

L'IMPACT DU DEVELOPPEMENT DU MARCHE BOURSIER SUR LE COUT DES CAPITAUX PROPRES : VALIDATION EMPIRIQUE SUR LA BVMT

Ibtissem MISSAOUI*; Tarek BOUCHADDEKH**

* Institut Supérieur de Gestion de Sousse, Tunisie

**Institut Supérieur de Gestion de Gabès, unité de recherche RED, Tunisie

De nombreux travaux récents ont mis en évidence l'impact de développement du marché financier sur la structure de financement des entreprises en général et ceux des coûts de capitaux propres en particulier. La question qui se pose est de savoir si l'augmentation de la taille du marché boursier permet d'influencer le coût des capitaux propres pour les entreprises dans les marchés émergents. En effet, Ce papier cherche à examiner si l'augmentation de la liquidité au niveau du marché, l'efficacité du marché financier et d'autres facteurs de développement du marché financier ont un impact sur l'évolution du coût du capitaux propres.

A la lumière des tests que nous avons effectués sur un échantillon de 30 titres cotés en continu sur le marché boursier tunisien sur la période 2003-2013, les résultats s'avèrent concluants. Nos résultats suggèrent que l'amélioration des facteurs liés au développement du marché financier a un impact sur le coût de capital. Les principales implications de ce processus sont : (i) le développement du marché boursier contribue à la baisse de coût de capitaux propres et (ii) la baisse des capitaux propres favorise l'investissement et la croissance économique dans les pays.

Mots clés : Développement de marché financier, liquidité, coût de capital, efficacité, anomalies, volume de transaction, capitalisation boursière, intégration financière, théorie financière.

Abstract

Many recent studies have highlighted the impact of financial market development on the financing structure of enterprises in general and equity costs in particular. The question is whether the increase in the size of the stock market can influence the cost of equity capital for companies in emerging markets. Indeed, this article seeks to examine the latter issue by analyzing whether the increased liquidity in the market, efficient financial market and other financial market development factors have an impact on changes in the equity cost.

After a study of a sample of 30 quoted securities in Tunisian financial market, on the period of February 2003 until 2013, results appear conclusive. Ours results suggest that the improvement of the factors related to the development of the financial market has an impact on the equity cost. The principal implications of this process are: (i) the development of the stock market contributes to lower equity cost and (ii) the equity decline promotes investment and economic growth in the country.

Keywords: Development of financial market, liquidity, equity cost, efficiency, anomalies, transaction volume, market capitalization, financial integration and financial theory.

1. Introduction

Avec la globalisation financière et la concurrence internationale accrue, l'importance des marchés financiers est de plus en plus grandissante. Au cours de la dernière décennie, les pays africains ont connu l'émergence rapide de leurs places boursières, même si les écarts du développement demeurent encore importants par rapport aux places financières des pays émergents. La dernière décennie a été marquée, pour la Tunisie, par une série de réformes économiques destinées à assurer la transition du pays d'une économie dirigée à une économie du marché. Cette dernière devant être basée sur un marché financier développé et efficient permettant de financer l'économie. Le marché financier tunisien a ainsi connu une évolution considérable durant cette période tant sur le plan de l'organisation que sur celui du cadre juridique. Pourtant, les résultats restent en deçà des objectifs fixés et le véritable décollage semble tarder à venir.

Au cours de ces dernières décennies, plusieurs chercheurs ont intéressé d'étudier la relation entre le développement du marché financier et le coût de capitaux propres. Cette ligne de recherche suggère que le développement financier réduit le coût des capitaux propres en améliorant la fourniture de la liquidité (Levine, 2005), l'amélioration de la diversification des risques (Acemoglu et Zilibatti, 1997 ; King et Levine, 1993b), et maîtrisant le coût d'agence et l'asymétrie d'information (Grassman et Stiglitz, 1980).

Les indicateurs de développement sont basés principalement sur le rendement des titres cotés, couvrent à la fois l'efficience et la liquidité du marché et la capitalisation boursière en pourcentage du PIB.

Ce papier de recherche essaye d'examiner la problématique relative à l'identification des indicateurs de développement du marché boursier affectant le coût des capitaux propres.

Le reste de ce travail présente, en premier lieu, une revue de la littérature dans le domaine de développement des marchés financiers. En second lieu, il présente et met en application des tests empiriques sur un modèle de développement des marchés adapté à la réalité du marché boursier tunisien.

2. REVUE DE LA LITTÉRATURE

De nos jours, plusieurs études ont été effectuées pour vérifier la nature de la relation existante entre le développement de marché financier et le coût des capitaux propres. Le développement du marché boursier fait généralement baisser le coût des capitaux propres en améliorant la fourniture de liquidité, la production des informations, la diversification des risques et la surveillance externe.

Aghion et al (2004), Levine, (2005), Raddatz (2006) et Hasan et al (2009) prouvent que le développement des marchés boursiers augmente la fourniture de liquidité et diminue les chocs de liquidité pour les entreprises qui dépendent des financements extérieurs et / ou qui ont des besoins de liquidité élevée. Des études récentes de Brown et al. (2013) et Hsu et al. (2014) montrent que le développement du marché boursier soutient les innovations techniques et les investissements dans la recherche et développement surtout pour les petites entreprises qui comptent plus sur le financement de capitaux propres. En fait, la technologie permet de baisser le risque d'investissement, et par conséquent, les investisseurs exigent un taux de rendement plus faible pour fournir des capitaux.

