



**HAL**  
open science

# IMPACT DE LA QUALITE DU RESULTAT COMPTABLE SUR LE COUT DES FONDS PROPRES DES ENTREPRISES TUNISIENNES

Fatma Triki, Rym Hachana

► **To cite this version:**

Fatma Triki, Rym Hachana. IMPACT DE LA QUALITE DU RESULTAT COMPTABLE SUR LE COUT DES FONDS PROPRES DES ENTREPRISES TUNISIENNES. LA COMPTABILITE, LE CONTRÔLE ET L'AUDIT ENTRE CHANGEMENT ET STABILITE, May 2008, France. pp.CD Rom. halshs-00525990

**HAL Id: halshs-00525990**

**<https://shs.hal.science/halshs-00525990>**

Submitted on 13 Oct 2010

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

**IMPACT DE LA QUALITE DU RESULTAT COMPTABLE SUR LE COUT  
DES FONDS PROPRES DES ENTREPRISES TUNISIENNES**

**TRIKI Fatma\***

Courrier électronique : trifatma2000@yahoo.fr  
Unité de recherche : Finance et Stratégies des Affaires  
Institut Supérieur de Gestion de Tunis

**HACHANA Rym**

Courrier électronique : hachana\_rym@yahoo.fr  
Unité de recherche : Finance et Stratégies des Affaires  
Institut Supérieur de Gestion de Tunis

**\*Auteur à contacter**

**JLS : G14 ; M41**

# **Impact de la qualité du résultat comptable sur le coût des fonds propres des entreprises tunisiennes**

## **Résumé**

En se basant sur le modèle de Fama et French (1993), nous avons essayé de mesurer l'impact de la qualité du résultat comptable sur le coût des fonds propres des entreprises tunisiennes. La revue de la littérature nous renseigne que plus la qualité de l'information – véhiculée par le résultat comptable – est meilleure, moins sera le risque informationnel, ce qui réduira *in fine* le coût des fonds propres. En effet, les investisseurs apprécieront davantage les entreprises dont la qualité de leurs résultats comptables est supérieure puisqu'ils seront incités à diversifier leurs portefeuilles, ce qui améliore le cours du titre et réduit le coût des fonds propres.

## **Mots clés**

Résultat comptable – asymétrie informationnelle – coût des fonds propres

## **Abstract**

This article identifies the relation between the accounting income and the equity capital's cost of tunisian firms.

According to Fama and French (1993)'s model, a high quality of accounting income have an impact on the returns on stocks and bonds. In fact, investors are interested in information that reflects correctly the firm's financial situation. The absence of information asymmetry encourages them to diversify their portfolio, reducing by that the cost of equity capital.

## **Key words**

Accounting income – information asymmetry – cost of equity capital

## 1. INTRODUCTION

En Tunisie, le Conseil National de la Comptabilité a reconnu le rôle capital que jouent les états financiers dans le système comptable des entreprises tunisiennes puisque leur objectif ultime est de « fournir des informations utiles à la prise de décisions relatives à l'investissement, au crédit et autres décisions similaires » (p8).

Sachant que la divulgation d'information imparfaite et asymétrique peut entraver l'allocation efficiente des ressources et ainsi conduire à la défaillance du marché des capitaux, plusieurs recherches en comptabilité financière se sont intéressées à l'étude de la qualité de l'information fournie par les rapports financiers et son degré d'efficacité.

Notre article s'insère dans la lignée de recherche propulsée par les travaux précurseurs de Ball et Brown (1968) et Beaver (1968). En effet, nous tenterons d'étudier la relation entre la qualité de l'information divulguée à travers le résultat comptable et le coût des fonds propres des entreprises tunisiennes. Nous nous intéresserons particulièrement aux résultats comptables puisqu'ils constituent la première source d'information (Biddle, Seow et Sigel, 1995).

Francis, Lafond et Olsson (2003) et Lui, Nissim et Thomas (2002) ont montré que les investisseurs se basent en priorité sur les résultats comptables plutôt que sur d'autres mesures de performance (tels que les dividendes ou les cash-flows). En outre, diverses études indiquent que les dirigeants considèrent les résultats comme une mesure clé évaluée et utilisée par les investisseurs et les analystes (Graham, Harvey et Rajgopal, 2003).

Cette relation a suscité notre intérêt en raison de l'importance de ses enjeux aussi bien pour les investisseurs tunisiens que pour les entreprises tunisiennes. Celles-ci sont confrontées à une vive concurrence qui les contraint à minimiser le coût de leur fonds propres.

D'un autre côté, une meilleure qualité de l'information permet aux investisseurs d'éclairer le choix de leur portefeuille. Ils seraient réticents à investir dans une entreprise affichant une faible qualité du résultat puisqu'elle engendre une dégradation de la confiance et elle est généralement perçue comme synonyme de risque supplémentaire. Par contre, une

bonne qualité leur permet de constituer une idée claire sur la performance passée et future de l'entreprise.

Notre but à travers cet article est de savoir dans quelle mesure la qualité de l'information véhiculée par le résultat comptable permet-elle de réduire le coût des fonds propres des entreprises tunisiennes. Pour ce faire, nous avons consacré une première partie à esquisser la revue de la littérature ; pour analyser dans une deuxième partie l'impact de la qualité des accruals des résultats comptables et de la pertinence de ces derniers quant au coût des fonds propres d'un échantillon de vingt entreprises tunisiennes cotées en Bourse sur une période de 4 ans (2002-2005).

## **2. QUALITE DU RESULTAT COMPTABLE ET COUT DES FONDS PROPRES**

Les dirigeants, les investisseurs et les normalisateurs ont tous intérêt à identifier les facteurs qui influencent le coût des fonds propres sur le marché. Ce taux représente la base de tout calcul économique et est défini comme étant le taux de rendement minimum exigé par les investisseurs souhaitant déterminer la valeur marchande de l'entreprise.

Vu l'importance de ce critère et de son rôle dans les décisions des différents participants sur le marché financier, les recherches théoriques et empiriques se sont multipliées afin de développer et avancer des prescriptions pour aider les entreprises à baisser ce coût. Ces recherches se sont intéressées principalement à l'étude de la relation entre l'information financière et comptable, d'une part et le coût des fonds propres, d'autre part.

### **2.1 Risque informationnel et coût des fonds propres**

La littérature de l'économie de l'information fournit les liens théoriques entre l'information comptable et le coût des fonds propres résultant de l'asymétrie d'information.

Diamond et Verrecchia (1981) établissent une relation entre l'information fournie par la firme (dont les résultats sont reportés dans les états financiers) et la liquidité de ses titres. Ils montrent que les firmes qui sont capables de réduire l'asymétrie d'information entre les teneurs de titres et les investisseurs peuvent augmenter la demande de leurs titres, améliorer leur liquidité ce qui provoque une hausse des cours et donc une diminution de leurs coûts de capital.

L'asymétrie d'information peut aussi se manifester sous la forme d'un risque d'estimation erronée des paramètres de distribution des bénéfices ou des rendements des actifs. Barry et Brown (1985) abordent les implications de l'information contenue dans les états financiers sur le risque d'estimation. Ils montrent que les différences dans les quantités d'information disponibles pour les différents titres amènent à une différence dans les rendements exigés pour ces titres. Ils reconnaissent que les paramètres exactes de la distribution des flux monétaires futurs de la firme sont inconnus par les investisseurs et donc doivent être estimés. Ainsi, les firmes qui favorisent la circulation sans biais de l'information, permettant aux investisseurs de calculer les estimations de ces paramètres réduisent le niveau d'incertitude.

Barry et Brown (1985) et Clarkson, Guedes et Thompson(1996) montrent que l'incertitude associée à l'estimation de ces paramètres de distribution est non diversifiable.

