe une relation négative significative entre la liquidité et les rendements des actions. Ceci est en accord avec la théorie : les titres les moins liquides devraient rapporter un rendement plus élevé pour compenser le niveau plus élevé d'illiquidité. Ainsi, une action avec un « turnover rate » faible devrait rapporter une prime de rendement. Ils trouvent aussi que l'effet du « turnover rate » sur les rendements des actions est robuste en présence de variables de contrôle (« firm-size » et « book-to-market value »). Ils ont conduit d'autres tests de robustesse : ils mènent l'analyse avec l'échantillon brut (avant l'élimination des observations extrêmes), ils calculent le « turnover rate » avec des différentes méthodes et ils divisent l'échantillon en deux sous-périodes. Leur conclusion concernant l'effet du « turnover rate » sur les rendements des actions reste inchangée (les rendements des actions sont reliés négativement avec le « turnover rate »). Ainsi, la relation identifiée est robuste.

3. Amihud (2002) – « Illiquidity and stock returns : cross-section and time-series effects »

Dans cet article, Amihud (2002) présente sa fameuse mesure d'illiquidité (l'illiquidité d'Amihud). Cette mesure a été présentée dans le premier chapitre de ce mémoire. Dans cet article, Amihud (2002) effectue deux tests empiriques pour étudier la relation liquidité-rendement.

3.1 Méthodologie

Le premier test empirique suit la méthode de Fama et MacBeth (1973). Un modèle est estimé en coupe transversale pour chaque mois de chaque année (408 mois). Dans ce modèle le rendement d'une action est une fonction des caractéristiques du titre. Les variables utilisées sont l'illiquidité ajustée à la moyenne, la taille, le bêta, l'écart type de rendement et le rendement en dividende. Concernant le deuxième test empirique, la méthode suivie est celle de French et al. (1987) (ils ont testé l'effet du risque sur le rendement en excès du titre). La liquidité anticipée est estimée par un modèle autorégressif. Cette estimation est utilisée pour tester deux hypothèses :

- Le rendement en excès ex ante du titre est une fonction croissante de l'illiquidité anticipée
- L'illiquidité non anticipée a un effet négatif sur le rendement actuel.

3.2 Echantillon

L'auteur utilise des données journalières et mensuelles des sociétés cotées sur le NYSE sur la période allant du 1963 au 1997. Pour chaque action, il calcule la mesure de l'illiquidité, sa moyenne, puis sa valeur ajustée à la moyenne. Cette dernière est utilisée comme une variable du modèle. Pour calculer la variable bêta, il classe les titres selon la taille et les divise en dix portefeuilles, il calcule leurs rendements puis il estime le modèle du marché. La variable écart type est estimée directement à partir des rendements journaliers. Concernant le rendement en excès utilisé dans le deuxième test, il est calculé en effectuant la différence entre le rendement du marché et le rendement sans risque.

3.3 Résultats :

Le premier test empirique affirme que la liquidité est cotée et que la relation entre le rendement et l'illiquidité est positive. Concernant le deuxième test, il montre que l'illiquidité anticipée du marché a un effet positif et significatif sur le rendement en excès ex ante du titre, et que l'illiquidité non anticipée a un effet négatif et significatif sur le rendement actuel du titre. Le rendement en excès (traditionnellement appelé « prime de risque ») a été considéré comme une compensation de risque. Dans cet article, l'auteur propose que le rendement en excès anticipé reflète aussi une compensation de l'illiquidité anticipée du marché et que ce rendement soit une fonction croissante de l'illiquidité anticipée du marché.

4. Chan and Faff (2005) – « Asset pricing and illiquidity premium »

En prenant comme départ le modèle à trois facteurs de Fama et French (1992), Chan et Faff (2005) étudient le rôle de la liquidité dans l'évaluation des actions par l'ajout du rendement de « mimicking liquidity portfolio » au modèle. La liquidité est mesurée par le « turnover rate ». Ils testent le modèle à quatre facteurs et trouvent un support pour l'ajout d'un facteur de liquidité au modèle à trois facteurs de Fama et French (1992).

4.1 Méthodologie

Juste comme l'approche d'Amihud et Mendelson (1986), les variables dépendantes de leurs analyses sont les excès de rendement des portefeuilles d'actions. Ces portefeuilles sont basés sur la taille, « book-to-market » et la liquidité. Les variables explicatives dans leur étude sont les « mimicking portfolios ». Cette approche est connue depuis l'influente étude de Fama et French (1992).

Suivre une « mimicking portfolio approach » signifie former différents types de portefeuilles pour reproduire les différents facteurs qui pourraient expliquer les rendements. Cette idée est basée sur le fait que les rendements des investissements risqués peuvent être reproduits par investir dans des actifs qui ont les mêmes cash-flows futurs espérés. Les « mimicking portfolios » représentent des portefeuilles où les investisseurs imitent le risque en prenant des positions longues et courtes dans d'autres actifs.

4.2 Echantillon

Chan and Faff (2005) utilisent des données mensuelles sur la période allant du 1989 au 1998 pour des sociétés australiennes cotées. Ils forment 27 portefeuilles. Les « mimicking portfolios » de la taille (SMB) et « book-to-market » (HML) sont formés de la même façon que Fama et French (1992). Le « mimicking portfolio » pour le facteur de liquidité est dénommé IMV. C'est le rendement d'un portefeuille d'une position longue sur les actions hautement illiquides et d'une position courte sur les actions très liquides. Par anticipation, le rendement d'un tel portefeuille devrait être positif. Il est calculé comme le rendement moyen simple des six portefeuilles des actions les moins liquides moins le rendement moyen simple des six portefeuilles des actions les plus liquides.

4.3 Résultats

L'étude empirique indique plusieurs résultats intéressants liés à l'évaluation de la liquidité. La majorité des bêtas de liquidité estimés sont statistiquement significatifs. Cela signifie que le « turnover rate » a un effet sur le rendement des actions. De plus, ils trouvent qu'une tendance existe sur le signe des bêtas. En effet, les actions les moins liquides ont des bêtas de liquidité significativement positifs alors que les portefeuilles des actions les plus liquides ont des bêtas de liquidité significativement négatifs. Le principal résultat de l'étude de Chan and Faff (2005) est qu'ils trouvent un support pour l'ajout du facteur de liquidité au modèle de Fama et French (1992). Ils trouvent une prime de risque de « turnover rate » annualisée de plus de 20%.

5. Acharya et Pedersen (2005) – « Asset pricing with liquidity risk »

Le modèle CAPM ajusté à la liquidité d'Acharya et Pedersen (2005) a été présenté dans la section précédente. Il découle fondamentalement de ce modèle que le rendement espéré d'un titre dépend de la liquidité espérée, de la covariance entre son rendement et la liquidité du marché, la covariance entre sa liquidité et la liquidité du marché, et de la covariance entre sa liquidité et le rendement du marché. Ce modèle est considéré comme l'approche la plus sophistiquée pour la modélisation de la relation entre le risque de la liquidité et le rendement. Il permet la possibilité de comprendre les différentes sources de

risque de la liquidité et leur effet sur les rendements des titres. En utilisant la mesure de l'illiquidité d'Amihud (2002), ils mènent un test empirique de ce modèle.

5.1 Méthodologie

Leur modèle est testé en cinq étapes :

- L'estimation de l'illiquidité : la mesure de l'illiquidité est calculée pour chaque titre
- La formation de 25 portefeuilles basés sur l'illiquidité, la variation de l'illiquidité, la taille et les valeurs « book-to-market » des actions individuels.
- L'estimation de l'innovation de l'illiquidité
- Estimation et analyse des bêtas de liquidité
- Effectuer des régressions en coupe transversale

5.2 Echantillon

L'échantillon est composé des rendements et des volumes journaliers pour toutes les actions cotées sur le NYSE et l'AMEX pour la période allant du juillet 1962 jusqu'à la fin de 1999.

D'abord, la mesure d'illiquidité d'Amihud est calculée pour chaque action sur une base journalière et un portefeuille de marché est formé pour chaque mois. Ensuite, 25 portefeuilles sont formés pour chacune des variables. Ainsi, 25 portefeuilles sont formés sur la base de l'illiquidité, 25 portefeuilles sont formés sur la base de la variation de l'illiquidité, 25 portefeuilles sont formés sur la base de la taille et 25 portefeuilles sont formés sur la base de « book-to-market ». Ensuite, les quatre bêtas de liquidité (les différents types de risque de liquidité) sont calculés et finalement, des régressions en coupe transversale sont effectuées.

5.3 Résultats

En regardant les statistiques descriptives du risque de liquidité (les bêtas de liquidité), les auteurs trouvent que les titres relativement illiquides ont généralement une volatilité des rendements élevée, un bas « turnover », une valeur de marché des capitaux propres faible et un risque de liquidité élevé. Cela signifie que lorsque le marché devient illiquide, ces titres seront plus illiquides.

A travers les tests en coupe transversale, les auteurs trouvent que l'effet de risque de liquidité est de 1.1% et l'effet du niveau de la liquidité espéré est de 3.5%. Cela signifie que l'effet global de l'illiquidité espérée et le risque de liquidité est de 4.6% par an.

6. Dey (2005) – « Turnover and return in global stock markets »

Dey (2005) étudie la relation entre le rendement futur espéré et le ratio de rotation sur les marchés développés et les marchés émergents.

6.1 Méthodologie

En utilisant un modèle liant le rendement au ratio de rotation et à d'autres variables de contrôle, l'auteur étudie la relation entre le ratio de rotation et le rendement futur espéré. Dey (2005) étudie séparément cette relation sur les marchés développés et les marchés émergents.

6.2 Echantillon

L'échantillon couvre 48 marchés. Il est composé du volume de transaction, de la capitalisation boursière, du nombre de sociétés cotées et de la valeur de l'indice du marché. La fréquence des observations est mensuelle. L'étude couvre la période allant du 1995 au 2001. Ainsi, le panel est composé de 48 marchés observés sur une période de 60-84 mois, soit 3826 observations. A partir de ces données, l'auteur calcule le ratio de rotation.

6.3 Résultats

Dey (2005) trouve que sur les marchés émergents, la relation entre le ratio de rotation et le rendement futur espéré est positive. Par contre, sur les marchés développés, cette relation n'est pas significative et que le rendement est lié à la volatilité. Dey (2005) explique la relation positive entre le ratio de rotation et le rendement futur espéré comme suit : la relation entre le ratio de rotation et le potentiel de croissance des entreprises est positive. Puisque une entreprise à fort potentiel de croissance est plus risquée, son rendement futur exigé sera plus élevé. D'où une relation positive entre le ratio de rotation et le rendement futur espéré.

7. Chang, Faff et Hwang (2010) – « Liquidity and stock returns in Japan : new evidence »

Chang, Faff et Hwang (2010) étudient la relation entre la liquidité et le rendement futur espéré sur le marché japonais.

7.1 Méthodologie

A partir d'un premier modèle, Chang, Faff et Hwang (2010) estiment le rendement ajusté au risque pour chaque mois. Cette variable est utilisée pour tester l'existence d'une prime de risque par unité de niveau de liquidité après avoir contrôlé les caractéristiques des sociétés.

7.2 Echantillon

L'échantillon est composé de sociétés cotées sur la bourse de Tokyo (hors secteur financier). Les auteurs utilisent des données mensuelles sur la période allant du 1975 au 2004. A partir des données collectées, les auteurs calculent les mesures de liquidité suivantes : l'illiquidité d'Amihud, le ratio de rotation, le volume de transaction, la mesure Zeros et la mesure LMx de Liu ($x = 3$ mois).

7.3 Résultats

Les auteurs trouvent une relation négative et statistiquement significative entre les mesures de la liquidité utilisées et le rendement futur espéré à l'exception de la mesure de Liu.

8. Salehi, Talebnia et Ghorbani (2011) – « A study of the relationship between liquidity and stock returns of companies listed in Tehran Stock Exchange »

Salehi et al. étudient la relation entre la liquidité et le rendement actuel sur le marché de Téhéran.

8.1 Méthodologie

Pour étudier la relation entre la liquidité et le rendement actuel, les auteurs utilisent un modèle linéaire simple liant les deux variables. La liquidité est mesurée par le ratio d'illiquidité d'Amihud (2002).

8.2 Echantillon

L'échantillon est composé de 221 sociétés cotées sur la bourse de Téhéran durant la période allant du 2002 au 2009. Les observations sont mensuelles. A partir de ces données, les auteurs calculent le rendement actuel et le ratio d'illiquidité d'Amihud (2002).