Grossman et Stiglitz (1980), Kyle (1984) et Holmstrom et Tirole (1993) postule, qu'avec le développement du marché boursier, les participants du marché sont incités à chercher l'information privée. Mais dans le contexte d'un marché développé l'asymétrie d'information entre les investisseurs informés et mal informés sera moins intense. Ceci, permet, donc, de réduire le coût des capitaux propres (Voir, Holden et Subrahmanyam, 1992, 1994; Foster et Viswanathan, 1993).

Merton (1987), Angel et al (2010) et Malkiel et Xu (2006) préconisent que le développement du marché boursier permet d'attirer plus investisseurs et améliore la liquidité du marché. Ceci facilite la diversification des risques transversale et le partage des risques inter-temporelle, qui à son tour réduit le coût des capitaux propres.

Diamond et Verrecchia (1982), Jensen et Murphy (1990) prouvent que le développement du marché boursier améliore la surveillance externe sur les entreprises, ce qui permet de résoudre les problèmes d'agence, et donc, diminue le coût des capitaux propres. En conséquence, les investisseurs extérieurs seront mieux informés et vont avoir une capacité de surveillance plus forte et seront moins exposés au problème d'agence.

En outre, Healy et Palepu (2001), Ashbaugh-Skaife et al (2006) montrent que le développement financier encourage également la recherche d'informations sophistiquée par les investisseurs et facilite leur contrôle externe. Ceci permet d'abaisser les coûts d'agence et diminue, donc, le coût des capitaux propres.

D'après Diamond et Verrecchia (1991) une entreprise a intérêt à diffuser des informations privées de manière à diminuer le risque des teneurs du marché et ainsi, à améliorer la liquidité de son action. Il en résulte de fait, un accroissement de la demande de titres émanant des investisseurs institutionnels, ce qui provoque une élévation du cours de l'entreprise émettrice et par la suite une diminution de son coût du capital.

Amihud et Mendelson (1986) supposent qu'une communication financière plus transparente, permet de réduire l'asymétrie d'information et augmente la liquidité des actions émises par une société. En effet, par crainte de réaliser des transactions avec des investisseurs mieux informés, les investisseurs non informés se défendent via le mécanisme des écarts de prix acheteur-vendeur (bid-ask spread). Cette condition conduit à des larges fourchettes de prix sur les marchés secondaires. Les coûts d'agence réduisent le volume d'actions échangées par les investisseurs non-informés. En fait, ces deux effets combinés réduisent la liquidité des titres des entreprises sur les marchés et accroissent le coût des capitaux propres.

Diamond et Verrecchia (1991) défendent l'idée selon laquelle la transparence du reporting financier diminue l'asymétrie d'information et pousse les investisseurs à demander de plus grandes quantités de titres. Ceci a pour effet de diminuer le coût de financement des entreprises.

Selon cette dernière littérature nous pouvons formuler la première hypothèse sous laquelle le développement du marché financier a un effet considérable sur le coût des capitaux propres. Par contre, l'hypothèse nulle est la proposition d'indifférence formulée par Modigliani et Miller (1958) et Miller (1977) par lequel la structure du capital ne devrait être reliée à aucune variable explicative. Parmi les hypothèses alternatives figurent les théories mettant l'accent sur les coûts d'accès au financement externe, la fiscalité, le risque de faillite, les coûts d'agence et les coûts liés à la présence d'une asymétrie d'information. D'ailleurs, Selon Modigliani et Miller (1958), Miller (1977) et de Angelo et Masulis (1980), la structure du capital est sans attraction et influence sous les hypothèses ultérieures : lorsque le marché est parfait. Ce qui suppose que l'émission et la négociation des titres financiers ne soutiennent aucun coût. Ainsi, la proposition d'indépendance indique que la structure du capital ne devrait être corrélée à aucune variable explicative. Ce qui nous aide à formuler la deuxième hypothèse selon laquelle le développement du marché financier n'a pas aucun effet sur le coût des capitaux propres.

3. Mesures du développement du marché financier et coût de capital

Mesures du développement du marché financier

La théorie ne fournit pas une mesure unique du développement du marché boursier. Les mesures suggérées pour mesurer le développement du marché boursier sont essentiellement relatives à la taille du marché, la liquidité du marché, et à l'intégration avec les marchés boursiers internationaux. A l'instar de Levine (1997) nous utilisons plusieurs mesures du développement des marchés boursiers. Il s'agit essentiellement des mesures relatives à la taille et à la liquidité du marché.

Mesure relative à la taille du marché

Pour mesurer la taille du marché boursier (TAILLE), nous retenons la mesure utilisée par Levine et Zervos (1996). Il s'agit du ratio de la capitalisation du marché divisée par le Produit Intérieur Brut (PIB). La capitalisation du marché est égale à la valeur totale de tous les titres inscrits. En effet, comme le mentionnent Levine et Zervos (1996) la taille du marché boursier est positivement corrélée avec l'habileté à mobiliser le capital et à diversifier le risque.