Easley et O'hara (2004) fournissent un lien théorique entre la structure de l'information (privée ou publique) et le coût des fonds propres de la firme. Ils montrent que les investisseurs exigent un taux de rendement élevé pour acquérir des actions avec une information privée importante. Ce taux élevé reflète le fait que l'information privée augmente le risque pour les investisseurs non informés puisque ceux qui sont mieux informés sont capables de modifier la composition de leurs portefeuilles pour incorporer de nouvelles informations. L'information privée entraîne ainsi une forme de risque systématique.

En équilibre, les investisseurs cherchant à se protéger contre le désavantage informationnel, exigent une compensation pour ce risque. Easley et O'hara (2004) montrent ainsi comment la quantité et la qualité de l'information affectent les prix des actifs. Ils suggèrent que les firmes peuvent agir sur leurs coûts des fonds propres soit en choisissant des normes et des procédures comptables adéquates, soit par l'adoption de politiques de divulgation de l'information, soit par l'attrait du suivi des analystes

Prenant une approche différente, Leuz et Verrecchia (2005) développent un modèle théorique pour analyser la relation entre la qualité de l'information et le coût des fonds propres de la firme qu'ils ont défini comme étant le taux de rendement avec lequel les participants sur le marché actualisent les cash-flows futurs. Dans un premier temps, ils montrent que dans une situation d'équilibre du marché avec une compétition parfaite des actions et des investisseurs averses au risque, une augmentation des cash-flows prévus peut amener à une diminution du coût de capital de la firme.

Ils étendent, dans un deuxième temps, leur étude pour illustrer pourquoi et comment les effets de la qualité de l'information sur les cash-flows peuvent apparaître. Leur modèle souligne l'interaction entre les firmes et les investisseurs sur le marché des actions et le rôle fondamentale de l'information dans l'amélioration des décisions d'investissement. La qualité des rapports financiers a des effets réels qui se manifestent sur le coût des fonds propres de la firme. Leuz et Verrecchia (2005) montrent ainsi qu'une qualité faible de l'information amène les investisseurs rationnels à anticiper et actualiser les cash-flows avec des taux de rendement élevés.

Dans le même ordre d'idée, Lambert, Leuz et Verrecchia (2007) montrent théoriquement que la qualité de l'information comptable peut influencer le coût de fonds propres directement et indirectement : L'effet direct survient lorsqu'une qualité élevée de l'information comptable affecte l'estimation des participants sur le marché de la distribution des cash-flows futurs, et l'effet indirect se produit lorsque la qualité de l'information comptable permet de changer les décisions réelles de la firme, ce qui influence sa valeur attendue et modifie les covariances de ses cash-flows.

Zhang (2005) a examiné le rôle des investisseurs institutionnels dans l'exploitation de l'asymétrie d'information. Il a trouvé que les investisseurs institutionnels qui opèrent activement et qui construisent des portefeuilles diversifiés dans les firmes avec une faible qualité du résultat tirent profit des asymétries d'information en réalisant des gains anormaux.

Dans un contexte international, Bhattacharya, Daouk et Welker (2003) ont étudié à travers le monde l'impact du risque informationnel lié au résultat comptable sur les marchés financiers. Ils mesurent pour chaque pays un aspect particulier du risque informationnel à savoir l'opacité du résultat. Ils stipulent que les résultats sont opaques lorsque la distribution des résultats publiés ne fournit pas d'information sur la distribution des résultats économiques réels mais non observables. Ils mesurent l'opacité des résultats au moyen de variables de gestion de résultat et déterminent leur impact sur plusieurs marchés financiers dans le monde. Ils soulignent que les résultats publiés dans un pays peuvent être opaques à cause de l'interaction entre au moins trois facteurs : motivations des dirigeants, les normes comptables et l'application de ces normes. Leur travail explore l'idée selon laquelle l'opacité du résultat crée une asymétrie informationnelle qui augmente le coût des actions et diminue leurs liquidités. Cette étude montre qu'une augmentation de l'opacité des résultats est

accompagnée par une augmentation des coûts des fonds propres et une diminution du volume des transactions.

Ainsi, les études citées ci-dessus prévoient que les firmes avec plus de risque informationnel auront un coût de fond propre élevé. Pour les modèles développés dans ces études le risque informationnel concerne l'incertitude ou l'imprécision de l'information utilisée ou désirée par les investisseurs pour évaluer les titres.

## **2.2. Qualité des accruals, biais informationnels et coût des fonds propres**

Plusieurs autres études empiriques ont utilisé différents attributs du résultat comptable comme mesure ou « *proxy* » du risque informationnel et ont étudié son impact sur le coût des fonds propres.

Yee (2006) stipule que les résultats communiqués se présentent sous deux aspects : celui d'attribut fondamental et celui d'information financière. Les résultats fondamentaux représentent la mesure de rentabilité comptable permettant d'évaluer la capacité de l'entreprise à effectuer de futurs versements de dividendes. En outre, les résultats communiqués sont le signal imparfait des résultats fondamentaux que lance une entreprise. La qualité des résultats évoque la rapidité et la précision avec lesquelles les résultats communiqués annoncent les résultats fondamentaux. Plus la qualité des résultats est élevée, plus les résultats communiqués transmettent avec rapidité et précision les chocs subis par la valeur actualisée des dividendes prévus.

Selon Yee (2006), deux sources de risque lié aux résultats sont inhérents aux deux aspects des résultats communiqués : La première source est celle du risque fondamental qui reflète l'incertitude relative aux versements de dividendes futurs. La deuxième source de risque est liée à la qualité des résultats et est relative au risque d'information erronée provenant de communications nébuleuses et imprécises des résultats. Les résultats obtenus par l'auteur montrent que des résultats de moindre qualité amplifient le risque fondamental. En l'absence de risque fondamental, la qualité des résultats ne peut avoir d'incidence sur la prime de risque sur les actions. En outre, seul l'élément systématique (non diversifié) du risque lié à la qualité des résultats contribue à la prime de risque sur les actions.

Francis, Lafond, Olsson et Shipper (2004) étudient l'association entre sept attributs du résultat comptable et le coût des fonds propres. Ils se basent sur les recherches antérieures

pour déterminer les attributs « basés sur la comptabilité » comme la qualité, la persistance, la prédictibilité, et l'aspect lisse ; et ceux « basés sur le marché » tels que la pertinence, le timeliness et le conservatisme. Ils concluent que les attributs dits « basés sur la comptabilité » expliquent mieux la variation des estimations du coût des fonds propres. Ils rajoutent que la qualité des accruals est l'attribut qui a l'effet le plus important sur ce coût.

En s'intéressant seulement à ce dernier attribut, Francis, Lafond, Olsson et Shipper (2005) identifient la qualité des accruals comme une mesure du risque informationnel des résultats comptables. Ils stipulent que, plus la qualité des accruals est élevée mieux sera la transformation des résultats en cash flows, ce qui affaiblit le risque d'information et par conséquent le coût des fonds propres. Conformément à cet argument, les auteurs démontrent que les firmes américaines avec faible qualité des accruals ont des coûts de fonds propres élevés

Les auteurs étendent par la suite leur analyse pour étudier si l'effet de la qualité des accruals sur le coût de capital des fonds propres diffère selon que la source de cette qualité est non discrétionnaire (engendrée par l'activité et l'environnement de la firme) ou discrétionnaire (sujette aux interventions du dirigeant). En effet, ces auteurs suggèrent que la qualité des accruals peut être influencée par les circonstances économiques (qualité des accruals normales) et la latitude managériale en matière de choix de politiques et d'estimations comptables (qualité des accruals discrétionnaires). Leurs résultats empiriques suggèrent que l'effet de la qualité des accruals discrétionnaires sur le coût des fonds propres des entreprises américaines est plus faible en ampleur et en significativité statistique que ceux de la qualité des accruals normales.