8.3 Résultats

L'étude empirique a montré que le signe associé à la variable « illiquidité d'Amihud » est négatif et statistiquement significatif. Ce résultat implique une relation négative entre l'illiquidité et le rendement actuel. En d'autres termes, la relation entre la liquidité et le rendement actuel est positive.

CONCLUSION

La littérature traitant la relation liquidité-rendement s'est enrichie après l'article fondateur de Amihud et Mendelson (1986). Plusieurs travaux ont été élaboré afin d'étudier la relation liant la liquidité au rendement. Dans le cadre du présent chapitre, nous avons essayé de mettre en relief l'apport de certains travaux relatifs à la relation entre la liquidité et le rendement.

Le présent chapitre était scindé en deux sections. La première était consacrée à la présentation des principales études théoriques traitant la relation ci-dessus. Ces travaux ont abouti à la modélisation de la relation liquidité-rendement. Concernant la deuxième section, elle était consacrée à la présentation de quelques travaux empiriques. Les constats théoriques ont été validés par les tests empiriques. En effet, la relation entre la liquidité et le rendement futur espéré est négative. Concernant la relation entre la liquidité et le rendement actuel, elle est positive.

CHAPITRE 3
INVESTIGATION EMPIRIQUE DE LA
RELATION LIQUIDITE-RENDEMENT :
CAS DE LA BOURSE DE TUNIS

INTRODUCTION

Identifier la nature de la relation entre la liquidité et le rendement était l'objet de plusieurs travaux empiriques. Ces travaux ont été élaborés sur plusieurs marchés et sur différentes périodes. Dans ce chapitre, nous allons étudier la relation liquidité-rendement sur la Bourse de Tunis et sur la période s'étalant du 1^{er} janvier 2007 au 30 septembre 2014.

Ce chapitre sera scindé en deux sections. Dans la première section intitulée « méthodologie », nous présenterons l'échantillon choisi, les variables, les modèles à estimer ainsi que les hypothèses à tester. La deuxième section intitulée « analyse des données et résultats des estimations » s'intéressera à l'analyse des données, à l'estimation des modèles et à l'interprétation des résultats.

SECTION 1 : METHODOLOGIE

Dans cette section, nous allons présenter l'échantillon choisi, les variables, les modèles à estimer ainsi que les hypothèses à tester.

1. Description des données

Pour construire un panel complet, l'échantillon porte sur toutes les sociétés cotées au moins depuis le 1^{er} janvier 2007 sur la Bourse de Tunis. La liste des sociétés est présentée dans le tableau ci-dessous :

Tableau 1. Echantillon

N	Valeur	Année d'introduction
1	AIR LIQUIDE TUNISIE	1990
2	ALKIMIA	1996
3	AMEN BANK	1996
4	ASSAD	2005
5	ASTREE	1991
6	ATB	1990
7	ATL	1997
8	ATTIJARI BANQUE	1990
9	ATTIJARI LEASING	1999
10	BH	1992
11	BIAT	1990
12	BNA	1990
13	BT	1990
14	BTE	1995
15	CIL	1997
16	ELBENE	1993
17	ELECTROSTAR	2001
18	EL WIFACK LEASING	2006

*CHAPITRE 3 : INVESTIGATION EMPIRIQUE DE LA RELATION LIQUIDITE-
RENDEMENT : CAS DE LA BOURSE DE TUNIS*

19	ESSOUKNA	2006
20	GIF FILTER	2005
21	ICF	1993
22	MAGASIN GENERAL	1999
23	MONOPRIX	1995
24	PLACEMENTS DE TUNISIE SICAF	1990
25	SFBT	1990
26	SIAME	1999
27	SIMPAR	1996
28	SIPHAT	2001
29	SITS	2006
30	SOMOCER	2003
31	SOTETEL	1998
32	SOTRAPIL	2001
33	SOTUMAG	1999
34	SOTUVER	1999
35	SPDIT - SICAF	1995
36	STAR	1997
37	STB	1990
38	STEQ	2001
39	STIP	2002
40	TUNINVEST- SICAR	1998
41	TUNISAIR	1995
42	TUNISIE LEASING	1992
43	UBCI	1990
44	UIB	1996

Pour calculer les rendements utilisés dans l'estimation de nos modèles, nous avons obtenu du site web www.ilboursa.com les cours journaliers corrigés ainsi que les volumes de transactions journaliers. Pour la construction des autres variables nécessaires à l'étude, nous avons complété notre base de données par l'obtention des états financiers annuels auprès du Conseil du Marché Financier.

Notre horizon d'étude couvre la période s'étalant du 1^{er} janvier 2007 au 30 septembre 2014, soient 93 mois. Ainsi notre panel est composé de 44 sociétés cotées sur la Bourse de Tunis et observées durant 93 mois.

2. Variables

2.1 Variable expliquée : le rendement mensuel

Le rendement mensuel R_{it} du titre i pour le mois t est calculé comme suit :

$$R_{it} = \frac{P_{it}^c - P_{it-1}^c}{P_{it-1}^c}$$

Avec,

P_{it}^c : le cours corrigé du titre i pour le dernier jour ouvrable du mois t .

A partir des cours journaliers, nous construisons les rendements mensuels pour les 44 sociétés et durant les 93 mois qui constituent l'horizon d'étude. Ainsi, nous allons construire 4092 rendements mensuels.

2.2 Variables de contrôle

2.2.1 Rendement du marché

Le rendement mensuel du marché R_{Mt} pour le mois t est calculé comme suit :

$$R_{Mt} = \frac{I_t - I_{t-1}}{I_{t-1}}$$

Avec,

I_t : le niveau de l'indice Tunindex le dernier jour ouvrable du mois t .

Comme pour les rendements mensuels des titres, les rendements mensuels du marché sont calculés à partir des données journalières sur une période de 93 mois.

2.2.2 Ratio P/B

Le ratio P/B (price-to-book) est le rapport entre le cours d'un titre et sa valeur comptable. L'inverse de ce ratio est connu sous l'appellation « Book-to-Market ratio ». Le ratio P/B est calculé comme suit :

$$P/B_{it} = \frac{P_{it}}{B_{it}}$$

Avec,

P_{it} : le cours du titre i pour le dernier jour ouvrable du mois t ;

B_{it} : la valeur comptable du titre i pour le mois t (calculée à partir du bilan en divisant la valeur des capitaux propres par le nombre d'actions).

2.2.3 Size

La variable size est une variable mesurant la taille de la société cotée ou encore sa capitalisation boursière. Elle est calculée comme suit :

$$Size_{it} = P_{it} \times NAC_{it}$$

Avec,

P_{it} : le cours du titre i pour le dernier jour ouvrable du mois t ;

NAC_{it} : le nombre d'actions en circulation du titre i pour le mois t .

Dans notre étude empirique, cette variable a été divisée par 10^9 pour un objectif d'ajustement.

2.3 Mesures de la liquidité

2.3.1 La fourchette effective

La fourchette effective est une mesure de la liquidité proposée par Roll (1984). Pour construire cette variable, nous avons besoin des cours journaliers. Sa formule de calcul est la suivante.

$$S_{it} = 2\sqrt{-Cov(\Delta P_{ij,t}, \Delta P_{ij-1,t})} \quad \text{si} \quad Cov(\Delta P_{ij,t}, \Delta P_{ij-1,t}) < 0$$

$$S_{it} = 0 \quad \text{si} \quad Cov(\Delta P_{ij,t}, \Delta P_{ij-1,t}) > 0$$

Avec,

S_{it} : fourchette effective du titre i pour le mois t ;

P_{ij} : cours du titre i pour le jour j du mois t.

2.3.2 Zeros

Cette mesure est proposé par Lesmond, ogden et Trzcinka (1999). Sa formule est la suivante :

$$Zeros_{it} = \frac{\text{Nombre de jours avec des rendements nuls}_{it}}{T_t}$$

Avec,

T_t : nombre de jours ouvrables dans le mois t.

2.3.3 Ratio d'illiquidité d'Amihud (2002)

Le ratio d'illiquidité d'Amihud du titre i pour le mois t se calcule comme suit :

$$ILLIQ_t^i = \frac{1}{Days_t^i} \sum_{d=1}^{Days_t^i} \frac{|R_{dt}^i|}{V_{td}^i}$$

Avec,

$Days_t^i$: Nombre de jours de cotation du titre i durant le mois t ;

R_{dt}^i : Le rendement du titre i pour la journée d du mois t ;

V_{td}^i : Le volume de transactions durant la journée d du mois t.

2.3.4 Volume de transactions mensuel

Le volume de transactions mensuel en dinar tunisien du titre i pour le mois t est calculé par la somme des capitaux échangés journaliers de ce titre durant le mois t.

$$volume(DT)_{it} = \sum_{j=1}^n \text{Capitaux échangés}_{ijt}$$

Avec,

n : nombre de jours ouvrables du mois t ;

Dans notre étude empirique, cette variable a été divisée par 10^6 pour un objectif d'ajustement rendant l'unité de un dinar à un million de dinars.

2.3.5 Ratio de rotation

Le ratio de rotation du titre i pour le mois t est calculé par le rapport entre le nombre d'actions échangées du titre i durant ce mois et le nombre d'actions en circulation sur le mois.

$$ratio\ de\ rotation_{i,t} = \frac{Volume_{i,t}}{Nombre\ d'actions\ en\ circulation_{i,t}}$$

2.3.6 LMx

La mesure de la liquidité LMx de Liu (2006) se calcule comme suit :

$$LMx_i = \left[NjsT_{xi} + \frac{1/(x - month\ turnover_i)}{Deflator} \right] \times \frac{21x}{NoTD}$$

Avec,

$NJsT_x$: le nombre de jours sans transaction pour une période de x mois ;

$x - month\ turnover$: le ratio de rotation pour une période de x mois ;

$NoTD$: le nombre total de jours ouvrables dans le marché pour une période de x mois ;

$Deflator$: il est choisi tel que :

$$0 < \frac{1/(x - month\ turnover)}{Deflator} < 1$$

Dans notre étude, nous calculerons cette mesure en choisissant $x = 3$. Ce choix est motivé par l'utilisation de plusieurs travaux antérieurs de cet horizon. Une deuxième motivation est que toutes les mesures de liquidité présentées ci-dessus ont un horizon de un mois. L'utilisation d'un horizon différent, de trois mois, enrichirait notre étude.

3. Présentation des modèles

Notre étude consiste à analyser la relation liquidité-rendement. La littérature a traité deux relations :

- La relation entre la liquidité et le rendement actuel ;
- La relation entre la liquidité et le rendement futur espéré.

Notre étude empirique sera scindée en deux parties. La première sera consacrée à étudier la relation entre la liquidité et le rendement actuel. La deuxième partie s'intéressera à étudier la relation entre la liquidité et le rendement futur espéré.

3.1 Liquidité et rendement actuel

3.1.1 Modèle

Le modèle à estimer se présente comme suit :

$$R_{it} = \alpha_{it} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{j,it} + \varphi LIQ_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Avec,

R_{it} : rendement mensuel du titre i ;

α_{it} : constante ;

n : nombre de variables de contrôle utilisées dans le modèle ;

$X_{j,it}$: variable de contrôle j ;

β_j : coefficient à estimer associé à la variable $X_{j,it}$;

LIQ_{it} : mesure de liquidité ;

φ : coefficient à estimer associé à la mesure de la liquidité ;

ε_{it} ; terme d'erreur.

Pour estimer la relation entre la liquidité et le rendement, nous allons suivre une démarche en deux étapes.

Première étape

Dans un premier temps, nous allons spécifier les variables de contrôle. En effet nous allons chercher à estimer la significativité de quelques variables proposées par la littérature comme variables de contrôle. Le modèle à estimer contenant les variables de contrôle est le suivant :

$$R_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 R_{Mt} + \beta_2 P/B_{it} + \beta_3 SIZE_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Avec,

R_{it} : rendement mensuel du titre i ;

α_{it} : constante ;

R_{Mt} : rendement mensuel du marché ;

β_1 ; coefficient à estimer associé à la variable rendement du marché ;

P/B_{it} : ratio « price-to-book » du titre i pour le mois t ;

β_2 : coefficient à estimer associé à la variable ratio « price-to-book » ;

$SIZE_{it}$: capitalisation boursière du titre i pour le mois t ;

β_3 : coefficient à estimer associé à la variable capitalisation boursière ;

ε_{it} ; terme d'erreur.

Une fois le modèle de spécification des variables de contrôle est estimé, nous allons éliminer les variables non significatives et ne garder que les variables significatives. Ces dernières seront utilisées comme variables de contrôle dans le modèle initial (numéro 1).