Mesure relative à la liquidité du marché

Pour mesurer la liquidité du marché nous utilisons deux mesures. La première mesure est (PRANG) constituée par la fourchette de prix. La taille de la fourchette de prix est la mesure la plus utilisée afin d'évaluer la liquidité. D'ailleurs, La fourchette relative est une mesure excellente des coûts de transaction puisqu'elle est indépendante de toute échelle. Cette mesure complète celle de la taille du marché car le marché peut être de grande taille mais inactif.

La seconde mesure (TRNOV) de liquidité du marché que nous considérons est le taux de rotation en volume égale au rapport des transactions en volume sur la capitalisation boursière en volume. Cette mesure complète également celle de la taille du marché car le marché peut être important mais inactif.

Mesure relative à la performance et l'efficacité de marché

La notion d'efficacité (EFFICIENT) des marchés financiers trouve ses origines dans la célèbre thèse de Bachelier en 1900 qui étudie le lien entre l'évolution des cours en bourse et la marche au hasard. Afin d'expliquer les raisons pour lesquelles les cours sur les marchés financiers sont impossibles, il a effectué une série de travaux empiriques. Bachelier était en avance sur son temps puisque les autres études sur le comportement du cours des actions n'apparaissent qu'au début des années 60 avec des auteurs comme Samuelson [1965].

Les principales références sur l'efficacité des marchés financiers sont sans doute les articles de Fama [1965, 1970, 1991]. Il a marqué le début de la littérature moderne sur le sujet en définissant un marché efficace comme un marché sur lequel les cours reflètent intégralement l'information disponible. Par ailleurs, il a distingué trois formes de l'efficacité informationnelle des marchés financiers correspondant à trois niveaux d'informations progressives : la forme faible, la forme semi-forte et la forme forte. Depuis plusieurs autres définitions de l'efficacité informationnelle sont apparues. Parmi ces différentes définitions, les plus fondamentales sont celles de Jensen [1978] et de Beaver [1981].

Mesures du coût du capital

Concernant la mesure de la variable à expliquer c'est-à-dire le coût de capital (COSTCAP).

La méthodologie de détermination du coût des capitaux propres est critique au regard de notre question de recherche. Le coût du capital est un concept nécessaire pour les firmes en matière de politique financière. En effet, la mise en œuvre d'un modèle de type MEDAF ne permettrait pas de satisfaire aux nécessités des tests car cette approche ne mesure le coût des capitaux propres que de manière ex post à partir des rendements effectués. Par ailleurs, plusieurs recherches empiriques ont utilisés comme mesure de coût des capitaux propres le modèle de Fama (1992).

4. DONNÉES ET MÉTHODOLOGIE

Notre méthodologie se fonde sur une analyse de régression en données de panel pour un échantillon de 30 entreprises Tunisiennes cotées à la BVMT durant 11 ans (2003-2013). Les données de notre étude empirique concernent les cours de clôture journaliers, les meilleurs prix et quantités offerts et demandés, le volume des transactions et le taux des souscriptions aux bons du trésor.

Les données de panel permettent de traiter à la fois deux dimensions : une dimension individuelle désignée par l'indice i traduisant la firme et une dimension temporelle indiquée par t et qui représente la période d'étude. Il s'agit donc d'une forme de régression multiple qui permet de traiter conjointement les effets individuels et les effets temporels. Au contraire, cela est impossible avec les séries temporelles ou les coupes transversales (Sevestre, 2002).

Estimation de coût des capitaux propres

Sur l'assiette de l'analyse empirique, l'équation utilisée pour conduire un proxy du coût du capital est estimée par l'équation suivante:

$$E(R_i) = R_f + b_i E[(R_m) - R_f] \quad (1)$$

Où :

R_f : Le taux sans risque du pays de l'investisseur exprimé dans sa monnaie nationale,

R_i : La mesure du risque non diversifiable du projet i ,

R_m : La rentabilité attendue du portefeuille de marché.

Le β est considéré comme étant un indicateur du risque d'une action en particulier et est utilisé pour évaluer son rendement attendu. Donc le coefficient bêta est constitué comme étant une clé du

MEDAF. Plusieurs études empiriques ont ajouté une constante Jensen, α_i . Donc, l'équation (1) devient :

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_i [R_{m,t} - R_{f,t}] + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Selon les attentes de ce dernier modèle, les coefficients β_i seront positifs et significatifs et les coefficients à α_i doivent être statistiquement nuls. Tester le MEDAF standard sur le marché boursier tunisien revient à estimer l'expression donnée par l'équation (2). Dans ce contexte et afin d'appliquer ce test il est nécessaire, dans un premier temps, de calculer les variables journalières suivantes :

$$R_{i,t} = (P_t - P_{t-1})/P_{t-1} \quad (3)$$

$$R_{m,t} = (I_t - I_{t-1})/I_{t-1} \quad (4)$$

$$R_{f,t} = (1 + R_{f,at})^{\frac{1}{240}} - 1 \quad (5)$$

Où :

P_t : Le cours de clôture relatif au jour t.

I_t : Le cours de clôture de l'indice BVMT relatif au jour t.

$R_{f,at}$: Le taux monétaire de marché annuel.