Chen, Dhaliwal et Trombley (2007), en étendant l'analyse empirique de Francis, Lafond, Olsson et Shipper (2005) testent les implications théoriques de Yee (2006) et prévoient que la qualité des accruals a un effet négatif sur le coût des fonds propres qui augmente avec le risque fondamental. Ils montrent que si une firme a un risque fondamental faible la qualité des accruals aura un effet faible sur le coût des fonds propres. Par contre si une firme a un risque fondamental élevé, la qualité des accruals aura un effet important sur le coût des fonds propres.

Barone (2003) a mené une étude sur un échantillon de firmes américaines sur une période allant de 1991 jusqu'à 2000 et a montré que la qualité du résultat est significativement

reliée avec le coût des fonds propres. En effet, il a pu déduire que les facteurs de risque capturés par les mesures de la qualité des résultats sont aussi contenus dans la taille des firmes et leurs ratios « valeur comptable sur valeur marchande ». Ces facteurs de risque provenant de l'information comptable sont négativement reliés avec le coût des fonds propres et sont bien capturés par les mesures de la qualité des résultats.

Chan, Chan, Jegadeesh et Lakonishok (2006) ont examiné la capacité prédictive des accruals pour les rendements des actions. Leur résultat montre que la qualité des résultats explique la variation dans les rendements futurs des actions. Ils ont essayé par la suite de savoir si l'information transmise par les accruals sur la qualité des résultats comptables est attribuée à la composante discrétionnaire ou non des accruals. Ils ont trouvé que la prédictibilité des accruals sur les résultats et les rendements boursiers futurs est attribuée à leurs parties discrétionnaires

### **2.3. Retraitements des états financiers et qualité du résultat comptable**

Plusieurs autres recherches ont examiné un évènement particulier qui a un effet sur la variation de la qualité des résultats comptables à savoir les retraitements des états financiers et ont étudié leur impact sur le coût des fonds propres des entreprises. En effet, ces études stipulent que les firmes qui reconnaissent publiquement des erreurs importantes dans leurs états financiers antérieurement divulgués minent la confiance du public dans la fiabilité de cette information. Un tel acte peut augmenter l'incertitude concernant la crédibilité des compétences des dirigeants et la probabilité que ces derniers ont utilisé leurs discrétions dans leurs choix comptables, ce qui amène ainsi les investisseurs à réviser à la baisse la qualité perçue de l'information comptable et ils vont par conséquent exiger un taux de rendement élevé.

Toutefois, un effet contraire peut apparaître puisqu'une annonce de retraitement corrige l'information antérieure et améliore sa précision, ce qui va réduire le risque informationnel (Ecker, Francis, Kim, Olsson et Shipper, 2006).

En étudiant un échantillon de 155 cas de retraitement des états financiers, Barone (2003) évalue les effets d'une variation dans les perceptions des investisseurs de la qualité des résultats sur les changements des coûts des fonds propres qui apparaissent autour des annonces de retraitement. Les résultats montrent que les coûts des fonds propres sont

significativement révisés après l'annonce d'un retraitement. Particulièrement, ces coûts augmentent lorsque l'annonce comprend une diminution des résultats déjà affichés.

Hirbar et Jenkins (2004) examinent l'effet du retraitement comptable sur le coût des fonds propres des entreprises américaines. Pour toutes les méthodes d'estimation utilisées, les auteurs montrent l'augmentation du coût des fonds propres suite aux phénomènes de retraitement des comptes. Hirbar et Jenkins stipulent qu'un tel résultat est plus prononcé pour les retraitements qui sont initiés par les auditeurs.

Pour compléter et étendre cette dernière étude, Kravet et Shevlin (2006) définissent le risque d'information comme étant la probabilité qu'une information comptable de la firme qui est pertinente pour les investisseurs est de faible qualité et examinent si les annonces de retraitement sont associées à un changement dans la prise en considération de ce risque lors de l'évaluation des firmes.

Pour ce faire, ils utilisent le modèle à trois facteurs de Fama et French (1993) auquel ils ont ajouté la qualité des accruals comme facteur de risque d'information. Les résultats montrent l'augmentation du risque informationnel et de son effet sur les valeurs des firmes et les rendements après les annonces de retraitement. Les auteurs soulignent que les retraitements initiés par les auditeurs sont reliés à un risque d'information plus élevé que ceux initiés par les dirigeants. Ainsi, Kravet et Shevlin ont pu démontrer que le risque informationnel provenant d'une faible qualité du résultat comptable est un facteur de risque pris en considération lors de l'évaluation des firmes et la détermination de leur coût de fonds propres.

#### **2.4. Gouvernance, qualité de l'information et coût des fonds propres**

D'autres arguments ont été avancés dans la littérature financière et comptable affirmant que le coût des fonds propres des entreprises peut être réduit par une meilleure qualité des résultats comptables. En effet, la qualité peut être considérée comme une partie intégrante du Gouvernement d'Entreprise. Ce concept cible l'alignement des intérêts des dirigeants sur ceux des investisseurs afin de réduire les coûts d'agence et d'expropriation qui peuvent résulter suite à l'adoption par les dirigeants de comportements opportunistes.

Un système de gouvernance efficace conduit les investisseurs - lors de l'évaluation des actifs de la firme - à réduire la prime de risque demandée et donc le coût des fonds propres (Daske, 2006). En effet, une stratégie de divulgation d'une information pertinente, fiable et en temps opportun permet aux investisseurs d'évaluer la valeur de la firme d'une manière efficace, ce qui ne va pas seulement restreindre l'écart informationnel en réduisant les coûts d'agence entre actionnaires et dirigeants mais aussi augmenter la valeur de la firme en diminuant son coût des fonds propres (Lev, 1992).

Dans ce cadre, l'étude d'Ashbaugh, Collins et Lafond (2006) illustrent bien cette idée. Ils montrent que l'existence de meilleurs attributs de gouvernance, entre autre une qualité élevée des accruals et un résultat plus transparent, peuvent atténuer les risques d'agence provenant des problèmes de sélection adverse et d'aléa morale. A contrario, un faible système de gouvernance expose les actionnaires à un risque d'agence qui est un facteur de risque supplémentaire qui vient s'ajouter au bêta, à la taille et au ratio « valeur marchande sur valeur comptable », ce qui affecte le coût des fonds propres de la firme.

Toutefois, cette relation n'est pas vérifiée par Cohen (2003). En effet, ce dernier ne trouve pas que les firmes choisissant de fournir un résultat comptable de haute qualité jouissent d'un faible coût de capital après la prise en compte de la nature endogène de la relation. En effet, cet auteur suggère que le lien trouvé dans les recherches antérieures entre la qualité de l'information comptable d'une firme et son coût de capital provient de l'échec de considérer les déterminants de la qualité d'une telle information. Son analyse implique que le risque informationnel associé à la qualité de l'information divulguée ne constitue pas nécessairement un facteur de risque additionnel mais plutôt une caractéristique d'incertitude spécifique à la firme.

Ce résultat est conforme avec celui trouvé par Huges, Lui et Lui (2005). En effet, ces derniers démontrent que dans des économies avec un nombre d'actifs importants, le risque idiosyncratique provenant de la qualité de l'information est totalement diversifiable et n'affecte pas les primes de risque.

Dans ce qui suit, nous analyserons l'impact de la qualité des résultats comptables des entreprises tunisiennes sur leurs coûts de fonds propres.