Deuxième étape

Nous revenons à l'estimation du modèle initial (numéro 1) en considérant comme variables de contrôle celles qui ont prouvé leur significativité. Pour la variable LIQ_{it} du modèle initial (numéro 1), elle représente la mesure de liquidité (ou d'illiquidité) objet de l'étude de relation avec le rendement. Puisque la liquidité n'est pas une variable observable, nous allons utiliser des différentes mesures de liquidité proposées par la littérature. Ces mesures sont : la fourchette effective de Roll, le Zeros, le ratio d'illiquidité d'Amihud, le volume de transaction, le ratio de rotation et le LMx ($x=3$).

Pour chaque mesure de liquidité, nous allons estimer le modèle initial en remplaçant à chaque fois la variable LIQ_{it} par la mesure correspondante. Ainsi, les modèles à estimer sont les suivants :

$$R_{it} = \alpha_{it} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{j,it} + \varphi \text{FOURCHETTE}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$R_{it} = \alpha_{it} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{j,it} + \varphi \text{ZEROS}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$R_{it} = \alpha_{it} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{j,it} + \varphi \text{ILLIQUIDITE}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$R_{it} = \alpha_{it} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{j,it} + \varphi \text{VOLUME}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$R_{it} = \alpha_{it} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{j,it} + \varphi \text{RATIODEROTATION}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$R_{it} = \alpha_{it} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{j,it} + \varphi \text{LM}x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

3.1.2 Hypothèse à tester

L'estimation des modèles cités ci-dessus aura comme objectif la vérification des résultats avancés par la littérature dans un contexte tunisien. Acharya et Pedersen (2005) avancent que le pouvoir de prédiction de la liquidité implique une covariance négative entre le rendement actuel et l'illiquidité. En effet, quand l'illiquidité est élevée, le rendement exigé pour les périodes futures est aussi élevé, ce qui provoque une baisse des prix actuels et de même pour les rendements actuels. En étudiant la relation entre la liquidité et le rendement actuel sur la Bourse de Tunis, nous cherchons à confirmer ou à infirmer cette hypothèse :

« La relation entre l'illiquidité et le rendement actuel est négative »

Nous pouvons donner aussi une autre formulation de cette hypothèse :

« La relation entre la liquidité et le rendement actuel est positive »

Puisque la liquidité n'est pas une variable observable, nous allons effectuer l'étude avec différentes mesures. Les signes attendus des coefficients estimés de ces variables sont comme suit :

Variable	Signe attendu
Fourchette effective	-
Zeros	-
Illiquidité d'Amihud	-
Volume	+
Ratio de rotation	+
LMx	-

3.2 Liquidité et rendement futur espéré

3.2.1 Modèle

Pour analyser la relation entre la liquidité et le rendement futur espéré, nous utiliserons le même modèle utilisé pour étudier la relation entre la liquidité et le rendement actuel sauf que la variable mesurant la liquidité sera retardée d'un mois. Le modèle à estimer se présente comme suit :

$$R_{it} = \alpha_{it} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{j,it} + \varphi LIQ_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Pour estimer ce modèle, nous suivons la démarche à deux étapes (exactement comme le modèle traitant la relation entre la liquidité et le rendement actuel). Une fois les variables de contrôle spécifiées, nous estimerons le modèle en remplaçant à chaque fois la variable LIQ_{it-1} par la mesure de liquidité correspondante. Ainsi les modèles à estimer sont les suivants :

$$R_{it} = \alpha_{it} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{j,it} + \varphi FOURCHETTE_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$R_{it} = \alpha_{it} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{j,it} + \varphi ZEROS_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$R_{it} = \alpha_{it} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{j,it} + \varphi ILLIQUIDITE_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$R_{it} = \alpha_{it} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{j,it} + \varphi VOLUME_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$R_{it} = \alpha_{it} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{j,it} + \varphi RATIO DEROTATION_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$R_{it} = \alpha_{it} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{j,it} + \varphi LMx_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

3.2.2 Hypothèse à tester

L'estimation des modèles cités ci-dessus aura comme objectif la vérification des résultats avancés par la littérature dans un contexte tunisien. La littérature avance que l'illiquidité est rémunérée, d'où, le rendement espéré dépend négativement du niveau de liquidité actuel et que ce dernier prédit le rendement futur. En effet, si le niveau de liquidité actuel est faible, les investisseurs exigeront un rendement futur plus élevé. En étudiant la relation entre la liquidité et le rendement futur espéré sur la Bourse de Tunis, nous cherchons à confirmer ou à infirmer cette hypothèse :

« La relation entre la liquidité et le rendement futur espéré est négative »

Nous pouvons donner aussi une autre formulation de cette hypothèse :

« La relation entre l'illiquidité et le rendement futur espéré est positive »

Les signes attendus des différentes variables mesurant la liquidité sont les suivants :

**CHAPITRE 3 : INVESTIGATION EMPIRIQUE DE LA RELATION LIQUIDITE-
RENDEMENT : CAS DE LA BOURSE DE TUNIS**

Variable	Signe attendu
Fourchette effective	+
Zeros	+
Illiquidité d'Amihud	+
Volume	-
Ratio de rotation	- Ou + *
LMx	+

* Pour le ratio de rotation, la majorité des études empiriques avancent que sa relation avec le rendement futur espéré est négative. D'autres études effectuées sur des marchés émergents, avancent que cette relation est positive.

SECTION 2 : ANALYSE DES DONNEES ET RESULTATS DES ESTIMATIONS

Dans cette section, nous allons analyser les données, estimer les modèles et interpréter les résultats.

1. Analyse des données

1.1 Corrélation des variables

La corrélation des variables exogènes peut poser un problème de colinéarité susceptible d'affecter la qualité des estimateurs. En analysant les deux matrices de corrélation (deux parties empiriques), nous constatons l'absence d'un problème de colinéarité. Les matrices de corrélation sont présentées ci-dessous.

Tableau 2. Matrice de corrélation 1

	Rendement mensuel	Rendement du marché	Ratio P/B	Size	Fourchette effective	Zeros	Illiquidité d'Amihud	Volume	Ratio de rotation	LM3
Rendement mensuel	1									
Rendement du marché	0.3196	1								
Ratio P/B	0.0679	0.0001	1							
Size	0.0106	-0.0101	0.2558	1						
Fourchette effective	-0.0422	-0.0256	0.3211	0.0515	1					
Zeros	-0.0611	-0.0597	-0.0753	-0.1590	0.1235	1				
Illiquidité d'Amihud	0.0042	-0.0182	-0.0772	-0.0906	-0.0157	0.2670	1			
Volume	0.1408	0.0424	0.0840	0.1769	-0.0360	-0.1933	-0.0491	1		
Ratio de rotation	0.3300	0.0734	-0.0050	-0.1601	-0.0950	-0.2590	-0.0586	0.5395	1	
LM3	-0.0160	-0.0304	-0.0329	-0.2101	0.1717	0.8402	0.3232	-0.1695	-0.2042	1

Tableau 3. Matrice de corrélation 2 (Variables retardées)

	Rendement mensuel	Rendement du marché	Ratio P/B	Size	L1.Fourchette effective	L1.Zeros	L1.Illiquidité d'Amihud	L1.Volume	L1.Ratio de rotation	L1.LM3
Rendement mensuel	1									
Rendement du marché	0.3206	1								
Ratio P/B	0.0682	0.0001	1							
Size	0.0108	-0.01	0.2543	1						
L1.Fourchette effective	0.0043	-0.009	0.3233	0.0522	1					
L1.Zeros	-0.0017	-0.0184	-0.078	-0.1643	0.1255	1				
L1.Illiquidité d'Amihud	-0.018	-0.0203	-0.0771	-0.0903	-0.015	0.2694	1			
L1.Volume	0.002	-0.005	0.0753	0.1797	-0.0361	-0.1933	-0.0489	1		
L1.Ratio de rotation	0.047	0.0049	-0.0051	-0.1593	-0.0954	-0.2599	-0.0583	0.5391	1	
L1.LM3	0.0008	-0.0045	-0.0309	-0.2117	0.1737	0.8426	0.321	-0.1694	-0.2038	1

L1 : retardée d'une période

1.2 Analyse de la stationnarité des variables

Avant de commencer l'estimation des modèles, il est nécessaire de vérifier la stationnarité des variables. Pour tester la stationnarité des variables, nous avons effectué le test de Levin-Lin-Chu sur les séries temporelles de toutes les variables. Ce test consiste à tester les hypothèses suivantes :

H0 : les panels contiennent des racines unitaires ;

H1 : les panels sont stationnaires.

Choisir l'une de ces hypothèses consiste à comparer la valeur de la P-value au seuil de significativité :

Si P-value > 5%, l'hypothèse H0 est choisie ;

Si P-value ≤ 5%, l'hypothèse H1 est choisie.

Les résultats du test de Levin-Lin-Chu pour toutes les variables sont présentés ci-dessous.

Tableau 4. Stationnarité des variables

Variable	t-statistique ajustée	P-value	Décision
Rendement mensuel	-34.3586	0.0000	Stationnaire
Rendement du marché	-32.2170	0.0000	Stationnaire
Ratio P/B	-2.7509	0.0030	Stationnaire
Size	-1.6608	0.0484	Stationnaire
Fourchette effective	-31.3570	0.0000	Stationnaire
Zeros	-17.3843	0.0000	Stationnaire
Illiquidité d'Amihud	-28.9899	0.0000	Stationnaire
Volume	-25.4523	0.0000	Stationnaire
Ratio de rotation	-25.3436	0.0000	Stationnaire
Lm3	-17.4508	0.0000	Stationnaire

Comme conclusion, le test de Levin-Lin-Chu confirme la stationnarité des variables.

1.3 Test de Hausman

Afin de spécifier notre modèle en choisissant un modèle à effet fixe ou un modèle à erreurs composées, nous avons eu recours au test de Hausman. Ce test est utilisé pour spécifier les effets individuels aléatoires en panel. Ce test repose sur les hypothèses suivantes :

$H_0: E(u_i / X_i) = 0$ (les estimateurs du modèle à erreurs composées sont efficaces) ;

$H_1: E(u_i / X_i) \neq 0$ (les estimateurs du modèle à erreurs composées sont biaisés) ;

La statistique du test est la suivante :

$$H = (\hat{\beta}_{MEF} - \hat{\beta}_{MEC})' [\hat{V}(\hat{\beta}_{MEF}) - \hat{V}(\hat{\beta}_{MEC})]^{-1} (\hat{\beta}_{MEF} - \hat{\beta}_{MEC}) \rightarrow \text{chi}^2(k)$$

Le choix d'un modèle à effets fixes ou un modèle à erreurs composées repose sur le résultat du test. Si P-value < 5%, nous retenons les estimateurs du modèle à effets fixes qui sont non biaisés. Dans le cas contraire, nous retenons les estimateurs du modèle à erreurs composées qui sont efficaces.

Dans notre étude empirique, et pour chaque modèle à estimer, nous avons effectué le test de Hausman afin de choisir les estimateurs du modèle à effets fixes ou ceux du modèle à erreurs composées.

2. Estimation et interprétation des résultats

2.1 Relation liquidité-rendement actuel : estimation et interprétation des résultats

2.1.1 Variables de contrôle

Pour spécifier les variables de contrôle, nous allons estimer le modèle cité ci-dessous.

$$R_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 R_{Mt} + \beta_2 P/B_{it} + \beta_3 SIZE_{it} + \varepsilon_{it}$$

Le résultat d'estimation est le suivant :

Tableau 5. Résultat d'estimation 1

	Coefficient	Std. Err.	z	P-value
Rendement du marché	0.7669083*	0.0350556	21.88	0.0000
Ratio P/B	0.0037058*	0.0008313	4.46	0.0000
Size	-0.0004686	0.0044772	-0.1	0.9170
Constante	-0.008138*	0.0021941	-3.71	0.0000
Wald chi2(3)	499.10			
Prob > chi2	0.0000			

(*) désigne la significativité au seuil 5%

Le modèle est globalement significatif. Les coefficients estimés des variables rendement du marché et ratio P/B sont significatifs (P-value = 0.0000 < 5%) alors que celui de la variable size n'est plus significatif (P-value = 0.9170 > 5%). Ainsi, nous allons éliminer la variable size du modèle spécifiant les variables de contrôle. De ce fait, dans les modèles expliquant la relation liquidité-rendement à estimer, nous n'allons utiliser que les variables rendement du marché et le ratio « price-to-book » comme variables de contrôle.