Alors après ces calculs nous estimerons le bêta annuel et après on va calculer le coût de capital à travers la relations suivantes :

$$k_{CP} = R_f + \beta [R_m - R_f] \quad (6)$$

Estimation des indicateurs de développement du marché financier

Les estimateurs des indicateurs de développement financier sont résumés dans le tableau suivant :

Tableau 1 : Définition et mesure des variables

	Définition	Mesure
TURNOV	Taux de rotation	Le rapport entre le nombre des titres échangés et le nombre des titres en circulation
TAILLE	Taille	La capitalisation boursière en

		pourcentage de PIB
REND	Rendement	Mesuré par le log du rapport des cours à t et t-1
EFFICIEN	Efficiéce	Le rapport de cours en t+1 et t
PRANG	Fourchette de prix relative	Le rapport entre la fourchette et le milieu de la fourchette

5. EVIDENCE EMPIRIQUE

Spécification du modèle

Il s'agit donc d'utiliser les données de panel en double dimension individuelle et temporelle. Pour dégager l'effet du développement du marché financier sur le coût du capital, nous allons utiliser le modèle qui peut s'écrire comme suit :

$$\text{COSTCAP} = \beta_0 \text{TURNOV}_t + \beta_1 \text{REND}_t + \beta_2 \text{TAILLE}_t + \beta_3 \text{EFFICIEN}_t + \beta_4 \text{PRANG}_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

Avec,

TURNOV: Le taux de rotation

TAILLE: Le rapport de capitalisation boursière et PIB

REND : Le rendement

EFFICIEN : la mesure de l'efficiéce

PRANG: La fourchette de prix

β_0 : La constante

Les attentes du modèle

La fourchette de prix est positivement et significativement corrélée au coût des capitaux propres. Ce résultat est conforme avec les résultats de Demsetz (1968), Stoll (1978), HO et Stoll (1981) et Biais (1993) qui affirment l'existence d'une corrélation positive entre la fourchette de prix et le taux d'intérêt au jour le jour (En effet, le niveau de liquidité est directement lié à la détention des titres). Entreposer des titres engendre des risques et un coût assimilé aux intérêts rapportés par le placement de la valeur en monnaie des titres détenus. Alors, la liquidité des titres dépend indirectement du niveau des taux d'intérêt.

La TAILLE est négativement et significativement corrélée au coût des capitaux propres. Ce résultat est en opposition avec celui de Lorie Zorn (2007) qui préconise que le coût des capitaux propres varie inversement à la taille de l'entreprise. Les sociétés les plus endettées supportent un coût des capitaux propres plus élevé; celles dont les actions sont plus liquides ont un coût des capitaux propres plus faible; et celles pour lesquelles les prévisions concernant les bénéfices sont plus imprécises ont un coût des capitaux propres supérieur.

L'efficience a un impact négatif et non significatif sur le coût des capitaux propres. Ce résultat est conforme à celui de Botosan, (1997); Botosan et Plumlee, (2000) qu'identifient une relation négative entre le coût des fonds propres et la quantité d'informations financières volontairement publiées. En fait, une meilleure transparence financière est supposée engendrer une activité du marché du titre plus importante en raison de l'accroissement de la demande pour le titre concerné. Ceci engendre une baisse du coût des transactions et donc du coût des capitaux propres.

Le taux de rotation est négativement et significativement corrélé au coût des capitaux propres. Ce résultat corrobore celui de Lorie Zorn (2007).

Le rendement est positivement et significativement corrélé au coût des capitaux propres. Ce résultat est conforme à celui de Lorie Zorn (2007) qui constate qu'une augmentation du rendement des titres financiers entraîne une hausse du coût des capitaux propres d'une entreprise..

Résultat et interprétations des estimations

Statistiques descriptives et matrice de corrélations

Le tableau 2 récapitule l'ensemble des statistiques des variables et les résultats issus des tests univariés.

Tableau 2. Statistiques descriptives

	COSTCAP	TURNNOV	TAILLE	REND	EFFCIEN	PRANG
Mean	0.0220	0.0822	34.5198	0.1786	43.1118	1859.4270
Maximum	0.2257	1.7387	225.7261	3.8070	414.0000	24275.0000
Minimum	-0.1123	0.00002	0.2454	-0.571	1.1000	-1110.0000
Std. Dev.	0.0500	0.2321	51.0816	0.4992	71.8090	3329.8310

Ce tableau représente les statistiques descriptives pour un échantillon de 30 entreprises cotées à la BVMT sur 11 ans (2003/2013) ; soit 330 observations. TURNNOV : Le taux de rotation calculée par le rapport entre le nombre de titres échangés et le nombre de titres en circulation. TAILLE : c'est La capitalisation boursière en pourcentage de PIB. EFFCIEN : l'efficacité est calculée par le rapport entre le prix du titre j à la période $t+1$ et t . PRANG : La fourchette est calculée par le rapport entre la fourchette et le milieu de la fourchette. **, * La corrélation est significative aux seuils de 1%, 5%.