### **3. IMPACT DE LA QUALITE DES RESULTATS COMPTABLES SUR LE COUT DES FONDS PROPRES DES ENTREPRISES TUNISIENNES**

Pour les fins de notre étude empirique, nous avons constitué un panel de 20 entreprises tunisiennes cotées à la Bourse des Valeurs Mobilières de Tunis (BVMT). Ce nombre est limité à cause de l'exclusion des entreprises du secteur financier en raison de la spécificité de leurs données financières. Nous allons observer ces entreprises sur la période s'étalant de 2002 jusqu'à 2005. Cependant, nous avons inclut dans cette étude les variables mesurées sur la base des données relatives à l'année 2001 et 2006.

Les données ont été collectées à partir des états financiers publiés par le Conseil du Marché financier (CMF) et auprès de la bourse de Tunis.

#### **3.1. PRESENTATION DU MODELE DE FAMA ET FRENCH (1993)**

Pour mesurer le coût des fonds propres, nous nous sommes basés sur le modèle à trois facteurs (*three factor pricing model*, TFPM) proposé par Fama et French (1993). Nous adhérons aux propos de Cumminis et Philippe (2005) qui stipulent que l'estimation du coût des fonds propres par le modèle à trois facteurs de Fama et French est meilleure que celle basée sur le MEDAF. En effet, selon ces derniers « le fait de ne pas prendre en compte la taille et le ratio valeur comptable à la valeur marchande peut amener à une sous-estimation significative des coûts des fonds propres » ( p. 475)<sup>1</sup>.

Le taux de rendement attendu d'un titre serait fonction de la sensibilité du rendement de ce titre à trois facteurs : le rendement du marché, une prime de taille et une autre liée au ratio de la valeur comptable à la valeur marchande des actions, (BE/ME). Le modèle se présente comme suit :

---

<sup>1</sup> La majorité des manuels de finance proposent d'estimer le coût des fonds propres des entreprises à l'aide du modèle d'évaluation des actifs financiers (MEDAF). Pourtant, cette méthode simple et conceptuellement fondée est fortement contestée, à la fois parce que le modèle fait lui-même l'objet de critiques, mais aussi parce que l'utilisation du MEDAF dans les petites entreprises est à la fois difficile et hasardeuse. Le modèle de Fama et French (1993) est ainsi un outil alternatif pour estimer correctement le coût des fonds propres.

$$E(R_i) - R_f = b_i(E(R_m) - R_f) + s_i E(SMB) + h_i E(HML) \quad (1)$$

Ou:

$E(R_i)$ : espérance de rentabilité de l'actif;

$R_f$ : rentabilité de l'actif sans risque;

$E(R_m)$ : espérance de rentabilité du portefeuille du marché;

$E(SMB)$ : espérance de rentabilité du portefeuille basé sur la différence entre la rentabilité des titres de petite capitalisation boursière et la rentabilité des titres de capitalisation boursière élevée (Small Munis Big);

$E(HML)$ : espérance de rentabilité du portefeuille basé sur la différence entre la rentabilité des titres avec un ratio valeur comptable sur valeur de marché élevé et la rentabilité des titres avec un ratio valeur comptable sur valeur de marché faible (High Munis Low);

$b_i$ ,  $s_i$ ,  $h_i$  représentent respectivement les quantités de risque associées aux facteurs de risque relatifs au marché, à la taille des entreprises et au ratio valeur comptable sur valeur marchande.

### 3.1.1. Les données financières :

L'échantillon comprend 20 titres cotés sur la Bourse des Valeurs Mobilières de Tunis (BVMT) pour lesquels les données financières (cours et dividendes) et comptables (la capitalisation boursière et le ratio VC/VM) sont disponibles. L'historique des données s'étend de juillet 2002 à Juin 2006.

Pour les titres individuels, la rentabilité est calculée comme suit :

$$R_{i(t-1,t)} = \frac{P_{it} - P_{i(t-1)} + D_{i(t-1,t)}}{P_{i(t-1)}}$$

Ou

$P_{it}$  : Cours du titre i à l'instant t ;

$D_{i(t-1,t)}$  : Dividende du titre i versé sur la période ;

Le placement à taux sans risque utilisé dans le modèle  $R_f$  est le placement sur le marché monétaire. Le taux sans risque retenu est ainsi le taux moyen mensuel du marché monétaire à 1 mois :  $R_f = (1 + \text{Taux moyen Mensuel})^{1/12} - 1$

### **3.1.2. Les données comptables :**

Pour que les variables comptables soient disponibles avant les rentabilités qu'elles sont censées expliquer, nous avons retenu les données comptables de chaque fin d'année fiscale, soit décembre  $t-1$ . Les six mois de décalage permettent de tenir compte du délai légal de présentation et d'approbation des comptes par l'Assemblée Générale des Actionnaires.

La valeur comptable des titres est égale à la valeur comptable des actions moins la valeur des actions privilégiées et des intérêts minoritaires. La taille de l'entreprise est représentée par sa capitalisation boursière (nombre de titres multiplié par le cours de bourse). Le classement suivant taille repose sur la capitalisation boursière des titres en juin  $t$ .

La capitalisation boursière de l'entreprise fin décembre  $t-1$  est utilisée pour calculer le ratio valeur comptable/valeur de marché (VC/VM). Le ratio VC/VM est égal à la valeur comptable des titres en décembre  $t-1$ , divisé par la dernière cotation de décembre  $t-1$ . La capitalisation boursière correspond ici, au nombre de titres multiplié par le dernier cours de décembre  $t-1$ .

## **3.2. LES VARIABLES RETENUES DANS L'ANALYSE**

Dans ce qui suit, nous allons recenser l'ensemble des variables à incorporer dans le modèle dont l'objectif est de déceler l'impact de la pertinence du résultat comptable sur le coût des fonds propres des entreprises tunisiennes.

### **3.2.1 Mesure du coût des fonds propres COFP**

\* la variable explicative  $R_m - R_f$

La variable explicative  $R_m$  correspond à la rentabilité du marché représentée par l'ensemble des titres de l'échantillon. La rentabilité en excès par rapport au placement sans risque.  $R_m - R_f$  représente la différence entre la rentabilité mensuelle de l'ensemble des titres de l'échantillon et la moyenne mensuelle du taux du marché monétaire à 1 mois,  $R_f$ .

\* la variable explicative SMB

A la fin du mois de juin de l'année  $t$ , les titres de l'échantillon sont répartis en deux groupes (S pour *small* et B pour *big*) suivant que leur valeur de marché en juin  $t$  est inférieure ou supérieure à la valeur de marché médiane de l'échantillon. Indépendamment, les titres sont classés suivant leur ratio VC/VM en décembre  $t-1$ , et répartis en trois groupes correspondant respectivement aux trois premiers déciles (L pour *low*), aux quatre déciles médians (M pour *medium*) et aux trois derniers déciles (H pour *high*). Six portefeuilles (S/L, S/M, S/H, B/L, B/M, B/H) sont constitués à l'intersection des deux répartitions précédentes. Les rentabilités sont calculées chaque mois de juillet  $t$  à juin  $t+1$ .

Le portefeuille SMB construit pour reproduire le facteur de risque associé à la taille correspond à la différence, calculée mensuellement, entre la rentabilité moyenne des trois portefeuilles de valeur de marché faible (S/L, S/M, S/H) et la rentabilité moyenne des trois portefeuilles de valeur de marché élevée (B/L, B/M, B/H)

\* la variable explicative HML

Elle correspond à la différence, calculée mensuellement, entre la rentabilité moyenne des deux portefeuilles de ratio VC/VM élevé (S/H, B/H) et la rentabilité moyenne des deux portefeuilles

\* les variables expliquées : 6 portefeuilles de titres classés par taille et par ratio VC/VM

A la fin du mois de juin de chaque année  $t$ , les titres de l'échantillon sont répartis en deux groupes égaux suivant leur taille (capitalisation boursière en juin  $t$ ). Indépendamment, les titres sont classés suivant leur ratio VC/VM (données comptables et valeur de marché en décembre  $t-1$ ) et répartis de même par tiers. Six portefeuilles sont construits à l'intersection de ces deux répartitions.