2.1.2 Fourchette effective

En estimant le modèle ci-dessous, nous cherchons à étudier la relation entre l'illiquidité mesurée par la fourchette effective du titre et son rendement.

$$R_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 R_{Mt} + \beta_2 P/B_{it} + \varphi \text{FOURCHETTE}_{it} + \varepsilon_{it}$$

Le résultat d'estimation est présenté par le tableau suivant :

Tableau 6. Résultat d'estimation 2

	Coefficient	Std. Err.	z	P-value
Rendement du marché	0.7628904*	0.035002	21.8	0.0000
Ratio P/B	0.0047487*	0.0008464	5.61	0.0000
Fourchette effective	-0.0078582*	0.0020074	-3.91	0.0000
Constante	-0.0082729*	0.0021085	-3.92	0.0000
Wald chi2(3)	516.29			
Prob > chi2	0.0000			

Le modèle est globalement significatif. Les coefficients des variables de contrôle sont significatifs. Le coefficient de la variable fourchette effective est statistiquement significatif (P-value = 0.0000 < 5%) et son signe est négatif (-0.0078). D'où, la relation entre la fourchette effective et le rendement actuel du titre est inverse. En effet, si la fourchette effective augmente de 0.1, le rendement actuel diminue de 0.078%.

La fourchette effective de Roll est une mesure d'illiquidité. Ainsi, nous constatons que la relation avancée par la littérature (relation négative entre illiquidité et rendement actuel) est confirmée empiriquement dans le contexte tunisien. En d'autres termes, ce résultat confirme l'existence d'une relation positive entre la liquidité et le rendement actuel.

2.1.3 Zeros

Pour étudier la relation entre la mesure Zeros et le rendement actuel du titre, nous avons estimé le modèle cité ci-dessous.

$$R_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 R_{Mt} + \beta_2 P/B_{it} + \varphi ZEROS_{it} + \varepsilon_{it}$$

Le résultat d'estimation est le suivant :

Tableau 7. Résultat d'estimation 3

	Coefficient	Std. Err.	z	P-value
Rendement du marché	0.7613925*	0.0350897	21.7	0.0000
Ratio P/B	0.0035166*	0.0008048	4.37	0.0000
Zeros	-0.0143335*	0.0055478	-2.58	0.0100
Constante	-0.0028308	0.0029621	-0.96	0.3390
Wald chi2(3)	506.58			
Prob > chi2	0.0000			

Le modèle est globalement significatif. Les coefficients des variables de contrôle sont significatifs. Concernant la variable mesurant l'illiquidité, « Zeros », son coefficient est statistiquement significatif (P-value = 0.0100 < 5%) et son signe est négatif (-0.014). En effet, si la mesure Zeros augmente de 0.1, le rendement actuel diminue de 0.14%. Ce résultat empirique confirme notre hypothèse avançant que la relation entre l'illiquidité et le rendement actuel est négative. En d'autres termes, la relation entre la liquidité et le rendement actuel est positive.

2.1.4 Illiquidité d'Amihud

Pour détecter la relation entre l'illiquidité mesurée par la mesure « illiquidité d'Amihud » et le rendement actuel, nous avons estimé le modèle suivant :

$$R_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 R_{Mt} + \beta_2 P/B_{it} + \varphi ILLQ_{it} + \varepsilon_{it}$$

Le résultat d'estimation est présenté par le tableau suivant :

Tableau 8. Résultat d'estimation 4

	Coefficient	Std. Err.	z	P-value
Rendement du marché	0.7681457*	0.0350611	21.91	0.0000
Ratio P/B	0.0037609*	0.0008055	4.67	0.0000
Illiquidité d'Amihud	3.86E-06	0.00000332	1.16	0.2450
Constante	-0.0086409*	0.0021458	-4.03	0.0000
Wald chi2(3)	500.61			
Prob > chi2	0.0000			

Le modèle est globalement significatif. Les coefficients estimés des variables de contrôle sont significatifs. Mais, le coefficient de la variable « Illiquidité d'Amihud » n'est pas statistiquement significatif (P-value = 0.2450 > 5%). Selon ce constat, nous pourrions avancer que la mesure « Illiquidité d'Amihud » ne serait pas un bon proxy de l'illiquidité dans le contexte tunisien.

2.1.5 Volume

Nous avons étudié la relation entre la liquidité (mesurée par le volume en dinars) et le rendement actuel du titre en estimant le modèle suivant :

$$R_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 R_{Mt} + \beta_2 P/B_{it} + \varphi VOLUME_{it} + \varepsilon_{it}$$

Le résultat d'estimation est comme suit :

Tableau 9. Résultat d'estimation 5

	Coefficient	Std. Err.	z	P-value
Rendement du marché	0.7545764*	0.034775	21.7	0.0000
Ratio P/B	0.0031002*	0.0007988	3.88	0.0000
Volume	0.0017621*	0.0002067	8.52	0.0000
Constante	-0.0107342*	0.0021149	-5.08	0.0000
Wald chi2(3)	580.63			
Prob > chi2	0.0000			

Le modèle est globalement significatif. Les coefficients des variables de contrôle sont statistiquement significatifs. Concernant la variable mesurant la liquidité, son coefficient est statistiquement significatif (P-value = 0.000 < 5%) et son signe est positif. En effet, si le volume augmente d'une unité (1 million de dinars), le rendement augmente de 0.17%. Ce résultat confirme la relation positive entre la liquidité et le rendement actuel.

2.1.6 Ratio de rotation

Pour étudier la relation entre le ratio de rotation (mesure de la liquidité) et le rendement actuel, nous avons estimé le modèle suivant :

$$R_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 R_{Mt} + \beta_2 P/B_{it} + \varphi \text{RATIODEROTATION}_{it} + \varepsilon_{it}$$

Le tableau suivant présente le résultat d'estimation :

Tableau 10. Résultat d'estimation 6

	Coefficient	Std. Err.	z	P-value
Rendement du marché	0.6978535*	0.0328887	21.22	0.0000
Ratio P/B	0.0027735*	0.0012363	2.24	0.0250
Ratio de rotation	0.9836695*	0.0404629	24.31	0.0000
Constante	-0.0226654*	0.0027736	-8.17	0.0000
F(3,4045)	385.34			
Prob > F	0.0000			

Le modèle est globalement significatif. Les coefficients des variables de contrôle sont statistiquement significatifs. Pour la variable mesurant la liquidité « ratio de rotation », son coefficient est statistiquement significatif (P-value = 0.0000 < 5%) et son signe est positif. Ce résultat implique qu'une variation positive au niveau du ratio de rotation implique une variation positive au niveau du rendement actuel. Ce résultat empirique confirme la relation proposée par la littérature qui stipule que la relation entre la liquidité et le rendement actuel est positive.

2.1.7 LM3

Pour tester la relation entre la mesure LM3 et le rendement actuel, nous avons estimé le modèle suivant :

$$R_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 R_{Mt} + \beta_2 P/B_{it} + \varphi LM3_{it} + \varepsilon_{it}$$

Le résultat d'estimation est le suivant :

Tableau 11. Résultat d'estimation 7

	Coefficient	Std. Err.	z	P-value
Rendement du marché	0.7708514*	0.0361096	21.35	0.0000
Ratio P/B	0.0036555*	0.0008077	4.53	0.0000
Lm3	-0.0000249	0.0000922	-0.27	0.7870
Constante	-0.00791*	0.0024138	-3.28	0.0010
Wald chi2(3)	477.16			
Prob > chi2	0.0000			

Le modèle est globalement significatif. Les coefficients des variables de contrôle sont aussi statistiquement significatifs. Concernant le coefficient estimé de la mesure d'illiquidité « LM3 », son signe est négatif mais il n'est pas statistiquement significatif (P-value = 0.7870 > 5%). Selon ce constat, nous pourrions avancer que la mesure LM3 n'a pas une relation avec le rendement actuel.

2.2 Relation liquidité-rendement futur espéré : estimation et interprétation des résultats

2.2.1 Fourchette effective

Pour détecter la relation entre la mesure d'illiquidité, « la fourchette effective » et le rendement futur espéré, nous avons estimé le modèle suivant :

$$R_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 R_{Mt} + \beta_2 P/B_{it} + \varphi \text{FOURCHETTE}_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

Le tableau suivant présente le résultat d'estimation :

Tableau 12. Résultat d'estimation 8

	Coefficient	Std. Err.	z	P-value
Rendement du marché	0.7657864*	0.0359945	21.28	0.0000
Ratio P/B	0.0039669*	0.0008503	4.67	0.0000
L1.Fourchette effective	-0.0021381	0.0020261	-1.06	0.2910
Constante	-0.0082242*	0.0021173	-3.88	0.0000
Wald chi2(3)	475.48			
Prob > chi2	0.0000			

L1 : retardée d'une période

Le modèle est globalement significatif. Les coefficients des variables de contrôle sont statistiquement significatifs. Concernant le coefficient de la mesure de l'illiquidité « la fourchette effective », il n'est pas significatif. Un premier constat est que la fourchette effective ne prédit pas le rendement futur pour une période d'un mois. Ainsi, dans un horizon d'un mois, il n'existe pas une relation entre la fourchette effective et le rendement futur espéré.

2.2.2 Zeros

La relation entre la mesure d'illiquidité « Zeros » et le rendement futur espéré est testée par l'estimation du modèle suivant :

$$R_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 R_{Mt} + \beta_2 P/B_{it} + \varphi \text{ZEROS}_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

Le tableau suivant présente le résultat d'estimation :

Tableau 13. Résultat d'estimation 9

	Coefficient	Std. Err.	z	P-value
Rendement du marché	0.7687132*	0.0360188	21.34	0.0000
Ratio P/B	0.0060612*	0.00136	4.46	0.0000
L1.Zeros	0.0219513*	0.0090342	2.43	0.0150
Constante	-0.0204637*	0.0047499	-4.31	0.0000
F(3,4001)	158.44			
Prob > F	0.0000			

Le modèle est globalement significatif. Les coefficients des variables de contrôle sont statistiquement significatifs. Concernant le coefficient de la mesure d'illiquidité, « Zeros » retardée d'une période, il est positif et statistiquement significatif (P-value = 0.0150 < 5%). En effet, si la mesure « Zeros » augmente de 0.1, le rendement futur espéré dans un mois augmente de 0.219%. Ce résultat empirique confirme la relation proposée par la littérature. En effet, la relation entre l'illiquidité et le rendement futur espéré est positive. En d'autres termes, la relation entre la liquidité et le rendement futur espéré est négative.

2.2.3 Illiquidité d'Amihud

Pour tester la relation entre la mesure d'illiquidité « Illiquidité d'Amihud » et le rendement futur espéré, nous avons estimé le modèle suivant :

$$R_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 R_{Mt} + \beta_2 P/B_{it} + \varphi ILLIQ_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

Le résultat d'estimation se présente comme suit :

Tableau 14. Résultat d'estimation 10

	Coefficient	Std. Err.	Z	P-value
Rendement du marché	0.7658601*	0.0360067	21.27	0.0000
Ratio P/B	0.0036523*	0.0008073	4.52	0.0000
L1.Illiquidité d'Amihud	-1.21E-06	0.00000334	-0.36	0.7170
Constante	-0.0080586*	0.0021506	-3.75	0.0000
Wald chi2(3)	474.38			
Prob > chi2	0.0000			

Le modèle est globalement significatif. Les coefficients des variables de contrôle sont statistiquement significatifs. Concernant le coefficient de la variable « Illiquidité d'Amihud », il n'est pas significatif. Rappelons que le coefficient estimé de cette variable lors de l'estimation du modèle traitant la relation entre « l'illiquidité d'Amihud » et le rendement actuel n'était pas non plus significatif.

2.2.4 Volume

La relation entre la liquidité mesurée par le volume et le rendement futur espéré du titre est estimée par le modèle suivant :

$$R_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 R_{Mt} + \beta_2 P/B_{it} + \varphi VOLUME_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

Le tableau suivant présente le résultat d'estimation :

Tableau 15. Résultat d'estimation 11

	Coefficient	Std. Err.	z	P-value
Rendement du marché	0.7661426*	0.0359981	21.28	0.0000
Ratio P/B	0.0036826*	0.000807	4.56	0.0000
L1.Volume	-0.0000206	0.0002082	-0.1	0.9210
Constante	-0.0081624*	0.0021428	-3.81	0.0000
Wald chi2(3)	474.24			
Prob > chi2	0.0000			

Le modèle est globalement significatif. Les coefficients des variables de contrôle sont statistiquement significatifs. Le coefficient de la variable « volume » mesurant la liquidité est négatif mais n'est pas statistiquement significatif (P-value 0.9210 > 5%). Selon ce résultat empirique, le volume de transaction ne prédit pas le rendement futur espéré dans un horizon d'un mois. Ainsi, la relation entre le volume et le rendement futur espéré est inexistante dans un horizon d'un mois.