La distribution moyenne de rendement est de 0.1786. On remarque une dispersion déterminée par la valeur maximale et la valeur minimale qui sont de 3.8070 et -0.5718 respectivement, par l'écart type qui est de 0.4992. Nous constatons que le rendement d'un titre est différent d'une entreprise à une autre. En effet plus le rendement est élevé c'est-à-dire supérieur à la moyenne du marché, plus il est intéressant d'investir sur le titre à long terme. D'ailleurs, le rendement constitue pour l'actionnaire une protection ; ce n'est pas forcément signal d'achat ; Mais c'est grâce à la perspective de croissance de la société et ses capacités à dégager un bénéfice par action (BNPA) positif. Or, la fourchette de prix constitue une véritable mesure de la liquidité du marché qui présente une valeur moyenne de 1859.4270. Alors elle marque une valeur maximale de 24275 et minimale de -1110. En effet le taux de rotation présente un niveau maximal de 173.8% et minimale de 0.002%.

Nous notons que TAILLE est un indicateur esculent qui représente le développement de marché financier représente un niveau moyenne de 34.5198% et se situe entre 22572.61% et 24.54%. l'EFFCIEN représente un niveau moyen de 43.11 avec une valeur maximale de 414 et minimale de 1.1. Ce ratio désigné le rapport de l'espérance de cours de $t+1$ et l'information quelconque. Ce qui nous mène à examiner l'impact positive de la transparence et la communication financière sur le degré de liquidité de marché financier tunisien.

Le tableau 3 présente la matrice des corrélations de Pearson et rapporte les relations entre les variables du modèle. Il s'agit de tester l'éventuelle présence d'un problème de multi-colinéarité entre

les variables explicatives. Selon Gujarati (2004), ce problème existe lorsque la corrélation entre les variables excède 0,80.

Tableau 3 : Matrice des corrélations

	TURNOV	TAILLE	REND	EFFCIEN	PRANG	VIF=1/Tolérance
TURNOV	1.000	-	-	-	-	1.07
TAILLE	-0.1966	1.000	-	-	-	1.05
REND	-0.0045	0.0895	1.000	-	-	1.17
EFFCIEN	-0.1715	0.0673	-0.0101	1.000	-	3.47
PRANG	-0.1473	0.0688	0.2018	0.8229	1.000	3.59

Ce tableau rapporte la matrice des corrélations entre les différentes variables pour un échantillon de 30 entreprises cotées à la BVMT sur 11 ans (2003/2013) ; soit 330 observations. TURNOV : Le taux de rotation calculée par le rapport entre le nombre de titres échangés et le nombre de titres en circulation. TAILLE : c'est La capitalisation boursière en pourcentage de PIB. EFFCIEN : l'efficacité est calculée par le rapport entre le prix du titre j à la période $t+1$ et t . PRANG : La fourchette est calculée par le rapport entre la fourchette et le milieu de la fourchette. **, * La corrélation est significative aux seuils de 1%,

Les résultats montrent que les corrélations entre les variables explicatives sont assez faibles. Cependant, certaines variables explicatives apparaissent significativement corrélées entre elles. Nous constatons, dans un premier temps, que le REND, EFFCIEN, PRANG ont une corrélation négative avec le taux de rotation (TURNOV) (respectivement 0.1966, 0.0045, 0.1715 et 0.1473).

Dans un second temps, nous remarquons qu'il existe une corrélation positive entre PRANG et EFFCIEN ; elle est de l'ordre de 0.8229, et aussi une corrélation négative entre PRANG et TURNOV ; elle est de l'ordre de 0.1473.

Ce résultat préliminaire est cohérent avec notre hypothèse. Une deuxième mesure de la multi-colinéarité est ainsi utilisée (le VIFi : Variance Inflation Factor). Les valeurs du VIF varient de 1,05 à 3,59 ; bien en dessous de la valeur critique de 10 établie par Neter, Wasserman, et Kunter (1989), ce qui nous conduit à conclure à l'absence d'un phénomène de multi-colinéarité.

Test d'homogénéité de l'échantillon (Effet variable et l'effet fixe) : L'estimation du modèle effet fixe conduit à confirmer l'existence des effets individuels (test d'existence des effets individuels est donné par le tableau 2).

Le test de Hausman permet d'arbitrer entre le modèle à effets fixes et le modèle à effet aléatoires. Le test de Hausman conduit à préférer une spécification des modèles a effets fixes.

Tableau 4 : Résultats d'estimation de modèle à effets fixes ou within

(Variable à expliquée : K_{cp})

KCP	Coefficient	t	P> t	[95% coef.Interval]
TURNOV	- 0.0875	3.07	0.003	[0.0309 0.1440]
TAILLE	-0.0005	-1.87	0.065	[-0.0010 0.00003]
REND	0.0324	3.22	0.002	[0.0124 0.0524]
EFFCIEN	-0.0003	-1.46	0.146	[-0.0009 0.0001]
PRANG	6.14 e- 06	2.00	0.048	[5.24 e-08 0.00001]
CONS	0.3234	2.53	0.13	[0.0069 0.0577]

L'estimation de notre modèle se fait en utilisant le logiciel de statique et d'économétrie Stata, dont l'objectif est de tester la corrélation entre les effets individuels et les variables explicatives à travers le test d'Hausman. D'abord, il est essentiel de vérifier s'il existe des effets individuels dans nos données. D'après le tableau de l'effet fixe, nous allons comparer la probabilité avec 10%. En effet, si P-value de Fisher est inférieure à 10%, on peut conclure l'existence des effets individuels (il y'a un problème d'hétérogénéité).