Les taux de rentabilité sont agrégés successivement sans pondération des rentabilités individuelles des titres par leur capitalisation boursière. L'excès de rentabilité de chaque portefeuille par rapport au taux sans risque est calculé mensuellement de juillet  $t$  à juin  $t+1$ .

A partir de l'équation (1), le modèle de rentabilité multifactoriel de Fama et French (1993) est testé en utilisant le modèle de régression (2) sur l'échantillon retenu.

$E[(m - R_f)]$ ,  $E(SMB)$  et  $E(HML)$  représentent les variables indépendantes et  $b_i$ ,  $s_i$  et  $h_i$  les coefficients de la régression

$$R_i - R_f = a_i + b_i(R_m - R_f) + s_iSMB + h_iHML + \varepsilon_i \quad (2)$$

Une fois les trois coefficients  $\hat{b}_i$ ,  $\hat{s}_i$  et  $\hat{h}_i$  estimés, le coût des fonds propres est alors évalué en multipliant ces coefficients par les primes de risque historiques annuelles des trois facteurs :

$$E(R_{i0}) = R_{f0} + \hat{b}_i(\overline{R_m - R_f}) + \hat{s}_i \overline{SMB} + \hat{h}_i \overline{HML}$$

### 3.2.2. Mesure de la qualité du résultat comptable

La littérature comptable présente plusieurs définitions de la qualité des résultats. Ainsi, il n'existe pas une mesure précise pour cette variable multidimensionnelle (Hermannns, 2006). En effet, certains chercheurs associent la qualité des résultats au phénomène de conservatisme comptable et stipulent que les résultats dégagés de l'application de méthodes comptables conservatrices sont de qualité tant qu'ils sont censés éviter le gonflement des résultats. D'autres se focalisent sur la persistance et la pertinence des résultats pour apprécier leurs qualités (Bushman, Chen, Engel et Smith, 2004). Une troisième approche considère que les résultats de qualité favorisent une meilleure prévision des cash flows d'exploitation futurs. Enfin, un dernier courant apprécie la qualité des résultats à travers l'examen des accruals.

Dans le cadre de cette étude nous allons adopter deux approches parmi celles présentées ci-dessus et nous allons nous intéresser à deux attributs du résultat comptable, à savoir la qualité des accruals et la pertinence. Ce choix est motivé par l'étude de Francis, Lafond, Olsson et Shipper (2004) : En prenant sept attributs du résultat comptable, ils ont démontré que la qualité des accruals est l'attribut qui a le plus grand effet sur le coût des fonds propres des entreprises parmi ceux basés sur la comptabilité (c'est-à-dire les attributs qui prennent les flux de trésorerie ou le résultat lui-même comme un construit de référence et qui sont calculés, par conséquent, en utilisant seulement l'information comptable). En outre, la pertinence est l'attribut qui a l'impact le plus important parmi ceux basés sur le marché (c'est-à-dire les attributs qui prennent les rendements ou les prix des titres comme un construit

de référence et leurs mesures sont basées sur la relation estimée entre le résultat comptable et les rendements ou les prix du marché).

La qualité du résultat comptable sera mesurée par deux variables : QAAC et PERT

\* la variable explicative QAAC

La qualité des accruals sera estimée par le modèle de Dechow et Dichev (2002). En réalité, plusieurs approches d'évaluation de la qualité des résultats stipulent que ceux qui se transforment plus rapidement en flux de trésorerie sont les plus désirés (Penman, 2001 ; Harris, Huh et Firfield, 2000). Francis, Lafond, Olsson et Shipper (2005) et Chan, Chan, Jegadeesh et Lakonishok (2006) suggèrent que cette variable est bien capturée par la mesure développée par Dechow et Dichev (2002). Selon eux, la qualité des résultats s'apprécie par le degré d'association entre la variation du total des accruals courants avec les cashs flows d'exploitation passés, actuels et futurs. L'idée sous jacente à cette approche est que la partie de la variation non expliquée par les cashs flows d'exploitation passés, actuels et futurs reflète en réalité l'ampleur d'erreurs d'estimation au niveau des accruals et constitue donc une mesure inverse de la qualité des résultats.

Ainsi selon Francis, Lafond, Olsson et Shipper (2004) et d'Ashbaugh, Collins et Lafond (2006), la qualité des accruals d'une firme s'apprécie par l'écart type des termes des résidus<sup>1</sup> qui se dégagent de la régression suivante :

$$ACCT_{it} = \varphi_0 + \varphi_{1i}FTE_{it-1} + \varphi_{2i}FTE_{it} + \varphi_{3i}FTE_{it+1} + \mu_{it}$$

Où :

$ACCT_{it}$  : les accruals totaux courants de la firme i pour l'année t ;

$$ACCT_{it} = \Delta AC_{it} - \Delta PC_{it} - \Delta LIQ_{it} + \Delta DETC_{it}$$

$FTE_{it}$ : le flux de trésorerie d'exploitation de la firme i pour l'année t ;

---

<sup>1</sup> Une valeur importante de l'écart type des termes des résidus indique une faible qualité des accruals. Ainsi, pour faciliter l'interprétation des données nous allons multiplier l'écart type des termes des résidus par (-1).

$$\text{Avec } FTE_{it} = RN_{it} - ACT_{it}$$

$$\text{et } ACT_{it} = \Delta AC_{it} - \Delta PC_{it} - \Delta LIQ_{it} + \Delta DETC_{it} - DAP_{it}$$

$RN_{it}$  : le résultat net de la firme avant élément extraordinaire de la firme  $i$  pour l'année  $t$  ;

$ACT_{it}$  : les accruals totaux de la firme  $i$  pour l'année  $t$  ;

$\Delta AC_{it}$  : la variation de l'actif courant de la firme  $i$  entre l'année  $t - 1$  et l'année  $t$  ;

$\Delta PC_{it}$  : la variation du passif courant de la firme  $i$  entre l'année  $t - 1$  et l'année  $t$  ;

$\Delta LIQ_{it}$  : la variation de la liquidité de la firme  $i$  entre l'année  $t - 1$  et l'année  $t$  ;

$\Delta DETC_{it}$  : la variation des dettes figurant au passif courant de la firme  $i$  entre l'année  $t-1$  et l'année  $t$  ;

$DAP_{it}$  : les dotations aux amortissements et aux provisions de la firme  $i$  pour l'année  $t$  ;

Toutes les variables du modèle sont pondérées par la moyenne des actifs pour l'année  $t$ .

Francis, Lafond, Olsson et Schipper (2005) affirment que dans la mesure où la qualité des accruals capte la fiabilité de l'information et que cette dernière augmente la précision des résultats comme indicateur des cash-flows d'exploitation futurs, par conséquent une qualité élevée des accruals réduit le risque informationnel et sera négativement liée au coût des fonds propres.

**H1** : Nous anticipons ainsi une relation négative entre notre mesure de qualité des accruals et le coût des fonds propres

\* la variable explicative PERT

La pertinence du résultat comptable est mesurée par sa capacité à expliquer la variation des rendements.

Barth, Beaver et Landsman (2001) considèrent qu'un chiffre comptable est pertinent (value relevant) s'il a une association avec la valeur marchande de la société qui l'a publiée. Dans ce sens, les recherches antérieures ont approché la pertinence à travers l'association entre les résultats comptables, leurs variations et les rendements boursiers. Ainsi, le coefficient de détermination dégagé de cette régression constitue notre mesure de la pertinence des résultats. Un coefficient faible indique une faible pertinence du résultat.