2.2.5 Ratio de rotation

Pour tester la relation entre la liquidité mesurée par le « Ratio de rotation » et le rendement futur espéré, nous avons estimé le modèle suivant :

$$R_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 R_{Mt} + \beta_2 P/B_{it} + \varphi RATIODEROTATION_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

Le résultat d'estimation est présenté par le tableau suivant :

Tableau 16. Résultat d'estimation 12

	Coefficient	Std. Err.	z	P-value
Rendement du marché	0.7656212*	0.0359604	21.29	0.0000
Ratio P/B	0.00369*	0.0008038	4.59	0.0000
L1.Ratio de rotation	0.1122791*	0.0385305	2.91	0.0040
Constante	-0.0101482*	0.0022188	-4.57	0.0000
Wald chi2(3)	483.72			
Prob > chi2	0.0000			

Le modèle est globalement significatif. Les coefficients des variables de contrôle sont statistiquement significatifs. Concernant la variable « Ratio de rotation », son coefficient estimé est statistiquement significatif et de signe positif. Ce résultat empirique est conforme aux résultats trouvés sur quelques marchés émergents. Selon Dey (2005), l'explication de la relation positive entre le ratio de rotation et le rendement futur espéré est la suivante : la relation entre le ratio de rotation et le potentiel de croissance des entreprises est positive. Puisque une entreprise à fort potentiel de croissance est plus risquée, son rendement futur exigé sera plus élevé. D'où une relation positive entre le ratio de rotation et le rendement futur espéré.

2.2.6 LM3

La relation entre l'illiquidité mesurée par « LM3 » et le rendement futur espéré est détectée par l'estimation du modèle suivant :

$$R_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 R_{Mt} + \beta_2 P/B_{it} + \varphi LM3_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

Le tableau suivant présente le résultat d'estimation :

Tableau 17. Résultat d'estimation 13

	Coefficient	Std. Err.	z	P-value
Rendement du marché	0.7734784*	0.0362483	21.34	0.0000
Ratio P/B	0.0057263*	0.0013792	4.15	0.0000
L1.Lm3	0.0004291*	0.0002025	2.12	0.0340
Constante	-0.0172341*	0.0041787	-4.12	0.0000
F(3,3906)	157.95			
Prob > F	0.0000			

Le modèle est globalement significatif. Les coefficients des variables de contrôle sont statistiquement significatifs. Concernant le coefficient de la mesure d'illiquidité « LM3 », il est statistiquement significatif (P-value = 0.0340 < 5%) et de signe positif. Ce résultat empirique confirme les résultats avancés par la littérature dans le contexte tunisien. Ainsi, la relation entre l'illiquidité et le rendement futur espéré est positive. En d'autres termes, la relation entre la liquidité et le rendement futur espéré est négative.

CONCLUSION

Identifier la relation entre la liquidité et le rendement actuel d'une part, et celle entre la liquidité et le rendement futur espéré d'autre part, sont les objectifs de ce chapitre. L'étude a porté sur un panel de 44 sociétés cotées sur la Bourse de Tunis et observées durant 93 mois. Concernant la première relation, les résultats empiriques sont conformes à la proposition de la littérature. En effet, la relation entre la liquidité et le rendement actuel est positive. Pour la deuxième relation, celle entre la liquidité et le rendement futur espéré, les résultats ne sont pas satisfaisants. Certaines mesures de liquidité ont donné un résultat probant mais d'autres n'étaient pas significatifs. Ce résultat pourrait être dû à l'incompatibilité de la fréquence des observations utilisée dans le contexte tunisien.

CONCLUSION GENERALE

La relation liquidité-rendement est un sujet ayant été l'objet de plusieurs travaux théoriques et empiriques dans le domaine de la microstructure des marchés. L'intérêt accordé à ce sujet trouve son origine d'une part, dans les constats observés sur les marchés liant la liquidité au rendement, et dans la place prépondérante de la liquidité dans l'élaboration des stratégies d'investissement, d'autre part.

L'objectif de ce travail est de vérifier les résultats avancés par la littérature financière traitant de la relation entre la liquidité et le rendement dans le contexte tunisien. La littérature propose une relation positive (négative) entre la liquidité (l'illiquidité) et le rendement actuel d'une part, et une relation négative (positive) entre la liquidité (l'illiquidité) et le rendement futur espéré d'autre part. Ces deux relations sont liées. En effet, quand l'illiquidité est élevée, le rendement exigé pour les périodes futures est aussi élevé, ce qui provoque une baisse des prix actuels et des rendements actuels.

Pour répondre à notre problématique, nous avons étudié la relation liquidité-rendement sur la Bourse de Tunis sur la période s'étalant du 1^{er} janvier 2007 au 30 septembre 2014. Nous avons observé toutes les sociétés cotées au moins depuis le 1^{er} janvier 2007. Ainsi notre panel est composé de 44 sociétés cotées sur la Bourse de Tunis et observées durant 93 mois.

Puisque la liquidité n'est pas observable et qu'il n'existe pas une mesure qui en englobe tous les aspects, nous avons utilisé dans notre étude, six mesures de liquidité proposées dans la littérature : la fourchette effective de Roll (1984), la mesure Zeros de Lesmond, Ogden et Trzcinka (1999), le ratio d'illiquidité d'Amihud (2002), le volume de transaction, le ratio de rotation et la mesure LM3 de Liu (2006).

L'étude empirique a porté sur deux relations : la relation liquidité-rendement actuel et la relation liquidité-rendement futur espéré. Pour étudier chacune de ces relations, nous avons utilisé un modèle liant le rendement à la variable liquidité et à d'autres variables de contrôle. Pour chacune des deux relations objets de l'étude empirique, nous avons estimé plusieurs modèles, en remplaçant à chaque fois la variable liquidité par l'une des six mesures citées ci-dessus.

Les résultats de l'étude de la relation entre la liquidité et le rendement actuel sont globalement probants. En effet, la relation entre le rendement actuel et la liquidité mesurée par le ratio de rotation et le volume de transaction est positive alors que la relation entre le rendement actuel et l'illiquidité mesurée par la fourchette effective et la mesure Zeros, est négative. Ces résultats sont conformes aux résultats avancés par la littérature. Pour les deux autres mesures (illiquidité d'Amihud et LM3) les résultats ne sont pas concluants.

Concernant les résultats de l'étude de la relation entre la liquidité et le rendement futur espéré, ils ne sont pas tout à fait probants. En effet, conformément à la littérature, les deux mesures d'illiquidité Zeros et LM3 ont prouvé la relation positive entre l'illiquidité et le rendement futur espéré. Par ailleurs, le ratio de rotation présente une relation positive avec le rendement futur espéré, résultat conforme à ceux trouvés sur quelques marchés émergents. Par contre, concernant les autres mesures (fourchette effective, volume de transaction et illiquidité d'Amihud), elles ne présentent pas de relation avec le rendement futur espéré sur un horizon d'un mois.

L'exigence d'une prime pour la détention des titres moins liquides est à l'origine de la relation négative (positive) entre le rendement futur espéré et la liquidité (l'illiquidité). Dans un marché comme celui tunisien où l'efficience du marché est vraisemblablement à discuter, la vitesse d'ajustement des prix aux informations disponibles est supposée être inférieure à celle sur un marché efficient. Les résultats non probants de quelques mesures de liquidité objets de notre étude avec le rendement futur espéré pourraient être dus à l'incompatibilité de la fréquence des observations utilisée, avec le contexte tunisien. Remplacer la fréquence des observations de mensuelle à trimestrielle, semestrielle ou même annuelle est une perspective de recherche qui pourrait permettre de trouver des résultats plus adaptés au contexte tunisien et de mieux expliquer le rendement exigé par les investisseurs sur la Bourse de Tunis.

BIBLIOGRAPHIE

ARTICLES

Acharya, V.V., Pedersen, L.H., 2005. *Asset pricing with liquidity risk*. Journal of Financial Economics 77, 375–410.

Amihud, Y., 2002. *Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects*. Journal of Financial Markets 5, 31–56.

Amihud, Y., Mendelson, H., 1986. *Asset pricing and the bid-ask spread*. Journal of Financial Economics 17, 223–249.

Bekaert, G., Harvey, C., Lundblad, C., 2007. *Liquidity and expected returns: lessons from emerging markets*. Review of Financial Studies 20, 1783–1831.

Bervas, A., 2006. *Market Liquidity and Its Incorporation into Risk Management*. Financial Stability Review No.8, Banque de France.

Black, F., 1972. *Capital market equilibrium with restricted borrowing*. Journal of Business 45, 444-454.

Brennan, M.J., Chordia, T., Subrahmanyam, A., 1998. *Alternative factor specifications, security characteristics and the cross-section of expected stock returns*. Journal of Financial Economics 49, 345–373.

Brennan, M.J., Subrahmanyam, A., 1996. *Market microstructure and asset pricing: on the compensation for illiquidity in stock returns*. Journal of Financial Economics 41, 441–464.

Chai, D., Faff, R., Gharghori, P., 2010. *New evidence on the relation between stock liquidity and measures of trading activity*. International Review of Financial Analysis 19, 181-192.

Chan, H., Faff, R., 2003. *An investigation into the role of liquidity in asset pricing: Australian evidence*. Pacific-Basin Finance Journal 11, 555-572.

Chan, H., Faff, R., 2005. *Asset pricing and illiquidity premium*. Financial Review 40, 429 – 458.

Chang, Y.Y., Faff, R., Hwang, C.Y., 2010. *Liquidity and stock returns in Japan: New evidence*. Pacific-Basin Finance Journal 18, 90-115.

- Chordia, T., Roll, R., Subrahmanyam, A., 2000. *Commonality in liquidity*. Journal of Financial Economics, 56(1), 3–28.
- Copeland, T.E., Galai, D., 1983. *Information effects on the bid-ask spread*. Journal of Finance 38, 1457-1469.
- Datar, V.T., Naik, N.Y., et Radcliff, R., 1998. *Liquidity and stock returns: An alternative test*. Journal of Financial Markets 1, 203-219.
- Demsetz, H., 1968. *The cost of transacting*. Quarterly Journal of Economics 82, 33-53.
- Dey, M.K., 2005. *Turnover and return in global stock markets*. Emerging Markets Review 6, 45-67.
- Donadelli. M., Prosperi, L., 2012. *On the role of liquidity in emerging markets stock prices*. Research in Economics 66, 320-348.
- Eleswarapu, V.R., Reinganum, M.R., 1993. *The seasonal behavior of the liquidity premium in asset pricing*. Journal of Financial Economics 34, 373–386.
- Fama, E.F., French, K.R., 1992. *The cross-section of expected stock returns*. Journal of Finance 47, 427-465.
- Fama, E.F., MacBeth, J., 1973. *Risk, return and equilibrium: empirical tests*. Journal of Political Economy 81, 607-636.
- Florackis, C., Gregoriou, A., Kostakis. A., 2011. *Trading frequency and asset pricing on the London Stock Exchange: Evidence from a new price impact ratio*. Journal of Banking and Finance 35, 3335-3350.
- French, K.R., Schwert, G.W., Stambaugh, R.F., 1987. *Expected stock returns and volatility*. Journal of Financial Economics 19, 3–29.
- 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, 71-100.
- Glosten, L.R., 1994. *Is the Electronic Open Limit Order Book Inevitable ?* Journal of Finance 49, 1127-1161.