Donc, la structure de panel est vérifiée. Cependant, lorsque la p-value de Fisher est supérieure à 5%, on remarque qu'il y'a absence des effets individuels. Ainsi, la structure de panel n'est pas vérifiée (homogénéité). A cet égard, nous constatons qu'il s'agit dans notre cas d'un effet individuel (il y'a un problème d'hétérogénéité). Ensuite, il est nécessaire de réaliser le test de spécification des effets qui est le test de Hausman. Ce test suit la loi de Khi deux avec K-1 degré de liberté et il permet de choisir entre le modèle à effets fixes et le modèle à effets aléatoires. Le test d'Hausman compare la matrice de variance covariance des deux estimateurs.

Dans le cas où la probabilité de ce test est inférieure à 5%. Il est nécessaire de choisir les effets fixes au détriment des effets aléatoires. Dans le cas contraire on retient l'effet aléatoire et dans ce cas le MCG le plus préférable. Ainsi, nous retenons dans notre étude le modèle à effets fixes à travers le test de Hausman car la $Prob=0,001 < 5\%$.

En général, d'après le tableau 4 on constate qu'il y'a des variables significatives et d'autres ne sont pas. Et qui peuvent être corrélés positivement ou négativement avec la variable dépendante.

Pour la variable taux de rotation, le coefficient est négatif et statistiquement significatif au seuil de 5%, ce qui peut être en faveur de l'idée selon laquelle le développement du marché financier diminue le coût du capital. En effet, une augmentation d'un point de pourcentage du développement du marché financier équivaut à un décroissement de coût du capital de 0,0875 point de pourcentage. Ce résultat confirme les travaux de Markowitz (1952) qui affirme que le portefeuille choisi résulte en théorie d'un compromis entre le risque et le rendement. Tout investisseur a un objectif de maximiser la rentabilité attendue et minimiser le risque.

La variable rapport TAILLE affecte négativement le coût de capital. En fait ce coefficient est statistiquement significatif au seuil de 10%. Ceci soutient l'hypothèse selon laquelle une augmentation d'un point de pourcentage du rapport capitalisation boursière et PIB par habitant est susceptible de réduire le coût du capital de 0,0005 point pour cent. Ce qui est conforme aux travaux de Levine (1996) qui établit une forte corrélation entre la croissance et la liquidité. Le ratio capitalisation boursière au PIB est aussi corrélé à la croissance économique, mais Levine et Zervos (1998) soulignent le problème d'endogénéité de cette corrélation. En effet, la capitalisation boursière reflète le prix des actifs, qui sont censés représenter la valeur actualisée des dividendes futurs.

Le rendement a un effet positif sur le coût du capital. Ce coefficient est statistiquement significatif au seuil de 1%. Ceci soutient l'hypothèse selon laquelle l'accroissement d'un point de pourcentage de rendement équivaut à une hausse de coût du capital en moyenne de 0,0324 point de pourcentage. Le rendement accentue le coût de capital. Dans ce sens, Diamond et Verrecchia (1981) établissent une relation entre l'information fournie par l'entreprise (dont les résultats sont reportés dans les états financiers) et la liquidité de ses titres. Ils montrent que les entreprises qui sont capables de réduire l'asymétrie d'information entre les détenteurs de titres et les investisseurs peuvent augmenter la demande de leurs titres et améliorer leur liquidité. Ceci provoque une hausse des cours et donc une diminution de leurs coûts des capitaux propres.

La variable efficacité affecte négativement le coût de capital. Ce coefficient est statistiquement non significatif. Ceci soutient l'hypothèse selon laquelle une augmentation d'un point de pourcentage du rapport efficacité est susceptible de réduire le coût du capital de 0,0003 point pour cent. Ces résultats sont confirmés par la théorie de l'efficacité du marché financier qui est caractérisée par l'existence d'une totale liquidité et d'une atomicité complète des investisseurs. Dans ce sens, aucun investisseur n'aura d'impact sur le marché suite à son intention de vendre ou d'acheter des actifs financiers. Cependant, seul le contenu informationnel peut influencer la variation de cours de l'action.

6. CONCLUSION

Dans ce papier nous avons essayé d'examiner la relation entre le développement du marché financier et coût du capital. Nous avons utilisé un échantillon de 30 entreprises tunisiennes cotées durant la période 2003-2013 à l'aide de la méthode de panel statique. Par le biais de ce travail, nous avons tenté d'apporter une contribution à la littérature empirique qui reste encore restreinte sur les liens entre le développement du marché financier et le coût des capitaux propres.

A travers la littérature théorique et empirique, et le résultat de notre étude économétrique, il apparaît que le développement du marché financier exerce un effet sur le coût de capital dans le cadre des pays émergents. Les disparités réglementaires et organisationnelles entre les différents marchés financiers sont à l'origine d'une vaste littérature appelée « la microstructure des marchés ». La théorie de microstructure des marchés tente de répondre à trois questions fondamentales, à savoir : l'interaction entre les différents participants au marché, le mécanisme de l'échange et le comportement dynamique des prix des actifs financiers. De là l'intérêt grandissant porté depuis quelques années à l'étude de la microstructure des marchés financiers. Cet intérêt traduit la volonté des autorités boursières de rechercher la structure la plus appropriée pour minimiser les coûts de transaction et augmenter la liquidité. La liquidité a trait à la fois à l'organisation des transactions à sa capacité de répondre rapidement aux souhaits des investisseurs mais aussi aux coûts de transaction supportés par les intervenants et au niveau d'activité du marché.