Conformément à Francis et Shipper (1999), Ely et Waymine (1999), Bushman, Chen, Engel et Smith (2004) et Francis, Lafond, Olsson et Schipper (2004), notre mesure de la pertinence est évaluée en se référant au coefficient  $R^2$  ajusté dégagée de la régression suivante :

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 REST_{it} / P_{it-1} + \gamma_2 \Delta REST_{it-1} / P_{it-1} + v_{it}$$

Avec :

$R_{i,t}$  : les rendements de l'entreprise  $i$  pour l'année  $t$  ;

$REST_{i,t}$  : les résultats par action de l'entreprise  $i$  pour l'année  $t$  ;

$\Delta REST_{i,t}$  : la variation des résultats par action de l'entreprise  $i$  pour l'année  $t$  ;

$P_{i,t-1}$  : le cours boursier de début de période pour l'année  $t$  ;

$V_{i,t}$  : le terme d'erreur du modèle pour l'année  $t$ .

Bushman, Chen, Engel et Smith (2004) affirment que les résultats qui sont mieux associés avec les rendements du marché sont jugés être les plus pertinents et ils reflètent mieux l'activité et les événements économiques de la firme. Ainsi, des résultats pertinents vont réduire l'asymétrie d'information entre la firme et ses actionnaires ce qui amène à un risque informationnel plus faible et par conséquent à un faible coût de fonds propres.

La pertinence peut être aussi liée directement au risque informationnel. En effet, si les rendements sont pris comme un indicateur récapitulatif de toutes les informations publiques sur les structures de paiement (dividendes) qui intéressent les investisseurs, donc un chiffre comptable qui récapitule aussi le mieux possible la même information va être associé avec moins de risque (Francis, Lafond, Olsson et Schippe, 2005)

**H2** : Nous anticipons ainsi une relation négative entre notre mesure de pertinence et le coût des fonds propres.

### 3.2.3. Les variables de contrôle

#### \* la variable LEVR

L'endettement est mesuré par le ratio des dettes totales sur total des actifs de la firme.

Modigliani et Miller (1958) prévoient que le coût des fonds propres doit être une fonction croissante du niveau d'endettement de l'entreprise. De même, Fama et French (1993)

démontrent une relation positive entre la valeur marchande des dettes et les rendements des capitaux propres.

**H3** : Par conséquent, nous anticipons une relation positive entre le coût de capital et la variable mesurant l'endettement.

\* la variable TAIL

La taille des entreprises est mesurée par le logarithme népérien du total des actifs de la firme.

Omran et Pointon (2004) stipulent que la taille est un facteur important du coût de capital des fonds propres. En effet, les investisseurs institutionnels peuvent ne pas trouver avantageux de faire des recherches sur la performance et le potentiel des petites firmes et donc ils évitent d'investir trop dans de telles firmes. Par contre, leurs investissements dans les grandes firmes tendent à influencer les prix de leurs titres à la hausse et affaiblir leurs rendements exigés.

En outre, Francis, Lafond, Olsson et Schipper (2005) affirment que les petites firmes sont plus risquées que les grandes et les firmes les plus risquées ont un coût de capital élevé.

En se référant à ces auteurs et à plusieurs autres tels que Cohen (2003), Botosan et Plumlee (2005) et Huang, Natarajan et Radhakrishnan (2005).

**H4** : Nous anticipons une relation négative entre la taille et le coût de capital.

Le tableau suivant récapitule les principales valeurs statistiques des différentes variables retenues dans l'analyse.

**Tableau 1 : Statistiques descriptives des variables retenues dans l'analyse**

Variable	Moyenne	Ecart type	Minimum	Maximum
COFP overall	.1126942	.036614	.0088723	.1709784
Between		.0370435	.035946	.1669258
Within		.0059515	.0856205	.1260936
QAAC overall	.0004208	.0018353	3.47e-18	.0084161
Between		.0018819	3.47e-18	.0084161
Within		0	.0004208	.0004208
PERT overall	.2736533	.6587139	-.9190925	.9638975
Between		.6754238	-.9190925	.9638975
Within		0	.2736533	.2736533
LEVR overall	.5302549	.3384722	.0595996	2.62349
Between		.2641598	.0663838	1.117156
Within		.2195292	-.3045702	2.036593

TAIL overall	17.7747	.914647	15.59192	20.95967
Between		.9079802	16.54179	20.90212
Within		.2289989	16.29132	18.48767

\* Le minimum de COFP entre les entreprises est égal (0.035946) et le max est égal à (0.1669258).

\* Le minimum de COFP entre les différents mois est égal (0.0856205) et le maximum est égal à (0.1260936).

\* Le minimum de QAAC entre les entreprises est égal (3.47e-18) et le max est égal à (0.1669258). Nous remarquons ainsi que la qualité des accruals des résultats comptables des entreprises tunisiennes se caractérise par une très grande disparité vu l'écart entre son niveau maximum et minimum.

\* Le minimum de la QAAC entre les différents mois est égal (0.0856205) et le max est égal à (0.1260936).

\* Le minimum de PERT entre les entreprises est égal (-.9190925) et le max est égal à (.9638975).

\* Le minimum de PERT entre les différents mois est égal (.2736533) et le maximum est égal à (.2736533).

\* Le minimum de LEVR entre les entreprises est égal (.0663838) et le max est égal à (1.117156).

\* Le minimum de LEVR entre les différents mois est égal (-.3045702) et le maximum est égal à (2.036593).

\* Le minimum de TAIL entre les entreprises est égal (16.54179) et le max est égal à (20.90212).

\* Le minimum de TAIL entre les différents mois est égal (16.29132) et le maximum est égal à (18.48767).

### 3.3. METHODE D'ESTIMATION ET RESULTATS

Pour étudier l'impact de la qualité du résultat comptable sur le coût des fonds propres des entreprises tunisiennes nous allons tester le modèle suivant sur 20 entreprises pendant 4ans (de 2002 à 2005)

$$COFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 QAAC_{it} + \alpha_2 PERT_{it} + \alpha_3 LEVR_{it} + \alpha_4 TAIL_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

Avec :

$\mu_i$  : l'effet spécifique à l'entreprise supposé être fixe ou aléatoire.

$\varepsilon_{i,t}$  : le terme résiduel.

$\alpha_1 \alpha_2 \alpha_3 \alpha_4$  : Correspondent aux coefficients afférents aux différentes variables explicatives.

Pour estimer ce modèle, nous avons utilisé le logiciel " STATA 8" tout en effectuant des régressions sur des données de panel qui possèdent deux dimensions : Une dimension individuelle indiquée par l'indice  $i$  représentant l'entreprise et une dimension temporelle désignée par l'indice  $t$  et indiquant la période de l'étude considérée. L'un des avantages essentiels des données de panel sur les autres types de données (séries temporelles et coupes transversales) est de permettre la prise en compte, dans l'analyse des comportements, de certaines caractéristiques inobservables propres aux entreprises et/ou aux périodes considérées.

L'utilisation des techniques économétriques d'estimation sur les données de panel nécessite d'identifier l'effet associé à chaque entreprise, c'est-à-dire, un effet qui ne varie pas dans le temps, mais qui varie d'une entreprise à une autre. Deux modèles peuvent être utilisés : modèle à effet fixe ou modèle à effet aléatoire. Ils permettent de prendre en compte l'hétérogénéité des données mais les hypothèses sur la nature des effets spécifiques diffèrent d'un modèle à l'autre. Dans le premier cas, on suppose que les effets spécifiques puissent être corrélés avec les variables explicatives du modèle, et dans le second cas, on suppose que les effets spécifiques sont orthogonaux aux variables explicatives du modèle. Le test de spécification de Hausman (1978) permet de tester laquelle de ces deux hypothèses est appropriée aux données dont nous disposons. Dans notre cas, la probabilité du test est égale à **1,89 > 10%**. Nous concluons que le test de Hausman ne permet pas de choisir entre les deux modèles et c'est à nous de choisir arbitrairement le modèle approprié. Un des arguments justifiant le choix du modèle à effets aléatoires est l'existence de variables explicatives invariantes dans le temps. Dans notre échantillon, les variables **QAAC** et **PERT** sont constantes par entreprise (variables spécifiques pour chaque entreprise), d'où elles sont invariantes dans le temps. Pour cette raison, nous adoptons le modèle à effets aléatoires.