- Goyenko, R.Y., Holden, C.W., Trzcinka, C.A., 2009. *Do liquidity measures measure liquidity?* Journal of Financial Economics 92, 153–181.
- Harris, L., 1990. *Liquidity, trading rules, and electronic trading systems*. New York University Salomon Center Monograph Series in Finance and Economics, 4.
- Hearn, B., 2011a. *Modelling size and liquidity in North African industrial sectors*. Emerging Markets Review 12, 21–46.
- Hearn, B., 2011b. *Size and liquidity effects in Japanese regional stock markets*. Journal of the Japanese and International Economies 25, 157–181.
- Ho, T., Stoll, H.R., 1981. *Optimal dealer pricing under transactions and return uncertainty*. Journal of Financial Economics 9, 47-73.
- Keynes, J., 1930. *Treatise on Money*. (Macmillan, London).
- Lam, K.S., Tam, L.H., 2011. *Liquidity and asset pricing: Evidence from the Hong Kong stock market*. Journal of Banking and Finance 35 (9), 2217–2230.
- Lesmond, D.A., 2005. *Liquidity in emerging markets*. Journal of Financial Economics 77, 411-452.
- Lesmond, D.A., Ogden, J.P., Trzcinka, C.A., 1999. *A new estimate of transaction costs*. The Review of Financial Studies 12 (5), 1113–1141.
- Limkriangkrai, M., Durand, R., Watson, I., 2008. *Is liquidity the missing link?* Accounting and Finance 48, 829–845.
- Linag, S.X., Wei, J.K.C., 2012. *Liquidity risk and stock returns around the world*. Journal of Bankig and Finance 36, 3274-3288.
- Lischewski, J., Voronkova, S., 2011. *Size, value and liquidity. Do they really matter on an emerging stock market ?*. Emerging Markets Review 13, 8-25.
- Litzenberger, R., Ramaswamy, K., 1979. *The effect of personal taxes and dividends on capital asset prices: theory and empirical evidence*. Journal of Financial Economics, 163-196.

Liu, W., 2006. *A liquidity-augmented capital asset pricing model*. Journal of Financial Economics 82, 631–671.

Martínez, M.A., Nieto, B., Rubio, G., Tapia, M., 2005. *Asset pricing and systematic liquidity risk: an empirical investigation of the Spanish stock market*. International Review of Economics and Finance 14, 81–103.

Narayan, P.K., Zheng, X., 2011. *The relationship between liquidity and returns on the Chinese stock market*. Journal of Asian Economics 22, 259-266.

Nguyen, H.N., Lo, H.K., 2012. *Asset returns and liquidity effects: Evidence from a developed but small market*. Pacific-Basin Finance Journal 585.

O'Hara, M., 2004. *Liquidity and Financial Market Stability*. National Bank of Belgium, Research Series.

Pastor, L., Stambaugh, R.F., 2003. *Liquidity risk and expected stock returns*. Journal of Political Economy 111, 642–685.

Peterson, M., Fialkowski, D., 1994. *Posted versus effective spreads: Good prices or bad quotes?* Journal of Financial Economics 35 (3), 269-292.

Roll, R., 1984. *A simple implicit measure of the effective bid-ask spread in an efficient market*. Journal of Finance 39, 1127–1139.

Salehi, M., Talebnia, G., Ghorbani, B., 2011 : *A study of the relationship between liquidity and stock returns of companies listed in Tehran Stock Exchange*. World Applied Sciences Journal 12 (9), 1403-1408.

Tinic, S.M., 1972. *The economics of liquidity services*. Quarterly Journal of Economics 86, 79-93.

THESES

Ranaldo, A., 2000. *Intraday Trading Activity on Financial Markets: The Swiss Evidence*. PhD dissertation, University of Fribourg, Fribourg.

Wyss, R.V., 2004. *Measuring and Predicting Liquidity in the Stock Market*. PhD Dissertation, University St. Gallen.

Zhongzhi, L.H., 2002. *Reformulated asset pricing models : theory and tests*. PHD dissertation, Concordia University, Canada.

ANNEXES

Annexe 1 : Résultat d'estimation 1

MEF

```
. xtreg rmensuel rm pb size, fe
```

```
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =    4092
Group variable: id                    Number of groups =     44

R-sq:  within = 0.1086                Obs per group:  min =     93
      between = 0.1737                    avg =    93.0
      overall  = 0.1080                    max =     93

corr(u_i, Xb) = -0.0871                F(3,4045)      =   164.34
                                          Prob > F       =    0.0000
```

rmensuel	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
rm	.7674399	.0350982	21.87	0.000	.6986281	.8362518
pb	.0051248	.0013905	3.69	0.000	.0023987	.0078509
size	.0021209	.0109085	0.19	0.846	-.0192659	.0235076
_cons	-.0114654	.0033396	-3.43	0.001	-.0180129	-.0049179
sigma_u	.00914541					
sigma_e	.08990773					
rho	.01024099	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0:      F(43, 4045) =    0.87      Prob > F = 0.7133
```

MEC

```
. xtreg rmensuel rm pb size, re
```

```
Random-effects GLS regression           Number of obs   =       4092
Group variable: id                     Number of groups =        44

R-sq:  within = 0.1083                 Obs per group:  min =        93
        between = 0.1769                avg   =       93.0
        overall = 0.1088                max   =        93

Wald chi2(3) =       499.10
corr(u_i, X) = 0 (assumed)             Prob > chi2     =       0.0000
```

rmensuel	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
rm	.7669083	.0350556	21.88	0.000	.6982007	.835616
pb	.0037058	.0008313	4.46	0.000	.0020765	.0053351
size	-.0004686	.0044772	-0.10	0.917	-.0092437	.0083066
_cons	-.008138	.0021941	-3.71	0.000	-.0124384	-.0038376
sigma_u	0					
sigma_e	.08990773					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

Test de Hausman

```
. hausman fixed .
```

	Coefficients			
	(b) fixed	(B) .	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
rm	.7674399	.7669083	.0005316	.0017299
pb	.0051248	.0037058	.0014189	.0011146
size	.0021209	-.0004686	.0025894	.0099474

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

```
chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
          =      2.18
Prob>chi2 =      0.5364
```

Annexe 2 : Résultat d'estimation 2

MEF

```
. xtreg rmensuel rm pb fourchette, fe
```

```
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =    4092
Group variable: id                    Number of groups =     44

R-sq:  within = 0.1127                Obs per group:  min =     93
      between = 0.1235                    avg =    93.0
      overall = 0.1117                    max =     93

corr(u_i, Xb) = -0.0708                F(3,4045)      =   171.24
                                          Prob > F       =    0.0000
```

rmensuel	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
rm	.7615191	.0350218	21.74	0.000	.6928571	.8301812
pb	.0056384	.0013199	4.27	0.000	.0030506	.0082261
fourchette	-.0106604	.002479	-4.30	0.000	-.0155205	-.0058002
_cons	-.0092844	.0029512	-3.15	0.002	-.0150705	-.0034984
sigma_u	.00930444					
sigma_e	.08970334					
rho	.01064426	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0:      F(43, 4045) =    0.95      Prob > F = 0.5727
```

MEC

```
. xtreg rmensuel rm pb fourchette, re
```

```
Random-effects GLS regression           Number of obs   =   4092
Group variable: id                     Number of groups =    44

R-sq:  within = 0.1123                 Obs per group:  min =    93
      between = 0.1387                   avg =   93.0
      overall = 0.1121                   max =    93

Wald chi2(3) = 516.29
corr(u_i, X) = 0 (assumed)             Prob > chi2     = 0.0000
```

rmensuel	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
rm	.7628904	.035002	21.80	0.000	.6942878	.831493
pb	.0047487	.0008464	5.61	0.000	.0030898	.0064075
fourchette	-.0078582	.0020074	-3.91	0.000	-.0117926	-.0039239
_cons	-.0082729	.0021085	-3.92	0.000	-.0124055	-.0041403
sigma_u	0					
sigma_e	.08970334					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

Test de Hausman

```
. hausman fixed .
```

	Coefficients			
	(b) fixed	(B) .	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
rm	.7615191	.7628904	-.0013713	.0011784
pb	.0056384	.0047487	.0008897	.0010128
fourchette	-.0106604	-.0078582	-.0028021	.0014546

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

```
chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
          = 5.39
Prob>chi2 = 0.1452
```

Annexe 3 : Résultat d'estimation 3

MEF

```
. xtreg rmensuel rm pb zeros, fe
```

```
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =      4092
Group variable: id                    Number of groups =       44

R-sq:  within = 0.1105                Obs per group:  min =       93
      between = 0.1608                avg =          93.0
      overall  = 0.1091                max =          93

corr(u_i, Xb) = -0.1094                F(3,4045)      =      167.46
                                          Prob > F       =       0.0000
```

rmensuel	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
rm	.7570311	.0352165	21.50	0.000	.6879874	.8260748
pb	.0043702	.0013494	3.24	0.001	.0017246	.0070158
zeros	-.0259609	.0089753	-2.89	0.004	-.0435573	-.0083644
_cons	-.000387	.0047323	-0.08	0.935	-.0096648	.0088908
sigma_u	.00952823					
sigma_e	.08981531					
rho	.01112918	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0:      F(43, 4045) =      0.91      Prob > F = 0.6407
```

MEC

```
. xtreg rmensuel rm pb zeros, re
```

```
Random-effects GLS regression           Number of obs   =   4092
Group variable: id                     Number of groups =    44

R-sq:  within = 0.1099                 Obs per group:  min =    93
      between = 0.1813                   avg =   93.0
      overall = 0.1103                   max =    93

Wald chi2(3) = 506.58
corr(u_i, X) = 0 (assumed)             Prob > chi2     = 0.0000
```

rmensuel	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
rm	.7613925	.0350897	21.70	0.000	.692618	.8301671
pb	.0035166	.0008048	4.37	0.000	.0019391	.0050941
zeros	-.0143335	.0055478	-2.58	0.010	-.0252071	-.00346
_cons	-.0028308	.0029621	-0.96	0.339	-.0086364	.0029747
sigma_u	0					
sigma_e	.08981531					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

Test de Hausman

```
. hausman fixed .
```

	Coefficients			
	(b) fixed	(B) .	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
rm	.7570311	.7613925	-.0043614	.0029857
pb	.0043702	.0035166	.0008536	.0010831
zeros	-.0259609	-.0143335	-.0116273	.0070553

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

```
chi2(3) = (b-B)' [(V_b-V_B)^(-1)] (b-B)
          = 4.49
Prob>chi2 = 0.2132
```

Annexe 4 : Résultat d'estimation 4

MEF

```
. xtreg rmensuel rm pb illiq, fe
```

```
Fixed-effects (within) regression          Number of obs   =       4092
Group variable: id                        Number of groups =        44

R-sq:  within = 0.1093                    Obs per group:  min =        93
        between = 0.1538                    avg =       93.0
        overall = 0.1083                    max =        93

corr(u_i, Xb) = -0.0866                    F(3,4045)       =       165.39
                                                Prob > F        =       0.0000
```

rmensuel	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
rm	.7690619	.0350819	21.92	0.000	.7002821	.8378417
pb	.0052701	.0013192	4.00	0.000	.0026838	.0078564
illiq	6.09e-06	3.62e-06	1.68	0.092	-9.98e-07	.0000132
_cons	-.011727	.0029446	-3.98	0.000	-.0174999	-.005954
sigma_u	.00927783					
sigma_e	.08987664					
rho	.01054377	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0:      F(43, 4045) =      0.90      Prob > F = 0.6519
```

MEC

```
. xtreg rmensuel rm pb illiq, re
```

```
Random-effects GLS regression           Number of obs   =       4092
Group variable: id                     Number of groups =        44

R-sq:  within = 0.1089                 Obs per group:  min =        93
      between = 0.1566                                     avg =       93.0
      overall  = 0.1091                                     max =        93

Wald chi2(3) =       500.61
corr(u_i, X) = 0 (assumed)             Prob > chi2     =       0.0000
```

rmensuel	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
rm	.7681457	.0350611	21.91	0.000	.6994273	.8368641
pb	.0037609	.0008055	4.67	0.000	.0021821	.0053398
illiq	3.86e-06	3.32e-06	1.16	0.245	-2.64e-06	.0000104
_cons	-.0086409	.0021458	-4.03	0.000	-.0128465	-.0044353
sigma_u	0					
sigma_e	.08987664					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

Test de Hausman

```
. hausman fixed .
```

	Coefficients			
	(b) fixed	(B) .	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
rm	.7690619	.7681457	.0009163	.0012092
pb	.0052701	.0037609	.0015092	.0010447
illiq	6.09e-06	3.86e-06	2.23e-06	1.44e-06

```
b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg
```

```
Test: Ho: difference in coefficients not systematic
```

```
chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
          =       4.78
Prob>chi2 =       0.1885
```

Annexe 5 : Résultat d'estimation 5

MEF

```
. xtreg rmensuel rm pb volumedinars, fe
```

```
Fixed-effects (within) regression          Number of obs   =    4092
Group variable: id                        Number of groups =     44

R-sq:  within = 0.1244                    Obs per group:  min =     93
        between = 0.1929                  avg =    93.0
        overall = 0.1241                  max =     93

corr(u_i, Xb) = -0.0692                    F(3,4045)       =   191.56
                                                Prob > F        =    0.0000
```

rmensuel	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
rm	.7539679	.0347998	21.67	0.000	.6857412	.8221947
pb	.0039131	.0013162	2.97	0.003	.0013325	.0064936
volumedinars	.0018676	.0002189	8.53	0.000	.0014385	.0022967
_cons	-.012525	.0029042	-4.31	0.000	-.0182189	-.0068312
sigma_u	.00887076					
sigma_e	.08910959					
rho	.00981274	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0:      F(43, 4045) =    0.89      Prob > F = 0.6772
```

MEC