Notre étude s'inscrit dans le cadre de développement des marchés financiers visant à décrire l'évolution des différentes mesures du développement du marché financier, d'étudier l'impact des facteurs qui peuvent contribuer à expliquer ces différentes mesures du développement du marché financier des titres cotés sur le marché boursier tunisien.

Nous avons vu l'absence d'instrument pratique permettant de mesurer le développement du marché financier. Concernant l'existence des facteurs influençant le développement du marché financier, la

littérature de microstructure montre que le volume de transactions, le nombre des transactions, le rendement peuvent contribuer à expliquer le comportement du développement du marché financier. La dernière étape de notre étude théorique s'est intéressée à étudier la microstructure du marché financier et la liquidité (notamment les études menées par Amihud, Mendelson & Wood (1990) et Christian Upper (2000)). Ces types des études suggèrent que les crises financières ont affecté le mécanisme de formation de prix et de la provision de la liquidité sur le marché. En effet, les crises financières ont détecté un effet systématique et dramatique sur la liquidité des marchés financiers mondiaux.

Sur le plan empirique, en premier lieu, on a remarqué que le marché financier tunisien a connu plusieurs réformes caractérisé selon les critères suivants : la sécurité, la transparence, la nécessité d'une diffusion de l'information et la liquidité qui constitue un critère de jugement du marché. Ces réformes ont doté le marché boursier tunisien des standards internationaux. L'entrée des nouvelles technologies au marché boursier tunisien permet d'augmenter le volume de transaction et l'introduction des nouveaux investisseurs à la vie boursière. Ceci permet de réduire le coût de transaction et assurer la rapidité d'exécution de telles transactions et encourager les investisseurs étrangers. En second lieu, en utilisant des données incluant le rendement de portefeuille et de marché, en plus le taux d'intérêt sans risque des titres cotés sur le marché boursier tunisien pour la période allant de 2003 au 2013, pour calculé le coût de capital. Ceci, justifie, vraisemblablement, la validité de ces mesures sur le marché boursier tunisien.

Enfin, en utilisant des données incluant les cours de clôture, le volume de transactions, le nombre des transactions, les prix et quantités offerts et demandés et le taux des souscriptions aux bons du trésor, on a montré l'existence d'un modèle de marché de la liquidité pour la plupart des titres cotés sur le marché boursier tunisien. On a prouvé, aussi, que le taux de rotation, le rendement, le rapport de capitalisation boursière et PIB, l'efficacité, la fourchette de prix sont significativement corrélée au coût de capitaux propres. En bref les principaux résultats obtenus sont les suivants :

Le taux de rotation a un impact négatif sur l'augmentation de coût de capitaux propres et significatif au seuil de 1%. Ce résultat corrobore celui de Lorie Zorn (2007).

La taille de l'entreprise est en relation inverse avec le coût de capitaux propres et est significative au seuil de 1%. Ce résultat contredit celui de Lorie Zorn (2007).

L'indicateur de l'efficacité a un impact négatif mais non significatif sur le coût de capitaux propres. Ce résultat corrobore celui de Botosan, (1997); Botosan et Plumlee, (2000).

La fourchette de prix a un impact positif sur le coût de capitaux propres et significatif au seuil de 5%. Ce résultat est conforme avec les résultats de Demsetz (1968) et Livine (2005).

En conclusion, ces derniers résultats préconisent, vraisemblablement, que le développement du marché boursier contribue à la baisse de coût de capitaux propres. Ceci, favorise l'investissement et la croissance économique dans les pays.

Néanmoins, les résultats mis en évidence sur le marché boursier Tunisien ouvrent multiples voies de recherches futures. En effet, des variables macroéconomiques, telles que : le taux de chômage, les crises économiques et financières, les crises politiques, les conflits religieux et d'autres peuvent-ils soutenir à expliquer le comportement temporel du développement du marché financier ?