Afin de tester la significativité des effets aléatoires, nous avons utilisé le *Test de Breusch Pagan*. Ce dernier nous permettra de justifier notre choix dans le cas où elle sera significative. La probabilité de la statistique de ce test (0,0000) nous a indiqué que les effets aléatoires sont globalement significatifs au seuil de 1%. Ce résultat permet de justifier notre choix de modèle.

**Tableau 2 : Résultats des estimations du modèle à effets aléatoires**

Variables	Coefficient	Ecart-type	P> z
<b>QAAC</b>	-.1648591	.0816401	0.053*
<b>PERT</b>	-.0098155	.0046227	0.043**
<b>LEVR</b>	.0045394	.0018312	0.013**
<b>TAIL</b>	.0053761	.0017483	0.002**
<b>Constante</b>	.2075599	.0332327	0.000***

Significativité : (\*) au seuil de 10%, (\*\*) au seuil de 5%, (\*\*\*) au seuil de 1%

Les résultats obtenus nous permettent de constater l'existence d'une relation négative et statistiquement significative à un niveau de 10% entre la qualité des accruals du résultat comptable et le coût des fonds propres. En effet, l'estimation du modèle donne un coefficient négatif et significatif. Cette relation négative peut être justifiée par le fait que puisque la qualité des accruals capte la fiabilité de l'information et que cette dernière augmente la précision des résultats comme un indicateur des cash-flows futurs ; donc une qualité élevée des accruals va rendre les anticipations des investisseurs tunisiens plus homogènes ce qui réduit par conséquent les coûts des fonds propres des entreprises.

Ce résultat, conforme à nos attentes, vient appuyer ceux de Francis, Lafond, Olsson et Shipper (2005) d'Ashbaugh, Collins et Lafond (2006) Gray, Koh et Tong (2007).

En outre, les résultats dévoilent que le coefficient reflétant la pertinence des résultats est négatif et statistiquement significatif. Plus explicitement, une meilleure pertinence des résultats divulgués par les entreprises tunisiennes cotées leur permet de réduire leurs coûts de fonds propres. Ceci pourrait s'expliquer par le fait que les résultats qui sont mieux attachés avec les rendements sont considérés plus pertinents et reflètent mieux les événements et les

activités économiques de la firme qui sont pris en considération par les investisseurs sur le marché boursier tunisien lors de l'évaluation des actions des firmes. Ainsi, des résultats plus pertinents amènent à réduire les asymétries informationnelles entre la firme et les actionnaires engendrant ainsi de faibles coûts des fonds propres. Ces résultats sont conformes à ceux de Francis, Lafond, Olsson et Shipper (2005) et de Barth, Konchitchki et Landsman (2006) qui révèlent que les firmes qui affichent les résultats les plus pertinents auront les coûts de fonds propres les plus faibles.

Par ailleurs, le coefficient associé à la variable taille présente un signe positif et significatif au seuil de 5% ce qui n'est pas cohérent avec le résultat escompté et nous permet de constater que plus la taille des entreprises tunisiennes augmente, plus sera élevé le taux de rendement exigé par les investisseurs.

En ce qui concerne le levier financier, nous remarquons que le coefficient reflétant cette variable présente un signe significativement positif ce qui confirme nos prévisions. En effet, cette relation significative révèle l'importance de l'impact de l'endettement sur les coûts des fonds propres des entreprises tunisiennes cotées. Ainsi, et comme le prédise la théorie, les entreprises les plus endettées sont exposées à une source de risque éminente perçue par les investisseurs lors de l'évaluation de leurs titres.

#### **4. CONCLUSION**

L'objectif de cette étude était de tester l'impact de la qualité du résultat comptable sur le coût des fonds propres.

Nous avons, tout d'abord montré à travers un survol des études théoriques que les investisseurs prennent en considération la qualité du résultat comptable divulgué par l'entreprise lors de l'évaluation de leur titres et la détermination de leur coût de fond propres. En particulier, les entreprises ayant un résultat plus pertinent et dont la qualité des accruals est élevée seront récompensées par de faibles coûts de fonds propres.

Nous avons ensuite vérifié cette relation sur un échantillon de 20 entreprises tunisiennes cotées à la BVMT sur une période s'étalant de 2002 à 2005. Pour cela nous avons dressé un modèle qui met en relation le coût des fonds propres en fonction de deux mesures

de la qualité du résultat qui sont la pertinence et la qualité des accruals et deux variables de contrôle à savoir l'endettement et la taille des entreprises. Les résultats révèlent une relation négative entre nos deux mesures de la qualité du résultat et le coût des fonds propres des entreprises tunisiennes. Ceci nous a permis d'avancer qu'une qualité élevée des accruals et des résultats plus pertinents permettent de réduire le problème d'asymétrie d'information et d'augmenter la confiance et la crédibilité auprès des investisseurs, ce qui amènent les entreprises affichant des résultats pertinents et dont les accruals sont de haute qualité, de bénéficier d'un accès moins coûteux au financement par les fonds propres.

Ce résultat confirme la thèse selon laquelle les investisseurs évaluent les titres d'une entreprise et déterminent le coût de ses fonds propres de manière qui reflète leur conscience de la qualité de ses résultats comptables.

Les résultats de cette analyse montrent aussi une relation significative et positive de l'endettement et de la taille de l'entreprise et son coût de fonds propres

Notre recherche pourrait constituer une contribution à la compréhension de la relation entre la qualité des résultats comptables divulgués par les entreprises tunisiennes et leurs coûts des fonds propres.

Certes, cette étude peut être améliorée en augmentant la taille de l'échantillon ainsi que la période d'étude. De même, nous pouvons recourir à d'autres mesures de la qualité du résultat comptable et explorer comment ils peuvent s'articuler avec d'autres facteurs de risque qui sont censés affecter le coût des fonds propres des entreprises.

## BIBLIOGRAPHIE

Aboody, D., Hughes, J. and Lui, J., (2005), “Earnings quality, insider trading and cost of capital”, *Journal of Accounting Research*, Vol 43, pp.651-673.

Alford, A. W., (1992), “The effect of the set of comparable firms on the Accuracy of the price-earnings valuation method”, *Journal of Accounting Research*, Vol 30, N° 1, p94-108.

Amihud, Y. and Mendelson, H.,(1986). “Asset pricing and the bid-ask spread”. *Journal of Financial Economics*. Vol 17. pp223-249.

Ashbaugh, H., Collins, D. W. and Lafond, R., (2006), “Corporate governance, risk and the cost of equity capital”, *Working paper*, University of Wisconsin and University of Iowa.

Ball, R. and Brown, P., (1968), “An empirical evaluation of accounting income numbers”, *Journal of Accounting Research*, Vol 6, N°2, pp.159-178.

Barry, C and Brown, S.J., (1985), “Differential information and security market equilibrium”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol 20, pp. 407-422.

Barone, G., (2003), “Perceptions of earnings quality and their association with the cost of equity capital”, *Working paper*, University of Texas.

Barth, M.E., Beaver, W.H. and Landsman, W.R., (2001), “the relevance of the value relevance literature for financial accounting standard setting: another view.”, *Working paper*, Graduate School of Business, Stanford University.