```
. xtreg rmensuel rm pb volumedinars, re
```

```
Random-effects GLS regression           Number of obs   =    4092
Group variable: id                     Number of groups =     44

R-sq:  within = 0.1243                 Obs per group:  min =     93
        between = 0.1844                avg =           93.0
        overall = 0.1244                max =           93

Wald chi2(3) = 580.63
corr(u_i, X) = 0 (assumed)             Prob > chi2     = 0.0000
```

rmensuel	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
rm	.7545764	.034775	21.70	0.000	.6864188	.8227341
pb	.0031002	.0007988	3.88	0.000	.0015346	.0046658
volumedinars	.0017621	.0002067	8.52	0.000	.0013569	.0021672
_cons	-.0107342	.0021149	-5.08	0.000	-.0148793	-.0065892
sigma_u	0					
sigma_e	.08910959					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

Test de Hausman

```
. hausman fixed .
```

	Coefficients			
	(b) fixed	(B) .	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
rm	.7539679	.7545764	-.0006085	.0013149
pb	.0039131	.0031002	.0008129	.0010461
volumedinars	.0018676	.0017621	.0001055	.0000719

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

```
chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
          = 3.57
Prob>chi2 = 0.3119
```

Annexe 6 : Résultat d'estimation 6

MEF

```
. xtreg rmensuel rm pb ratioderotation, fe
```

```
Fixed-effects (within) regression          Number of obs   =   4092
Group variable: id                        Number of groups =    44

R-sq:  within = 0.2223                    Obs per group:  min =    93
        between = 0.0253                  avg           =   93.0
        overall = 0.2003                  max           =    93

corr(u_i, Xb) = -0.2811                    F(3,4045)       =   385.34
                                                Prob > F        =    0.0000
```

rmensuel	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
rm	.6978535	.0328887	21.22	0.000	.6333734	.7623335
pb	.0027735	.0012363	2.24	0.025	.0003497	.0051972
ratioderotation	.9836695	.0404629	24.31	0.000	.90434	1.062999
_cons	-.0226654	.0027736	-8.17	0.000	-.0281032	-.0172275
sigma_u	.01712755					
sigma_e	.0839821					
rho	.0399318	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0:      F(43, 4045) =    3.25      Prob > F = 0.0000
```

MEC

```
. xtreg rmensuel rm pb ratioderotation, re
```

```
Random-effects GLS regression           Number of obs   =   4092
Group variable: id                     Number of groups =    44

R-sq:  within = 0.2199                 Obs per group:  min =    93
      between = 0.0488                   avg =   93.0
      overall = 0.2029                   max =    93

Wald chi2(3) = 1040.70
corr(u_i, X) = 0 (assumed)             Prob > chi2     = 0.0000
```

rmensuel	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
rm	.7106353	.0332486	21.37	0.000	.6454693	.7758013
pb	.0037715	.0007593	4.97	0.000	.0022833	.0052598
ratioderotation	.8035932	.0365768	21.97	0.000	.731904	.8752824
_cons	-.021625	.0020891	-10.35	0.000	-.0257195	-.0175304
sigma_u	0					
sigma_e	.0839821					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

Test de Hausman

```
. hausman fixed .
```

	Coefficients			
	(b) fixed	(B) .	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
rm	.6978535	.7106353	-.0127818	.
pb	.0027735	.0037715	-.0009981	.0009756
ratioderot~n	.9836695	.8035932	.1800763	.0173027

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

```
chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
          = 110.94
Prob>chi2 = 0.0000
(V_b-V_B is not positive definite)
```

Annexe 7 : Résultat d'estimation 7

MEF

```
. xtreg rmensuel rm pb lm3, fe
```

```
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =   3997
Group variable: id                    Number of groups =    44

R-sq:  within = 0.1067                Obs per group:  min =    85
      between = 0.1349                    avg   =   90.8
      overall  = 0.1050                    max   =    91

corr(u_i, Xb) = -0.1122                F(3,3950)      =   157.33
                                          Prob > F       =    0.0000
```

rmensuel	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
rm	.7732796	.0362026	21.36	0.000	.7023021	.844257
pb	.0053613	.0013647	3.93	0.000	.0026856	.008037
lm3	.000169	.0001999	0.85	0.398	-.0002229	.0005608
_cons	-.0135006	.004143	-3.26	0.001	-.0216233	-.0053779
sigma_u	.00990972					
sigma_e	.08979867					
rho	.01203168	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0:      F(43, 3950) =    0.91      Prob > F = 0.6433
```

MEC

```
. xtreg rmensuel rm pb lm3, re
```

```
Random-effects GLS regression           Number of obs   =   3997
Group variable: id                     Number of groups =    44

R-sq:  within = 0.1063                 Obs per group: min =    85
      between = 0.1715                 avg =           90.8
      overall = 0.1067                 max =           91

Wald chi2(3) = 477.16
corr(u_i, X) = 0 (assumed)             Prob > chi2     = 0.0000
```

rmensuel	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
rm	.7708514	.0361096	21.35	0.000	.7000779	.8416249
pb	.0036555	.0008077	4.53	0.000	.0020724	.0052387
lm3	-.0000249	.0000922	-0.27	0.787	-.0002055	.0001557
_cons	-.00791	.0024138	-3.28	0.001	-.012641	-.003179
sigma_u	0					
sigma_e	.08979867					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

Test de Hausman

```
. hausman fixed .
```

	Coefficients			
	(b) fixed	(B) .	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
rm	.7732796	.7708514	.0024282	.0025928
pb	.0053613	.0036555	.0017058	.0011
lm3	.000169	-.0000249	.0001939	.0001773

```
b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg
```

```
Test: Ho: difference in coefficients not systematic
```

```
chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
          = 2.90
Prob>chi2 = 0.4068
```

Annexe 8 : Résultat d'estimation 8

MEF

```
. xtreg rmensuel rm pb l.fourchette, fe
```

```
Fixed-effects (within) regression          Number of obs   =       4048
Group variable: id                        Number of groups =        44

R-sq:  within = 0.1050                    Obs per group:  min =        92
        between = 0.1766                  avg           =       92.0
        overall = 0.1045                  max           =        92

                                           F(3,4001)      =       156.48
corr(u_i, Xb) = -0.0837                   Prob > F       =        0.0000
```

rmensuel	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
rm	.7656873	.0360278	21.25	0.000	.6950527	.8363219
pb	.005421	.0013319	4.07	0.000	.0028096	.0080323
fourchette						
L1.	-.0020045	.0024924	-0.80	0.421	-.006891	.0028819
_cons	-.0110724	.0029718	-3.73	0.000	-.0168987	-.0052461
sigma_u	.00892655					
sigma_e	.08986798					
rho	.00976997	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0:      F(43, 4001) =      0.83      Prob > F = 0.7772
```

MEC

```
. xtreg rmensuel rm pb l.fourchette, re
```

```
Random-effects GLS regression           Number of obs   =   4048
Group variable: id                     Number of groups =    44

R-sq:  within = 0.1047                 Obs per group:  min =    92
      between = 0.1755                                     avg =   92.0
      overall  = 0.1052                                     max =    92

corr(u_i, X) = 0 (assumed)             Wald chi2(3)    =   475.48
                                           Prob > chi2     =    0.0000
```

rmensuel	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
rm	.7657864	.0359945	21.28	0.000	.6952386	.8363343
pb	.0039669	.0008503	4.67	0.000	.0023004	.0056333
fourchette						
L1.	-.0021381	.0020261	-1.06	0.291	-.0061091	.001833
_cons	-.0082242	.0021173	-3.88	0.000	-.012374	-.0040745
sigma_u	0					
sigma_e	.08986798					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

Test de Hausman

```
. hausman fixed .
```

	Coefficients			
	(b) fixed	(B) .	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
rm	.7656873	.7657864	-.0000991	.0015504
pb	.005421	.0039669	.0014541	.0010253
L.fourchette	-.0020045	-.0021381	.0001335	.0014515

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

```
chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
          = 2.04
Prob>chi2 = 0.5631
```

Annexe 9 : Résultat d'estimation 9

MEF

```
. xtreg rmensuel rm pb l.zeros, fe
```

```
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =      4048
Group variable: id                    Number of groups =       44

R-sq:  within = 0.1062                Obs per group:  min =       92
      between = 0.1083                    avg   =      92.0
      overall  = 0.1019                    max   =       92

corr(u_i, Xb) = -0.1799                F(3,4001)      =     158.44
                                          Prob > F       =     0.0000
```

rmensuel	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
rm	.7687132	.0360188	21.34	0.000	.6980962	.8393301
pb	.0060612	.00136	4.46	0.000	.0033948	.0087275
zeros						
L1.	.0219513	.0090342	2.43	0.015	.0042392	.0396634
_cons	-.0204637	.0047499	-4.31	0.000	-.0297763	-.0111512
sigma_u	.01087309					
sigma_e	.089809					
rho	.01444597	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0:      F(43, 4001) =      0.96      Prob > F = 0.5410
```

MEC

```
. xtreg rmensuel rm pb l.zeros, re
```

```
Random-effects GLS regression           Number of obs   =   4048
Group variable: id                     Number of groups =    44

R-sq:  within = 0.1050                 Obs per group:  min =    92
        between = 0.1565                avg =           92.0
        overall = 0.1051                max =           92

corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Wald chi2(3)    =   475.02
                                           Prob > chi2     =    0.0000
```

rmensuel	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
rm	.7667419	.0360012	21.30	0.000	.6961808	.837303
pb	.0037311	.0008072	4.62	0.000	.0021491	.0053131
zeros						
L1.	.0046764	.0055763	0.84	0.402	-.0062529	.0156057
_cons	-.009931	.002961	-3.35	0.001	-.0157344	-.0041275
sigma_u	0					
sigma_e	.089809					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

Test de Hausman

```
. hausman fixed .
```

	Coefficients			
	(b) fixed	(B) .	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
rm	.7687132	.7667419	.0019712	.0011255
pb	.0060612	.0037311	.0023301	.0010946
L.zeros	.0219513	.0046764	.0172749	.0071079

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

```
chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
        =      8.05
Prob>chi2 =      0.0450
```

Annexe 10 : Résultat d'estimation 10

MEF

```
. xtreg rmensuel rm pb l.illiq, fe
```

```
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =      4048
Group variable: id                    Number of groups =       44

R-sq:  within = 0.1049                Obs per group:  min =       92
      between = 0.1762                    avg =      92.0
      overall  = 0.1041                    max =       92

corr(u_i, Xb) = -0.0963                F(3,4001)      =     156.24
                                          Prob > F       =     0.0000
```

rmensuel	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
rm	.7659525	.0360397	21.25	0.000	.6952947	.8366104
pb	.0053299	.0013281	4.01	0.000	.0027261	.0079337
illiq						
L1.	-2.81e-07	3.64e-06	-0.08	0.938	-7.41e-06	6.85e-06
_cons	-.011375	.0029637	-3.84	0.000	-.0171855	-.0055644
sigma_u	.00907568					
sigma_e	.08987517					
rho	.01009423	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0:      F(43, 4001) =      0.84      Prob > F = 0.7649
```

MEC

```
. xtreg rmensuel rm pb l.illiq, re
```

```
Random-effects GLS regression           Number of obs   =   4048
Group variable: id                      Number of groups =    44

R-sq:  within = 0.1045                  Obs per group:  min =    92
        between = 0.1797                                     avg =   92.0
        overall = 0.1050                                     max =    92

corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Wald chi2(3)    =   474.38
                                           Prob > chi2     =    0.0000
```

rmensuel	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
rm	.7658601	.0360067	21.27	0.000	.6952884	.8364318
pb	.0036523	.0008073	4.52	0.000	.0020699	.0052346
illiq						
L1.	-1.21e-06	3.34e-06	-0.36	0.717	-7.76e-06	5.34e-06
_cons	-.0080586	.0021506	-3.75	0.000	-.0122737	-.0038435
sigma_u	0					
sigma_e	.08987517					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

Test de Hausman

```
. hausman fixed .
```

	Coefficients			
	(b) fixed	(B) .	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
rm	.7659525	.7658601	.0000924	.0015425
pb	.0053299	.0036523	.0016776	.0010546
L.illiq	-2.81e-07	-1.21e-06	9.29e-07	1.43e-06