Références

- Aghion, P., Angeletos, M., Banerjee, A., Manova, K., (2004): Volatility and Growth: the Role of Financial Development. Harvard University Department of Economics,
- Akins, B.K., Ng, J., Verdi, R.S., 2012. Investor competition over information and the pricing of information asymmetry. *Account. Rev.*87, 35–58.
- Ang, A., Xing, Y., Zhang, X., (2010) :The cross-section of volatility and expected returns. *J. Finan.* 61, 259–299.
- Armstrong, C., Guay, W.R., Weber, J.P., 2010. The role of information and financial reporting in corporate governance and debt contracting. *J. Account. Econ.* 50, 179–234.
- Ashbaugh-Skaifea , Daniel W. Collinsb,, Ryan LaFondc (2006): The effects of corporate governance on firms' credit ratings ;*Journal of Accounting and Economics* .
- Barry, C. and S. Brown,(1984) "Differential Information and the Small Firm Effect," *Journal of Financial Economics* 13, 1984, pp. 283-294.
- Beaver, W. (1981), Market efficiency, *The Accounting Review* 32, 23-37.
- Botosan, C. (2006): Disclosure and the Cost of Equity Capital. What Do We Know? *Accounting and Business Research*, International Accounting Policy Forum, pp. 31-40.
- Bouchaddekh T., Abdelfatteh Bouri and Makram Nouaili (2015), "Asset Pricing and Probability of Information-based Trading: Application to the Tunisian Stock Market", *Accounting and Finance*, № 1 (67)' 2015, pp. 59-65. ISSN 2307-9878, <http://www.afj.org.ua>.
- Bouchaddekh T. Abdelfatteh Bouri and Mohamed Karim KEFI (2014), "Capital Asset Pricing Model with frictions: Application to the Tunisian stock market", *International Journal of Economics and Financial Issues (IJEFI)*. Vol.4, No.3, 2014. ISSN: 2146-4138. <http://www.econjournals.com/index.php/ijefi>
- Bouchaddekh T. and Abdelfatteh Bouri (2014), "Measures, Determinants and Commonality in Liquidity: Empirical Tests on Tunisian Stock Market", *Global Journal of Management and Business Research*. Vol 14, No 5-D (2014).
- Bouchaddekh T. and Abdelfatteh Bouri (2013), "MEDAF avec liquidité : Application au marché boursier tunisien", *Journal of Academic Finance (J.A.F.)* Vol. 3 fall 2013. ISSN 1923-2993. <http://www.scientifics.fr/journal/index.php/AF/>

Brown RM, Siler CD. (2013): Spotted stream frog diversification at the Australasian faunal zone interface, mainland versus island comparisons, and a test of the Philippine 'dual-umbilicus' hypothesis. *J. Biogeogr.* In press.

Claudio Raddatz (2006): Liquidity needs and vulnerability to financial underdevelopment, *Journal of Financial Economics*.

Daron Acemoglu Fabrizio Zilibotti (1997): Information Accumulation in Development, Acknowledges the kind hospitality and financial support of the European Forum.

DeAngelo, Harry, and Ronald W. Masulis, (1980): Optimal Capital Structure under Corporate and Personal Taxation, *Journal of Financial Economics* 8, 3-29.

Demirguc-Kunt, A. and Levine, R., (1996): 'Stock Market Development and Financial Intermediaries: Stylized Facts', *The World Bank Economic Review*, 10(2)

Diamond, Douglas and Robert Verrecchia, (1981): "Information aggregation in a noisy rational expectations economy," *Journal of Financial Economics*, 9. p. 221-235.

Fama, E. F. (1991), Efficient Capital Markets II, *the Journal of Finance*, 26 (5), 1575- 1617.

Fama, E., 1965, 'The Behaviour of Stock Market Prices', *The Journal of Business*, Vol. 38 (January), 34-105.

Foster, F., Viswanathan, S., (1993): The effect of public information and competition on trading volume and price volatility. *Rev. Finan.Stud.* 6, 23–56.

Grossman, S.J., Stiglitz, J., (1980): On the impossibility of informationally efficient markets. *Am. Econ. Rev.* 70, 393–408.

Handa P. et Linn S. (1993), « Arbitrage pricing with estimation risk », *Journal of Financial Economics*, March, pp. 81-100.

Hasan, L., Wachtel, P., Zhou, M., (2009): Institutional development, financial deepening, and economic growth: evidence from China. *J.Bank. Finan.* 33, 157–170.

Healy, P.M., Palepu, K.G., (2001): Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: a review of the empirical disclosure literature. *J. Account. Econ.* 31, Holmstrom, B., Tirole, J., (1993): Market liquidity and performance monitoring. *J. Polit. Econ.* 101, 678–709.

Hsu, P.H., Tian, X., Xu, Y., (2014): Financial development and innovation: cross-country evidence. *J. Finan. Econ.* 112, 116–135.

Jensen, M. C. (1978): Some anomalous evidence regarding market efficiency, *Journal of Financial Economics* 6(2– 3), 95–101.

King et Levine, (1993): Finance, entrepreneurship, and growth Theory and evidence* *Journal of Monetary Economics* 32 (1993) 513-542. North-Holland

Kyle, Albert S. (1984) “A Theory of Futures Market Manipulation,” In: Anderson, R.W. *The Industrial Organization of Futures Markets*, Lexington Books, Lexington MA.

Levine, R. (1997): “Financial development and economic growth: Views and agenda”. *Journal of Economic Literature* 35, 688–726.

Malkiel, B. G., & Xu, Y. (2006). *Idiosyncratic risk and security returns*. Princeton University & The University of Texas at Dallas.

Markowitz, J. (1952). *Portfolio Selection*, *Journal of Finance*

Merton, R. C. (1987). A simple model of capital market equilibrium with incomplete information. *The Journal of Finance*, 42(3), 483–510.

Modigliani F. and Miller M.H. (1958). “The cost of capital, corporation finance and the theory of investment”, *American economic Review*, 48(3), 261-297.

Samuelson, Paul A., (1965): Rational Theory of Warrant Pricing , *Industrial Management Review*, 6:2 (1965:Spring) p.13

Sevestre P., (2002) : *Econométrie des données de panel*, Dunod: Paris.

Subrahmanyam, A., (1994): Circuit breakers and market volatility: A theoretical perspective, *Journal of Finance* 49, 237–254.