Barth, M.E., Konchitchki, Y.K. and Landsman, W.R., (2006), “Cost of capital and financial statement transparency”, *Working paper*, Stanford University and University of north Carolina.

Beaver, W.H., (1968), “the information content of annual earnings announcements”, *Journal of Accounting Research*, Vol 6, pp. 67-92.

Bhattacharya, U., Daouk, H. and Welker, M., (2003), “The world price of earnings opacity”, *The Accounting Review*, Vol 78, pp. 641-678.

Biddle, G., Seow, G. and Siegel, A., (1995), “Relative versus incremental information content”, *Contemporary Accounting Research*, Vol 12, pp.1-23

Botosan, C. and Plumlee, M., (2005), “Assessing the construct validity of alternative proxies for expected cost of equity capital”, *The Accounting Review*, Vol 80, pp.21-53.

Botosan, C., Plumlee, M.A. and Xie, Y., (2004), “The Role of Information Precision in Determining the Cost of Equity Capital”, *Review of Accounting Studies*, Vol.9, n°2-3, pp.233-259.

Bushman, R., Chen, Q., Engel, E. and Smith, A., (2004), “Financial accounting information, organizational complexity and corporate governance systems”. *Journal of Accounting and Economics*, Vol 37, N°2, pp.139-201.

Bushman, R., and Smith, A., (2001), “Financial accounting information and corporate governance”. *Journal of Accounting and Economics*, Vol 31, pp.237-333.

Chan, K., Chan, K.C., Jegadeesh, N. and Lakonishok, J., (2006). “Earnings quality and stock returns” *Journal of Business*, Vol 79, N°3, pp.1041-1068.

Chen, L. Dhaliwal, D. and Trombley, M., (2007), “The effect of fundamental risk on the market pricing of accruals quality”, *working paper*, University of Arizona.

Chen, S. G., Shevlin, T. and Tong, Y. H., (2007), “Does the Pricing of Financial Reporting Quality Change Around Dividend Changes?”, Vol. 45, N° 1, pp.1-40.

Clarkson, P., Guedes, J. and Thompson, R., (1996), “On the diversification, Observability and measurement of estimation risk”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, March, pp. 69-84.

Cohen, D.A., (2003), "Quality of financial reporting choice: determinants and economic consequences", *Working paper*, North-western University.

Collins, D., Maydew, E. and Weiss, I., (1997), "changes in the value relevance of earnings and book values over the past forty years", *Journal of Accounting and Economics*, Vol 24, pp.39-67.

Cummins, J. D. and Phillips, R. D., (2005), "Estimating the cost of equity capital for property liability insurers", *The Journal of Risk and Insurance*, Vol 72, N°3, pp. 295-327

Daske, H., (2006), "Economic benefits of adopting IFRS or US-GAAP have the expected cost of equity capital really decreased?", *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol 33, N° 3-4, pp.329-373

Dechow, P. and Dichev, I., (2002), "The quality of accruals and earnings: the role of accrual estimation errors", *The Accounting Review*, Vol 77, pp.35-59.

Diamond, D. and Verrecchia, R., (1981), "Information aggregation in a noisy rational expectations economy", *Journal of Financial Economics*, Vol 9, pp. 221-303

Easley, D and O'hara, M., (2004), "Information and the cost of capital", *Journal of Finance*, Vol 59, n°4, pp. 1553-1583.

Ecker, F., Francis, J., Kim, I., Olsson, P. and Schipper, K., (2006). "A returns based representation of earnings quality", *Accounting Review*, Vol 81, pp.749-780.

Ely, K. and Waymine, G., (1999), "Accounting standard setting organizations and earnings relevance: Longitudinal evidence from NYSE", *Journal of Accounting and Economics*, Vol 18, pp.3-42.

Fama, E. F. and French, K. R., (1993), "Common risk factors in the returns of stocks and bonds". *Journal of Financial Economics*, Vol.33, pp. 3-56

Francis, J. and Schipper, K., (1999), "Have financial statements lost their relevance?", *Journal of Accounting Research*, Vol 37, pp.319-352.

Francis, J.R., Lafond, R. and Olsson, P., (2003), "Earnings quality and the pricing effects of earnings patterns". Working Paper.

Francis, J., Lafond, R., Olsson, P. and Schipper, K., (2004), "Costs of equity and earnings attributes", *The Accounting Review*, Vol 79, pp. 967-1010.

Francis, J., Lafond, R., Olsson, P. and Schipper, K., (2005), "The market pricing of accruals quality", *Journal of Accounting and Economics*, Vol 39, pp. 295-327.

Graham, J., Harvey, C. and Rajgopal, S., (2003), "Financial reporting policies: evidence from the field", *Working Paper*, Duke University and University of Washington.

Gray, P., Koh, P. and Tong, Y., (2007), "Accruals quality, information risk and cost of capital : evidence from Australia", *working paper*.

Hausman, J.A., (1978), "Specification tests in econometrics", *Econometrica*, 46, pp.1251-1271.

Healy, P. and Palepu, K., (2001), "Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: a review of the empirical disclosure literature", *Journal of Accounting and Economics*, Vol 31, N°1, pp. 295-327.

Harris, T., Huh, E. and Fairfield, P., (2000), "Gauging profitability on the road to valuation", *Strategy Report Global Valuation and Accounting*

Hermans, S., (2006), "Financial information and earnings quality: a literature review", *Working Paper*, University of Illinois.

Hirbar, P. and Jenkins, N. T., (2004), "The effect of accounting restatements on earnings revisions and the estimated cost of capital", *Review of Accounting Studies*, Vol 9, pp.339-356.

Huang, R., Natarajan, R. and Radhakrishnan, S., (2005), “Estimating firm specific long term growth rate and cost of capita”, *Working Paper*, University of Texas at Dallas.

Hughes, J., Lui.J. and Lui, J., (2005), “Information diversification and cost of capital” , *Working Paper*.

Kothari, S.P., (2001), “Capital markets research in accounting”, *Journal of Accounting and Economics*, Vol 31, pp.105-231.

Kravet, T. and Shevlin, T., (2006), “ Accounting Restatements and Information Risk”, *Working Paper* .University of Washington Business School.

Lambert, R., Leuz, C. and Verrecchia, R., (2007), “Accounting information, Disclosure and the cost of capital”, *Journal of Accounting Research*, Vol45, N°2, pp. 385-420.

Leuz, C. and Verrecchia, R., (2005), “Firms’ capital allocation choices, information quality, and the cost of capital”. *Working Paper*. University of Pennsylvania.

Lev, B., (1992), “Information Disclosure Strategy”, *California Management Review*, Vol 34, pp. 9-32.

L’Her, J. Masmoudi, T. and Suret, J., (2002), “Effets taille et book to market au Canada”, *Revue Canadienne d’investissement*, pp.6-10

Lui, J. Nissim, D. and Thomas, J.,(2002), “Equity valuation using multiples”, *Journal of Accounting Reasearch*, Vol 40, pp.135-172.

Modigliani, F. and Miller.M., (1958), “ the expected cost of equity capital, corporation finance, and the theory of investment”, *American Economic Review*, June, pp. 261-297

Penman, S., (2001), “Financial statement analysis and security valuation”, *New York, McGraw Hill*.

Plumlee, M.A. and Botosan, C. A., (2007), "Are Information Attributes Priced?", *working paper*, University of Utah.

Omran, M. and Pointon, J., (2004), "The determinants of the cost of capital by industry within an emerging economy: evidence from Egypt", *International Journal of Business*, vol 9, N°3, pp238-258.

Yee, K. K., (2006), "Earnings quality and the equity risk premium: a benchmark model". *Contemporary Accounting research*, Vol 23, n°3, pp.833-877.

Zhang, M., (2005), "Information asymmetry, institutional trading and cost of capital", *Working Paper*