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

```
chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
          = 3.08
Prob>chi2 = 0.3801
```

Annexe 11 : Résultat d'estimation 11

MEF

```
. xtreg rmensuel rm pb l.volumedinars, fe
```

```
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =    4048
Group variable: id                    Number of groups =     44

R-sq:  within = 0.1049                Obs per group:  min =     92
      between = 0.1705                    avg   =    92.0
      overall  = 0.1040                    max   =     92

corr(u_i, Xb) = -0.1002                F(3,4001)      =   156.36
                                          Prob > F       =    0.0000
```

rmensuel	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
rm	.7659132	.0360275	21.26	0.000	.6952793	.8365471
pb	.0054085	.0013344	4.05	0.000	.0027924	.0080246
volumedinars						
L1.	-.0001231	.0002203	-0.56	0.576	-.0005551	.0003089
_cons	-.0112824	.0029513	-3.82	0.000	-.0170685	-.0054962
sigma_u	.00916296					
sigma_e	.08987174					
rho	.01028806	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0:      F(43, 4001) =    0.85          Prob > F = 0.7488
```

MEC

```
. xtreg rmensuel rm pb l.volumedinars, re
```

```
Random-effects GLS regression           Number of obs   =   4048
Group variable: id                     Number of groups =    44

R-sq:  within = 0.1045                 Obs per group:  min =    92
        between = 0.1743                avg =           92.0
        overall = 0.1050                max =           92

corr(u_i, X) = 0 (assumed)             Wald chi2(3)    =   474.24
                                           Prob > chi2     =    0.0000
```

rmensuel	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
rm	.7661426	.0359981	21.28	0.000	.6955877	.8366976
pb	.0036826	.000807	4.56	0.000	.0021009	.0052642
volumedinars						
L1.	-.0000206	.0002082	-0.10	0.921	-.0004286	.0003874
_cons	-.0081624	.0021428	-3.81	0.000	-.0123622	-.0039627
sigma_u	0					
sigma_e	.08987174					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

Test de Hausman

```
. hausman fixed .
```

	Coefficients			
	(b) fixed	(B) .	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
rm	.7659132	.7661426	-.0002294	.0014549
pb	.0054085	.0036826	.0017259	.0010627
L.volumedi~s	-.0001231	-.0000206	-.0001025	.0000722

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

```
chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
          = 3.82
Prob>chi2 = 0.2812
```

Annexe 12 : Résultat d'estimation 12

MEF

```
. xtreg rmensuel rm pb l.ratioderotation, fe
```

```
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =    4048
Group variable: id                    Number of groups =     44

R-sq:  within = 0.1065                Obs per group: min =     92
      between = 0.1898                    avg =    92.0
      overall = 0.1063                    max =     92

                                         F(3,4001)      =   158.98
corr(u_i, Xb) = -0.0788                Prob > F       =    0.0000
```

rmensuel	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
rm	.7654854	.0359958	21.27	0.000	.6949137	.8360572
pb	.0050402	.0013307	3.79	0.000	.0024313	.0076491
ratioderotation						
l1.	.1171603	.043171	2.71	0.007	.0325211	.2017996
_cons	-.0128457	.0029887	-4.30	0.000	-.0187053	-.0069862
sigma_u	.00879228					
sigma_e	.08979263					
rho	.0094968	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0:      F(43, 4001) =    0.82      Prob > F = 0.7979
```

MEC

```
. xtreg rmensuel rm pb l.ratioderotation, re
```

```
Random-effects GLS regression           Number of obs   =    4048
Group variable: id                     Number of groups =     44

R-sq:  within = 0.1063                 Obs per group:  min =     92
      between = 0.1888                                     avg =    92.0
      overall  = 0.1068                                     max =     92

Wald chi2(3) = 483.72
corr(u_i, X) = 0 (assumed)             Prob > chi2     = 0.0000
```

rmensuel	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
rm	.7656212	.0359604	21.29	0.000	.69514	.8361023
pb	.00369	.0008038	4.59	0.000	.0021147	.0052654
ratioderotation						
L1.	.1122791	.0385305	2.91	0.004	.0367607	.1877976
_cons	-.0101482	.0022188	-4.57	0.000	-.014497	-.0057994
sigma_u	0					
sigma_e	.08979263					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

Test de Hausman

```
. hausman fixed .
```

	Coefficients			
	(b) fixed	(B) .	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
rm	.7654854	.7656212	-.0001357	.0015949
pb	.0050402	.00369	.0013502	.0010605
L.ratioder~n	.1171603	.1122791	.0048812	.0194715

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

```
chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
        = 1.94
Prob>chi2 = 0.5851
```

Annexe 13 : Résultat d'estimation 13

MEF

```
. xtreg rmensuel rm pb l.lm3, fe
```

```
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =    3953
Group variable: id                    Number of groups =     44

R-sq:  within = 0.1082                Obs per group:  min =     84
      between = 0.0836                    avg =    89.8
      overall  = 0.1025                    max =     90

                                         F(3,3906)      =   157.95
corr(u_i, Xb) = -0.1954                Prob > F       =    0.0000
```

rmensuel	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
rm	.7734784	.0362483	21.34	0.000	.7024111	.8445458
pb	.0057263	.0013792	4.15	0.000	.0030222	.0084304
lm3						
L1.	.0004291	.0002025	2.12	0.034	.000032	.0008262
_cons	-.0172341	.0041787	-4.12	0.000	-.0254267	-.0090415
sigma_u	.01175417					
sigma_e	.09006635					
rho	.01674652	(fraction of variance due to u_i)				

MEC

```
. xtreg rmensuel rm pb l.lm3, re
```

```
Random-effects GLS regression           Number of obs   =   3953
Group variable: id                      Number of groups =    44

R-sq:  within = 0.1070                  Obs per group:  min =    84
        between = 0.1710                  avg =   89.8
        overall = 0.1074                  max =    90

corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Wald chi2(3)    =   475.38
                                           Prob > chi2     =    0.0000
```

rmensuel	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
rm	.7728112	.0362383	21.33	0.000	.7017853	.843837
pb	.0036884	.0008125	4.54	0.000	.0020959	.005281
lm3						
L1.	.0000267	.0000932	0.29	0.774	-.0001559	.0002093
_cons	-.0085971	.0024285	-3.54	0.000	-.013357	-.0038373
sigma_u	0					
sigma_e	.09006635					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

Test de Hausman

```
. hausman fixed .
```

	Coefficients			
	(b) fixed	(B) .	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
rm	.7734784	.7728112	.0006672	.000849
pb	.0057263	.0036884	.0020378	.0011145
L.lm3	.0004291	.0000267	.0004024	.0001798

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

```
chi2(3) = (b-B)' [(V_b-V_B)^(-1)] (b-B)
         = 6.61
Prob>chi2 = 0.0853
```

TABLE DES MATIERES

TABLE DES MATIERES

INTRODUCTION GENERALE	1
CHAPITRE 1 : LE CONCEPT DE LIQUIDITE.....	5
INTRODUCTION	6
SECTION 1 : DIMENSIONS ET NIVEAUX DE LA LIQUIDITE	7
1. Les dimensions de la liquidité	7
1.1 L'immédiateté (Immediacy)	8
1.2 La largeur ou l'étroitesse (Breadth or Tightness)	8
1.3 La profondeur du marché (Depth)	9
1.4 La résilience (Resiliency)	9
2. Les niveaux de la liquidité.....	10
SECTION 2 : MESURES DE LA LIQUIDITE	12
1. Mesures basées sur les coûts de transaction	12
1.1 La fourchette de prix.....	14
1.2 La fourchette effective	14
1.3 La mesure « Zeros »	16
2. Les mesures de liquidité basées sur l'impact de prix	17
2.1 Le ratio d'illiquidité d'Amihud	17
2.2 Le ratio de liquidité d'Amivest.....	18
2.3 Le Gamma de Pastor et Stambaugh.....	18
3. Les mesures de liquidités basées sur le volume de transaction	19
3.1 Le volume de transaction.....	19
3.2 Turnover	20
3.3 Le ratio des flux	20
3.4 Le ratio de rotation.....	21
3.5 LMx de Liu (2006)	22
CONCLUSION	23
CHAPITRE 2 : LA RELATION LIQUIDITE-RENDEMENT : REVUE DE LA LITTERATURE.....	24
INTRODUCTION	25
SECTION 1 : REVUE DE LA LITTERATURE THEORIQUE	26
1. Amihud et Mendelson (1986)	26
2. Zhongzhi (2002)	29
3. Acharya et Pendersen (2005)	34
SECTION 2 : REVUE DE LA LITTERATURE EMPIRIQUE	37
1. Amihud et Mendelson (1986) – « Asset pricing and the bid-ask spread »	37
1.1 Méthodologie	37
1.2 Echantillon.....	37
1.3 Résultats.....	37
2. Datar, Naik et Radcliffe (1998) – « Liquidity and stock returns : an alternative test »	38
2.1 Méthodologie	38
2.2 Echantillon.....	39
2.3 Résultats.....	39
3. Amihud (2002) – « Illiquidity and stock returns : cross-section and time-series effects »	40

3.1	Méthodologie	40
3.2	Echantillon	40
3.3	Résultats :	41
4.	Chan and Faff (2005) – « Asset pricing and illiquidity premium »	41
4.1	Méthodologie	41
4.2	Echantillon	42
4.3	Résultats	42
5.	Acharya et Pedersen (2005) – « Asset pricing with liquidity risk »	42
5.1	Méthodologie	43
5.2	Echantillon	43
5.3	Résultats	43
6.	Dey (2005) – « Turnover and return in global stock markets »	44
6.1	Méthodologie	44
6.2	Echantillon	44
6.3	Résultats	44
7.	Chang, Faff et Hwang (2010) – « Liquidity and stock returns in Japan : new evidence »	45
7.1	Méthodologie	45
7.2	Echantillon	45
7.3	Résultats	45
8.	Salehi, Talebnia et Ghorbani (2011) – « A study of the relationship between liquidity and stock returns of companies listed in Tehran Stock Exchange »	46
8.1	Méthodologie	46
8.2	Echantillon	46
8.3	Résultats	46
	CONCLUSION	47
	CHAPITRE 3 : INVESTIGATION EMPIRIQUE DE LA RELATION LIQUIDITE-RENDEMENT : CAS DE LA BOURSE DE TUNIS	48
	INTRODUCTION	49
	SECTION 1 : METHODOLOGIE	50
1.	Description des données	50
2.	Variables	52
2.1	Variable expliquée : le rendement mensuel	52
2.2	Variables de contrôle	52
2.2.1	Rendement du marché	52
2.2.2	Ratio P/B	53
2.2.3	Size	53
2.3	Mesures de la liquidité	54
2.3.1	La fourchette effective	54
2.3.2	Zeros	54
2.3.3	Ratio d'illiquidité d'Amihud (2002)	54
2.3.4	Volume de transactions mensuel	55
2.3.5	Ratio de rotation	55
2.3.6	LMx	55
3.	Présentation des modèles	56
3.1	Liquidité et rendement actuel	57
3.1.1	Modèle	57
3.1.2	Hypothèse à tester	59

3.2	Liquidité et rendement futur espéré.....	60
3.2.1	Modèle.....	60
3.2.2	Hypothèse à tester.....	61
SECTION 2 : ANALYSE DES DONNEES ET RESULTATS DES ESTIMATIONS.....		63
1.	Analyse des données.....	63
1.1	Corrélation des variables.....	63
1.2	Analyse de la stationnarité des variables.....	66
1.3	Test de Hausman.....	67
2.	Estimation et interprétation des résultats.....	67
2.1	Relation liquidité-rendement actuel : estimation et interprétation des résultats.....	67
2.1.1	Variables de contrôle.....	67
2.1.2	Fourchette effective.....	68
2.1.3	Zeros.....	69
2.1.4	Illiquidité d'Amihud.....	70
2.1.5	Volume.....	70
2.1.6	Ratio de rotation.....	71
2.1.7	LM3.....	72
2.2	Relation liquidité-rendement futur espéré : estimation et interprétation des résultats.....	73
2.2.1	Fourchette effective.....	73
2.2.2	Zeros.....	73
2.2.3	Illiquidité d'Amihud.....	74
2.2.4	Volume.....	75
2.2.5	Ratio de rotation.....	75
2.2.6	LM3.....	76
CONCLUSION.....		78
CONCLUSION GENERALE.....		79
BIBLIOGRAPHIE.....		82
ANNEXES.....		88
TABLE DES MATIERES.....		115